Une estimation de l'impact, sur la durée du chômage, des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage : analyse sur neuf pays de l'Union Européenne au moyen d'un modèle multi-niveaux

Ioana Cristina Sălăgean

▶ **To cite this version:**

Ioana Cristina Sălăgean. Une estimation de l'impact, sur la durée du chômage, des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage : analyse sur neuf pays de l'Union Européenne au moyen d'un modèle multi-niveaux. Economies et finances. Université Nancy 2, 2010. Français. NNT : 2010NAN20018 . tel-01752733

HAL Id: tel-01752733
https://hal.univ-lorraine.fr/tel-01752733

Submitted on 29 Mar 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

UNIVERSITÉ DE LORRAINE

AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4
Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10
http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php
http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm

UNIVERSITE NANCY 2
ECOLE DOCTORALE SCIENCES JURIDIQUES, POLITIQUES, ECONOMIQUES ET DE GESTION
FACULTE DE DROIT, SCIENCES ECONOMIQUES ET GESTION

UNE ESTIMATION DE L'IMPACT, SUR LA DUREE DU CHOMAGE, DES PROFILS ATTENDUS D'INDEMNISATION D'ASSURANCE CHOMAGE

ANALYSE SUR NEUF PAYS DE L'UNION EUROPEENNE AU MOYEN D'UN MODELE MULTINIVEAUX

THESE
pour l'obtention du grade
de Docteur ès Sciences économiques

présentée et soutenue publiquement
le 10 décembre 2010
par

Ioana Cristina Sălăgean

Membres du jury :

M. Jos Berghman, Professeur de Politique Sociale, Katholieke Universiteit Leuven
M. Jérôme Gautié, Professeur de Sciences économiques, Université Paris I Panthéon-Sorbonne, rapporteur
M^{me} Agnès Gramain, Professeur de Sciences économiques, Université Nancy 2
M. Jean-Claude Ray, Professeur de Sciences économiques, Université Nancy 2, directeur de la thèse
M. Nicolas Vaneecloo, Professeur de Sciences économiques, Université Lille 1, rapporteur

BETA, Université Nancy 2
UFR Droit, Sciences Economiques et Gestion – 13 place Carnot C.O. 70026–54035 Nancy cedex

LE CORPS ENSEIGNANT

de la Faculté de Droit, Sciences Economiques et Gestion

Année universitaire 2009-2010

DOYEN	**M. Eric GERMAIN**
DOYENS HONORAIRES	MM. TALON, GROSS, JAQUET, CRIQUI
PROFESSEURS EMERITES	
	M. VITU, Professeur de Droit Pénal
	M. CHARPENTIER, Professeur de Droit Public
	M. JAQUET, Professeur de Droit Public
	M. COUDERT, Professeur d'Histoire du Droit
	Mme GAY, Professeur d'Histoire du Droit
	M. BORELLA, Professeur de Droit Public
	Mme MARRAUD, Professeur de Droit Privé
	M. GROSS Bernard, Professeur de Droit Privé
	M. DUGAS DE LA BOISSONNY Christian, Professeur d'Histoire du Droit

PROFESSEURS

M. RAY Jean-Claude	Professeur de Sciences Économiques
M. SEUROT François	Professeur de Sciences Économiques
M. SEUVIC Jean-François	Professeur de Droit Privé
M. MOUTON Jean-Denis	Professeur de Droit Public
M. JACQUOT François	Professeur de Droit Privé
M. CRIQUI Etienne	Professeur de Science Politique
M. BILLORET Jean-Louis	Professeur de Sciences Économiques
M. PIERRÉ-CAPS Stéphane	Professeur de Droit Public
M. GARTNER Fabrice	Professeur de Droit Public
M. EBOUE Chicot	Professeur de Sciences Economiques
M. MAZIAU Nicolas	Professeur de Droit Public
M. DEREU Yves	Professeur de Droit Privé

M. BISMANS Francis	Professeur de Sciences Economiques
M. ASTAING Antoine	Professeur d'Histoire du Droit
M. STASIAK Frédéric	Professeur de Droit Privé
M. CACHARD Olivier	Professeur de Droit Privé
M. GRY Yves	Professeur de Droit Public
M. LAMBERT Thierry	Professeur de Droit Privé
M. HENRY Xavier	Professeur de Droit Privé
M. PLESSIX Benoît	Professeur de Droit Public
Mme SPAETER-LOEHRER Sandrine	Professeur de Sciences Economiques
M. TAFFOREAU Patrick	Professeur de Droit Privé
M. PARENT Antoine	Professeur de Sciences Economiques
M. PERREAU-SAUSSINE Louis	Professeur de Droit Privé
Mme TUFFERY-ANDRIEU Jeanne-Marie	Professeur d'Histoire du Droit
Mme GRAMAIN Agnès	Professeur de Sciences Economiques
M. FONCEL Jérôme	Professeur de Sciences Economiques
M. PETIT Yves	Professeur de Droit Public
Mme GOLDIE-GENICON Charlotte	Professeur de Droit Privé
Mme MARINO Laure	Professeur de Droit Privé

MAITRES DE CONFERENCES

M. BOURGAUX Claude	Maître de Conférences de Droit Privé
M. PELLISSIER Dominique	Maître de Conférences de Sciences Économiques
Mme CHARDIN France	Maître de Conférences de Droit Privé
M. GERMAIN Eric	Maître de Conférences de Droit Public
M. LUISIN Bernard	Maître de Conférences de Droit Public
Mme MANSUY Francine	Maître de Conférences de Droit Privé
M. VENANDET Guy	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme TILLEMENT Geneviève	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme GANZER Annette	Maître de Conférences de Droit Privé
M. OLIVIER Laurent	Maître de Conférences de Science Politique
M. DIELLER Bernard	Maître de Conférences de Sciences Économiques
M. GUIGOU Jean-Daniel	Maître de Conférences de Sciences Économiques
M. GASSER Jean-Michel	Maître de Conférences de Droit Privé

Mme JANKELIOWITCH-LAVAL Eliane	Maître de Conférences de Sciences Économiques
M. AIMAR Thierry (Détachement)	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mme KUHN Nicole	Maître de Conférences de Droit Public
Mme DAVID-BALESTRIERO Véronique	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme ETIENNOT Pascale	Maître de Conférences de Droit Privé
Mlle BARBIER Madeleine	Maître de Conférences d'Histoire du Droit
M. ANDOLFATTO Dominique	Maître de Conférences de Science Politique
Mme DEFFAINS Nathalie	Maître de Conférences de Droit Public
Mme SIERPINSKI Batyah	Maître de Conférences de Droit Public
M. MOINE André	Maître de Conférences de Droit Public
Mlle LEBEL Christine	Maître de Conférences de Droit Privé
Mlle LE GUELLAFF Florence	Maître de Conférences d'Histoire du Droit
M. PY Bruno	Maître de Conférences de Droit Privé
M. EVRARD Sébastien	Maître de Conférences d'Histoire du Droit
M. FENOGLIO Philippe	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mme BOURREAU DUBOIS Cécile	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mlle GARDIN Alexia	Maître de Conférences de Droit Privé
M. KLOTGEN Paul	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme DERDAELE Elodie	Maître de Conférences de Droit Public
M. DAMAS Nicolas	Maître de Conférences de Droit Privé
M. GICQUEL Jean-François	Maître de Conférences d'Histoire du Droit
Mme LELIEVRE Valérie	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. PREVOT Jean-Luc	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. WEBER Jean-Paul	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mme CHAUPAIN-GUILLOT Sabine	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. CHOPARD Bertrand	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mlle PIERRE Nathalie	Maître de Conférences de Droit Privé
M. PIERRARD Didier	Maître de Conférences de Droit Public
Mme HOUIN-BRESSAND Caroline	Maître de Conférences de Droit Privé
M. ZIANE Ydriss	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. GABUTHY Yannick	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mlle BLAIRON Katia	Maître de Conférences de Droit Public
M. FEREY Samuel	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. MULLER François	Maître de Conférences de Droit Public

Melle ABALLEA Armelle	Maître de Conférences de Droit Public
M. THIERRY Jean-Baptiste	Maître de Conférences de Droit Privé
Mlle DUBUY Mélanie	Maître de Conférences de Droit Public

MAITRES DE CONFERENCES ASSOCIES

M. FERRY Frédéric	Maître de Conférences associé de Droit Privé
Mme MOUKHA Stéphanie	Maître de Conférences associé de Droit Privé
M. GAUDEL Pierre-Jean	Maître de Conférences associé de Droit Public
M. GUENOT Jacques	Maître de Conférences associé de Droit Privé
M. GREGOIRE Christian	Maître de Conférences associé de Sciences Economiques
M. BERNARDEAU Ludovic	Maître de Conférences associé de Droit Privé

ASSISTANTS PRAG

M. ECKERSLEY David (Convention)	Assistant d'Anglais
M. LOVAT Bruno	PRAG de Mathématiques
Mme DIEHL Christel	PRAG d'Anglais
M. PERRIN Yves	PRAG d'Economie et Gestion

La faculté n'entend donner ni approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme étant propres à leur auteur.

Cette thèse a été réalisée grâce à une bourse d'aide à la formation-recherche du Fond National de la Recherche du Grand-Duché de Luxembourg.

Remerciements

Cette thèse constitue l'aboutissement de cinq années de travail sur la question de l'estimation de l'impact des allocations d'assurance chômage sur la durée des épisodes de chômage. Pendant tout ce temps, j'ai eu la chance de bénéficier d'un soutien généreux et d'encouragements constants.

J'ai eu le privilège d'être dirigée dans mon travail par le Professeur Jean-Claude Ray. Je tiens à le remercier de m'avoir fait découvrir les modèles multiniveaux et incitée à approfondir cette méthode. Je lui suis également reconnaissante de m'avoir transmis ses connaissances tant sur le plan de la théorie économique qu'en statistiques et méthodologie. C'est d'ailleurs le professeur Ray qui m'a suggéré d'utiliser, dans la partie empirique de la thèse, la notion de pactole espéré, notion qui avait été à l'origine proposée et appliquée par l'équipe de recherche A.D.E.P.S. de l'Université Nancy 2. Sans ses conseils, mais également sans la confiance qu'il m'a témoignée, sans l'enthousiasme qu'il a cherché à me communiquer, enfin, sans le temps qu'il m'a consacré, je n'aurais pas réussi à mener à bien cette thèse.

J'exprime aussi mes vifs remerciements à Madame Anne Reinstadler, docteur en sciences économiques et chercheur au CEPS/INSTEAD, pour toutes ses suggestions, son soutien constant, ses relectures méticuleuses, ainsi que pour son amitié et sa gentillesse. A également appuyé mon travail Monsieur Pierre Hausman, docteur en sciences criminologiques et directeur du Centre. Ses encouragements et ses conseils, tout comme son travail de relecture, ont constitué une aide précieuse, pour laquelle je voudrais lui exprimer toute ma reconnaissance.

J'aimerais également adresser mes remerciements, pour les remarques et suggestions qu'ils voudront bien me faire, aux rapporteurs de ma thèse, Monsieur Nicolas Vaneecloo, Professeur de Sciences économiques à l'Université Lille 1, et Monsieur Jérôme Gautié Professeur de Sciences économiques à l'Université Paris I-Sorbonne, mais aussi à Madame Agnès Gramain, Professeur de Sciences économiques à l'Université Nancy 2 et à Monsieur Jos Berghman, Professeur de Politique sociale au Département de Sociologie de la Katholieke Universiteit Leuven, qui ont bien voulu accepter de participer au jury de ma thèse.

Je dois aux excellentes formations organisées par l'Ecole doctorale « Sciences Juridiques, Politiques, Economiques et de Gestion » de l'Université Nancy 2 de nombreux enseignements en matière de méthodes statistiques, essentiels à la réalisation de cette thèse. Ils ont complété l'introduction à ces questions que j'avais acquise, au CEPS/INSTEAD et à la Katholieke Universiteit Leuven, en tant qu'étudiante de l'Advanced Master in Social Policy (IMPALLA).

Cette thèse a bénéficié, quatre années durant, d'un généreux soutien financier de la part du Fonds National de la Recherche du Grand Duché de Luxembourg, soutien pour lequel je suis très reconnaissante.

Je tiens à exprimer aussi ma gratitude au regretté Professeur Gaston Schaber et à Monsieur Georges Schroeder, présidents successifs du CEPS/INSTEAD, ainsi qu'au Directeur du Centre, Monsieur Pierre Hausman, pour m'avoir accueillie, soutenue et offert d'excellentes conditions de travail au sein du Centre. Je remercie pour leurs encouragements et leur aide Monsieur Frédéric Berger, responsable de l'équipe Population et Emploi, et les membres de cette équipe, tout particulièrement Alessio, Anne, Audrey, Jacques, Mireille, Blandine, Antoine, Laetitia, Lucile et Jordane, pour leurs encouragements et leur aide. Merci également à l'équipe Impalla de l'année 2009-2010, en particulier Esther, Anne, Aigul, Nicole et Elke pour tout leur appui.

Je tiens à dédier cette thèse à ma famille et à mes amis, qui ont cru en moi et m'ont apporté un soutien sans limites. Mes parents, Mircea et Codruta, ma sœur Nora, mon frère Dan, ainsi que ma tante Angela et mon oncle Marius, m'ont aidée, lors de chaque moment difficile, à retrouver l'énergie pour continuer. A Miruna, Stefania, Gratiela, Catrinel et Vanja, un grand merci pour leur amitié dévouée, qui a marqué ma vie. Je remercie Paola et Alessio, ainsi que le petit Matteo, pour m'avoir toujours accueillie si chaleureusement dans leur « forteresse de bien-être ». Merci à Sylvain pour avoir toujours su m'écouter, pour nos fabuleuses soirées-cuisine, et pour ses patientes explications des blagues et jeux de mots en français. A Esther, merci pour nos passionnantes discussions, pour sa présence chaleureuse et pour me donner l'envie de devenir une meilleure personne. Merci à Aigul, Anne et Valérie pour leurs encouragements et leur amitié. A Gabi et Carmen, merci pour nos fous rires. A Gaby, Anne-Claire, Marie, Anne et Martina, merci pour une colocation dont je garde d'excellents souvenirs. Merci enfin à tous ceux et celles qui ont participé à mon épanouissement, mais que je n'ai pas pu nommer ici.

Sommaire

Introduction générale

Chapitre 1 **Choix d'un modèle théorique pour l'analyse de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée du chômage**

Section 1 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées de chômage dans un marché parfaitement concurrentiel : le modèle néoclassique du choix travail-loisir

Section 2 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées individuelles de chômage dans un marché imparfait : la théorie de la recherche d'emploi

Chapitre 2 **Synthèse des travaux empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage**

Section 1 Revue des méthodes employées dans la littérature empirique

Section 2 Revue des résultats des études empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage

Chapitre 3 **Analyse de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée des épisodes de chômage**

Section 1 Les données exploitées

Section 2 La démarche de classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et de construction de la variable caractérisant la générosité de ces profils

Section 3 Analyse du phénomène de censure affectant les données exploitées

Section 4 Analyse descriptive des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs analysés et de leurs durées de chômage

Section 5 Nos choix méthodologiques concernant l'analyse économétrique de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage et du pactole espéré sur la durée de chômage

Section 6 Résultats économétriques : les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage expliquent 6% de la variabilité du hasard de sortie du chômage et le pactole espéré contribue à expliquer la variance entre profils

Conclusion générale

Références bibliographiques

Annexes

Table des matières

Liste des graphiques

Liste des tableaux

Introduction générale

Cette thèse se propose de montrer le rôle potentiel des ***perspectives d'indemnisation d'assurance chômage,*** à chaque mois de chômage, en tant que facteur explicatif de la durée individuelle de chômage. Avant de présenter le plan que nous suivrons dans cette thèse, nous exposons ce qui fait l'actualité et l'importance de cette question et ce qui constitue l'apport original de notre travail.

La question de l'emploi constitue l'une des priorités de l'agenda européen et l'un des domaines dans lequel la coordination communautaire est la plus avancée. Déjà en 1997, un cadre pour l'examen, le suivi et l'ajustement des politiques d'emploi mises en œuvre par les États membres a été créé, sous la forme de la Stratégie européenne pour l'emploi. En 2000 et le Conseil Européen de Lisbonne a fixé des objectifs ambitieux d'emploi pour les travailleurs européens. Au vu des importantes pertes d'emploi suite à la récente crise économique[1], menant le taux de chômage communautaire à atteindre 9,7% en avril 2010 (Eurostat, 2010a), et des prévisions encore croissantes pour ce taux, la recherche de politiques efficaces de lutte contre le chômage a obtenu à une place privilégiée parmi les préoccupations des décideurs politiques des Etats Membres l'Union Européenne.

En effet, étaient au chômage, en juin 2009, 21,5 millions d'européens (Eurostat, 2010b). La durée moyenne de chômage en Europe au cours de cette année a été estimée à 11,7 mois (OCDE, 2010b). A peine une année plus tard, en avril 2010, le nombre de personnes se trouvant au chômage dans l'ensemble de l'Union Européenne avait augmenté passant à environ 23,3 millions (Eurostat, 2010b). Les ressources affectées par les Etats aux politiques d'emploi dont l'objectif est de venir à l'appui des ces personnes, sont fort importantes : en 2007, les dépenses publiques pour les diverses politiques d'emploi (politiques dites d'activation, telles que des formations destinées aux demandeurs d'emploi, des mesures de soutien à la création d'entreprises, des subventions pour la création d'emplois et pour des programmes d'emplois aidés, ainsi que des prestations monétaires et non

[1] Il a été estimé que, dans la zone OCDE, 15,1 millions de travailleurs ont perdu leur emploi depuis décembre 2007 (OCDE, 2010a).

monétaires destinées aux personnes privées d'emploi) atteignaient 207938 millions d'euros pour l'ensemble des pays EU27 (Eurostat, 2010c)[2].

C'est surtout le financement des systèmes d'indemnisation du chômage et des différentes mesures de protection sociale qui a été revu à la hausse en réponse à la dégradation de la conjoncture économique, en vue d'aider le retour à l'emploi et de contribuer au maintien du niveau de vie des travailleurs ayant perdu leur emploi. Mais la viabilité même de ces systèmes d'indemnisation est mise en cause, eu égard à l'ampleur des déficits auxquels ils sont confrontés : en France, par exemple, le cumul des déficits budgétaires pour le système d'assurances chômage à la fin de l'année 2010 a été estimé à 10,3 milliards d'euros (Unedic, 2010). Ces contraintes financières, les évolutions économiques négatives, ainsi que la tendance à la prolongation des périodes que les individus passent au chômage[3] suggèrent qu'une réforme des systèmes d'indemnisation du chômage pourrait être pertinente. Elles invitent en même temps à réfléchir aux lignes directrices que devrait suivre cette réforme, pour qu'elle ne mette pas en danger de précarisation les travailleurs européens[4], ni qu'elle affecte la compétitivité des entreprises européennes.

---

[2] Les montants que représentent les dépenses d'allocations chômage auxquels nous nous intéressons plus particulièrement dans cette thèse, ne sont pas présentés en tant que tels par les organisations fournissant des statistiques comparables internationalement, telles qu'Eurostat ou l'OCDE. Ces organisations rendent compte uniquement des montants dépensés globalement pour le soutien des personnes sans emploi (montants qui incluent des prestations d'assurance et d'assistance chômage) et les prestations de préretraite. Ces dépenses représentaient au total, en 2005, 148030 millions d'euros pour les pays EU27 et 116216 millions d'euros dans les neuf pays analysés dans cette thèse. En 2007, année à laquelle correspondent les dernières données existantes, ces dépenses étaient réduites à 125909 millions d'euros et à 98564 millions d'euros respectivement, mais leur niveau a très vraisemblablement augmenté depuis, suite aux conséquences de la crise économique.

[3] En France, par exemple, la proportion d'épisodes de chômage d'une durée de plus d'un an par rapport à l'ensemble des durées de chômage observés a augmenté, de manière plus ou moins régulière, de 28% en 1978 à environ 44% vingt ans plus tard. En Espagne, cette proportion a également doublé en l'espace de deux décennies (de 25% en 1978 à 50% en 1998). Au Luxembourg les épisodes de chômage durant plus d'un an constituaient déjà en 1983 35% des durées de chômage observées et elles ont continué à représenter environ un tiers des durées de chômage jusqu'à la fin des années 1990 (OCDE, 2002, p.198).

[4] Les travailleurs qui se trouvent au chômage, et surtout ceux qui y restent pour une période prolongée, sont exposés à un risque accru de pauvreté. Les mécanismes qui conduisent les chômeurs de longue durée à entrer dans la pauvreté de dépit de l'existence d'un système d'indemnisation d'assurance chômage et d'assistance chômage, sont analysés par Vaneecloo (1985) pour le cas français.

Cette réflexion peut trouver une source d'enseignements dans les diminutions spectaculaires des taux de chômage ainsi que des durées moyennes passées par les différents individus au chômage, qu'ont réussi à réaliser certains pays européens[5], en appliquant à leurs marchés du travail respectifs des politiques de « flexicurité »[6]. Le mélange d'éléments de flexibilité et de sécurité que constituent les politiques de flexicurité pourrait permettre de dépasser l'opposition entre efficience économique et protection des salariés, et a été recommandé par la Commission Européenne, en tant que bonne pratique, à tous les pays membres de l'Union Européenne (Commission Européenne, 2007, ch. 3).

Comment articuler les différentes formes de flexibilité et de sécurité ? Une analyse des stratégies à suivre nécessiterait de combiner une étude approfondie des réglementations nationales régissant les différentes formes de contrats de travail (en particulier des contrats à durée déterminée, à temps partiel et de travail intérimaire), les licenciements et les congés de maternité et parentaux, les régimes de formation continue et d'indemnisation du chômage, avec une bonne connaissance des populations concernées par ces différentes dispositions légales et politiques publiques.

Ce grand bilan se situe hors de la portée de ce travail de thèse. Nous apportons notre pierre à l'établissement futur de ce bilan en approfondissant un aspect particulier, celui de l'étude empirique d'une partie du volet sécurité des politiques de flexicurité. Nous nous attachons plus particulièrement à l'analyse des allocations chômage qu'octroient les différents systèmes d'assurance chômage des pays européens dans l'objectif[7] de favoriser le

---

[5] Citons l'exemple du Danemark et des Pays-Bas, pionniers de la notion de flexicurité dès les années 1990 : en 1995, la proportion de la population active se trouvant au chômage était, dans chacun de ces deux pays, de 7,1% ; en 2000, cette proportion avait été réduite à 4,6% au Danemark et à 3,3% aux Pays-Bas. Le pourcentage que représentaient les durées de chômage de plus d'un an dans l'ensemble des durées de chômage a baissé au Danemark de 27,9% en 1995 à 20% en 2000, et de 50% en 1996 à 43,5% en 2000 aux Pays-Bas.

[6] Il s'agit bien de plusieurs approches à la flexicurité et non pas d'un modèle unique à suivre par les différents pays. Une analyse récente (Besson, 2008) de la flexicurité telle qu'elle a été mise en œuvre par sept pays européens indique qu'il n'est pas question d'une stratégie d'emploi unique que les pays s'efforceraient de mettre en œuvre, mais plutôt d'un cadre où chaque pays choisit des orientations qui lui sont propres.

[7] Dans la perspective des politiques de flexicurité, le système d'assurance chômage retient son rôle classique de veiller à ce que la recherche d'emploi se fasse « dans des bonnes conditions matérielles » (Gazier, 1999), mais un deuxième rôle, qui est celui de l'activation des chômeurs dans leur recherche d'emploi afin de limiter prolongation de la durée de chômage vient s'ajouter à cet objectif. Enfin, dans le contexte d'une réforme

retour rapide à l'emploi des chômeurs, et à l'examen de l'impact de ces allocations sur la durée des épisodes de chômage observés dans les différents pays communautaires.

L'estimation empirique de l'effet des prestations d'assurance chômage sur la durée des épisodes de chômage a fait l'objet d'une vaste littérature microéconomique, dès la fin des années 1970, lorsque la théorie de la recherche d'emploi a émergé en tant que cadre théorique de l'analyse des transitions sur le marché du travail[8]. Cette littérature a donné, au montant des indemnités de remplacement perçues, ou au taux de remplacement du salaire antérieur par les allocations chômage, un rôle tout à fait central : si ce taux est élevé, les chômeurs sont supposés être moins incités à reprendre rapidement un travail, ce qui peut être coûteux pour la collectivité.

Mais, comme le montre la revue de littérature dans le chapitre 2 de cette thèse, à une exception près[9], le niveau des allocations chômage pris en compte est celui dont bénéficie le

---

innovante des politiques d'emploi, un troisième rôle que pourrait assumer l'assurance chômage est formulé par la théorie des « marchés transitionnels du travail » (Gazier, 1998) : après le rôle d'« assurance indemnisation » et d'« assurance employabilité », un rôle « largement préventif, est celui des droits à mobilité dans et hors entreprise, […] que l'on pourrait nommer « assurance mobilité » » est suggéré par (Gazier, 1999, p. 12). Sans vouloir ôter de l'importance de ces autres fonctions que l'on accorde à l'assurance chômage, notre travail de thèse se limitera à l'examen empirique des conséquences sur la durée individuelle de chômage, des allocations de chômage.

[8] L'alternative était offerte, à l'époque, par le modèle néoclassique du choix travail-loisir, que nous présentons au paragraphe 1.1.1 de cette thèse en montrant qu'il est inadapté à l'étude de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage lorsque les chômeurs tiennent seulement une information imparfaite concernant les salaires offertes par le marché de travail. Plus récemment, l'approche par les des marchés transitionnels du travail a ouvert une nouvelle perspective pour le débat politique relatif à la mission des différentes interventions publiques sur le marché du travail. Mais ce courant théorique se situe jusqu'à présent à un niveau d'abstraction trop élevé pour orienter des études empiriques concernant les effets des politiques publiques. Nous situons par conséquent notre travail dans le cadre analytique offert par la théorie de la recherche d'emploi.

[9] Il s'agit de l'étude de Florens et al. (1989), qui modélise non pas l'effet du montant des allocations chômage ou d'un taux de remplacement, mais celui des coûts d'opportunité occasionnés par la période pendant laquelle l'individu reste au chômage. Ces auteurs définissent, sur la base des montants effectivement perçus par les chômeurs, deux variables « de pertes financières, l'une sous forme d'une différence [dernier salaire revalorisé moins montant des indemnités], l'autre d'un rapport [dernier salaire revalorisé rapporté à montant des indemnités] » (p. 101) qui diminuent avec l'ancienneté au chômage. Ces variables décrivent les allocations chômage courantes dont bénéficie chaque chômeur.

chômeur indemnisé, au moment où il est observé. C'est, bien sûr, vrai des analyses dont l'application empirique est faite sur données en coupe transversale, tout comme des études réalisées à partir de données longitudinales lorsque les durées de chômage sont expliquées par une variable qui ne prend pas en compte les variations du taux de remplacement à mesure que s'écoule la période de chômage. Mais c'est vrai également des modèles qui introduisent une telle variable explicative : en effet, dans les deux cas, on ne tient pas compte de l'impact éventuel, sur la reprise d'emploi ou la sortie d'activité, des perspectives d'indemnisation, c'est-à-dire du niveau auquel va se situer, à l'avenir (plus ou moins lointain) le taux de remplacement[10].

Cette thèse se propose précisément de montrer le rôle potentiel des perspectives d'indemnisation d'assurance chômage en tant que facteur explicatif de la durée du chômage. Ces perspectives sont fixées par les règles d'indemnisation du chômage en vigueur dans chaque pays au moment de l'entrée au chômage de chacun des chômeurs. Dans beaucoup de systèmes d'assurance chômage européens, le taux de remplacement se maintient au niveau fixé au début de la période d'indemnisation, mais il peut aussi diminuer avec le temps, et ce de multiples manières : de façon régulière ou brutale, par paliers plus ou moins longs, à partir d'un niveau plutôt élevé ou relativement faible. La période d'indemnisation est dans tous les cas limitée, mais les durées maximales d'indemnisation sont plus ou moins longues. Sur la base des barèmes d'indemnisation applicables, dans le pays concerné, à chaque chômeur, et ceci en fonction, notamment, de sa durée de cotisation, de son salaire antérieur, de son âge etc., nous déterminons les attentes d'indemnisation que nous pouvons supposer être celles des travailleurs entrant au chômage : ces attentes concernent l'évolution, à chaque mois de la période d'indemnisation, du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage. Nous désignons les différentes trajectoires possibles de cette évolution comme constituant autant de « profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage » distincts.

[10] Si, par exemple, le chômeur sait que son indemnisation va chuter dramatiquement s'il ne trouve pas de travail dans les mois qui viennent, il peut accepter un emploi alors que son taux de remplacement est encore fort élevé ; mais les modèles de durée utilisant le taux de remplacement sous forme de *time-varying variable*, seront incapables d'identifier cet effet incitatif, car l'estimation ne se fondera au mieux, que sur les taux de remplacement successifs pendant la période de chômage, et non pas sur l'évolution à venir du taux de remplacement.

Mais il n'y a pas autant de profils attendus d'indemnisation d'assurance que de chômeurs : les attentes d'indemnisation sont communes à des groupes de chômeurs, définis par la combinaison de caractéristiques individuelles prises en compte par les règles d'indemnisation du chômage (âge, durée de cotisation passée etc.). La première hypothèse que nous mettons à l'épreuve empiriquement est que les chômeurs s'attendant à être indemnisés selon les mêmes règles ont des comportements de sortie du chômage similaires.

Eu égard au fait que les profils attendus d'indemnisation caractérisent *l'évolution* du taux attendu d'indemnisation du chômage au fil de la période d'indemnisation, et ne peuvent donc pas être caractérisés par un taux de remplacement à un instant donné ou par la durée totale de la période d'indemnisation, il est nécessaire d'envisager l'emploi d'un nouvel indicateur qui mesure la générosité de chacun des profils attendus d'indemnisation. Nous définissons et calculons le « pactole espéré »[11] que chaque chômeur s'attend à percevoir au fur et à mesure de son épisode de chômage, en vertu des règles d'indemnisation qui lui sont applicables, comme la somme actualisée des futurs taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage à chaque mois de la durée potentielle d'indemnisation. Les taux de remplacement pris en compte pour le calcul du pactole espéré varient, selon les règles d'indemnisation du chômage en vigueur au début de l'épisode de chômage, au fil de la période d'indemnisation (en dehors des cas où l'indemnisation se fait à un même taux pendant toute la période d'indemnisation) et d'un individu à l'autre. Un deuxième apport de cette thèse est donc celui d'estimer l'effet des perspectives d'indemnisation du chômage d'une manière qui n'a pas encore été appliquée à l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage.

Enfin, cette thèse testera, sur données réelles, les hypothèses théoriques avancées. Parce que le nombre de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage qui sont prévus par les règles d'indemnisation du chômage au sein d'un même pays est souvent très limité, notre stratégie empirique pour l'estimation de l'effet des perspectives d'indemnisation d'assurance chômage sur le hasard de sortie du chômage a été celle d'exploiter la diversité des règles d'indemnisation du chômage au sein de, et entre les différents pays de l'Union

[11] Cette notion originale a été proposée et appliquée par Ray et al. (1986), dans l'objectif d'analyser les effets des transferts d'allocation de parent isolé sur les modes de cohabitation choisis par les femmes ayant des enfants à charge. Le pactole attendu s'est révélé être un facteur explicatif important du comportement de choix de cohabitation des mères de famille isolées.

Européenne. Le choix d'une telle approche comparative a imposé un certain nombre de contraintes à notre étude, notamment en termes de données empiriques à exploiter, mais il nous a permis d'examiner le rôle que jouent les perspectives d'indemnisation, plus ou moins généreuses et évoluant de manière variable pour différents catégories de chômeurs, dans l'explication de la durée du chômage, examen qui n'aurait pas pu être mené sur la base d'une étude nationale.

La technique d'estimation que notre analyse économétrique a exploitée, elle aussi nouvelle dans l'étude de l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage, est celle de modèles de durée multiniveaux. Ce type de modèle est spécifiquement adapté à notre problématique, car il permet de prendre en compte la corrélation entre les durées de chômage au sein de groupes de chômeurs indemnisés selon les mêmes règles et il donne la possibilité d'estimer l'effet, sur la durée des épisodes de chômage, des caractéristiques des groupes définis par les profils attendus d'indemnisation, notamment le pactole espéré.

Le plan que suit la thèse est le suivant : le premier chapitre présente une analyse théorique de l'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage. Nous nous sommes penchée sur le modèle de base du modèle néo-classique du choix travail-loisir et sur celui proposé par la théorie de la recherche d'emploi. Préférant cette deuxième approche pour l'analyse que nous menons dans cette thèse, en raison de la prise en compte explicite du caractère incertain de l'information que détiennent les chômeurs concernant les salaires offerts sur le marché du travail, nous nous sommes tournée vers l'extension du modèle de base de recherche d'emploi, proposée par van den Berg (1990), qui prend en compte le caractère non-stationnaire des allocations chômage au cours de la période d'indemnisation.

Le deuxième chapitre réalise une revue détaillée de l'ample littérature empirique concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage. Nous mettons en avant, d'une part, les stratégies empiriques employées dans la littérature, et, d'autre part, les résultats obtenus concernant l'impact des différents paramètres de l'indemnisation du chômage dont l'effet sur la durée du chômage a été étudié : le niveau des allocations chômage, la durée potentielle d'indemnisation et la dégressivité des allocations chômage au cours de la période d'indemnisation.

Enfin, le troisième chapitre présente l'application empirique que nous avons réalisée. Nous décrivons tout d'abord les données du Panel Communautaire de Ménages (ECHP) que notre analyse économétrique a mobilisées. Ensuite, nous expliquons comment, sur la base des informations disponibles, nous avons classifié les épisodes de chômage observés selon les profils attendus d'indemnisation du chômage et la manière dont nous avons calculé le pactole espéré associé à chaque groupe d'épisodes rattachés à un même profil. Après avoir réalisé un bilan du phénomène de censure qui affecte nos données, nous nous examinons la relation entre les profils attendus d'indemnisation du chômage et la durée du chômage, ainsi que l'association entre pactole espéré et la durée de chômage dans une approche descriptive. Ces analyses bivariées préliminaires indiquent qu'il existe une variabilité parmi les durées de chômage connues par les chômeurs dont les épisodes sont rattachés à différents profils attendus d'indemnisation et confirment l'existence d'une association entre le pactole espéré et la probabilité de rester au chômage. Nous présentons ensuite les choix méthodologiques de notre analyse économétrique, indiquant que c'est moyennant un modèle de durée multiniveaux, appliqué aux épisodes de chômage observés par le panel ECHP, que nous estimons l'effet des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et du pactole espéré sur le hasard de sortie du chômage. Les résultats de nos estimations indiquent tout d'abord, que, toutes choses égales par ailleurs, il existe des différences de comportement entre les chômeurs s'attendant à être indemnisés différemment. Nous mettons également en évidence un effet statistiquement significatif et négatif du pactole espéré, mais de faible ampleur.

Les principales conclusions des analyses que nous avons menées, ainsi que les pistes de recherche pour l'avenir, sont présentées dans la conclusion générale de la thèse.

Chapitre 1 Choix d'un modèle théorique pour l'analyse de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée du chômage

Ce chapitre a l'objectif de passer en revue les théories économiques sur lesquelles s'appuie l'analyse de l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage. Il s'agit du modèle néoclassique du choix travail-loisir, et, surtout, de la théorie de la recherche d'emploi. Ces théories se basent sur des hypothèses très différentes concernant les raisons pour lesquelles les individus restent au chômage : le modèle néoclassique du choix travail-loisir suppose que le chômeur peut à tout moment accepter un emploi, à un taux de salaire fixe qui est offert sur le marché du travail, et que la décision d'accepter l'offre de salaire ou de rester au chômage dépend de la valeur qu'a le loisir pour le chômeur en question. En revanche, selon les hypothèses posées par la théorie de la recherche d'emploi, le chômeur est confronté non pas à un taux de salaire unique, mais à une distribution de taux de salaire qui peuvent lui être proposés. Le chômeur examine, tour à tour, différentes offres de taux de salaire, et sa durée de chômage est assimilée à la période de temps pendant laquelle il recherche des offres de salaire avant de trouver une offre qui soit suffisamment intéressante pour être acceptée.

En examinant, dans les deux sections qui suivent, les modèles de base que ces théories proposent, ainsi que le rôle que chacune de ces théories accorde aux allocations chômage dans l'explication de la décision individuelle des chômeurs indemnisés d'accepter une offre de salaire, nous montrons que nonobstant ces différences, les deux théories aboutissent à des prédictions similaires concernant l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage. Nous indiquons également que l'analyse de l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage nécessite la définition de profils attendus d'indemnisation du chômage qui différencient les chômeurs selon leurs attentes d'indemnisation.

1.1 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées de chômage dans un marché parfaitement concurrentiel : le modèle néoclassique du choix travail-loisir

Ce paragraphe a pour objectif de présenter le modèle néo-classique du choix travail-loisir et son application à l'étude des conséquences de la perception d'allocations chômage sur la décision individuelle de participation au marché du travail. Tout d'abord, nous décrivons brièvement le modèle simple d'arbitrage entre travail et loisir, arbitrage selon lequel l'individu décide d'accepter ou non une offre de salaire. Dans un deuxième temps, nous montrons quelles sont les prédictions que ce modèle théorique propose concernant l'effet des allocations chômage sur la probabilité de l'acceptation d'une offre d'embauche.

1.1.1 Présentation du modèle néoclassique du choix travail-loisir

Le modèle néoclassique du choix travail-loisir propose une formalisation micro-économique de l'offre de travail qui adapte la théorie du consommateur à la décision de participation au marché du travail. L'hypothèse centrale est que l'individu agit de manière à maximiser, sous contrainte d'un budget limité, l'utilité totale que lui procure, d'une part, la rémunération perçue en contrepartie d'un travail salarié, et, d'autre part, le loisir[12].

Il est supposé que l'individu est en situation de choisir entre la consommation de deux biens : le revenu[13] et le loisir. La fonction d'utilité qui caractérise l'individu, $U(h, l)$, a donc deux paramètres : h représente le nombre d'heures de travail qui fournissent un revenu monétaire à l'individu, et l indique la quantité de loisir consommée. Il est également supposé

[12] Cahuc et Zylberberg (1996, p. 18) expliquent que, dans le modèle de base du choix travail-loisir, la notion de loisir ne concerne pas seulement le loisir au sens courant du terme, mais inclut « également le temps que l'individu consacre à la « production domestique » (préparation de repas, nettoyage, éducation des enfants, etc.) dont le résultat est en partie substituable à des produits disponibles sur le marchés des biens de consommation » et les revenus non marchands de la personne (ex. revenus de la fortune personnelle, revenu du conjoint, allocations sociales etc.).

[13] Le revenu est considéré comme porteur d'utilité en ce qu'il ouvre à l'individu la possibilité d'acquérir des biens et des services.

que le même niveau d'utilité peut être obtenu par l'individu en consommant différentes quantités de revenu et de loisir : un revenu modeste et beaucoup de loisir peuvent apporter autant de satisfaction à l'individu qu'un revenu important et peu de loisir. L'ensemble des couples de valeurs de revenu et de loisir (h, l) pour lesquels l'individu obtient un même niveau d'utilité donné k est appelé une courbe d'indifférence[14] d'utilité k $(U(h, l) = k)$, parce que l'individu est indifférent entre différentes combinaisons de revenu ou de loisir. Chaque individu est caractérisé par une multitude de courbes d'indifférence, une pour chaque niveau d'utilité qui lui est accessible.

Le niveau d'utilité que peut atteindre l'individu est limité par une contrainte budgétaire, définie par la quantité maximale de revenu et de loisir que l'individu peut acquérir eu égard au salaire qui lui est offert sur le marché du travail. La pente de la droite tangente à une courbe d'indifférence indique, à utilité constante, à quel revenu prétend l'individu pour renoncer à une heure de loisir et consacrer cette heure au travail.

En vertu de l'hypothèse d'un marché parfaitement concurrentiel posée par le modèle du choix travail-loisir, l'individu connaît le taux salarial que lui offre le marché du travail et il examine si, pour une unité de temps, le travail lui procure, moyennant le taux de salaire[15] payé, une utilité supérieure à celle que lui donne la consommation de loisir. Si c'est le cas, le choix maximisant l'utilité est celui de destiner ce temps au travail plutôt qu'au loisir ; sinon, l'option de l'individu est en faveur du loisir.

Le taux de salaire qui est suffisamment grand pour que l'individu choisisse de travailler au moins une heure est appelé *« salaire de réserve »*. Il correspond au taux marginal de substitution du revenu par le loisir (Cahuc et Zylberberg, 2001). C'est en analysant les variations du salaire de réserve produites par l'octroi des allocations de chômage que le modèle du choix travail-loisir permet d'étudier l'effet de ces dernières sur l'offre de travail individuelle et sur la durée de chômage.

---

[14] Pour plus de détails concernant les propriétés des courbes d'indifférence, voir Varian (1984).

[15] Le modèle du choix travail-loisir que nous présentons ici (et d'ailleurs le modèle de base de recherche d'emploi qui fera l'objet de la section suivante également) considère que l'unique critère qu'emploie un travailleur afin de décider d'accepter une offre d'emploi ou de la rejeter est le salaire associé à cette offre (d'autres critères, tels que les conditions de travail, les heures de travail ou d'autres avantages liés au poste ne sont pas pris en compte explicitement dans la décision d'accepter un emploi).

Les prédictions qu'offre le modèle de base d'arbitrage entre travail et loisir décrit ci-dessus, concernant l'influence des allocations chômage sur la décision individuelle d'accepter une offre de salaire, ont le plus grand intérêt pour notre analyse. Nous consacrons le paragraphe suivant à une description détaillée de celles-ci.

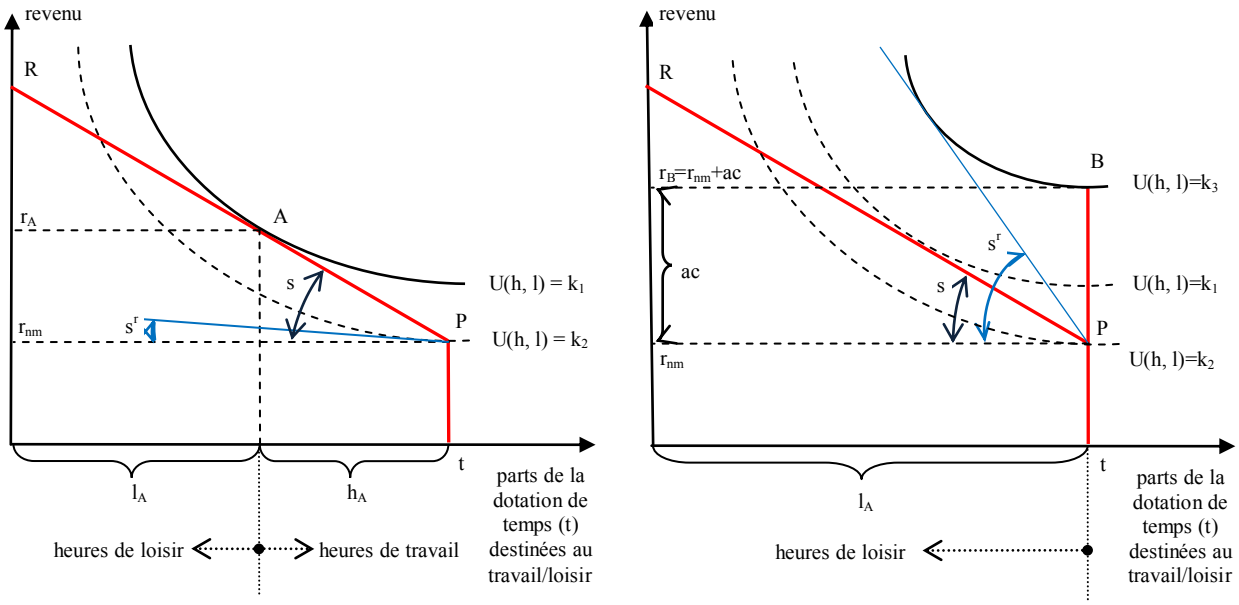
1.1.2 Application du modèle du choix travail-loisir à l'étude de l'effet des allocations chômage sur la décision de participation au marché du travail et sur la durée du chômage

En étudiant comment le salaire de réserve change lorsqu'un individu perçoit des allocations chômage et quelles sont les conséquences de ce changement sur la décision d'offre de travail, le modèle du choix travail-loisir a donné lieu à des études évaluant l'impact des allocations chômage sur la décision de participation au marché du travail et sur la durée individuelle de chômage (par exemple, Moffitt et Nicholson, 1982). La prédiction théorique est que les revenus de remplacement de l'activité marchande par des allocations chômage augmenteraient le salaire de réserve et diminueraient ainsi l'offre de travail.

Le graphique[16] suivant illustre cette augmentation du salaire de réserve et son effet sur la décision individuelle d'occuper un emploi salarié :

[16] Ce graphique et la discussion qui l'accompagne constituent une version adaptée par nos soins de la présentation faite par Boeri et van Ours (2008).

Graphique 1 – Illustration des différences de salaire de réserve qu'un individu fixe en absence d'allocations chômage (à gauche) et en présence de telles indemnités (à droite)



(a) Salaire de réserve en absence d'allocations chômage ($s > s^r$)

(b) Salaire de réserve en présence d'allocations chômage ($s < s^r$)

Le Graphique 1 permet de comprendre comment les allocations chômage influencent le salaire de réserve d'un individu, et, indirectement, son offre de travail : la partie gauche (a) indique comment est établi le salaire de réserve en absence d'allocations chômage, et la partie droite (b) montre quels changements sont apportés au salaire de réserve et à l'offre de travail par la présence de telles allocations. Dans les deux cas, l'individu choisit de partager sa dotation en temps, dotation dénotée par t, entre heures de travail (dont le nombre est h) et heures de loisir (comptabilisées par l). Pour chaque heure travaillée, si l'individu décide de travailler, il peut obtenir sur le marché du travail un taux de salaire de s.

Dans la partie gauche du Graphique 1, le revenu non marchand[17] de l'individu – c'est-à-dire le revenu que l'individu perçoit lorsqu'il ne consacre aucune heure de son temps au travail – est noté r_{nm}. La ligne de contrainte budgétaire de l'individu (tracée en rouge) est

[17] Ce revenu peut relever, par exemple, de la fortune personnelle de l'individu, de gains aux jeux de hasard, de prestations d'assistance etc.

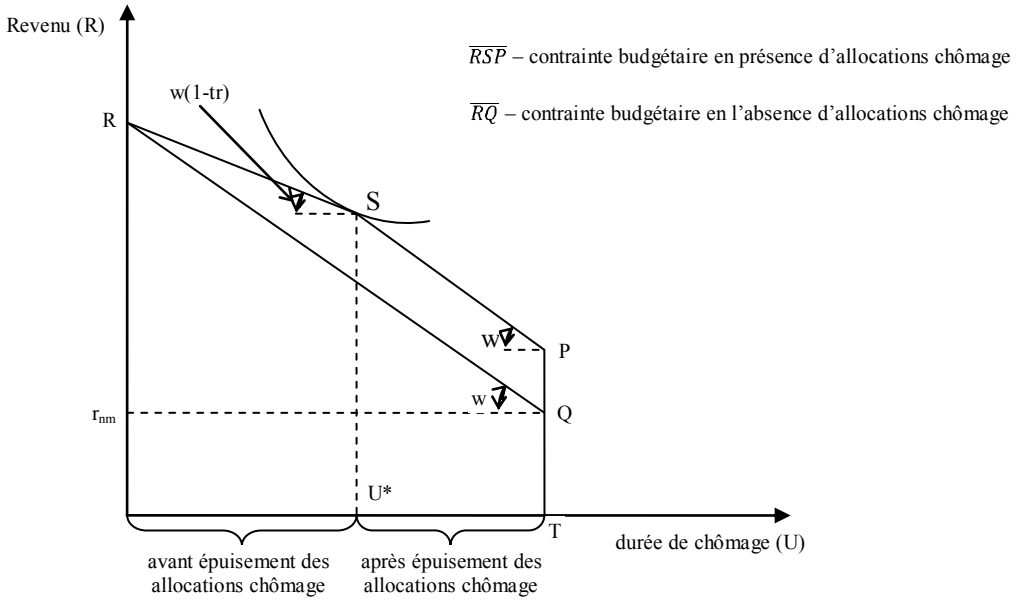
construite en indiquant, pour zéro heure de travail, un segment de droite vertical de hauteur égale à r_{nm}, et ensuite, pour chaque heure qu'un individu travaille, une augmentation du revenu de s. Pour toute valeur positive de r_{nm}, la ligne de contrainte budgétaire fera un angle au point P, où l'individu ne travaille aucune heure et gagne un revenu r_{nm}. L'individu maximise l'utilité en choisissant sur la courbe d'indifférence la plus haute un point qui reste sous la ligne de contrainte budgétaire : ce choix correspond au point A, où la courbe d'indifférence $U(h,l) = k_1$, qui est tangente à la ligne de contrainte budgétaire. Ainsi l'individu choisira de travailler un nombre d'heures h_A et de consacrer l_A heures à son loisir. Le salaire de réserve de l'individu est défini, dans ce cas de figure, comme la pente de la droite tangente à la courbe d'indifférence $U(h,l) = k_2$ qui passe par le point P (le point où l'individu ne travaille pas et gagne un revenu r_{nm}).

La partie droite du Graphique 1 met en évidence l'augmentation du salaire de réserve qui a lieu lorsque le revenu non marchand est augmenté parce que les allocations chômage ac sont perçues. Les allocations chômage n'influencent que le revenu non-marchand des individus qui ne travaillent pas, d'où le pic à zéro heure de travail (segment PB) sur la ligne de contrainte budgétaire (marquée toujours en rouge). Sous l'hypothèse que le loisir est un bien normal, la maximisation de l'utilité conduit l'individu dans cette situation à choisir une utilité sur une courbe d'indifférence supérieure $U(h,l) = k_3$, où $k_3 > k_2$. Le salaire de réserve étant défini comme le taux de salaire que devrait offrir le marché du travail pour que l'individu décide de travailler au moins une heure, ce salaire de réserve ne correspond plus à la pente de la droite tangente à la courbe d'indifférence k_3 au point B, mais à la pente de la droite tangente à la courbe d'indifférence k_3 qui passe par le point P. Si le taux salarial offert par le marché est inférieur au salaire de réserve de l'individu (comme c'est le cas pour la situation décrite dans la partie droite du Graphique 1), l'individu maximise son utilité en n'offrant aucune heure de travail[18].

[18] La perception d'allocations chômage ne conduit pas inexorablement, selon ce modèle, à une décision d'inactivité économique de la part de l'individu. Le nombre d'heures de travail offertes baisse lorsque l'individu reçoit des allocations chômage par rapport à la situation où il n'en perçoit pas, mais selon l'importance des allocations chômage perçues, l'individu renonce à consacrer au travail l'intégralité de sa dotation de t heures ou seulement une partie des heures dont il dispose (du moins si la perception d'allocations chômage n'est pas incompatible avec tout revenu salarial).

Moffitt et Nicholson (1982) ont proposé une application du modèle du choix travail-loisir à l'étude de l'impact des allocations chômage sur les durées individuelles de chômage. Leur approche, que nous illustrons à l'aide du Graphique 2 ci-dessous, est de considérer qu'à partir du moment où le chômeur a épuisé les allocations chômage (après U*), chaque intervalle de temps que l'individu passe au chômage réduit son revenu du taux de salaire net potentiel (w) que lui apporterait le travail, alors qu'avant l'épuisement des allocations chômage, la perte que subit l'individu en restant au chômage est moindre du fait de la perception des indemnités de chômage. L'individu est supposé maximiser l'utilité sous ces contraintes budgétaires.

Graphique 2 – Contraintes budgétaires d'un individu au chômage, en présence et en l'absence d'allocations chômage



Dans le Graphique 2, les contraintes budgétaires $\overline{RSP}$ et $\overline{RQ}$ indiquent l'arbitrage que l'individu doit faire entre unités de temps passées au chômage et revenu total sur la période T, en présence et en l'absence, respectivement, d'allocations chômage. A partir d'un revenu R, l'individu perd à chaque unité de temps un revenu w s'il ne perçoit pas d'allocation chômage et un revenu $w(1-tr)$ s'il en perçoit (où tr est le taux de remplacement du salaire w par les allocations de chômage). Il apparaît ainsi que les allocations chômage diminuent l'incitation pour les chômeurs à accepter un travail salarié.

Le Graphique 1 et le Graphique 2 suggèrent qu'une augmentation du revenu non marchand du fait de la perception d'allocations chômage augmente le salaire de réserve, rend plus attractive l'inactivité économique et donc réduit la probabilité qu'un individu travaille. Sur la base des graphiques présentés par Moffitt et Nicholson (1982), Meyer (1990, p. 760) affirme que ce modèle suggère également une augmentation du hasard de sortie du chômage à l'approche du moment de l'épuisement des allocations chômage.

Mais pour pouvoir formuler ces prédictions quant aux effets des allocations chômage sur la décision d'offre de travail des individus, le modèle du choix travail-loisir pose un certain nombre d'hypothèses simplificatrices. Nous nous penchons dans ce qui suit sur deux de ces restrictions[19], qui ont été relâchées dans le cadre analytique qu'offre le modèle de base de la théorie de la recherche d'emploi (présentée au paragraphe 1.2) et qui constituent donc les éléments principaux à prendre en compte lorsqu'il s'agit de choisir l'une ou l'autre de ces deux théories. Il s'agit plus précisément de l'hypothèse que les chômeurs sont parfaitement informés sur le marché du travail et de l'hypothèse que le marché du travail est stationnaire[20] : le modèle néoclassique du choix travail-loisir suppose que, lorsque l'individu fait le choix d'allouer son temps entre travail et loisir, il connaît instantanément l'information complète concernant les offres de salaire sur le marché du travail et qu'aucun paramètre de l'environnement économique (environnement réduit ici au taux de salaire et aux allocations chômage proposés au chômeur) n'est censé varier.

Il est à noter qu'en application de l'hypothèse d'information parfaite des individus, le modèle du choix travail-loisir ne permet pas d'expliquer l'existence du phénomène de chômage (Boeri et van Ours, 2009) : si l'individu est informé quant au salaire qu'il peut obtenir sur le marché du travail, il le compare avec son salaire de réserve et décide de rester inactif ou de quitter l'inactivité pour l'emploi. Aucune raison ne permet d'envisager, dans le

[19] D'autres hypothèses, que nous n'examinons pas ici, sont communes aux modèles de base des deux théories, comme par exemple l'hypothèse d'un marché de travail parfaitement concurrentiel.

[20] Une grandeur est dite stationnaire si le processus stochastique sous-jacent supposé n'évolue pas avec le temps (voir, par exemple, van den Berg, 1990). Les espérances mathématiques caractérisant les propriétés statistiques d'un processus stationnaire sont indépendantes du temps : si on considère que $F_{X_{t_1},\dots,x_{t_k}}(x_{t_1},\dots,x_{t_k})$ est la fonction de répartition de la distribution jointe caractérisant un processus stochastique X_t aux moments $t_1,\dots,t_k$, alors X_t est dit stationnaire si, pour toute valeur de k, toute valeur de τ et toute valeur de $t_1,\dots,t_k$, on a $F_{X_{t_1},\dots,x_{t_k}}(x_{t_1},\dots,x_{t_k}) = F_{X_{t_1+\tau},\dots,x_{t_k+\tau}}(x_{t_1},\dots,x_{t_k})$.

cadre de ce modèle théorique, que certains individus puissent être à la recherche d'un emploi sans en avoir un, et ce modèle exclut donc, de facto, l'existence d'un phénomène de chômage. La distinction de seulement deux catégories d'individus sur le marché du travail – les « actifs occupés » et les « inactifs » – constitue une limite importante de l'application du modèle du choix travail-loisir à l'étude de la variabilité des durées de chômage que connaissent différents individus.

L'analyse de la durée individuelle de chômage et des facteurs qui l'influencent requiert donc un modèle plus réaliste des décisions des demandeurs d'emploi, qui relâche certaines des hypothèses du modèle du choix travail-loisir. Une théorie alternative, intéressante en ce qu'elle tient compte explicitement de l'information imparfaite dont dispose le travailleur concernant les offres de salaire sur le marché du travail, est offerte par la théorie de la recherche d'emploi. Cette théorie fera l'objet du paragraphe suivant.

1.2 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées individuelles de chômage dans un marché imparfait : la théorie de la recherche d'emploi

Dans le modèle théorique du choix travail-loisir que nous avons présenté dans le paragraphe précédent, la décision d'un individu de travailler ou non est supposée se réaliser dans une situation d'information parfaite de l'individu quant au taux de salaire : l'individu sait quel taux de salaire lui offre le marché du travail, il compare ce taux de salaire avec son taux de salaire de référence et choisit, selon l'usage de son temps qui lui apporte le plus d'utilité, de consacrer un certain nombre d'heures au travail salarié et le restant de son temps à d'autres activités, considérées comme des activités de loisir. Dans ce cadre théorique, chaque individu pour lequel l'utilité maximale est obtenue en travaillant un certain nombre d'heures fait le choix d'un emploi instantanément, ce qui ne permet pas d'expliquer pourquoi, à tout moment, on observe sur le marché du travail certains d'individus qui ne sont ni activement occupés, ni inactifs, mais se trouvent à la recherche d'emploi.

Une lecture plus réaliste des décisions individuelles d'offre de travail, qui permet d'expliquer l'existence de travailleurs au chômage aussi bien que celle d'individus inactifs ou activement occupés, est proposée par la théorie de la recherche d'emploi. La théorie de la

recherche d'emploi relâche l'hypothèse d'information parfaite des individus concernant le taux de salaire proposé sur le marché de travail qu'avait posée le modèle du choix travail-loisir, et ce en traitant de manière explicite le caractère partiel de l'information dont dispose l'individu : puisque sa connaissance des offres d'emploi qui pourraient lui être proposées est incomplète, le travailleur *investit* un certain temps à chercher des informations sur ses perspectives de gain sur le marché du travail, et cette période de temps correspond à la durée pendant laquelle cet individu restera au chômage. Le modèle de base de la théorie de la recherche d'emploi que présente le paragraphe 1.2.1 décrit le processus de décision selon lequel un individu accepte un emploi et sort ainsi du chômage ou continue la recherche d'un emploi lui convenant le mieux. Le paragraphe 1.2.2 montre ensuite quelles sont les prédictions qu'offre ce modèle théorique concernant la durée moyenne de chômage et le taux de sortie du chômage, et les facteurs qui influencent ces phénomène, notamment les allocations chômage.

1.2.1 Présentation du modèle élémentaire de recherche d'emploi

Les modèles émanant de la théorie de la recherche d'emploi décrivent, selon diverses variantes, le comportement d'un individu qui recherche un emploi sans avoir une information parfaite concernant les salaires qui pourraient lui être proposés sur le marché du travail. Le modèle que nous exposons dans ce qui suit est élémentaire en ce qu'il caractérise le marché du travail et le comportement des travailleurs de manière simplifiée et plutôt rigide, mais sa présentation nous permet de montrer qu'en analysant la démarche de recherche d'un emploi qu'effectue un chômeur comme un problème d'optimisation de la recherche d'une information coûteuse, la théorie de la recherche d'emploi offre des prédictions sur les durées de chômage et permet d'expliquer l'impact que les allocations chômage ont sur celles-ci.

Dans le modèle élémentaire de recherche d'emploi[21], l'individu est supposé consacrer tout son temps à la recherche d'emploi qu'il mène, et sa recherche est présumée se dérouler dans un environnement économique stationnaire. L'individu est confronté à des arrivées

[21] Afin de présenter le modèle de base de recherche d'emploi, nous nous sommes inspirée de l'exposé que font à ce sujet Lippman et McCall (1976a), Devine et Kiefer (1991) et surtout Cahuc et Zylberberg (1996).

d'offres de taux de salaire, qu'il considère de manière séquentielle[22] : à chaque intervalle[23] de temps, il est censé recevoir une offre de salaire et il décide soit de l'accepter, soit d'attendre d'autres opportunités d'embauche. L'individu ne connaît pas le salaire associé à chaque offre d'emploi qui lui sera proposée au fil du temps (l'information dont dispose le chômeur est donc imparfaite), mais il est censé savoir quelle est la distribution[24] de l'ensemble des taux de salaires qui pourraient lui être proposés. Cette distribution est supposée être la même à chaque intervalle temporel de la période de recherche d'emploi. Nous notons H(·) la fonction de répartition associée à l'ensemble des salaires qui peuvent être présentés à l'individu. Chacune des offres d'emploi que le chômeur reçoit est supposée sélectionnée par un processus aléatoire de cette distribution de salaires, et donc, vu le caractère aléatoire de l'ordre d'arrivée des offres de salaire, la probabilité $H(w)$ qu'une offre d'au moins un certain montant w soit offerte au chômeur est indépendante du montant de toute offre antérieure.

L'objectif supposé du chômeur est de maximiser la valeur présente du revenu[25] espéré sur un horizon infini. L'acceptation ou le rejet d'une offre de salaire w est ainsi décidée par le

---

[22] Une stratégie de recherche est séquentielle si la décision d'accepter un emploi (ce qui équivaut à arrêter la recherche) ou de continuer la recherche est prise après chaque évaluation d'une offre. Une stratégie est non-séquentielle lorsque le nombre d'offres à considérer est déterminé dès le début de la démarche de recherche. Une stratégie non-séquentielle est considérée sous-optimale par rapport à une stratégie séquentielle, même s'il est possible qu'en pratique la stratégie séquentielle n'apporte qu'une amélioration modeste (Lippman et McCall, 1976a). Les travaux de Stigler (1961, 1962) présentent une stratégie de recherche non-séquentielle.

[23] Cet intervalle de temps peut être défini comme une heure, un jour, une semaine, un mois, etc. Les analyses théoriques de l'offre de travail choisissent souvent une unité temporelle d'une heure. Dans les analyses empiriques des durées individuelles de chômage, il est courant de définir des intervalles d'une semaine ou d'un mois.

[24] Les compétences de l'individu sont supposées ne pas varier avec le temps. Une variation des offres de salaire que les employeurs proposent à l'individu est possible dans ce modèle de base seulement parce que les différents employeurs peuvent évaluer différemment les compétences de l'individu (Lippman et McCall, 1976a).

[25] Devine et Kiefer (1991, p. 21) notent que l'hypothèse d'un comportement individuel qui vise la maximisation de l'espérance de la valeur actualisée du revenu est simplificatrice, car équivalente à l'hypothèse que les individus sont neutres par rapport au risque, ou autrement dit, qu'ils n'ont pas de préférence pour une offre connue par rapport à une offre inconnue de même montant. Mais la spécification des conditions de maximisation d'une fonction d'utilité individuelle $U(w)$ qui augmente avec le revenu ($U'(w) > 0$), au lieu de celle de maximisation du revenu, n'apporte pas de changement aux prédictions que le modèle offre concernant

chômeur si l'espérance intertemporelle de revenu $R_e(w)$ en acceptant le taux de salaire proposé est supérieure à l'espérance intertemporelle de revenu R_c obtenue en restant au chômage. Nous indiquons ci-dessous (1.2.1.1) comment sont définis les gains que l'individu peut espérer s'il accepte une offre d'embauche, et nous déterminons l'écart entre ces gains et l'espérance de revenu que le chômeur obtient en restant au chômage. Ceci nous permet de mettre en évidence (1.2.1.2) que la stratégie optimale de recherche d'emploi consiste à fixer un salaire de réservation et de montrer quels sont les facteurs, notamment les allocations chômage, qui influencent ce salaire de réservation (1.2.1.3).

1.2.1.1 Définition des gains occasionnés par une embauche

Dans ce paragraphe nous indiquons[26] comment est déterminée, dans le modèle de base de recherche d'emploi, la valeur présente de l'espérance de revenu d'un individu qui accepterait une offre de taux de salaire w. Il est supposé, pour simplicité, que si l'individu accepte une offre de taux de salaire w à un moment t, il gardera le même taux de salaire pendant toute la période où il gardera l'emploi accepté. La probabilité que le travailleur perde son emploi, dénotée par q, est considérée exogène et constante avec le temps.

La valeur présente du gain qu'un individu peut espérer en acceptant le taux de salaire w, actualisée par un certain facteur d'escompte[27], β, supposé immuable au fil du temps (donc β et non pas β_t) vérifie :

$$R_e^t(w) = w + \beta[(1-q)R_e^{t+1}(w) + \mathrm{q}R_c] \qquad (1)$$

---

l'impact des allocations chômage sur la durée de chômage. Nous avons décidé de présenter ici le modèle qui traite de la maximisation de l'espérance de la valeur actualisée du revenu parce qu'il permet une interprétation plus aisée de l'effet des paramètres du modèle de recherche d'emploi que la spécification du modèle visant la maximisation de la valeur actualisée de l'utilité individuelle.

[26] Nous adaptons ici la définition mathématique indiquée par Cahuc et Zylberberg (1996) de la valeur actualisée de l'espérance de revenu d'un individu qui accepterait une offre de taux de salaire donnée.

[27] β représente le facteur d'escompte des revenus attendus aux intervalles temporels futurs. Ce facteur est défini comme $\beta \equiv \frac{1}{1+r}$, où r est un taux d'intérêt.

L'équation (1) indique qu'à un intervalle temporel t donné, les gains occasionnés par une embauche sont constitués de la somme du revenu w perçu à l'intervalle t et de la valeur présente du revenu espérée à l'intervalle temporel suivant, $t+1$. Si l'individu reste en emploi pendant l'intervalle $[t, t+1]$, ce qui arrive avec la probabilité $(1-q)$, son espérance de revenu est $R_e^{t+1}(w)$, qui est donnée par le produit de la probabilité $(1-q)$ et le taux de salaire w_{t+1} qui rémunère l'individu pour son travail en $t+1$ (mais w_{t+1} est supposé égal à w_t et donc il n'existe pas de suffixe t pour le taux de salaire w). Si l'individu perd son emploi à la fin de la période t, ce qui arrive avec la probabilité q, son espérance de revenu dans l'intervalle $[t, t+1]$ est l'espérance de revenu d'un individu entrant au chômage, R_c. R_c est défini par la probabilité q que l'individu se trouve au chômage en $t+1$ et le montant des allocations chômage à percevoir au cours de l'intervalle $[t, t+1]$.

Ayant exprimé dans l'équation (1) la relation entre l'espérance de revenu à un intervalle t et celle correspondant à l'intervalle $t+1$, nous pouvons, en procédant par récurrence, écrire la valeur de $R_e^t(w)$ en fonction de $R_e^T(w)$, qui représente l'espérance intertemporelle de revenu d'un individu sur l'horizon de toute sa vie. Pour tout $T > t$, nous écrivons la relation entre l'espérance de revenu à l'intervalle t et l'espérance de revenu sur l'ensemble de la vie professionnelle d'un individu, comme :

$$R_e^t(\mathrm{w}) = [\beta(1-q)]^{T-t} R_e^T(w) + (w + \beta q R_c) \sum_{i=0}^{T-t-1} [\beta(1-q)]^i \qquad (2)$$

Si on suppose que la valeur anticipée $R_e^T(w)$ est finie quand T tend vers l'infini, et tenant compte de ce que[28] $\beta < 1$ et $q < 1$, nous obtenons la relation :

$$\lim_{T \to +\infty} [\beta(1-q)]^T R_e^T(\mathrm{w}) = 0 \qquad (3)$$

Si la condition exprimée dans l'équation (3) est satisfaite, il a été démontré[29] que l'espérance intertemporelle de revenu $R_e^t(w)$ est nécessairement stationnaire[30]. Nous pouvons donc réécrire l'équation (2) lorsque $T \to +\infty$ comme :

---

[28] Il résulte de la définition de β comme rapport entre l'unité et une quantité supérieure à l'unité que β est toujours sous-unitaire. Comme q est une probabilité, sa valeur est comprise entre zéro et 1. La quantité $(1-q)$ est donc aussi inférieure à l'unité, ce qui a pour conséquence que le produit $\beta(1-q)<1$.

[29] Voir, par exemple, Blanchard et Fischer (1989, ch. 5).

$$R_e^t(w) = \frac{w+\beta q R_c}{1-\beta(1-q)}, \forall\, t > 0 \qquad (4)$$

En vertu de la stationnarité de l'espérance de revenu que peut obtenir l'individu, la valeur du revenu espérée par l'individu en acceptant un taux de salaire w à un moment t quelconque s'écrit, en supprimant dans l'équation (1) les indices t et $t+1$ devenus superflus :

$$R_e(w) = w + \beta[(1-q)R_e(w) + qR_c] \qquad (5)$$

Sur la base de l'équation (5), la différence entre l'espérance intertemporelle de revenu qu'un individu peut obtenir en acceptant un taux de salaire w et l'espérance intertemporelle de revenu que le même individu percevrait s'il était au chômage, s'écrit[31] :

$$R_e(w) - R_c = \frac{w - R_c(1-\beta)}{1-\beta(1-q)} \qquad (6)$$

L'équation (6) met en évidence que la différence entre le revenu que l'individu peut espérer en acceptant un taux de salaire w et celui qu'il peut espérer en entrant au chômage augmente avec le taux de salaire w et diminue avec le revenu espéré au chômage R_c.

Le présent paragraphe a exposé la définition des gains espérés par un individu s'il accepte une offre de taux de salaire. A partir de cette définition, nous indiquons, dans le paragraphe suivant, quelle est la stratégie optimale de décision que l'individu adopte afin de décider d'accepter une offre de salaire à un intervalle temporel donné ou de chercher une nouvelle offre d'embauche.

---

[30] La définition de la stationnarité d'une grandeur est donnée à la note 20.

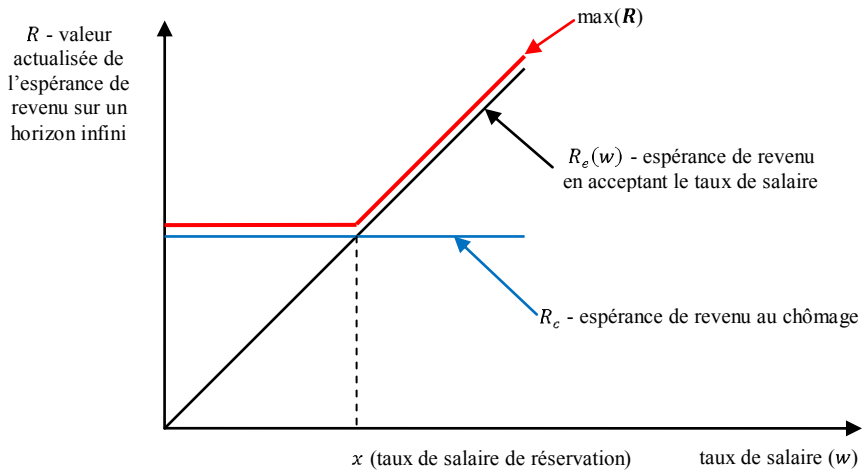
[31] Afin d'arriver à cette écriture, il est nécessaire de substituer la valeur de $R_e(w)$ exprimée par l'équation (4) dans le calcul.

1.2.1.2 La stratégie optimale de recherche d'emploi en vue de la maximisation de la valeur présente de l'espérance de revenu

Ce paragraphe a pour objectif de caractériser la stratégie optimale qu'adopte un individu dans le processus de recherche d'emploi.

En admettant que les offres de taux de salaire proposés à l'individu sont des tirages aléatoires à partir d'une distribution d'offres de taux de salaire connue de lui, qui ne change pas avec le temps, et en sachant que l'espérance de revenu de l'individu au chômage ne dépend pas de la valeur de l'offre de taux de salaire proposée à l'individu à un intervalle temporel donné, il résulte de l'équation (6) que $R_e(w)$ est une fonction linéaire croissante du taux de salaire w associé à l'offre d'embauche. R_c, quant à elle, a une valeur supposée constante pour toute la période de recherche d'emploi. Une représentation graphique des espérances respectives de revenu en acceptant une offre de taux de salaire w et en restant au chômage permet une compréhension plus aisée des conséquences qu'ont ces conclusions dérivées de l'équation (6) pour la stratégie optimale de recherche d'emploi de l'individu :

Graphique 3 – Illustration graphique de la stratégie optimale de recherche d'emploi poursuivie par le chômeur : la maximisation de la valeur actualisée de l'espérance de revenu



L'existence d'une relation linéaire croissante entre le taux de salaire w proposé à l'individu et l'espérance de revenu associé à $R_e(w)$ implique (cf. Graphique 3) que la

stratégie *optimale* de recherche d'emploi que le chômeur est supposé suivre à chaque intervalle de temps en vue de la maximisation de son espérance de revenu consiste à accepter une offre de taux de salaire si $R_e(w) > R_c$, et, sinon, de poursuivre sa recherche en attendant une nouvelle offre de salaire à l'intervalle temporel suivant.

C'est encore à partir de l'équation (6) que nous pouvons déterminer mathématiquement quelle est la valeur du taux de salaire à partir de laquelle le choix optimal de l'individu est d'accepter une offre d'embauche qui lui est proposée : l'écart entre les deux espérances de revenu $R_e(w)$ et R_c s'annule lorsque la valeur du taux de salaire w est égale à R_c. Autrement dit, il existe une valeur de taux de salaire susceptible d'être proposée à l'individu, valeur que nous désignons par x et qui est appelée « salaire de réservation »[32], pour laquelle l'individu est indifférent entre l'emploi et le chômage, car les deux choix lui offrent la même espérance de revenu. Le Graphique 3 permet une identification graphique du niveau du salaire de réservation x, qui se trouve à l'intersection des deux fonctions d'espérance de revenu $R_e(w)$ et R_c.

Il apparaît à partir du Graphique 3 que l'acceptation d'une offre d'embauche dont le taux de salaire est supérieur à x apporte au chômeur une espérance de revenu supérieure à celle qu'il peut obtenir en restant au chômage, et inversement, si le taux de salaire offert à l'individu est inférieur à x, l'acceptation de l'offre d'embauche n'offre qu'une espérance de revenu plus faible que le revenu espéré si l'individu reste au chômage.

Nous avons indiqué dans ce paragraphe que la stratégie optimale de recherche d'emploi d'un individu qui maximise la valeur présente de l'espérance de revenu est une stratégie de salaire de réservation : l'individu fixe à un certain niveau sa demande salariale, et il refuse toute offre de taux de salaire qui est inférieure à cette limite ; cette règle de comportement est répétée à chaque intervalle temporel jusqu'à ce que l'individu bénéficie d'une offre supérieure à la demande salariale, offre qu'il accepte et, ce faisant, arrête sa recherche d'emploi. Comme la stratégie optimale de recherche d'emploi passe par la fixation

[32] Nous utilisons l'expression de « salaire de réservation » proposé par Cahuc et Zylberberg (1996) (et non pas celle de « salaire de réserve ») afin de souligner que le salaire de réservation dans la théorie de la recherche d'emploi correspond à une notion différente de celle de « salaire de réserve » définie par le modèle néoclassique du choix travail-loisir. Nous montrons dans le paragraphe 1.2.1.3 en quoi consiste la différence entre les deux notions.

d'un salaire de réservation, les caractéristiques du processus de recherche lui-même peuvent être étudiées à partir de propriétés du salaire de réservation. Nous consacrons donc le paragraphe suivant à l'identification des facteurs qui influencent la valeur à laquelle un individu fixe son salaire de réservation.

1.2.1.3 Le salaire de réservation et ses déterminants

Nous avons montré dans le paragraphe précédent qu'il existe un taux de salaire x, appelé salaire de réservation, pour lequel l'acceptation d'un emploi procure au chômeur la même espérance de revenu $R_e(x)$ que celle qu'il peut espérer obtenir en restant au chômage R_c. Dans ce paragraphe, nous indiquons quels sont les facteurs qui déterminent le niveau auquel un chômeur fixe son salaire de réservation.

En appliquant la condition $R_e(x) = R_c$ dans l'équation (6), il résulte que la valeur de x est donnée par :

$$x = (1 - \beta)R_c \qquad (7)$$

où β représente un facteur d'escompte des revenus espérés défini au paragraphe 1.2.1.1. Afin d'identifier les facteurs qui ont une influence sur le niveau du salaire de réservation x que fixe le chômeur, nous donnons ci-après une formulation plus explicite à l'espérance intertemporelle de revenu d'un chômeur R_c.

Nous supposons que l'arrivée des offres de taux de salaire suit une loi de Poisson de paramètre λ, ce qui signifie que la probabilité de recevoir une offre de taux de salaire est égale[33] à λ. En considérant aussi b les gains, nets de coûts de recherche, associés à la période de recherche d'emploi (gains supposés constants avec le temps et essentiellement constitués par les allocations chômage perçues par les chômeurs), Cahuc et Zylberberg (1996, p. 51) écrivent l'espérance intertemporelle de revenu d'un chômeur comme suit :

[33] La probabilité λ reflète l'abondance des offres d'emploi sur le marché du travail. Elle peut, en principe, dépendre des caractéristiques de l'individu, telles que son âge, le niveau d'éducation atteint, etc., mais ici λ est supposé être un paramètre exogène et constant avec le temps.

$$R_c = b + \beta\{\lambda[\int_0^x R_c dH(w) + \int_x^{+\infty} R_e(w) dH(w)] + (1-\lambda)R_c\} \quad (8)$$

Cette spécification mathématique exprime par le terme entre crochets l'espérance future de revenu d'un chômeur qui reçoit une offre d'emploi avec une probabilité λ : si le salaire offert est moindre qu'une valeur x, le chômeur refuse l'offre et son espérance de revenu est R_c ; si, au contraire, le salaire offert est supérieur à x, le chômeur accepte l'offre, et son revenu espéré est $R_e(w)$. Le deuxième terme, qui suit celui entre crochets, indique que, si le chômeur ne reçoit pas d'offre de salaire pendant l'intervalle courant (ce qui arrive avec la probabilité $1-\lambda$), il reste au chômage et a un revenu espéré égal à R_c.

A partir de l'équation (8), en utilisant les équations (7) et (6), il a été indiqué par Cahuc et Zylberberg (1996, p. 52) que le salaire de réservation est déterminé en fonction des autres paramètres du modèle élémentaire de recherche d'emploi de la manière suivante :

$$x = b + \frac{\beta\lambda}{1-\beta}\int_x^{+\infty}(w-x)dH(w) \quad (9)$$

L'équation (9) exprime la conjecture fondamentale de la théorie de la recherche d'emploi, montrant que le salaire de réservation, et donc la décision du demandeur d'emploi d'accepter une offre d'emploi, sont déterminés non seulement par les revenus non marchands (b) et les préférences individuelles (introduites aussi par le facteur d'escompte β), mais aussi par les opportunités de salaire offertes par le marché $H(w)$ et leur dynamique (λ). Ceci illustre que le salaire de réservation ne correspond pas à la même notion que le salaire de réserve défini par le modèle du choix travail-loisir pour expliquer les décisions de participation au marché du travail : dans la théorie de la recherche d'emploi, le salaire de réservation intègre à la fois l'influence des facteurs liés à l'offre de travail (préférences individuelles) et à la demande de travail (via la distribution d'offres de salaires et le taux d'arrivée des offres d'emploi), alors que, dans le modèle néoclassique du choix travail-loisir, l'individu est confronté à un salaire fixé en dehors de lui, et le niveau du salaire de réserve ne dépend donc pas du salaire offert sur le marché du travail (seuls les préférences individuelles et les coûts fixes du travail influencent le salaire de réserve).

Dans ce paragraphe, nous avons identifié comment le salaire de réservation que demande un individu lorsqu'il recherche un emploi dépend des autres paramètres du modèle de recherche d'emploi, à savoir le taux de salaire proposé à l'individu, la distribution des

offres de salaires possibles, le facteur d'escompte des revenus espérés, le taux d'arrivée des offres d'emploi et les gains de la recherche d'emploi.

En connaissant la relation qui lie le salaire de réservation à ses déterminants, la théorie de la recherche d'emploi permet de réaliser deux prédictions importantes concernant le taux de sortie du chômage et la durée moyenne de chômage. Nous exposons ces prédictions dans le paragraphe suivant.

1.2.2 Prédictions du modèle élémentaire de recherche d'emploi concernant la distribution des durées individuelles de chômage et les facteurs qui influencent la durée moyenne de chômage

Le modèle simplifié de recherche d'emploi que nous avons présenté dans le paragraphe précédent explique le processus de recherche d'emploi comme une séquence de décisions individuelles d'accepter des offres d'emploi ou de les refuser. Nous avons souligné que la stratégie optimale de recherche d'emploi est une stratégie de salaire de réservation et nous avons précisé quels sont les déterminants de cette demande salariale minimale que les individus se fixent eux-mêmes. Nous nous penchons dans ce qui suit sur les prédictions qu'offre le modèle de recherche d'emploi concernant la distribution des durées individuelles de chômage et le sens de l'impact de chacun de ces paramètres, dont les allocations chômage, sur le salaire de réservation que se fixe l'individu.

1.2.2.1 Définition de la probabilité de sortie du chômage et de la durée moyenne de chômage

La probabilité qu'un individu sorte du chômage au cours d'un intervalle très court t en acceptant une offre d'emploi est décrite comme étant le produit de la probabilité qu'une offre d'emploi soit offerte à l'individu pendant l'intervalle par la probabilité conditionnelle que l'offre faite à l'individu soit acceptée (que nous noterons $\pi(w)$).

De l'hypothèse que le processus d'arrivée des offres de salaire suit une loi Poisson de paramètre λ (voir 1.2.1.3), il découle que la probabilité d'arrivée d'une offre d'emploi est égale à λ. Quant à la probabilité qu'une offre de salaire soit acceptée $\pi(w)$, elle correspond,

en vertu de la stratégie de salaire de réservation (cf. 1.2.1.2), à la probabilité que l'offre de salaire soit supérieure au salaire de réservation. Cette probabilité s'écrit de la manière suivante :

$$\pi(x) = \int_x^{+\infty} h(w)dw = 1 - H(x) \qquad (10)$$

où $h(w)$ dénote la densité caractérisant les offres de taux de salaire, alors que $H(w)$ est la fonction de répartition associée à cette même variable.

Sous condition que les hypothèses posées par le modèle de recherche d'emploi élémentaire soient satisfaites, la probabilité de sortie du chômage p prend donc la valeur suivante :

$$p = \lambda[1 - H(x)] \qquad (11)$$

Soulignons que cette probabilité de sortie du chômage ne dépend ni de la durée passée au chômage ni du temps calendaire, et ce parce que le modèle simple de recherche d'emploi suppose à la fois que la stratégie d'acceptation d'une offre d'emploi et l'environnement du chômeur ne changent pas avec ces deux mesures du temps[34].

L'hypothèse d'une probabilité de sortie du chômage qui ne change pas avec le temps implique que la distribution des durées de chômage suit une loi exponentielle de paramètre p. Par conséquent, si nous définissons T la durée totale[35] d'un épisode de chômage, la valeur attendue de la durée des épisodes de chômage est donnée par :

$$E(T) = \frac{1}{p} = \frac{1}{\lambda[1-H(x)]} \qquad (12)$$

L'équation (12) a une interprétation très intuitive : un individu qui a une chance sur deux de sortir du chômage restera, en moyenne, deux unités de temps (par exemple deux

[34] Lorsque le nombre de chômeurs est très grand, la probabilité de sortie du chômage se confond avec le *taux de sortie du chômage*.

[35] La valeur attendue des durées de chômage ne peut être estimée en utilisant (12) que si tous les épisodes de chômage sont observés dans leur intégralité. En présence d'épisodes de chômage censurés, l'estimation de la durée moyenne de chômage fait appel à d'autres méthodes d'estimation (voir par exemple Lancaster, 1979).

jours ou deux semaines) au chômage ; un chômeur qui a une chance sur cinq de sortir du chômage restera au chômage, en moyenne, pendant cinq unités de temps.

Dans ce paragraphe nous avons montré comment la distribution des durées individuelles de chômage et la probabilité de sortie du chômage pouvaient être caractérisées à la lumière de la théorie de la recherche d'emploi ; nous nous penchons dans ce qui suit sur l'examen de l'effet qu'ont les autres paramètres du modèle sur le salaire de réservation et sur la durée moyenne des épisodes de chômage.

1.2.2.2 Analyse de l'impact des paramètres du modèle sur le taux de salaire de réservation et sur la durée de chômage

Dans le présent paragraphe, nous montrons quel est l'impact attendu de chacun des paramètres du modèle simplifié de recherche d'emploi que nous avons présenté dans le paragraphe 1.2.1 sur le salaire de réservation et sur la durée de chômage. Les facteurs qui sont pris en compte sont le facteur d'escompte β, le taux d'arrivée des offres d'emploi λ, la moyenne de la distribution des taux de salaire offerts μ et le gain net de recherche d'emploi b.

Pour simplifier les calculs, nous évaluons l'intégrale dans l'équation (9) et nous réécrivons l'équation du salaire de réservation comme :

$$x = b + \frac{\beta\lambda}{1-\beta}(E_w[w|w \geq x] - x)[1 - H(x)] \qquad (13)$$

L'examen de l'influence de ces facteurs sur le salaire de réservation est réalisé en dérivant successivement par rapport à chaque paramètre l'équation (13) définissant le salaire de réservation. Les impacts respectifs sur la probabilité de sortie du chômage (et donc sur la durée moyenne du chômage) sont déterminés à partir de la même équation, en utilisant la définition de la probabilité de sortie du chômage donnée dans l'équation (10). Les résultats de ces dérivations, que nous adaptons à partir de Devine et Kiefer (1991, p. 16 pour les dérivées du salaire de réservation par rapport à différents paramètres, et p. 18 pour les dérivées de la probabilité de sortie du chômage), indiqués par les équations (14) à (21), quantifient de combien augmente le salaire de réservation (ou la probabilité de sortie du chômage) lorsque chacun des paramètres augmente d'une unité.

$$\frac{\partial x}{\partial \beta} = -\frac{\beta}{1-\beta} \cdot \frac{\beta(E_w[w|w \geq x]-x)[1-H(x)]}{1-\beta+\lambda\beta[1-H(x)]} < 0 \quad (14)$$

Dans l'équation (14), le rapport $\frac{\beta}{1-\beta}$ est nécessairement positif, car le facteur d'escompte β est par définition sous-unitaire ; dans le terme suivant, au numérateur, β, la différence $E_w[w|w \geq x] - x$ entre la valeur attendue du salaire et le salaire de réservation, et la probabilité de sortie du chômage $[1 - H(x)]$ sont toutes positives ; au dénominateur, $1 - \beta$ est positif, de même que le produit $\lambda\beta[1 - H(x)]$. Tenant compte du signe négatif du produit dans la partie droite de l'équation, il résulte que la dérivée du salaire de réservation par rapport au facteur d'escompte est négative. L'équation (14) indique donc qu'un individu caractérisé par une valeur plus grande du facteur d'escompte β, qui valorise donc plus le futur qu'un autre, aura un salaire de réservation plus important. Un tel individu cherchera donc, en moyenne et toutes autres choses égales par ailleurs, plus longtemps avant de trouver un emploi qui lui convienne.

Ce même résultat est exprimé de manière analytique dans l'équation (15) ci-dessous, indiquant que la dérivée de la probabilité de sortie du chômage par rapport au facteur d'escompte est positive (λ et $H(x)$ sont positives par définition ; le rapport $\frac{\beta}{1-\beta}$ est positif car le facteur d'escompte est inférieur à 1 ; le numérateur $(E_w[w|w \geq x] - x)$ est positif, et le dénominateur $(1 - \beta + \beta p)$ l'est aussi) :

$$\frac{\partial p}{\partial \beta} = \lambda h(x) \frac{\beta}{1-\beta} \cdot \frac{E_w[w|w \geq x]-x}{1-\beta+\beta p} > 0 \quad (15)$$

L'impact des allocations chômage sur le salaire de réservation est positif (cf. équation 16), et leur effet sur la probabilité de sortie du chômage est négatif (cf. équation 17), ce qui signifie qu'elles prolongeront la valeur attendue de la durée moyenne de chômage :

$$\frac{\partial x}{\partial b} = \frac{1-\beta}{1-\beta+\beta\lambda(1-H(x))} \in (0,1) \quad (16)$$

$$\frac{\partial p}{\partial b} = -\lambda h(x) \frac{1-\beta}{1-\beta(1+p)} < 0 \quad (17)$$

Les équations (16) et (17) mettent en évidence la croissance du salaire de réservation, ainsi que le prolongement de la durée de chômage, avec l'augmentation des gains nets de la recherche d'emploi que l'individu espère.

Une augmentation de la moyenne de la distribution des taux de salaire offerts à l'individu conduit à une augmentation du salaire de réservation (cf. équation (18) ci-dessous) :

$$\frac{\partial x}{\partial \mu} = \frac{1}{1+\frac{1-\beta}{\beta\lambda[1-H(x)]}} \in (0,1) \tag{18}$$

La durée de chômage augmente en réponse à une hausse de la moyenne de la distribution des offres de salaire (cf. équation (19) ci-dessous) :

$$\frac{\partial p}{\partial \mu} = \lambda h(x) \cdot \frac{1-\beta}{\beta} \cdot \frac{\beta+p(1-p)}{1-p} > 0 \tag{19}$$

La dérivée dans l'équation (19) est positive parce que λ, β, et $H(x)$ sont positifs, tout comme les numérateurs $(1-\beta)$ et $[\beta + p(1-p)]$, sont positifs et le dénominateur $(1-p)$ l'est aussi.

L'équation (20) montre qu'une hausse du taux d'arrivée des offres de salaire a pour effet d'augmenter le salaire de réservation : lorsque le chômeur reçoit plus fréquemment des offres de salaire, l'investissement pour rechercher une nouvelle offre d'emploi est moindre, ce qui diminue la probabilité d'accepter une offre de salaire.

$$\frac{\partial x}{\partial \lambda} = \frac{E_w[w|w \geq x]-x}{\lambda+\frac{1-\beta}{\beta[1-H(x)]}} > 0 \tag{20}$$

En revanche, l'effet de l'accroissement de la fréquence d'arrivée des offres d'emploi sur la durée de recherche d'emploi est quant à lui ambigu, car la révision à la hausse du salaire de réservation induite par la diminution de la probabilité d'accepter un emploi se produit en même temps qu'une hausse de la probabilité de recevoir une offre d'emploi.

$$\frac{\partial p}{\partial \lambda} = \pi(x)\left[1 - \frac{p\beta}{1+\beta(p-1)} \cdot D'(x)\right] \tag{21}$$

où $D'(x) = E_w[w|w \geq x]$ est la moyenne de la distribution des salaires offerts au chômeur. Devine et Kiefer (1991) notent (p. 18) que l'hypothèse que la densité des offres de salaire est log concave est suffisante pour que l'effet d'une hausse du taux d'arrivée d'offres d'emploi ait un effet négatif sur la durée moyenne de sortie du chômage.

Les prédictions qu'offre le modèle de recherche d'emploi correspondent aux intuitions concernant l'effet de ces facteurs sur le salaire de réservation et implicitement sur la durée de chômage.

Les prédictions exprimées par les équations (16) et (17) sont très importantes pour notre analyse, car elles permettent de faire apparaître que, toutes autres choses égales par ailleurs, une augmentation des allocations chômage conduit à une prolongation des périodes de recherche d'emploi. Cette prédiction théorique a été le sujet d'un riche débat empirique qui s'est concentré sur l'impact des deux paramètres qui caractérisent les systèmes d'indemnisation du chômage, à savoir le taux de remplacement du salaire antérieur par les allocations chômage et la durée potentielle d'indemnisation. La prédiction a été confirmée par certains auteurs et rejetée par d'autres, comme nous le montrerons dans le chapitre 2 de cette thèse, où nous passons en revue les résultats des études empiriques existantes. Dans l'analyse empirique que nous présentons dans le chapitre 3 de cette thèse, nous mettons à l'épreuve à notre tour cette même prédiction théorique de la hausse des durées de chômage avec la générosité des allocations chômage, prédiction que formule le modèle de base de recherche d'emploi.

Mais comme les prédictions du modèle de recherche d'emploi de base que nous venons de décrire sont valables uniquement dans la mesure où les hypothèses très strictes imposées par le modèle de base sont satisfaites, et comme, en fait, ces hypothèses sont souvent éloignées de la réalité du processus de recherche d'emploi des individus sur le marché du travail, le cadre théorique qu'offre le modèle de recherche d'emploi élémentaire nous semble trop limité. Eu égard aux règles d'indemnisation d'assurance chômage en vigueur dans différents pays, c'est en particulier l'hypothèse que les allocations chômage ont une durée illimitée et un montant constant qui s'avère inappropriée. Il nous semble également inadéquat de considérer que le comportement des chômeurs est uniquement influencé par le niveau courant des allocations qu'ils perçoivent, alors que, dès leur entrée au chômage, les chômeurs connaissent, sur la base des règles d'indemnisation du chômage qui les concernent, l'évolution que suivra leur indemnisation. De la sorte, les chômeurs peuvent anticiper quel

sera leur revenu futur durant toute la période d'indemnisation et adapter leur décision de sortir du chômage en conséquence. Afin de prendre en compte ces éléments, nous examinons dans le paragraphe suivant une extension du modèle élémentaire de recherche d'emploi qui permet un traitement plus adapté de l'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage.

1.2.3 Extension du modèle élémentaire de recherche d'emploi : exploration du rôle explicatif d'un concept de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Dans les sections précédentes, nous avons exposé un modèle simplifié de recherche d'emploi, qui nous a permis de démontrer comment la théorie de la recherche d'emploi analyse le processus de recherche d'emploi dans lequel les chômeurs s'engagent en ayant seulement une information imparfaite sur les emplois offerts sur le marché du travail. Les hypothèses sur lesquelles s'appuie ce modèle simplifié sont très restrictives, ce qui a amené certains auteurs à les considérer comme inappropriées à la modélisation du comportement des demandeurs d'emploi (ex. Mortensen, 1986, p. 854), ce qui a conduit à l'émergence de nombreuses extensions du modèle de base de recherche d'emploi, qui permettent une modélisation plus réaliste du comportement des chercheurs d'emploi (voir, par exemple, Devine et Kiefer (1991) pour une revue des diverses extensions, et plus récemment, Eckstein et van den Berg (2007)). Parce que c'est l'estimation des effets de allocations sur la probabilité de sortie du chômage et sur la durée des épisodes de chômage qui constitue notre objectif premier dans cette thèse, nous nous penchons ici uniquement sur une extension possible du modèle de base qui permet la prise en compte plus adéquate du rôle que jouent les allocations chômage dans la décision des chômeurs de rester au chômage ou d'accepter un emploi.

Nous développons dans ce paragraphe l'extension du modèle de base de recherche d'emploi à un modèle théorique qui relaxe l'hypothèse de stationnarité des gains nets de recherche d'emploi qu'espère le chômeur. Nous considérons que, afin de permettre une analyse rigoureuse de l'élasticité des durées de chômage par rapport aux allocations chômage, le cadre théorique doit considérer non pas des allocations chômage d'un montant constant et d'une durée infinie, mais des allocations dont le niveau diminue avec le temps

passé au chômage et dont la durée de versement aux individus ayant droit à percevoir ces indemnités est finie. De plus, le modèle théorique doit prendre en compte le fait que les chômeurs anticipent les variations des allocations chômage qu'ils pourront percevoir. Afin de satisfaire cette deuxième exigence, nous définissons dans le paragraphe 1.2.3.1 le concept de profil attendu d'indemnisation du chômage, notion qui constitue une originalité de cette thèse. Nous présentons ensuite (dans le paragraphe 1.2.3.2) un modèle de recherche d'emploi qui prend en compte la dégressivité des allocations chômage.

1.2.3.1 Caractérisation de l'évolution avec le temps des allocations chômage au moyen de profils attendus d'indemnisation du chômage

L'hypothèse posée par le modèle de recherche d'emploi élémentaire selon laquelle les allocations chômage sont constantes et octroyées pour une durée illimitée est mise à défaut par les règles d'indemnisation du chômage qui sont en vigueur dans la plupart des pays européens : une revue des textes législatifs, réglementaires et administratifs régissant l'indemnisation d'assurance chômage dans les pays EU15 pendant la deuxième moitié des années „90 indique[36] que, à l'exception de la Belgique, aucun des systèmes d'indemnisation du chômage ne prévoyait à cette période l'octroi d'allocations chômage illimitées dans le temps[37]. Pour une proportion importante de chômeurs dans ces pays, non seulement les allocations chômage auxquels ils étaient éligibles cessent après un certain temps, mais les montants d'allocations sont dégressifs par paliers avant d'arriver à leur fin. Il est dès lors important, eu égard à ces règles d'indemnisation d'assurance chômage, de considérer dans notre modèle de recherche d'emploi non pas un montant constant b des gains de recherche d'emploi comme nous l'avons fait dans le paragraphe 1.1, mais un montant d'allocations variable avec le temps passé au chômage, et donc une spécification plus flexible de l'effet des revenus du chômage sur la durée de chômage.

[36] Nous présentons dans l'Annexe 1 la revue des règles d'indemnisation du chômage en vigueur dans les neuf pays que nous incluons dans notre analyse empirique de l'impact des indemnités de chômage sur les durées individuelles de chômage.

[37] Depuis, la Belgique en est venue aussi à limiter la durée maximale d'indemnisation au titre de l'assurance chômage.

Notre revue des règles d'indemnisation du chômage dans les neuf pays de l'EU15 que nous analysons dans cette thèse a montré que les allocations chômage peuvent varier pour un même individu au cours de la période de chômage, tout comme entre différents individus qui sont soumis à des règles d'indemnisation différentes. A chaque moment de l'épisode de chômage, ces variations peuvent être décrites par deux paramètres : premièrement, le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage, et deuxièmement la durée potentielle d'indemnisation du chômage à différents taux de remplacement, calculé au moment de l'entrée au chômage.

Mais les règles d'indemnisation du chômage ne prévoient pas une évolution des taux de remplacement au cours de la période maximale d'indemnisation qui soit spécifique à chaque individu en particulier : cette évolution est spécifique à des sous-groupes de chômeurs définis par des caractéristiques socio-économiques (ex. âge, présence d'enfants à charge, etc.) et par leur durée de contribution aux fonds publics d'assurance chômage dans chacun des pays. En posant l'hypothèse que les chômeurs sont parfaitement informés[38] au moment de leur entrée au chômage quant à leurs droits à l'indemnisation octroyés selon les règles d'indemnisation en vigueur, dans notre analyse nous regroupons les chômeurs dans des « profils attendus d'indemnisation du chômage » distincts.

Afin de définir le concept de profil attendu d'indemnisation du chômage, la démarche que nous avons suivie est la suivante : nous définissons tout d'abord le « taux attendu de remplacement », fonction du temps passé au chômage, comme le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations de chômage auquel un chômeur aurait droit, selon les dispositions en vigueur au moment de l'entrée au chômage, à chaque moment pendant sa période d'indemnisation. La « durée potentielle d'indemnisation » désigne la longueur totale de l'intervalle temporel pendant lequel le chômeur peut espérer, toujours en vertu des dispositions en vigueur au moment de son entrée au chômage, percevoir des allocations d'assurance chômage. Le croisement, au sein de chaque pays analysé, des taux attendus de

[38] Cette hypothèse est l'une de celles qui sont posées couramment dans la théorie de la recherche d'emploi.

remplacement et des durées potentielles d'indemnisation des chômeurs définit les profils attendus d'indemnisation du chômage[39].

A titre d'illustration, prenons d'abord l'exemple des chômeurs en Italie : selon les dispositions en vigueur, si un chômeur satisfait à un certain nombre d'exigences qui conditionnent l'octroi des droits à l'indemnisation du chômage (par exemple, une durée de cotisation de 12 mois au cours des 24 derniers mois), il pourra s'attendre, au moment de son entrée au chômage, à percevoir une allocation de chômage égale à 30% de son salaire antérieur (c'est le taux attendu de remplacement) pendant une période de 6 mois (c'est la durée potentielle d'indemnisation). Le chômeur ayant rempli les critères d'octroi de l'indemnisation du chômage et s'attendant donc à cette indemnisation sera classifié comme appartenant à un profil, disons « A1 ». Par contraste, un chômeur n'ayant pas satisfait aux critères d'octroi de l'indemnisation sera caractérisé par un autre profil, « A0 ». En Italie, seuls ces deux profils attendus d'indemnisation sont à distinguer.

Dans les autres pays que nous analysons, les règles d'indemnisation du chômage sont généralement plus complexes. Au Portugal par exemple, le taux attendu de remplacement est de 65% pour tous les chômeurs indemnisés, et ce à chaque moment de leur période d'indemnisation, mais, selon leur âge et leur durée de contribution à l'assurance chômage, les travailleurs se trouvant au chômage dans ce pays peuvent s'attendre[40] à des durées d'indemnisation de 10, 12, 15, 18, 21, 24 ou 27 mois. Ces dispositions régissant l'indemnisation du chômage donnent ainsi lieu à huit profils attendus d'indemnisation du chômage distincts : sept profils (« B1 » à « B7 ») avec un taux de remplacement de 65% mais des durées différentes (de 10 à 27 mois), et un profil « B0» qui correspond aux chômeurs non indemnisés.

Les dispositions d'indemnisation du chômage en vigueur en Grèce prévoient un taux attendu de remplacement variable selon l'occupation précédente du chômeur (ouvrier ou

[39] Les profils prennent en compte toutes les variations possibles du taux de remplacement avec le temps passé au chômage jusqu'au moment de l'épuisement des allocations chômage, mais ils sont définis de manière statique, au sens où un épisode de chômage est associé à un seul profil, et ce dès le début de l'épisode de chômage.

[40] La législation concernant l'indemnisation du chômage a changé au Portugal en mai 1999. Les exemples de profils attendus d'indemnisation du chômage que nous citons ici s'appliquent aux épisodes ayant commencé dans la période précédant mai 1999.

employé) et une durée potentielle d'indemnisation qui est fonction de l'âge du chômeur et de la période pendant laquelle des contributions ont été payées à l'assurance chômage. Le croisement de ces critères conduit à la différenciation en Grèce de onze profils attendus d'indemnisation du chômage parmi les chômeurs ayant déjà travaillé[41].

Notons qu'en Grèce, en France et en Espagne (mais, dans ce dernier pays, seulement pour certaines catégories de chômeurs), le taux attendu de remplacement est constant pendant une certaine période de temps, puis s'ensuit une nouvelle période d'indemnisation à un taux de remplacement moindre, et ainsi de suite. Nous prenons en compte ces variations temporelles et si, pour une même durée potentielle d'indemnisation totale, les taux attendus de remplacement suivent diverses évolutions avec le temps, nous distinguons des profils différents pour chacune des trajectoires prévues par les dispositions en vigueur.

Dans ce paragraphe, nous avons présenté et illustré la définition que nous donnons au concept de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage[42]. Après avoir mis en évidence que les règles d'indemnisation du chômage dans les pays que nous analysons prévoient une dégressivité par paliers des allocations chômage, nous nous attachons dans le paragraphe suivant à présenter un modèle de recherche d'emploi qui prenne en compte cette dégressivité de l'indemnisation accordée aux chômeurs.

---

[41] La Grèce offre une indemnisation de chômage aux jeunes âgés de 20 à 29 ans ayant fini leurs études et entrant au chômage sans avoir jamais travaillé. Nous excluons de notre analyse ces chômeurs, car leur indemnisation ne s'inscrit pas dans la logique d'assurance chômage que nous étudions, et nous ne prenons donc pas en compte les profils attendus d'indemnisation du chômage les concernant (le montant des indemnités tient aussi compte du nombre d'enfants dans le ménage, ce qui donnerait lieu à de nombreux profils). Seuls quatre épisodes de chômage observés dans l'ECHP correspondent à des jeunes vivant en Grèce, âgés de 20-29 ans et qui n'ont jamais travaillé avant d'entrer au chômage.

[42] C'est au paragraphe 3.3.1 que nous décrivons comment les groupes de chômeurs caractérisés par différents profils attendus d'indemnisation du chômage ont été différenciés sur la base des données empiriques que nous exploitons.

1.2.3.2 Le processus de recherche d'emploi en présence d'allocations chômage dégressives par paliers

Dans le paragraphe précédent, nous avons indiqué que les règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en vigueur dans différents pays européens prévoient l'octroi d'allocations chômage qui varient avec la durée de chômage et nous avons défini des profils attendus d'indemnisation du chômage afin de caractériser l'évolution des allocations chômage auxquelles s'attendent les chômeurs indemnisés selon les mêmes règles. La prise en compte de la décroissance des allocations chômage nécessite l'adaptation du modèle de recherche d'emploi de base que nous avons présenté au paragraphe 1.2.1 et l'objectif de ce chapitre est de montrer comment nous définissons ce modèle généralisé de recherche d'emploi.

Des modèles théoriques de recherche d'emploi qui prennent en compte différents types de non stationnarité dans l'environnement des chercheurs d'emploi ont été proposés par Gronau (1971), Mortensen (1977), Burdett (1979), Lippman et McCall (1976b) ou encore van den Berg (1990). Mortensen (1977, 1986) propose un modèle de recherche d'emploi avec allocations chômage non stationnaires, où les gains nets au chômage et le taux d'arrivées d'offres d'emploi changent de manière discrète lorsque la durée de chômage atteint T unités de temps. Un résultat très important du modèle théorique développé par Mortensen est celui de montrer qu'un système d'indemnisation du chômage qui offre des indemnités pour une durée de temps limitée donne lieu à des effets d'incitation de retour à l'emploi au moment où les indemnités de chômage sont épuisées : le salaire de réservation que fixe le chômeur baisse avec l'approche de la fin de la période pendant laquelle le chômeur a droit à être indemnisé et, par conséquent, *le hasard de sortie du chômage augmente également jusqu'à un maximum au moment de l'épuisement des indemnités*.

Van den Berg (1990) présente un modèle encore plus général que le modèle de Mortensen (1977, 1986) : ce dernier ne permet qu'une baisse à zéro des allocations chômage au moment de l'épuisement de celles-ci ; en revanche, le modèle de van den Berg (1990) permet également des réduction progressive des allocations chômage au cours de l'épisode de chômage. Van den Berg (1990) présente également une dérivation rigoureuse des équations qui spécifient comment le salaire de réservation que fixent les chômeurs dépend de la durée passée au chômage. Pour la présentation, ci-dessous, du modèle de recherche d'emploi tenant

compte d'allocations chômage dégressives, nous nous appuyons sur les résultats montrés par Van den Berg (1990).

En situation de non stationnarité de l'environnement du chercheur d'emploi, c'est-à-dire lorsque change l'un des paramètres exogènes du processus de recherche d'emploi (les gains nets du chômage b, le taux d'arrivée des offres de taux de salaire λ et la distribution des salaires $F(w)$ ou le facteur d'escompte β), le salaire de réservation fixé par l'individu n'est plus constant avec le temps. Ainsi, l'équation (9) ne caractérise plus la stratégie optimale de recherche d'emploi, et une nouvelle équation, qui prenne en compte les variations avec le temps du salaire de réservation, doit être spécifiée.

Dans la spécification de l'équation du salaire de réservation que nous présentons dans ce qui suit, nous considérons les individus parfaitement informés, dès leur entrée au chômage, quant à l'évolution future des allocations chômage qu'ils ont le droit de percevoir. Nous considérons $b(t)$ la fonction caractérisant la valeur des allocations chômage à chaque moment du temps, et la fonction $x(t)$ qui donne la valeur du salaire de réservation à chaque moment t. Van den Berg (1990) montre que $x(t)$ est une fonction de temps unique, bornée et continue, qui peut être dérivée à chaque point où $b(t)$ est continue. Cette dérivée s'écrit :

$$x'(t) = r \cdot x(t) - r \cdot b(t) - \lambda \cdot Q(x(t); t) \qquad (22)$$

où r est le taux d'intérêt pris en compte pour définir le taux d'escompte des revenus futurs (voir le paragraphe 1.2.1.1) et $Q(x(t); t)$ est défini, en considérant $h(w)$ la densités de la distribution des offres de salaire, comme :

$$Q(x(t); t) = \int_{x(t)}^{+\infty} \big(w - x(t)\big)\, dh(w) = \int_{x(t)}^{+\infty} \overline{H}\,(w) dw \text{ avec } \overline{H}(w) = 1 - h(w)$$

L'équation (22) montre que la stratégie optimale de recherche d'emploi d'un chômeur qui est confronté à des baisses des allocations chômage n'est plus caractérisée par un seul salaire de réservation, comme c'était le cas pour la recherche d'emploi dans un environnement stationnaire, mais est décrite par une série de salaires de réservation, dont nous allons étudier les caractéristiques.

Dans le cas particulier de la dégressivité par paliers des allocations chômage, la détermination de la série de salaires de réservation est beaucoup simplifiée en considérant

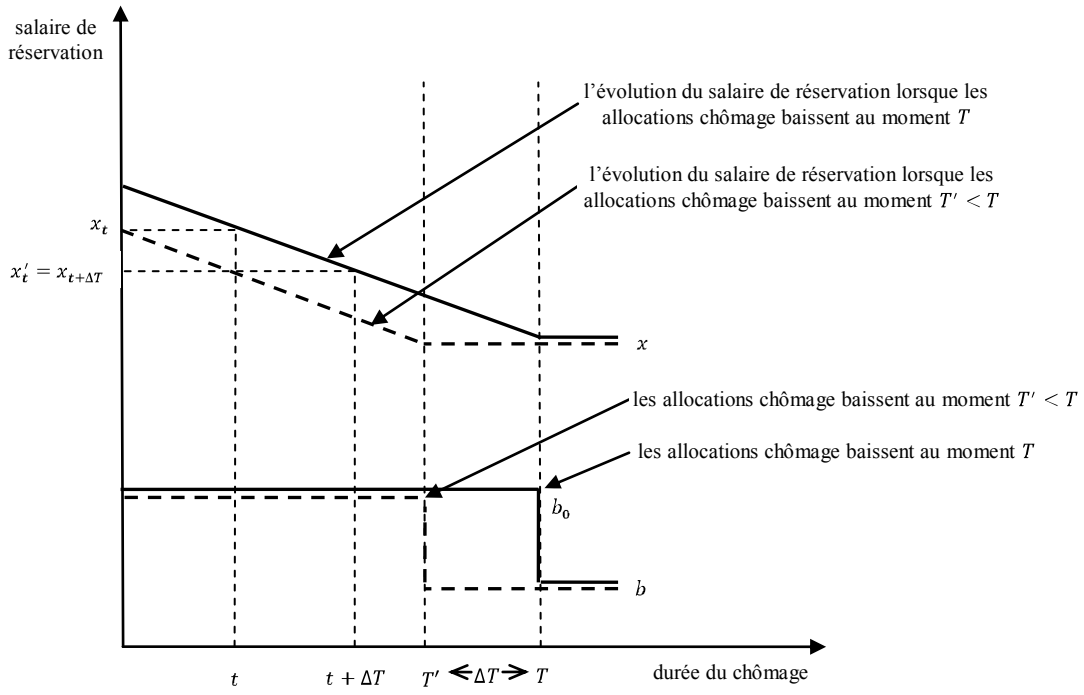
que l'axe du temps peut être divisé en intervalles temporels au cours desquels les allocations chômage sont constantes. A l'intérieur de chacun de ces intervalles, l'environnement économique du chômeur est stationnaire et les résultats présentés au paragraphe 1.2.1 sont valables. Le « découpage » du temps selon les variations des allocations chômage en T périodes de chômage, conduit à isoler un dernier intervalle temporel, au-delà des T périodes de chômage où les allocations chômage ne varient plus et où le salaire de réservation est constant. Ce dernier salaire de réservation est déterminé selon l'équation (9). Van den Berg (1990) suggère que, pour les périodes précédentes, pour chaque intervalle temporel où le salaire de réservation est constant, le salaire de réservation correspondant peut être déterminé en appliquant une résolution rétrograde (en anglais « backward induction »)[43].

Il a été démontré moyennant cette méthode de résolution rétrograde que la série de valeurs du salaire de réservation est décroissante jusqu'à la période T, et que, pour toutes les périodes t>T, le salaire de réservation se fixe à une limite inférieure qui est donnée par le salaire de réservation indiqué par le modèle élémentaire de recherche d'emploi. La baisse du salaire de réservation au fur et à mesure que le niveau des allocations chômage diminue par paliers est illustrée dans le Graphique 4 ci-dessous[44] :

[43] Cette résolution est effectuée par Cahuc et Zylberberg (1996, p. 77).

[44] Nous adaptons ce graphique à partir de Cahuc et Zylberberg (1996).

Graphique 4 – Effets de la dégressivité des allocations chômage sur l'évolution du salaire de réservation fixé par le chômeur



Le Graphique 4 met en évidence que les individus anticipent la diminution de leurs allocations chômage et réduisent leur salaire de réservation *progressivement* jusqu'au moment de l'épuisement des allocations chômage ($x'_t < x_t$), et gardent ensuite un salaire de réservation constant (x), qui correspond au minimum de la série de salaires de réservation. Comme les chômeurs diminuent leur salaire de réservation au fur et à mesure que les allocations chômage baissent, ce modèle de recherche d'emploi prédit que, toutes autres choses égales par ailleurs, en présence d'allocations chômage dégressives, *le taux de sortie du chômage est croissant avec la durée passée au chômage jusqu'à la date d'épuisement des indemnités, et constant ensuite*.

Il s'agit ici de la prédiction standard du modèle de recherche d'emploi qui considère les allocations chômage finies dans le temps. Elle découle de la prise en compte du caractère limité dans le temps des allocations chômage que peut percevoir un chômeur. Mais si les modèles de Mortensen et de van den Berg sont en accord concernant cet effet qu'ont les allocations chômage de diminuer la durée attendue de chômage via une réduction du salaire de réservation des chômeurs indemnisés, Mortensen (1977) signale l'existence d'un effet

indirect des allocations chômage, qui affecte surtout les chômeurs non-indemnisés durant leur épisodes courant de chômage et les chômeurs approchant la perte de leurs droits. Cet effet, dit d'« éligibilité », est de sens contraire à celui que nous venons de décrire, et il constitue un effet des allocations chômage qui restent à acquérir dans l'avenir : parce que tous les systèmes d'assurance chômage exigent que les travailleurs aient contribué pendant une certaine période de temps aux fonds d'assurance chômage avant de pouvoir bénéficier des prestations d'assurance chômage, si les allocations chômage sont généreuses, cela incite les chômeurs à accepter un emploi afin qu'ils puissent bénéficier à l'avenir des allocations chômage. Du fait de l'existence de l'effet d'éligibilité, qui incite à la reprise d'un emploi, en même temps que l'effet contre-incitatif à l'emploi produit par la hausse du salaire de réservation en présence des allocations chômage, le signe de l'effet d'une hausse du niveau des allocations chômage sur la durée passée au chômage est incertain, car il dépend, comme le souligne Mortensen, de l'ampleur relative des deux effets (Mortensen, 1977, p. 506, p. 511).

Le Graphique 4 permet non seulement d'étudier l'effet, sur le salaire de réservation, d'une diminution du niveau des allocations chômage, mais aussi celui d'une diminution de la durée maximale d'indemnisation : il met en évidence qu'une baisse de la durée d'indemnisation du chômage a pour effet de diminuer, pour une même ancienneté au chômage, le salaire de réservation : si la durée pendant laquelle le chômeur perçoit une allocation chômage b_0 est de $T' = T - \Delta T$ au lieu de T, le salaire de réservation x_t' de ce chômeur est décalé de ΔT par rapport au salaire de réservation x_t que se fixerait le chômeur s'attendant à percevoir des indemnités de chômage jusqu'au moment T. Ainsi, pour tout $t \leq T'$, $x_t' = x_{t+\Delta T}$ et, pour tout $t > T$, $x_t' = x_t$. La baisse du salaire de réservation conduit à attendre une *diminution de la durée attendue de chômage* lorsque les allocations chômage perçues par un chômeur diminuent.

Ces prédictions du modèle de recherche d'emploi non stationnaire ne sont pas en contradiction avec celles proposées par le modèle de recherche d'emploi élémentaire, puisqu'elles les généralisent, mais elles permettent de nuancer les prédictions du modèle de base : elles suggèrent que les chômeurs confrontés aux mêmes taux attendus de remplacement et aux mêmes durées potentielles d'indemnisation de chômage auront un comportement de recherche d'emploi similaire. Nous prenons en compte cette similarité des comportements de recherche d'emploi de certains groupes de chômeurs en introduisant la

notion de profils attendus d'indemnisation du chômage dans notre modèle théorique et en choisissant de spécifier un modèle empirique multiniveaux, qui permet de prendre en compte l'existence de corrélations entre les durées des épisodes de chômage associés au même profil attendu d'indemnisation du chômage.

Dans ce paragraphe, nous avons présenté un modèle de recherche d'emploi qui permet de prendre en compte la décroissance des allocations chômage perçues par les individus se trouvant au chômage. Une analyse des règles d'indemnisation du chômage en vigueur dans plusieurs pays européens nous a permis de définir, dans le paragraphe 1.2.3.1, la notion de profils attendus d'indemnisation du chômage, profils qui caractérisent les variations avec le temps des allocations chômage que les individus qui entrent au chômage s'attendent à percevoir. Le paragraphe 1.2.3.2 a montré la spécification d'un modèle de recherche d'emploi non stationnaire et il en a déduit qu'en présence d'allocations chômage qui varient avec le temps passé au chômage, le salaire de réservation dépend lui-même de la durée passée au chômage. Toutes autres choses égales par ailleurs, le modèle prédit une diminution de la durée moyenne de chômage avec la baisse de la durée potentielle d'indemnisation du chômage. La prédiction concernant l'effet d'une augmentation du niveau des allocations chômage sur le taux de sortie du chômage est plus ambiguë.

Conclusion du chapitre

Dans ce chapitre, nous avons passé en revue les théories économiques qui sous-tendent l'étude de l'effet des allocations chômage sur la durée individuelle du chômage. Les deux théories que nous avons examinées se basent sur des hypothèses très différentes, mais offrent des prédictions similaires concernant l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage.

La première section de ce chapitre a brièvement passé en revue le modèle néoclassique du choix travail-loisir et a indiqué ses prédictions concernant l'effet qu'ont les indemnités de chômage sur les décisions d'offre de travail et sur la durée individuelle de chômage : l'augmentation du revenu non marchand par la perception d'allocations chômage augmente le salaire de réserve, rend plus attractive l'inactivité économique et donc réduit la probabilité qu'un individu travaille, et prolonge la durée de chômage. Mais l'approche statique de la décision individuelle d'offre de travail dans le modèle néoclassique du choix travail-loisir, et l'hypothèse de l'information parfaite dont le chômeur disposerait quant aux salaires offerts sur le marché de travail, qui ne permet pas d'expliquer l'existence du phénomène de chômage, limitent l'attrait de l'utilisation de ce modèle théorique dans le cadre de l'étude des facteurs qui influencent les durées individuelles de chômage.

La théorie de la recherche d'emploi, dont le modèle de base a fait l'objet de la deuxième section, permet de relaxer certaines hypothèses restrictives imposées par le modèle néoclassique du choix travail-loisir, et ainsi de modéliser le comportement des individus sur un marché du travail concernant lequel ils n'ont qu'une information imparfaite. Les durées individuelles de chômage sont analysées en tant que périodes de temps pendant lesquelles les individus se renseignent sur leurs perspectives de gain sur le marché du travail. Les chômeurs sont supposés poursuivre l'objectif de maximiser la valeur présente de l'espérance de revenu selon une stratégie optimale de recherche d'emploi.

En analysant la durée individuelle de chômage comme un processus de décision séquentielle d'acceptation ou de refus d'une offre de taux de salaire à chaque intervalle temporel, la théorie de la recherche d'emploi montre que la stratégie optimale est une règle de décision utilisée par le demandeur d'emploi selon un salaire de réservation : un chômeur rejettera toutes les offres se situant en dessous de la valeur critique qu'est le salaire de réservation, et acceptera la première offre de salaire qui dépassera ce seuil.

Après avoir montré comment cette théorie rend compte de la période de temps que chaque individu passe au chômage, l'impact de chacun des paramètres exogènes du modèle de recherche d'emploi sur le salaire de réservation a été analysé. Nous avons indiqué comment, à partir des dépendances établies entre le salaire de réservation et les facteurs exogènes du modèle, la théorie de la recherche d'emploi permet de construire des attentes concernant la probabilité de sortie du chômage et la durée moyenne de chômage. Les prédictions qu'offre le modèle élémentaire de la théorie de la recherche d'emploi sont celles d'une distribution exponentielle des durées individuelles de chômage, celle d'une valeur attendue de la durée de chômage égale à l'inverse de la probabilité de sortie du chômage et finalement celle concernant une relation positive entre les taux attendus de remplacement et la durée individuelle de chômage.

Nous nous sommes ensuite penchée sur une extension du modèle élémentaire qui étudie l'effet des allocations chômage sur la durée de chômage en tenant compte de la décroissance des allocations chômage : les allocations chômage ne sont octroyées que pour une durée limitée et, dans certains pays, elles sont dégressives par paliers. Les règles d'indemnisation d'assurance chômage en vigueur dans les différents pays européens créent des groupes de chômeurs qui s'attendent à une même évolution avec la durée de chômage de leurs allocations chômage. Ce constat nous a conduite à définir des « profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage », qui caractérisent l'évolution des allocations chômage au cours de la période d'indemnisation du chômage.

Afin de modéliser l'effet, sur le salaire de réservation, de la variation des allocations chômage perçues par les individus, nous avons développé un modèle théorique de recherche d'emploi non stationnaire qui prend en compte la dégressivité par paliers des allocations chômage. Ce modèle de recherche d'emploi, plus adapté à la réalité des règles d'indemnisation du chômage, offre la prédiction d'un raccourcissement des durées de chômage, toutes choses égales par ailleurs, au moment où les allocations chômage baissent. L'effet, sur les durées de chômage, d'une baisse des taux attendus de remplacement du salaire antérieur par les allocations chômage, est ambigü.

Ayant énoncé, dans ce chapitre, des prédictions théoriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage, il convient d'examiner maintenant quels sont les résultats obtenus par les études empiriques analysant l'élasticité de la durée du

chômage par rapport au niveau et la durée potentielle des allocations chômage. Dans le chapitre suivant, nous réalisons une revue de cette littérature empirique.

Chapitre 2 Synthèse des travaux empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage

Dans le chapitre précédent, nous avons montré comment les théories économiques existantes permettent de modéliser l'effet des allocations chômage sur la durée passée au chômage. En raison des possibilités qu'elle ouvre en termes de modélisation proche de la réalité du processus de recherche d'emploi, nous avons décrit plus en détail la théorie de la recherche d'emploi et le modèle simplifié d'analyse qu'elle propose, qui constituent l'appui théorique de la quasi-totalité des analyses empiriques de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage. Nous avons indiqué qu'en posant un certain nombre d'hypothèses, qui simplifient à la fois le comportement du chômeur et l'environnement de la recherche d'emploi, le modèle élémentaire de recherche d'emploi suggère que plus les allocations chômage sont généreuses, plus le salaire de réservation est important, et plus la probabilité d'accepter un emploi est faible et la durée moyenne de chômage est prolongée. Les modèles non-stationnaires, qui prennent en compte le caractère fini de l'indemnisation du chômage et, dans certains cas, l'évolution dégressive par paliers des allocations chômage octroyées par les systèmes d'indemnisation du chômage des pays européens, raffinent ces prédictions : les allocations chômage engendrent une augmentation du salaire de réservation au moment de l'entrée au chômage, puis une majoration de plus en plus faible de celui-ci, accompagnée d'une augmentation de la probabilité de sortie du chômage jusqu'au moment de l'épuisement des allocations chômage.

Cet effet est supposé s'accompagner, à l'approche de la fin de la période d'indemnisation, d'un effet d'incitation à la reprise d'un emploi : pour le chômeur en fin de droits, l'éligibilité future à des allocations chômage dépend toujours[45] de l'acceptation d'un emploi et du payement de cotisations à l'assurance chômage pendant une période donnée. De ce fait, à l'approche de la fin de la période d'indemnisation associée à un épisode de

[45] Une période de cotisation minimale est imposée dans tous les systèmes d'assurance chômage que nous analysons. Si, du moins dans la deuxième moitié des années „90, dans certains pays tels que le Luxembourg et la Grèce, une indemnisation de chômage était octroyée également à des jeunes chômeurs en fin d'études qui n'auraient jamais travaillé, à l'approche de la fin de leurs droits, ces jeunes devraient, de même que les travailleurs plus âgés, accepter un emploi et cotiser pendant une période minimale pour acquérir des droits futurs à l'assurance chômage.

chômage, plus les allocations chômage restant à acquérir par l'individu à l'avenir sont généreuses, plus la probabilité d'accepter un emploi augmente et la durée de chômage est raccourcie.

Sur la base de ces prédictions théoriques qu'offre la théorie de la recherche d'emploi, une riche littérature empirique a été consacrée à l'analyse de l'impact des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage. Ces analyses se placent, dans leur vaste majorité, dans le cadre d'une approche réduite[46]. Elles étudient l'effet, sur le hasard de sortie du chômage, des allocations chômage, sans estimer les autres paramètres qui, selon de la

[46] L'approche réduite s'oppose à l'approche structurelle (l'Annexe 2 montre, en utilisant une écriture mathématique, la relation qui existe entre ces deux types de modèles). Les modèles structurels estiment le hasard de sortie du chômage en même temps que d'autres paramètres du modèle théorique postulé par la théorie de la recherche d'emploi, tels que le salaire de réservation de chaque travailleur, le taux d'arrivée des offres d'emploi, le taux d'escompte et la distribution des offres de salaire (Blau et Robins, 1986 ; Jensen et Westergård-Nielsen, 1987 ; Stern, 1989, van den Berg, 1990). L'intérêt d'appliquer un modèle structurel tient au fait qu'en estimant simultanément tous les paramètres, ces modèles permettent d'isoler l'importance relative du taux d'arrivée des offres d'emploi et de la probabilité d'acceptation d'une offre dans l'explication de la variance des durées de chômage (Devine et Kiefer, 1991, p. 201). En contrepartie, l'identification de ces modèles nécessite l'application de restrictions fortes, qui sont pour partie dictées par la formulation théorique particulière choisie pour le modèle de recherche d'emploi (par exemple, modéliser comme un choix des chômeurs le nombre optimal d'offres par unité temporelle) et pour partie arbitraires (ex. l'allure de la distribution des offres de salaire à laquelle sont confrontés les chômeurs). S'agissant de la question précise de l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage, Mortensen (1990) présente un modèle structurel qui dérive, à partir de la théorie de la recherche d'emploi, des prédictions concernant l'ampleur de l'effet de l'assurance chômage sur le salaire de réservation ; mais l'auteur ne poursuit pas l'estimation, sur la base de données empiriques, de l'élasticité de la durée du chômage par rapport aux allocations chômage. La raison pour laquelle l'approche structurelle n'est que peu utilisée pour l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage est que les hypothèses simplificatrices qu'impose l'estimation de ce type de modèles (afin d'éviter de trop grandes difficultés de calcul) influencent la valeur même du paramètre d'intérêt, à savoir l'effet de l'allocation chômage sur la durée du chômage. Par conséquent, toute hypothèse inadéquate posée par le chercheur biaiserait d'emblée l'effet estimé. Lors de l'estimation des modèles en forme réduite, les contraintes qui sont imposées aux données sont moindres, ce qui permet une modélisation plus flexible des effets d'intérêt et rend plus attrayante l'application de ce type de modèles afin d'estimer l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage ; mais le prix à payer est que l'on ne peut pas donner une interprétation causale aux effets estimés par un modèle en forme réduite.

théorie de la recherche d'emploi, influencent la durée du chômage lorsqu'une stratégie optimale de recherche d'emploi est utilisée par les chômeurs[47].

Dans les modèles réduits, l'objectif est d'examiner, sur la base de données empiriques concernant les durées de chômage observées pour des chômeurs ayant différentes caractéristiques, la fonction de hasard de sortie du chômage, considérée comme la multiplication de la probabilité que le chômeur reçoive une offre d'emploi et de la probabilité qu'il accepte une offre qui lui est faite. La fonction de hasard est modélisée en fonction d'un certain nombre de facteurs explicatifs, considérés comme exogènes. Il est utile de remarquer ici le lien faible entre la théorie de la recherche d'emploi et les analyses empiriques en forme réduite : en fait, ces modèles font appel à la théorie de la recherche d'emploi uniquement afin de déterminer quels facteurs sont susceptibles d'influencer le hasard de sortie du chômage[48].

Nous examinons dans ce chapitre comment l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage a été modélisé dans la littérature existante (section 2.1) et quels ont été les résultats obtenus par ces études empiriques (section 2.2).

[47] Des études qui estiment l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage par des modèles structuraux sont présentées par Lancaster et Chesher (1982), Narendranathan et Nickell (1985), van den Berg (1990) et Cases et Lollivier (1994). Narendranathan et Nickell (1986) discutent les difficultés méthodologiques soulevées par l'approche structurelle lors de l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage. Une revue récente de ces travaux est donnée par Eckstein et van den Berg (2007).

[48] Par contraste, un modèle structurel fait un usage plus large des prédictions de la théorie de la recherche d'emploi en estimant simultanément les élasticités entre les différents facteurs explicatifs du modèle de recherche d'emploi, et ceci à partir de l'équation définissant le salaire de réservation en fonction ces facteurs exogènes du modèle de recherche d'emploi (il s'agit du montant des allocations chômage, du facteur d'escompte, du taux d'arrivée d'offres d'emploi et de la distribution des salaires offerts au chômeur).

2.1 Revue des méthodes employées dans la littérature empirique

Notre revue des méthodes mobilisées par les études empiriques de la relation entre les allocations chômage et la durée des épisodes de chômage examine tout d'abord les stratégies d'identification que la littérature existante a exploitées. Ceci nous permet de mettre en évidence un usage très fréquent par les études plus récentes des méthodes quasi-expérimentales, usage qui n'est pas signalé par les synthèses antérieures de la littérature qui nous intéresse ici. Chacune des différentes approches à l'identification de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage est, à différents degrés, sensible à l'influence de facteurs non observés, et nous avons donc consacré le deuxième paragraphe à la discussion du traitement qu'a reçu dans les différentes études l'effet des éventuels facteurs omis. L'objet du troisième paragraphe est de montrer quelles spécifications ont été choisies pour modéliser l'effet des allocations chômage par les différents auteurs, et d'éclairer la notion de taux de remplacement, qui est souvent utilisée dans la littérature empirique mais dont les définitions sont très diverses.

Nous limitons notre revue de littérature aux études exploitant des données micro-économiques[49]. Il s'agit essentiellement de données individuelles issues de fichiers administratifs, d'enquêtes en coupe ou de panels, qui renseignent sur les caractéristiques socio-économiques des individus et leur recherche d'emploi. L'unité d'analyse est l'épisode de chômage, défini comme le laps de temps entre le moment où l'individu commence sa recherche d'emploi et le moment où l'individu effectue sa première transition[50] vers l'emploi ou vers l'inactivité économique. Les facteurs explicatifs typiquement pris en compte par ces études pour expliquer la durée individuelle de chômage incluent des caractéristiques individuelles qui renseignent sur la productivité du chômeur (par exemple, l'âge, le niveau d'éducation atteint, l'état de santé, etc.), des variables décrivant la situation familiale et la

[49] Un autre courant de la littérature empirique analysant l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage exploite des séries temporelles sur données agrégées (par exemple, Bjorklund, 1978). Mais ces études s'intéressent à l'effet des variations, au fil du temps, des paramètres des systèmes d'indemnisation du chômage, sur les flux agrégés d'entrée et de sortie du chômage, alors que notre intérêt dans cette thèse porte sur l'impact des allocations chômage sur les durées individuelles de chômage.

[50] Si, pendant la période d'observation, un même individu entre et sort plus d'une fois du chômage, chaque période ininterrompue de temps qu'il passe au chômage est considérée comme un épisode de chômage à part.

composition du ménage dans lequel vit le chômeur[51], la demande locale de travail et les revenus de l'individu, lorsqu'il est respectivement au chômage et en emploi.

2.1.1 Les stratégies d'identification de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage

Afin d'estimer empiriquement l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage, les études existantes ont employé essentiellement deux types de stratégies d'identification. La première de ces stratégies consiste à exploiter l'existence des réformes apportées aux systèmes d'indemnisation du chômage et à comparer, souvent sur la base de données administratives, les probabilités de sortie du chômage des chômeurs indemnisés selon les anciennes et selon les nouvelles règles d'indemnisation mises en œuvre. La deuxième stratégie d'identification consiste à étudier, au moyen d'une enquête ou d'enregistrements administratifs, des chômeurs qui, à moment donné, sont indemnisés à un niveau différent et/ou pour des périodes de temps variables. Dans les deux paragraphes suivants, nous classifions les études empiriques selon l'approche d'identification à laquelle elles ont fait appel, tout en discutant les avantages et les inconvénients de chacune de ces stratégies.

[51] Deux arguments ont été mis en avant par la littérature pour suspecter une influence du statut familial sur la durée du chômage. Un premier argument est que le statut familial influence la durée de chômage indirectement, par le biais de la demande de travail : il est possible que les employeurs utilisent le statut familial des travailleurs en tant que signal de la productivité des travailleurs (les exemples de la littérature de la fin des années '70 sont fortement influencés par une vision normative des statuts sociaux : le fait d'être marié est supposé signaler aux employeurs que le travailleur est sérieux et fiable (Lancaster et Nickell, 1980), et inversement, le célibat est censé être associé à des caractéristiques négatives du chômeur, telles que l'alcoolisme (Nickell, 1979a)). Même si nous n'adhérons pas à cette vision normative, nous considérons que, dans la mesure où le statut familial d'un chômeur joue un rôle de signal de la productivité du travailleur, il peut influencer le nombre d'offres d'emploi qui sont offertes au chômeur et, par conséquent, sa probabilité de sortie du chômage. Le deuxième argument est lié à l'impact que le statut familial du chômeur peut avoir sur son offre de travail : le revenu du conjoint, quand ce dernier existe, ou au contraire, le fait qu'il est au foyer, pèse dans la décision du chômeur de reprendre ou non un emploi, ou de le reprendre plus ou moins vite.

2.1.1.1 Mise en évidence de l'effet des allocations du chômage par l'analyse des conséquences des réformes des règles d'indemnisation

Le premier type d'approche, qui consiste à exploiter une variation dans les règles d'indemnisation applicables à une même population, variation introduite par une réforme politique, est mis en œuvre aux Etats-Unis, entre autres, par Classen (1977), qui analyse les effets d'une augmentation du taux hebdomadaire des allocations chômage en Pennsylvanie, et par Card et Levine (2000), qui examinent une prolongation temporaire des allocations chômage dans l'état de New Jersey. En Europe, Winter-Ebmer (1998), Lalive et Zweimüller (2004), Lalive et al. (2006) et Lalive (2007, 2008) étudient les conséquences d'une réforme prolongeant la durée de l'indemnisation du chômage en Autriche. Hunt (1995) analyse une réforme des durées potentielles d'indemnisation en Allemagne. Van Ours et Vodopivec (2006) examinent les conséquences d'une diminution de la durée maximale d'indemnisation en Slovénie. Carling et al. (2001) et Bennmarker et al. (2005) se penchent sur les conséquences de plusieurs réformes du montant des allocations chômage en Suède. Enfin, Prieto (2000) et Dormont et al. (2001) analysent les effets d'une réforme du système d'indemnisation du chômage en France.

La validité de la mesure d'un effet des allocations chômage identifié en comparant les durées de chômage avant et après un changement dans les règles d'indemnisation repose entièrement sur l'hypothèse selon laquelle à l'exception des règles d'indemnisation, tous les facteurs qui influencent les durées observées restent inchangés, ou, s'ils varient, leur variation est mesurée et incluse dans le modèle économétrique[52]. Si ces conditions sont satisfaites, le chercheur peut attribuer une éventuelle variation de la durée moyenne de chômage après le changement des règles d'indemnisation (par rapport à la situation précédant le changement des règles) à un effet de la réforme des règles d'indemnisation. Dans le cas des études de Classen (1977) et Prieto (2000), ces conditions ne sont pas remplies : l'analyse de Classen fait l'hypothèse qu'une modification du montant hebdomadaire d'allocations chômage

[52] Ceci concerne autant les offres d'emploi pour les chômeurs que leurs caractéristiques individuelles. Si les caractéristiques des individus qui sont indemnisés selon la réglementation « avant réforme » sont différentes des caractéristiques des individus indemnisés dans la réglementation « après réforme », une différence entre les durées de chômage des deux cohortes peut aussi bien être le résultat d'un biais de sélection que la conséquence du changement intervenu dans les règles d'indemnisation du chômage.

produit un effet linéaire sur le logarithme naturel de la durée du chômage, mais nous avons constaté que l'estimation de l'effet ne prend en compte aucun facteur de contrôle de l'évolution des conditions sur le marché du travail[53] avant et après la réforme des allocations de chômage en Pennsylvanie. En outre, l'effet de certaines caractéristiques individuelles telles que le niveau d'éducation atteint par les chômeurs, qui aurait pu ne pas être identique pour les travailleurs se trouvant au chômage avant et après la réforme et influencer la durée de chômage connue par les deux groupes, n'est pas pris en compte. Prieto (2000) estime à l'aide de deux modèles de durée l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage des chômeurs indemnisés en France : le premier est estimé sur la base d'un échantillon de chômeurs indemnisés au cours de la période 1986-1992, et l'autre sur la base des épisodes de chômage indemnisés au cours de la période 1992-1996. Comme le signalent

[53] L'influence du niveau de la demande de travail sur la probabilité de sortie du chômage est suggérée par la théorie de la recherche d'emploi, car la probabilité de sortie du chômage est considérée comme le produit de la probabilité de recevoir une offre de travail et celle de l'accepter, mais les analyses empiriques ne confirment pas à l'unanimité cette prédiction. Cette hypothèse d'une modération de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage par le niveau de la demande d'emploi est appuyée par les résultats de Moffitt (1985) aux Etats-Unis, qui trouve que l'effet contre-incitatif au travail d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage est moindre lorsque le taux de chômage est plus élevé, et par les travaux d'Arulampalam et Stewart (1995) au Royaume-Uni. Ces derniers comparent le hasard de sortie du chômage de deux cohortes différentes de chômeurs, l'une observée au cours d'une période caractérisée par un taux de chômage élevé et l'autre au cours d'une période à faible taux de chômage. L'étude met en évidence, en estimant deux modèles à hasards distincts (un pour chaque cohorte), que l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage se trouve sensiblement amoindri lorsque les conditions macro-économiques sont défavorables à la reprise d'emploi. La validité des résultats d'Arulampalam et Stewart (1995) repose toutefois sur l'hypothèse que seuls les facteurs explicatifs inclus dans les deux modèles économétriques influencent la composition, en termes de personnes se retrouvant au chômage, des deux cohortes analysées, et le comportement de recherche d'emploi de ces individus. Les analyses plus récentes de Bover et al. (2002) en Espagne et de Røed et Zhang (2003) en Norvège, qui prennent en compte l'effet d'une éventuelle hétérogénéité individuelle non observée, indiquent que, quelle que soit la phase du cycle économique, le niveau des allocations chômage perçues a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage, ce qui vient à l'encontre des conclusions d'Arulampalam et Stewart. L'étude de Bover et al. montre que la croissance du produit intérieur brut, en tant qu'indicateur de la phase du cycle économique, a un effet positif sur le hasard de sortie du chômage, mais que cet effet s'estompe avec le temps passé au chômage. La spécification utilisée ne permet pas de déterminer s'il existe une interaction entre la phase du cycle économique et le niveau des allocations chômage dans la détermination du hasard de sortie du chômage. De leur côté, Røed et Zhang (2003) trouvent qu'il existe une interaction entre l'effet du taux de remplacement et celui de la phase du cycle économique, mais elle est statistiquement significative uniquement dans le cas des chômeurs ayant eu des bas revenus avant l'entrée au chômage.

Dormont et al. (2001), la période post-réforme est caractérisée par une conjoncture économique plus défavorable que celle précédant la réforme. Ceci implique qu'indépendamment de l'indemnisation du chômage octroyée aux chômeurs, un nombre moindre d'offres de travail a vraisemblablement été proposé sur le marché du travail, et donc une prolongation des durées de chômage après la réforme des allocations chômage ne peut pas être attribuée dans son ensemble aux changements des règles d'indemnisation du chômage.

L'étude de Dormont, Fougère et Prieto (2001) se situe dans la continuation des travaux de Prieto (2000). Deux modèles économétriques distincts sont également estimés sur la base de deux échantillons de durées de chômage tirés avant et après l'introduction de l'allocation unique dégressive en France en 1992, mais cette fois-ci les modèles prennent en compte le nombre trimestriel de créations nettes d'emplois en tant qu'indicateur de la conjoncture économique. L'étude se prémunit aussi contre l'effet de caractéristiques individuelles omises en introduisant un contrôle de l'hétérogénéité non observée, et produit ainsi des estimations fiables (que nous présentons au paragraphe 2.2.3).

Les autres études citées en début de ce paragraphe exploitent l'information concernant les durées de chômage observées avant et après diverses réformes des allocations chômage dans une approche quasi-expérimentale. Plus spécifiquement, les études recourent à une estimation dite de « différences en différences »[54]. Nous montrons brièvement ci-dessous comment la technique des différences en différences a été appliquée à l'étude de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage, en soulignant quels sont les avantages et les points faibles de la méthode.

[54] Deux exceptions sont les études de Lalive (2007, 2008), qui mettent en œuvre une approche de régression discontinue et non pas de différences en différences. La technique de régression discontinue est aussi une approche quasi-expérimentale, que l'auteur applique à l'étude des effets de la même réforme des allocations en Autriche qu'il avait étudiée à l'aide d'une estimation de différences en différences dans Lalive et Zweimüller (2004) et Lalive et al. (2006). Afin d'identifier l'effet d'une réforme, la régression discontinue exploite la différence de comportement des individus très proches du seuil qui sépare les individus qui sont affectés par la réforme de ceux qui ne le sont pas (des détails concernant les études de Lalive (2007, 2008) sont présentés dans l'Annexe 3. Pour une description détaillée de la technique de régression discontinue, le lecteur peut se reporter à Angrist et Pischke (2009, ch. 6).

Dans le contexte d'une étude quasi-expérimentale, un changement des règles d'indemnisation du chômage est assimilé à une expérience naturelle : au niveau individuel rien ne change, mais à un moment donné, une intervention, supposée indépendante de la dynamique des transitions sur le marché du travail, altère les compensations financières octroyées aux individus qui entrent au chômage en ayant acquiert des droits à l'indemnisation. L'application de la méthode de différences en différences exige l'identification des chômeurs qui subissent les conséquences de la réforme, qui forment un « groupe traité »[55], et des chômeurs qui ne sont pas affectés par la réforme, qui constituent le « groupe de contrôle ». L'effet du changement des allocations sera estimé comme la différence entre, d'une part, la différence de durée moyenne de chômage qui caractérise le groupe de contrôle avant et après la réforme et, d'autre part, la différence de durée moyenne de chômage qui est associée aux chômeurs du groupe traité avant et après la réforme[56]. L'impact des allocations chômage sur la durée du chômage ne peut donc être estimé par une stratégie de différences en différences que si les règles d'indemnisation changent pour une partie des chômeurs, mais pas pour tous.

Cette stratégie de différences en différences est adoptée par la plupart des études réalisées à partir de la fin des années 1990. Les études de Winter-Ebmer (1998), Lalive et Zweimüller (2004), Lalive et al. (2006) étudient les conséquences d'une réforme de la fin des années 1980 qui a prolongé considérablement la durée potentielle d'indemnisation du chômage en Autriche pour les chômeurs de 50 ans et plus, mais a laissé inchangée la durée maximale d'indemnisation des chômeurs plus jeunes. Hunt (1995) exploite également des prolongations de la durée potentielle d'indemnisation des travailleurs âgés en Allemagne, introduites par une série de réformes dans la deuxième moitié des années 1980. Puhani (2000) analyse l'impact de la mise en œuvre en Pologne d'une durée potentielle d'indemnisation du chômage de 12 mois, alors que la période d'indemnisation n'avait pas été limitée dans ce pays avant octobre 1991. Van Ours et Vodopivec (2006) comparent la probabilité de sortie du chômage des travailleurs ayant 5 à 10 ans et 10 à 15 ans d'expérience

[55] Selon la nature des changements intervenus dans le système d'indemnisation, il peut y avoir un seul groupe de traitement ou plusieurs.

[56] Nous décrivons ici le cas le plus simple d'une différence entre seulement un groupe traité et un groupe de contrôle. La méthode est facilement généralisable à l'estimation de différences en différences en différences, etc., lorsque plusieurs groups de traitement et de contrôle sont comparés entre eux.

à celle des chômeurs qui avaient moins de 5 ans d'expérience, et ce avant et après octobre 1998 quand la Slovénie a réduit environ de moitié les durées potentielles d'indemnisation pour les chômeurs ayant plus de 5 ans d'expérience. Pour Carling et al. (2001), le critère qui distingue les chômeurs dont le taux de remplacement a été diminué suite à une réforme de janvier 1996 en Suède, et les chômeurs non affectés par la réforme, est le revenu : seuls les chômeurs ayant un taux de salaire supérieur à un certain seuil ont connu une baisse de leur taux de remplacement, de 80% à 75%. Bennmarker et al. (2005) définissent également les groupes de traitement et de contrôle selon le taux de salaire dans le dernier emploi, et comparent le hasard de sortie du chômage de ces groupes avant et après une réforme des allocations chômage en 2001 et 2002 en Suède. Enfin, Card et Levine (2000) comparent le hasard de sortie du chômage des chômeurs entrant au chômage au cours des années 1995 et 1997 avec celui des chômeurs entrant en 1996, année pendant laquelle une durée prolongée d'indemnisation a été mise en œuvre temporairement dans l'état de New Jersey (Etats-Unis d'Amérique).

L'application d'une stratégie de différences en différences présente l'avantage que les effets estimés représentent, en principe, les vrais effets causaux produits par les changements des règles d'indemnisation : elle permet d'exclure l'effet de toute hétérogénéité non observée, dans la mesure où le hasard de sortie du chômage évolue de la même manière pour le groupe témoin et le groupe traité. Dans le cas des études susmentionnées, à l'exception de Card et Levine (2000) et Bennmarker et al. (2005)[57], il semble toutefois peu probable que cette hypothèse soit vérifiée, car les auteurs mentionnent qu'à l'origine des réformes des allocations chômage mises en œuvre il y avait une détérioration des perspectives sur le marché du travail pour les travailleurs sur lesquels les réformes ont été ciblées. Si l'évolution des offres d'emploi proposées aux chômeurs dans le groupe traité et dans le groupe de contrôle n'a pas été la même, cela signifie que la prolongation des durées de chômage constatée après la réforme par rapport à la situation avant la réforme est le résultat combiné de l'augmentation des allocations chômage (ou de leur prolongation) et de la pénurie d'offres

[57] L'étude de Bennmarker et al. (2005) se heurte à un autre problème que celui d'une variation du contexte macroéconomique avant et après la réforme. Il s'agit d'une réforme simultanée des allocations chômage et des prestations payées au titre des allocations familiales. Les deux réformes ont eu un impact potentiel sur les décisions individuelles d'offre de travail et les auteurs indiquent ne pas avoir réussi à contrôler de manière satisfaisante l'impact du changement des politiques familiales dans l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage.

d'emploi pour les chômeurs concernés par la réforme. Par conséquent, ces études susmentionnées, qui, à l'exception de Lalive et Zweimüller (2004), n'ont pas tenu compte de l'évolution potentiellement différente de la demande de travail pour les différents chômeurs, risquent de surestimer l'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage.

Notons que cette surestimation peut être considérable : Lalive et Zweimüller (2004), qui sont les seuls[58] auteurs à rendre compte du caractère endogène de la réforme des allocations chômage étudiée[59], constatent que, si l'endogénéité de la réforme n'est pas prise en compte, la baisse du hasard de sortie du chômage associée à une prolongation des durées d'indemnisation en Autriche serait estimée à 40% au lieu de 17%.

Par un mécanisme analogue à celui décrit ci-dessus dans le cas de l'effet de la demande de travail, il est également possible que l'effet des allocations chômage soit confondu avec celui de certaines caractéristiques individuelles des chômeurs. Afin de réduire la possibilité d'un biais, les auteurs conjuguent donc avec l'analyse des différences en différences des modèles de hasard qui contrôlent l'effet d'un certain nombre de facteurs explicatifs[60].

Une conclusion concernant la validité des estimations obtenues pour l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage est difficile à formuler, puisque, sur la base des seules durées de chômage observées avant et après la réforme, un test qui

[58] Card et Levine (2000) ne sont pas concernés par un biais d'endogénéité, parce que la prolongation des allocations chômage dont ils évaluent les conséquences est le résultat d'un compromis politique entre l'état de New Jersey et les organisations des travailleurs qui y sont actives, et non pas d'une baisse de la demande de travail sur le marché de l'emploi.

[59] Les auteurs appliquent une stratégie de différences en différences en différences et incluent dans leur modèle économétrique, parmi d'autres facteurs de contrôle, le taux régional de chômage des chômeurs âgés de 45 à 54 ans (voir la présentation synthétique de cet article dans l'Annexe 3 pour plus de détails).

[60] Voir l'Annexe 3 pour une description détaillée des facteurs explicatifs pris en compte dans chacune des études passées en revue ici. La liste des variables inclut (mais ne se limite pas) à des variables proxy de la productivité de l'individu telles que l'âge, le genre, le niveau d'éducation ou le nombre d'années d'expérience professionnelle, ou la race, pour les études sur données américaines).

confirmerait (ou infirmerait) la manifestation d'un biais ne peut pas être réalisé[61]. Nous attirons seulement l'attention sur le fait que la validité des estimations n'est pas assurée par l'utilisation d'une stratégie de différences en différences, mais repose, comme pour tout modèle de régression, sur la supposition que l'effet de tous les facteurs pertinents a été pris en compte par les chercheurs.

Mis à part ce risque de biais d'endogénéité, la technique de l'estimation de différences en différences présente deux autres désavantages : tout d'abord, les conclusions dégagées sont difficiles à généraliser à d'autres valeurs des paramètres que ceux sur lesquels la réforme a agi ou à des variations d'ampleur différente. Concrètement, la réforme des durées potentielles d'indemnisation en 1989 en Autriche qu'étudient plusieurs des auteurs cités ci-dessus a prolongé la période d'indemnisation de 39 semaines à 209 semaines (soit 170 semaines de prolongation). Les conclusions tirées concernant l'effet de la réforme ne décrivent que ce changement particulier et ne permettent pas de savoir quel serait l'effet d'une prolongation des durées de chômage de, par exemple, 100 ou de 50 semaines au lieu de 170 semaines, ni quel serait l'effet d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation de 170 semaines pour des chômeurs qui ne disposent au départ que de moins (ou plus) de 39 semaines d'indemnisation.

Deuxièmement, une stratégie d'estimation de différences en différences ne peut être appliquée que si des réformes du système d'indemnisation ont eu lieu, ce qui n'est pas le cas pour une analyse à l'échelle de plusieurs pays telle que celle que nous proposons dans cette thèse. La mise en œuvre de cette technique exigerait en effet l'existence d'une réforme équivalente des règles d'indemnisation du chômage dans tous ces pays, au sens où elle affecterait différemment un groupe traité par rapport à un groupe de contrôle, qui ne serait pas influencé par la réforme. Or, les systèmes d'indemnisation du chômage dans les pays que

[61] Un tel test nécessiterait la mobilisation de données supplémentaires (voir Angrist et Pischke, 2009, ch. 5 pour un traitement plus ample de cette question et de l'estimation des modèles de différences en différences plus généralement).

nous étudions sont très divers et l'identification d'un groupe de contrôle est difficile à envisager[62].

Par rapport aux objectifs analytiques que nous nous sommes fixés dans la présente thèse, qui sont ceux d'une analyse comparative de l'effet de l'allocation chômage sur la probabilité de sortie du chômage dans différents pays européens, une stratégie d'identification quasi-expérimentale de différences en différences n'est donc pas applicable. L'inadéquation de cette technique à notre travail nous conduit à prospecter d'autres stratégies d'identification de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage. Dans le paragraphe suivant, nous nous penchons sur une approche plus adaptée à nos fins, car elle exploite des variations dans les règles d'indemnisation au sein d'un même pays ou entre différents pays.

2.1.1.2 Mise en évidence de l'effet des allocations chômage par la comparaison des chômeurs indemnisés différemment

Le paragraphe précédent a indiqué comment une partie de la littérature empirique a déterminé l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage en exploitant des réformes des règles d'indemnisation du chômage mises en œuvre dans certains pays. Une deuxième stratégie d'identification de l'impact des allocations chômage consiste à comparer le comportement de chômeurs percevant des allocations chômage qui diffèrent dans leur montant ou leur durée. Ce paragraphe présente brièvement les études qui ont recours à cette stratégie.

Dans la littérature existante, les analyses empiriques ont surtout comparé au sein d'un même pays des chômeurs qui ont bénéficié d'indemnisations plus ou moins généreuses (voire absentes), ou pour des périodes potentielles plus ou moins longues. Seule[63] l'étude de

[62] La seule étude qui poursuit une comparaison entre chômeurs de différents pays dans une approche quasi-expérimentale est l'étude de Pellizzari (2006). Nous discuterons plus en détail dans le paragraphe suivant les faiblesses de cette étude et nous montrerons pourquoi une stratégie similaire n'est pas adaptée à notre étude.

[63] L'étude le Hausman et al. (2003) est à caractère international, mais l'objectif de l'analyse n'est pas celui d'estimer l'impact des allocations chômage, mais plutôt celui d'examiner l'hétérogénéité des mécanismes qui sont responsables de la sortie du chômage, plus ou moins rapide, des différentes catégories de chômeurs.

Pellizzari (2006) réalise une comparaison entre différents pays, afin d'analyser l'effet, sur la durée des épisodes de chômage, des prestations familiales auxquelles certains chômeurs ayant des enfants ont droit après avoir épuisé les allocations chômage.

Une première catégorie d'études ne dispose que d'une information concernant la présence ou l'absence d'allocations chômage. Ces analyses comparent donc le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés à celui des chômeurs non-indemnisés : Joutard et Werquin (1992) en France, Carling et al. (1996) en Suède, Adamchik (1999) en Pologne, Brosius (2001) au Luxembourg, et Bover et al. (2002) en Espagne rendent compte de telles comparaisons.

Un deuxième groupe d'études exploite des variations du taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage : Ehrenberg et Oaxaca (1976), Hills (1982), Moffitt (1985) analysent l'effet de taux de remplacement qui varient d'un état des Etats-Unis à un autre ; Nickell (1979a, 1979b), Lancaster (1979), Atkinson et al. (1983, 1984) étudient de telles variations au Royaume-Uni ; Kettunen (1996) le fait en Finlande, et enfin, Røed et Zhang (2003) réalisent une comparaison des durées de chômage des chômeurs bénéficiant de différents taux de remplacement en Norvège.

Dans les pays où l'indemnisation du chômage est calculée comme un montant forfaitaire (éventuellement complété par des suppléments proportionnels aux gains salariaux antérieurs), plusieurs auteurs exploitent des différences non pas dans le taux de remplacement, mais entre les montants absolus des allocations chômage perçus par les chômeurs : au Royaume-Uni, Narendranathan et al. (1985) et Narendranathan et Stewart (1993a, 1993b) analysent l'effet de variations des revenus parmi les chômeurs ; aux Etats-Unis d'Amérique, Katz et Meyer (1990), Meyer (1990) et Addison et Portugal (2004) examinent les conséquences, sur la durée de chômage, des différences de revenu au chômage ; enfin Groot (1990) examine l'effet du montant des allocations chômage aux Pays-Bas.

Nombre d'études se sont attachées à examiner non pas le rôle du niveau des allocations chômage, mais l'effet de la durée restante d'indemnisation du chômage : Bonnal et Fougère (1990) et Cases (1996) en France, et Hujer et Schneider (1989) en Allemagne.

Certains auteurs, à savoir Moffitt (1985), Katz et Meyer (1990), et Meyer (1990) aux Etats-Unis, de même que Florens et al. (1989) en France et Carling et al. (1996) en Suède,

analysent à la fois des variations du niveau des allocations chômage et de la durée potentielle d'indemnisation des chômeurs.

Enfin, l'étude de Pellizzari (2006) adopte une approche distincte des autres études que nous venons de citer, afin d'étudier l'influence qu'a, sur les durées individuelles de chômage, l'interaction entre le système d'indemnisation d'assurance chômage et le système d'allocations familiales. Il propose un modèle à hasards proportionnels conjugué à une approche quasi-expérimentale de différences en différences qui tire profit de la diversité des règles d'indemnisation d'assurance chômage, d'assistance chômage et de allocations familiales dans dix pays européens. En ce que nous exploitons des variations dans les règles d'indemnisation du chômage entre différents pays, notre démarche d'analyse est similaire à celle de Pellizzari (2006). Toutefois, la complexité des règles d'indemnisation d'assurance chômage étudiées ne permet pas d'établir pour l'étude de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage, comme le fait Pellizzari pour l'étude des allocations familiales perçues par les chômeurs ayant épuisé leurs droits aux allocations chômage, un groupe traité et un groupe de contrôle, de manière à pouvoir raisonnablement supposer que les individus se sont auto-sélectionnés au hasard dans l'un de ces deux groupes.

Nous considérons que tous les facteurs qui ont un impact sur la probabilité de sortie du chômage n'influencent pas nécessairement de la même manière le groupe de contrôle et le groupe traité définis par Pellizzari (2006) et nous montrons pourquoi dans ce qui suit. L'auteur définit un groupe de contrôle qui est constitué par les chômeurs non-éligibles aux allocations familiales (vu l'absence d'enfants ou l'âge de leurs enfants) et par les chômeurs des pays où l'éligibilité aux allocations familiales est universelle (sans conditions de ressources, mais seulement en fonction du nombre d'enfants et de leurs âges respectifs) et un groupe traité qui inclut les chômeurs éligibles à des allocations familiales sous conditions de revenu. L'argument de l'auteur est que les chômeurs appartenant au groupe de contrôle sont concernés par une perte potentielle de revenu au moment de l'épuisement des allocations chômage, alors que les chômeurs provenant du groupe traité ne le sont pas[64]. La particularité

[64] Pour les chômeurs du groupe de contrôle, l'évolution avec le temps de leur revenu attendu au chômage est fixé dès l'entrée au chômage ; il peut baisser jusqu'à un minimum constitué par les allocations familiales universelles. En revanche, les chômeurs dans le groupe de traitement s'attendent à ce que, dès que leur revenu chute, des allocations familiales leur soient versées, de manière à maintenir un certain niveau le revenu du ménage.

du système d'allocations familiales qui est exploitée par Pellizzari est que la sélection des chômeurs dans le groupe traité n'est pas réalisée en fonction du revenu du chômeur, mais en fonction de la composition du ménage (nombre d'enfants et âge des enfants) du chômeur. De la sorte, l'effet des revenus des allocations familiales sur la probabilité de sortie du chômage est estimé en comparant la différence de probabilité de sortie du chômage entre les chômeurs éligibles à un revenu supplémentaire constitué d'allocations familiales et ceux qui ne perçoivent pas d'allocations familiales ou ont droit à des allocations familiales sans conditions de revenu.

Puisque, selon les considérations de Pellizzari lui même, il est improbable que la sélection des chômeurs dans les groupes de contrôle et de traitement définis soit aléatoire, ce qui met en cause l'interprétation de l'effet estimé comme un effet causal des allocations familiales sur la durée du chômage, l'auteur présente un modèle qui explique la probabilité qu'un chômeur soit dans le groupe de contrôle ou dans le groupe traité, en fonction d'un grand nombre de facteurs individuels (dont le nombre d'années d'expérience des chômeurs, qui nous semble toutefois déterminé de manière contestable[65]) et de caractéristiques des pays[66], et il en conclut que les chômeurs des deux groupes sont similaires du point de vue des moyennes des caractéristiques considérées. Mais il nous semble inapproprié que l'auteur contraint l'effet du taux de remplacement de l'ancien salaire par les indemnités de chômage à être constant après 6 mois de chômage (seuil dont l'auteur n'argumente pas le choix), alors

[65] Afin de déterminer le nombre d'années d'expérience d'un chômeur, Pellizzari (2006) fait l'hypothèse, fort discutable, que tous les individus observés dans le panel ECHP ont travaillé sans interruption depuis leur entrée sur le marché du travail (le moment de l'entrée sur le marché du travail est déterminé à partir de la question « A quel âge avez-vous commencé à travailler dans votre premier emploi ? »). Selon notre analyse des données ECHP, environ un tiers des épisodes de chômage observés sont connus par des individus qui ont déjà déclaré un épisode de chômage au cours de la période d'observation de l'ECHP. L'auteur ne précise pas si son échantillon est constitué uniquement par les premiers épisodes de chômage observés pour chaque individu, mais même si c'était le cas, l'hypothèse d'une activité professionnelle ininterrompue nous semble contestable.

[66] Il s'agit de l'âge du chômeur, de son expérience, du niveau d'éducation atteint, de la taille du ménage, du nombre d'enfants âgés de moins de 15 ans, du revenu du ménage, du fait de déclarer un revenu de zéro pour le ménage, du taux de chômage régional, du pourcentage du PIB dépensé pour des mesures d'activation des chômeurs, de la proportion d'emplois à temps partiel, de la proportion d'emplois à durée déterminée et de la proportion d'emplois dans le secteur public, du salaire minimum, du taux moyen d'imposition, de la proportion de la force de travail syndicalisée et d'un indicateur de la rigidité du marché de l'emploi (Pellizzari, 2006, p. 787).

que l'étude s'intéresse tout particulièrement à l'effet, sur le comportement de sortie du chômage à l'approche de la fin des périodes d'indemnisation de chômeurs indemnisés selon des taux de remplacements différents, et qui varient à différents moments. L'introduction des variables muettes pour identifier l'approche du moment de l'épuisement des indemnités permet, certes, de rendre compte de la hausse du hasard de sortie du chômage à ces périodes, mais elle ne parvient pas à apprécier de manière satisfaisante le rôle que joue le niveau des allocations chômage dans l'explication du hasard de sortie du chômage après un semestre de chômage.

Mis à part l'étude de Pellizzari (2006), toutes les autres études citées dans ce paragraphe emploient des modèles économétriques qui sont des modèles de durée classiques : les régressions prédisent soit directement la durée du chômage[67], soit le hasard de sortie du chômage[68], et incluent parmi les facteurs explicatifs un ou plusieurs paramètres relatifs aux allocations chômage perçues par les individus analysés. C'est l'approche d'identification que nous poursuivons également dans cette thèse, bien que, pour des raisons que nous détaillons dans le paragraphe 3.5.1, nous estimons un modèle de durée en version multiniveaux.

La validité de l'identification de l'effet des allocations chômage dépend ici en premier lieu de la prise en compte des particularités des allocations chômage octroyées par les systèmes d'indemnisation du chômage dont l'effet est étudié, mais aussi de l'inclusion de tous les facteurs explicatifs pertinents et de l'exogénéité des facteurs explicatifs introduits dans le modèle économétrique. Nous revenons sur ce dernier point au paragraphe 2.1.3.3.1, où nous discutons les différentes définitions du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage qui peuvent être envisagées par le chercheur. Nous avons déjà

[67] L'Annexe 3 indique pour chaque étude en particulier quelles sont les variables incluses dans le modèle économétrique.

[68] Que ce soit la durée du chômage ou le hasard de sortie du chômage qui est expliqué, il s'agit toujours de l'estimation de modèles de durée de chômage. Ehrenberg et Oaxaca (1976), Classen (1977), Hills (1982), Bonnal et Fougère (1990), Joutard et Werquin (1992) et Brosius (2001) estiment des modèles à temps de sortie accélérée, alors que les autres auteurs spécifient des modèles à hasards proportionnels. Ces deux types de modèles (à temps de sortie accélérée et à hasards proportionnels) sont très similaires. Les distingue seulement l'hypothèse concernant l'effet d'un facteur explicatif : les modèles à hasards proportionnels supposent que l'effet d'une variable explicative est de multiplier par une constante le hasard de sortie du chômage, alors que les modèles à temps de sortie accélérée font l'hypothèse que l'effet d'une variable explicative est de multiplier par une constante la durée de chômage prédite.

présenté, dans le paragraphe 1.2.3.1, la manière très détaillée dont notre analyse rend compte de l'évolution des allocations chômage au cours des épisodes de chômage et des différences d'indemnisation entre les divers chômeurs analysés. Nous approfondissons donc dans ce qui suit le deuxième de ces points, en expliquant les difficultés de modélisation rencontrées et les solutions qui ont été appliquées dans la littérature empirique existante.

2.1.2 Le traitement, dans la littérature empirique existante, de l'effet d'éventuels facteurs omis

Ce paragraphe a pour objectif de discuter l'impact que les facteurs omis peuvent avoir sur l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage et d'indiquer quelles stratégies de contrôle ont été mises en œuvre par la littérature empirique que nous recensons ici. Nous exposons les résultats concernant l'effet de l'hétérogénéité non observée obtenus par les études qui ont appliqué un contrôle, et nous concluons par une analyse de la pertinence d'appliquer les méthodes de contrôle existantes dans le cadre de notre propre analyse économétrique.

Les études empiriques que nous analysons ont exploité des données d'enquête ou des fichiers administratifs[69] relativement riches en informations concernant les caractéristiques des individus qui connaissent le chômage et les caractéristiques de leur ménage, ce qui a permis aux auteurs de contrôler l'effet de bon nombre de caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer la durée individuelle de chômage[70]. Mais tous les facteurs influençant le comportement de recherche d'emploi ne sont pas mesurés (ou même mesurables) au moyen d'enquêtes ou d'enregistrements administratifs. Prenons l'exemple d'une variable que nous appelons « talent »[71], supposé influencer la capacité d'un individu à

[69] Moffitt (1985), Meyer (1990) et Katz et Meyer (1990) exploitent des données administratives américaines, Florens et al. (1989) et Bonnal et Fougère (1990) traitent des données administratives françaises, Kettunen (1996) mobilise des données finlandaises. Le autres études ont à leur disposition des données d'enquête.

[70] Nous présentons en détail dans l'Annexe 3 les facteurs explicatifs pris en compte par chaque étude.

[71] D'autres caractéristiques individuelles évoquées dans la littérature au titre des facteurs susceptibles d'expliquer une partie de la variation des durées de chômage mais difficilement mesurables sont « la motivation » (Nickell, 1979a), ou encore « l'esprit d'indépendance » (Atkinson et Micklewright, 1991, p. 1709).

occuper un emploi : si l'effet du talent n'est pas contrôlé à travers les autres facteurs explicatifs introduits dans le modèle, l'existence d'une influence de « talent » sur le hasard de sortie du chômage et son omission du modèle économétrique biaisera les coefficients estimés pour les autres variables explicatives, dont celui associé aux allocations chômage, qui nous intéresse plus particulièrement ici.

Le mécanisme de ce biais est expliqué, entre autres[72], par Jenkins (2005) de la manière suivante : l'intérêt du chercheur est de déterminer la valeur de β_k, qui définit « l'effet proportionnel sur le hasard de sortie du chômage du facteur explicatif k dans le « vrai » modèle » (c'est-à-dire le modèle qui inclurait tous les facteurs explicatifs qui influencent le hasard de sortie du chômage). On suppose aussi qu'il existe un facteur dichotomique (ex. « talent ») qui différencie deux types de chômeurs : le type A a du talent, alors que le type B n'en a pas. Comme le soulignent Dormont et al. (2001), le facteur « talent » est connu par les employeurs, qui recrutent plus facilement des chômeurs talentueux, mais le chercheur ne dispose pas, à partir des données empiriques qu'il exploite, de l'information qui lui permettrait de classifier les chômeurs en chômeurs de type A ou de type B. Le chercheur ne peut pas donc pas observer que « en moyenne, le hasard de sortie du chômage est plus élevé pour les chômeurs de type A que pour les chômeurs de type B, à chaque moment t », mais observe uniquement une diminution du hasard de sortie du chômage pour l'ensemble de l'échantillon. Jenkins (2005) explique que « en général, l'élasticité du hasard de sortie du chômage varie avec le rapport des hasards moyens caractérisant les deux groupes de chômeurs, h_A et h_B » et que les chômeurs du groupe A (dont le hasard est plus élevé) quittent le chômage en premier, ce qui fait que le hasard moyen des survivants de type A, h_A, diminue, et devient plus similaire au hasard moyen h_B. Ainsi, le rapport entre h_A et h_B diminue avec l'augmentation de t, et l'effet proportionnel [β_k] sur le hasard de sortie du chômage diminue ». Cette diminution de l'effet proportionnel β_k conduit le modèle de durée qui exclut le facteur explicatif « talent » à offrir une valeur « sous-estimée, en valeur absolue », de l'effet proportionnel de β_k, sur le hasard de sortie du chômage. Ceci est valable

---

Ces facteurs, qui pourraient être pertinents afin d'expliquer pourquoi certains chômeurs connaissent des durées de chômage plus courtes que d'autres, ne se prêtent que difficilement à une mesure au moyen d'une enquête.

[72] Le problème du traitement de l'effet de l'hétérogénéité non observée dans les modèles de durée est également discuté par Dormont et al. (2001). Jenkins (2005, ch. 8) présente également une démonstration formalisée des effets de l'omission de facteurs explicatifs pertinents, et ce en s'inspirant de Lancaster (1979, 1990).

pour tous les k facteurs explicatifs inclus dans le modèle, dont les allocations chômage (voir aussi Ray, 1997).

Nickell (1979a) avance une autre hypothèse concernant la manière dont une variable comme « talent » peut biaiser l'effet estimé des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage : puisque le « talent » influence la capacité d'un individu à occuper un emploi, il a un effet non seulement sur le délai de reprise d'emploi, mais aussi sur la probabilité que l'individu ait eu un emploi avant d'entrer au chômage, et sur la probabilité qu'il ait occupé cet emploi plus longtemps que les chômeurs n'ayant pas de « talent » ; comme l'octroi d'une allocation chômage est conditionnée, dans tous les systèmes d'indemnisation du chômage existants, par une certaine période minimale de cotisation aux fonds d'assurance chômage, et comme, de plus, dans certains cas, la générosité des allocations chômage dépend de la durée de cotisation, il est envisageable que le « talent » influence la durée de chômage de l'individu à la fois directement, et indirectement, par le biais du niveau (et/ou de la durée) des allocations chômage auxquelles aura droit le chômeur. Nous serions donc confrontée, si ces hypothèses étaient correctes, à un effet de structure qui masquerait le rapport causal entre les allocations chômage et la durée du chômage.

Nickell (1979a, p. 1258) souligne (mais sans expliquer le phénomène du « mover-stayer » que nous venons de décrire suivant Jenkins (2005) et Dormont et al. (2001)) que même si une variable de type « talent » n'est pas corrélée à l'un des facteurs explicatifs inclus dans le modèle de durée, le fait de l'omettre du modèle économétrique conduit à des valeurs sous-estimées en valeur absolue des coefficients des variables inclues dans le modèle. L'une des explications qui sont envisageables pour cette sous-estimation tient à l'absence d'un terme d'erreur dans les modèles de durée, ce qui fait que l'omission du modèle explicatif d'un facteur explicatif pertinent produit un changement d'échelle pour les paramètres des prédicteurs qui sont inclus dans le modèle (ou inversement, l'inclusion dans le modèle explicatif d'un facteur explicatif omis auparavant a pour effet de rétrécir les échelles sur lesquels étaient estimés au départ les effets des autres facteurs explicatifs) (voir aussi Bauer, 2009).

Eu égard à ces arguments, certains auteurs ont introduit dans les modèles économétriques estimés une correction de l'effet d'éventuels facteurs omis. La procédure standard de modélisation de l'effet des facteurs omis consiste à introduire dans la spécification de la fonction de hasard un terme d'erreur aléatoire ayant un effet multiplicatif

sur le hasard de sortie du chômage et supposé non corrélé aux facteurs observés introduits dans le modèle. Une difficulté importante dans la prise en compte de l'effet des facteurs omis est que la théorie économique n'offre pas d'indication quant à la loi statistique que suit ce facteur explicatif non observé (et d'ailleurs pas non plus quant à son effet sur le hasard de sortie du chômage).

En absence d'appui théorique, les études empiriques ont adopté l'une des deux approches suivantes. La première consiste à choisir arbitrairement une forme fonctionnelle paramétrique pour le terme d'erreur à introduire dans la spécification économétrique de la fonction de hasard. La plus populaire des formes fonctionnelles paramétriques est la loi Gamma (Lancaster, 1979 ; Meyer, 1990 ; Katz et Meyer, 1990 ; Groot, 1990 ; Dormont et al, 2001 ; Addison et Portugal, 2004), mais d'autres auteurs ont préféré une loi normale (Narendranathan et Stewart, 1993a ; Pellizzari, 2006) ou encore une loi binaire (Nickell, 1979a).

La deuxième stratégie est celle proposée par Heckman et Singer (1984), sur la base d'une technique de « mass points » (traduit en français comme « points de support » par Dormont et al. (2001), p. 24), qui approxime une distribution continue avec une distribution discrète non-paramétrique. Cette approche a été suivie par Hujer et Schneider (1989), Groot (1990), Narendranathan et Stewart (1993a)[73], Kettunen (1996), Puhani (2000), Bover et al. (2003), Røed et Zhang (2003).

L'hypothèse de ces auteurs est qu'après avoir contrôlé l'effet de l'hétérogénéité non observée individuelle, le(s) coefficient(s) estimé(s) pour l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage auront une plus grande valeur absolue. Mais aucun des auteurs ayant utilisé une forme non-paramétrique pour la distribution du terme d'erreur ne constate de changement des coefficients relatifs à l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage lorsque l'effet des facteurs omis est pris en compte[74]. Quant aux conclusions des

[73] Après avoir estimé la fonction de hasard avec un terme d'erreur distribué selon une loi discrète non-paramétrique, ces auteurs indiquent leur préférence pour la spécification d'une loi normale pour le terme d'erreur.

[74] Kettunen (1996) présente uniquement les estimations des modèles qui incluent le terme d'erreur individuel, et ne compare pas avec les résultats obtenus en l'absence de contrôle de l'effet des caractéristiques individuelles omises. Puhani (2000) indique uniquement qu'un test de rapport de vraisemblances permet de rejeter

auteurs qui imposent une forme fonctionnelle paramétrique au paramètre qui représente l'hétérogénéité non observée, elles sont mitigées : Lancaster (1979) note que le coefficient estimé pour le taux de remplacement a dû être revu légèrement à la hausse lorsque l'effet des facteurs omis était contrôlé. Katz et Meyer (1990) trouvent également une augmentation de l'ordre de 25% des coefficients relatifs à l'indemnisation du chômage (le niveau des allocations, l'interaction entre le niveau des allocations et l'âge, et la durée potentielle d'indemnisation) après le contrôle de l'effet de l'hétérogénéité non-observée. En revanche, Nickell (1979a, 1979b), Meyer (1990), Pellizzari (2006), Dormont et al. (2001) et Addison et Portugal (2004) ne trouvent aucun changement de l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage après la prise en compte de l'hétérogénéité non observée[75].

Ces résultats empiriques ne permettent pas de tirer des conclusions définitives en termes de biais de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage introduit par le fait que certains facteurs explicatifs de la durée de chômage seraient exclus de la spécification du modèle économétrique. Il est possible que cet effet soit négligeable, voire inexistant, comme le suggèrent plusieurs études citées ci-dessus (une fois contrôlés les variables que ces auteurs ont pris en compte). Mais il est tout aussi envisageable que la manière dont ces analyses empiriques ont spécifié le terme d'erreur soit trop restrictive pour que l'effet des facteurs omis soit identifié.

C'est surtout l'hypothèse de l'indépendance de facteurs omis par rapport au reste des variables incluses dans le modèle qui nous semble poser problème à l'identification de cet effet, à supposer qu'il existe. Sachant que le temps passé au chômage est par définition

---

l'hypothèse de la présence d'une hétérogénéité non observée distribuée selon une loi statistique à deux points de masse et expose les résultats obtenus en l'absence de contrôle pour l'hétérogénéité non observée.

Hujer et Schneider (1989) notent une dépendance de durée positive du hasard de sortie du chômage (ceci indique que plus un individu est resté au chômage, plus il a des chances d'en sortir) lorsque l'effet des facteurs individuels omis est contrôlé, alors qu'en absence de ce contrôle, aucune dépendance de durée n'est constatée. Au contraire, Groot (1990) trouve que, lorsque l'effet des facteurs explicatifs omis est contrôlé, la dépendance de durée négative du hasard de sortie du chômage disparait (elle existait lorsque l'effet de facteurs individuels omis n'était pas pris en compte). L'auteur note cependant qu'un test de ratio de vraisemblances rejette les modèles mixtes, qui contrôlent l'effet de l'hétérogénéité non observée, en faveur de modèles où la distribution des durées suit une loi de type Weibull.

[75] Nous présentons en détail, dans l'Annexe 3, les choix méthodologiques faits par chacun de ces auteurs.

présent parmi les variables explicatives prises en compte par les modèles à hasards proportionnels (mis à part ceux qui supposent une distribution exponentielle du hasard de sortie du chômage), le facteur omis est implicitement supposé constant. Les solutions au contrôle de l'hétérogénéité non observée que nous venons de discuter ne contrôlent l'effet du facteur omis que si celui-ci n'est pas corrélé avec des variables telles que l'âge, le genre ou le revenu des individus, qui sont introduites en tant que variables explicatives du hasard de sortie du chômage dans pratiquement toute la littérature empirique. Il nous semble difficile de concevoir quelle variable expliquant une variation des durées de chômage peut satisfaire ces critères, mais sans que nous puissions pour autant rejeter avec certitude son existence.

Alors qu'il peut y avoir débat sur les facteurs d'hétérogénéité individuelle non-observée qui pourraient influencer la durée des épisodes de chômage, un consensus semble émerger de la littérature existante suggérant que ce sont les paramètres estimés pour la dépendance de durée qui sont très sensibles à la spécification choisie pour la loi de l'hétérogénéité non observée (voir par exemple, Allison, 1984 (p. 33) ou Meyer, 1990), ce qui suggère que c'est surtout l'estimation des effets de la durée passée au chômage sur le hasard de sortie du chômage qui est compliquée par l'existence des facteurs explicatifs non observés. L'approche la plus prometteuse consisterait, dans ces conditions, à choisir une forme fonctionnelle flexible à la fois pour la fonction de hasard de base (par exemple une fonction constante par morceaux) et pour la loi du paramètre d'hétérogénéité non observée (par exemple, une loi discrète à plusieurs points de support), afin d'imposer le moins de contraintes possible. Mais cette démarche semble contre-indiquée au vu des résultats de Baker et Melino (2000), qui montrent par des simulations Monte-Carlo que les estimations sont biaisées lorsque l'on utilise une forme fonctionnelle flexible à la fois pour la fonction de hasard de base et pour la distribution du terme d'hétérogénéité non observée.

Sur la base de ces arguments, nous concluons, dans la même ligne que Narendranathan et Stewart (1993a), que l'introduction d'un contrôle de l'effet de l'hétérogénéité non observée peut s'avérer au moins aussi dommageable que l'absence de contrôle : les méthodes mises en avant par la littérature existante ne contrôlent que l'effet d'une catégorie restreinte de facteurs omis de la spécification des déterminants du hasard de sortie du chômage, et ceci en prenant le risque que la démarche de contrôle introduise elle-même un biais dans les estimations. Suivant la suggestion de Allison (1984, p. 33), parce qu'au cœur de notre intérêt se trouve l'estimation de l'effet des allocations chômage sur le

hasard de sortie du chômage et non pas l'étude de l'évolution de la probabilité de sortie du chômage au fil du temps, et au vu de la complexité du modèle économétrique que nous mettons en œuvre, il nous semble préférable de ne pas faire appel, dans le cadre de cette thèse, aux méthodes de contrôle de l'hétérogénéité non observée que nous venons de mentionner. En l'absence d'un tel contrôle, il s'imposera toutefois d'interpréter avec précaution les valeurs que nous estimerons pour la fonction de hasard de base[76].

Si, pour les raisons que nous avons exposées ci-dessus, il est difficile de prendre en compte l'effet des facteurs non observés sur le hasard de sortie du chômage, nous attirons l'attention sur le fait que la littérature n'a pas toujours recours à une spécification adéquate de l'effet de la variable d'intérêt principal – les allocations chômage. Les systèmes d'assurance chômage comprennent de nombreuses règles qui prévoient quels chômeurs ont droit à une indemnisation, et, si indemnisation il y a, quel est le montant de l'indemnisation octroyée à chaque moment de la période d'indemnisation. Une telle complexité est difficile à pendre en compte dans une analyse statistique. Elle ne peut pas être analysée de manière adéquate en considérant une seule variable explicative telle que le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage (Atkinson et Micklewright, 1991, p. 1706). Dans le paragraphe suivant, nous examinons la manière dont l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage a été modélisé dans la littérature empirique.

2.1.3 Les spécifications choisies afin de modéliser l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage

Dans ce paragraphe, nous analysons comment la littérature empirique a pris en compte la nature complexe des systèmes d'assurance et d'assistance chômage dont l'impact sur le hasard de sortie du chômage a été étudié. Tout d'abord, nous examinons quels paramètres des allocations chômage ont été pris en compte et nous constatons qu'ils sont au nombre de trois : le niveau des allocations chômage, la durée potentielle de l'indemnisation et

[76] Une analyse des difficultés d'interprétation de la dépendance de durée en présence d'éventuels facteurs omis est présentée par Ray (1997). Son idée est que la dépendance de durée que synthétise l'allure de la fonction de hasard ne représente pas un phénomène en soi, mais n'est que « le reflet de notre ignorance » : si on savait spécifier correctement l'influence des facteurs omis dans le modèle – facteurs qui peuvent évoluer avec le temps et dont l'effet peut lui aussi varier au cours de l'épisode de chômage, le hasard de base serait plat.

la dégressivité des allocations chômage. L'effet du niveau des allocations chômage a été, dans certains cas, modélisé en considérant leur montant absolu, mais le plus souvent la littérature antérieure rend compte du niveau des allocations chômage en faisant appel à un taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage. Nous analysons les raisons conduisant à préférer l'une de ces deux spécifications dans le paragraphe 2.1.3.2. En examinant plus en détail les définitions qu'utilisent les différents auteurs ayant fait le choix de l'emploi d'un taux de remplacement, nous constatons qu'elles varient considérablement, et le paragraphe 2.1.3.3 tentera d'éclairer ce point.

2.1.3.1 Les paramètres des allocations chômage dont l'effet sur la durée du chômage a été analysé

L'objectif de ce paragraphe est de passer en revue le traitement que la littérature empirique a réservé aux allocations chômage dans l'estimation de leurs effets sur la durée du chômage. Les analyses empiriques se sont concentrées, presqu'à l'unanimité, sur l'estimation de l'effet de deux des caractéristiques de l'indemnisation du chômage : le niveau des allocations chômage et la durée potentielle d'indemnisation. Font exception seulement les études de Prieto (2000) et Dormont et al. (2001), qui s'intéressent à l'effet, sur le hasard de sortie du chômage, de la dégressivité des allocations chômage octroyées en France. La dégressivité des allocations chômage n'a été analysée qu'en termes de présence ou absence, ce qui ne requiert pas une clarification conceptuelle particulière (les résultats de cette analyse sont présentés dans le paragraphe 2.2.3). En revanche, il n'y a pas d'accord entre les différents auteurs en ce qui concerne la modélisation de la durée potentielle d'indemnisation et surtout du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage. Ce paragraphe expose les différentes tendances dans la littérature existante.

Aux débuts de l'analyse empirique concernant l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage, le caractère limité de la durée d'indemnisation octroyée par les systèmes d'assurance chômage a été ignoré : les études d'Ehrenberg et Oaxaca (1976), Classen (1977), Lancaster (1979), Nickell (1979a, 1979b), Atkinson et al. (1983, 1984) procèdent à l'estimation de l'élasticité de la durée de chômage en rapport avec le niveau des allocations chômage en supposant que, si des allocations chômage sont accordées à un chômeur, le chômeur les percevra pour toujours (c'est-à-dire, que les droits ne s'épuisent jamais). C'est

Moffitt (1985) qui, le premier, spécifie un modèle économétrique qui prend en compte le fait que la durée potentielle d'indemnisation de chômage au titre de l'assurance chômage est limitée dans le temps, et les études ultérieures poursuivent dans cette voie.

L'effet de la durée potentielle d'indemnisation sur la durée de chômage a été étudié à la fois dans une approche quasi-expérimentale et en comparant des chômeurs à qui une indemnisation a été octroyée pour des durées potentielles différentes. Les auteurs qui examinent les conséquences, sur le hasard de sortie du chômage, des réformes des règles d'indemnisation en assimilant la prolongation de la période d'indemnisation à une expérience naturelle[77], sont Hunt (1995), Card et Levine (2000), Lalive et Zweimüller. (2004), Lalive et al. (2006), Van Ours et Vodopivec (2006), Lalive (2007) et Lalive (2008). Dans ces études, c'est uniquement l'effet du changement discret introduit par la réforme analysée qui peut être estimé, au moyen de la comparaison des durées de chômage des chômeurs touchés par la réforme et de celles des chômeurs qui n'ont pas été affectés.

Les auteurs qui identifient l'effet de la durée potentielle d'indemnisation non pas suite à des réformes, mais en exploitant des variations de la durée potentielle d'indemnisation à laquelle ont droit différents chômeurs et/ou la diminution de la durée potentielle d'indemnisation restante au fur et à mesure que le chômeur passe du temps au chômage, ont opté, dans certains cas, pour une étude plus flexible l'effet de la durée de l'indemnisation sur la durée du chômage. Idéalement, le chercheur voudrait savoir de combien varie, à chaque moment de la période de chômage, le hasard de sortie du chômage, en tenant compte de l'approche du moment de l'épuisement des droits. Mais une spécification complètement générale de la dépendance de durée du hasard de sortie du chômage d'une part, et de l'impact de la durée d'indemnisation restante sur le hasard de sortie du chômage d'autre part, rend impossible la séparation de ces deux effets (Moffitt, 1985 p. 98). Les auteurs[78] ont ainsi recours à une spécification de l'effet de la durée potentielle d'indemnisation sur le hasard de

[77] Il s'agit ici d'une expérience naturelle non pas au sens où les chômeurs concernés par une réforme auraient été sélectionnés au hasard, mais en ce qu'une réforme, considérée non liée aux durées de chômage observées, aurait changé, à un moment aléatoire, les durées potentielles d'indemnisation. En vertu du caractère supposé aléatoire des changements introduits par la reforme et du moment de la mise en œuvre de la reforme supposé lui aussi choisi au hasard, la variation des durées potentielles d'indemnisation est considérée comme exogène.

[78] Il s'agit de Florens et al. (1989), Bonnal et Fougère (1990), Katz et Meyer (1990), Carling et al. (1996), Adamchik (1999), Pellizzari (2006) et Card et al. (2007).

sortie du chômage par le biais d'une fonction constante par morceaux où les intervalles pendant lesquels l'effet de la durée potentielle d'indemnisation restante a été contraint à être constant ont été fixés en fonction des données qui ont été exploitées dans chaque étude[79]. Leur largeur varie, selon les différentes études et aussi au sein des analyses, de 2 semaines à 6 mois[80].

Pour ce qui est de la spécification du niveau des allocations chômage, les choix de modélisation sont moins arbitraires et plus nombreux, et ils feront donc l'objet d'une présentation plus élaborée ci-dessous. Les auteurs peuvent tout d'abord être divisés entre ceux qui prennent en compte le montant absolu des allocations chômage et ceux qui préfèrent utiliser un indicateur relatif du revenu au chômage par rapport au revenu en emploi sous la forme d'un « taux de remplacement ». Dans le paragraphe suivant, nous examinons la justification de l'option en faveur de la modélisation de l'effet, sur le hasard de sortie du chômage, d'un taux de remplacement du salaire par les allocations chômage, plutôt que du montant absolu des allocations chômage.

2.1.3.2 Les arguments en faveur de la modélisation du niveau relatif des allocations chômage par rapport aux revenus salariaux plutôt que du montant absolu de ces allocations

La prédiction de la théorie de la recherche d'emploi relative à l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage se limite à une proposition plutôt qualitative (Atkinson et Micklewright, 1991), que nous résumons de la manière suivante : plus ces allocations sont généreuses, plus il existe un effet contre-incitatif au travail important au début de l'épisode de chômage, et plus il existe un effet incitatif au retour à l'emploi au moment de l'épuisement des allocations chômage. Cette prédiction n'éclaire guère comment modéliser empiriquement l'effet du niveau des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage. Les différents auteurs se sont ainsi tournés vers d'autres arguments – certains d'ordre conceptuel, d'autres d'ordre empirique – afin de choisir une spécification pertinente. Le premier des choix, dont

[79] Une exception est Moffitt (1985), qui préfère garder la spécification la plus générale pour la durée potentielle d'indemnisation et qui contraint la fonction de hasard de base à suivre une loi Weibull.

[80] Nous indiquons dans l'Annexe 3 les choix faits par chacun des auteurs.

nous examinons ci-dessous les arguments sous-jacents, est celui de mobiliser un indicateur absolu du revenu au chômage ou un indicateur du revenu des allocations chômage relatif aux revenus en emploi.

Sur le plan théorique, une justification de l'utilisation d'un taux de remplacement, plutôt que du montant absolu des allocations, afin estimer l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage a été mise en avant par Mortensen (1990, p. 68) : il note que, dans le cas d'une stratégie de recherche optimale d'emploi, sous l'hypothèse que les chômeurs sont neutres par rapport au risque, et dans la mesure où la valeur nette des coûts de recherche du loisir est proportionnelle au taux de salaire (passé ou attendu), c'est uniquement le taux de remplacement du salaire par les allocations chômage qui influence le hasard de sortie du chômage. Toute la littérature empirique concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage travaille, à notre connaissance, sans mettre en cause ces hypothèses (ce que nous ne faisons pas non plus).

Mais le choix entre la prise en compte d'un taux de remplacement ou du montant absolu des allocations chômage est parfois contraint par la nature des données empiriques concernant les allocations chômage dont les chercheurs disposent : pour certains auteurs, la seule information disponible est celle concernant la perception ou non d'une indemnité de chômage (c'est le cas par exemple, de Florens et al., 1989 ; de Bonnal et Fougère, 1990 ; de Joutard et Werquin, 1992 ; de Carling et al., 1996 et de Bover et al., 2002).

Enfin, l'utilisation d'un taux de remplacement est également justifiée par les objectifs analytiques de l'étude, et ce bien que les auteurs ne donnent souvent pas de justification de leur préférence pour un montant absolu des allocations ou un taux de remplacement[81].

[81] Font exception les articles de Nickell (1979a, 1979b) et d'Atkinson et al. (1983, 1984). Nickell indique avoir testé dans ses travaux si le taux de remplacement du salaire par les allocations chômage est un paramètre suffisant pour examiner l'effet du niveau des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage, et si le montant absolu des indemnités n'a pas un effet propre, différent de celui du taux de remplacement. En raison du caractère statistiquement non significatif des autres mesures du revenu au chômage, l'auteur retient une spécification économétrique qui inclut uniquement le taux de remplacement. Atkinson et al. (1984) appliquent cinq définitions distinctes du taux de remplacement (que nous documentons dans l'Annexe 3) afin de vérifier la robustesse des estimations obtenues sur données britanniques ; ils trouvent que les valeurs estimées pour l'effet du taux de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage varient considérablement d'une spécification à une autre.

Atkinson et Micklewright (1985, ch. 5) notent que, dans une perspective microéconomique[82], l'étude du niveau *absolu* des revenus au chômage renseigne sur le standard de vie minimal qu'un travailleur peut maintenir pendant son épisode de chômage. En revanche, une mesure *relative* rapportant le revenu dont dispose un individu lorsqu'il est au chômage à celui dont il avait bénéficié dans l'ancien emploi, sous forme d'un taux de remplacement, renseigne sur l'ampleur de la perte relative du niveau de vie que produit le chômage, à supposer qu'il n'y a pas travail au noir, ni revenus du conjoint, ou des revenus d'épargne, ou encore des revenus provenant d'autres prestations d'assistance. C'est donc le degré de protection des revenus des travailleurs et le maintien du niveau de vie lors d'un épisode de chômage qui sont mises à l'épreuve dans une analyse utilisant un taux de remplacement pour déterminer l'effet des allocations chômage. Le Tableau 1 ci-dessous classifie les différents auteurs en fonction de leur préférence pour un indicateur absolu ou relatif :

[82] Sous l'angle d'une analyse des politiques publiques, la prise en compte de la valeur absolue des allocations chômage dans la spécification économétrique de la relation entre les allocations chômage et la durée du chômage présente l'avantage que les estimations obtenues peuvent être utilisées dans le calcul des dépenses publiques nécessaires pour financer le système d'assurance chômage ou dans la prévision des recettes fiscales dans le budget de l'Etat (dans les pays où les allocations chômage sont imposables). Ces questions se situent en dehors du sujet notre thèse.

Tableau 1 – Classification des différentes études empiriques étudiant l'effet du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage selon le recours à un indicateur absolu ou relatif du montant des allocations chômage

Etudes (par ordre chronologique)	Pays étudié	Modélise le niveau relatif des allocations par rapport au revenu en emploi	Modélise le niveau absolu des allocations
Ehrenberg et Oaxaca (1976)	Etats-Unis	X	
Classen (1977)	Etats-Unis		X
Lancaster (1979)	Royaume-Uni	X	
Nickell (1979a)	Royaume-Uni	X	
Nickell (1979b)	Royaume-Uni	X	
Hills (1982)	Etats-Unis	X	
Atkinson et al. (1983)	Royaume-Uni	X	
Atkinson et al. (1984)	Royaume-Uni	X	
Narendranatan et Nickell (1985)	Etats-Unis		X
Narendranatan et al. (1985)	Etats-Unis		X
Moffitt (1985)	Etats-Unis		X
Florens et al. (1989)	France	les deux, simultanément	
Katz et Meyer (1990)	Etats-Unis		X
Meyer (1990)	Etats-Unis		X
Groot (1990)	Pays-Bas		X
Narendranatan et Stewart (1993a, 1993b)	Etats-Unis		X
Arulampalam et Stewart (1995)	Royaume-Uni		X
Hunt (1995)	Allemagne		X
Kettunen (1996)	Finlande	X	
Prieto (2000)*	France	X	
Dormont et al. (2001)*	France	X	
Carling et al. (2001)	Suède	X	
Røed et Zhang (2003)	Norvège	X	
Addison et Portugal (2004)	Etats-Unis		X
Bennmarker et al. (2005)	Suède	X	
Pellizzari (2006)	EU10	X	

* ces deux études analysent l'effet de la dégressivité du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage.

A partir du Tableau 1, il apparaît que l'utilisation du taux de remplacement des allocations chômage est préférée dans pratiquement toutes les études sur données concernant l'Europe continentale[83]. Deux raisons peuvent contribuer à expliquer cette tendance : d'une

[83] Seulement deux des études concernant l'Europe continentale ont modélisé l'effet du niveau des allocations chômage en termes de montant absolu : il s'agit de Groot (1990) et de Hunt (1995). Groot (1990) mentionne avoir estimé également un modèle où l'effet du niveau des allocations chômage a été spécifié en termes de taux de remplacement (sans donner de détails sur ses estimations) mais les résultats obtenus avaient été les mêmes. L'auteur ne justifie pas son choix de présenter les résultats obtenus avec la spécification incluant le montant absolu des allocations chômage. S'agissant de Hunt (1995), le montant des allocations chômage est seulement

part, dans la plupart des pays continentaux européens, le montant des droits au titre de l'assurance chômage est déterminé comme un pourcentage de l'ancien salaire du chômeur et il semble donc naturel de caractériser le niveau des allocations chômage par un taux de remplacement. D'autre part, comme le notent Atkinson et Micklewright (1985), si l'objectif est de déterminer un éventuel effet contre-incitatif à la reprise de l'emploi qu'aurait l'indemnisation de chômage, le coefficient associé à un indicateur qui met en balance les revenus en emploi et les revenus au chômage est plus facile à interpréter que celui qui caractériserait uniquement le revenu au chômage. Ce deuxième argument a vraisemblablement conduit certains auteurs britanniques et américains à employer (ou du moins à considérer la possibilité[84] d'utiliser) un taux de remplacement, dans leurs analyses des effets des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage (cf. Tableau 1).

Dans notre étude des éventuels effets contre-incitatifs de l'allocation chômage à la sortie du chômage, nous rejoignons les auteurs qui préfèrent prendre en compte un taux de remplacement plutôt que les montants absolus des allocations chômage : par définition, un problème d'incitation au travail existe lorsque, en tenant compte de la désutilité de travailler et de la rémunération qu'offre le marché du travail, l'écart entre le revenu que peut espérer un chômeur en emploi et celui qu'il obtient lorsqu'il ne travaille pas est faible (Atkinson et Micklewright, 1991). Néanmoins, contrairement aux autres auteurs, nous nous attachons à prendre en compte non seulement les taux de remplacement courants que perçoivent les chômeurs, mais aussi les taux de remplacement attendus par les chômeurs à l'avenir, pendant tout le reste de la période d'indemnisation. Ceci nous a amenée à définir, dans le paragraphe 1.2.3.1 des profils attendus d'indemnisation du chômage, qui décrivent, à chaque moment du temps et pour toute la période d'indemnisation, le taux de remplacement auquel s'attend le chômeur. Dans notre analyse empirique, les chômeurs caractérisés par les mêmes profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage constituent des groupes distincts, et l'impact des allocations chômage attendues par les chômeurs à chaque moment de l'épisode de

---

une variable de contrôle, car l'objectif de l'étude est celui de déterminer les conséquences d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation.

[84] Meyer (1990), qui présente un modèle où l'effet des allocations chômage est pris en compte moyennant leur montant absolu, note également avoir estimé sur données américaines des modèles où l'effet du niveau des allocations chômage est spécifié par un taux de remplacement et non pas par le montant absolu des allocations. L'auteur indique que les résultats obtenus en utilisant un taux de remplacement ont été les mêmes.

chômage sera évalué moyennant le « pactole attendu » par les chômeurs, dont nous présentons la définition et l'opérationnalisation dans le paragraphe 3.2.2). Le taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage ne figure donc pas de manière explicite parmi les facteurs explicatifs que nous prenons en compte dans la spécification de notre modèle économétrique, mais il se situe toutefois au cœur de la définition des concepts auxquels nous faisons appel afin d'expliquer l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage.

Une fois fait le choix de recourir à un indicateur relatif du niveau des allocations chômage par rapport aux revenus en emploi, se pose la question de décider comment devrait être défini le taux de remplacement à chaque moment de la période d'indemnisation : quels intervalles temporels prendre en compte pour son calcul ? Quels revenus, de l'individu ou du ménage, doivent être pris en compte ? Nonobstant l'utilisation fréquente d'un taux de remplacement dans la littérature empirique, un consensus parmi les auteurs concernant la manière dont le taux de replacement du salaire par les allocations chômage doit être défini est loin d'être atteint (cf. Tableau 2 au paragraphe suivant). Nous examinons, dans le paragraphe suivant, la manière dont les différents auteurs ont mesuré le taux de remplacement du salaire par les allocations chômage et nous justifions la spécification que nous avons choisi d'appliquer dans notre propre étude.

2.1.3.3 Le taux de remplacement du salaire par les allocations chômage : une notion à définitions multiples

Ce paragraphe vise à identifier les indicateurs que les différentes études empiriques ont choisi d'employer afin d'étudier l'effet du taux de remplacement des allocations chômage sur la durée de chômage. Nous avons montré dans le paragraphe antérieur que certains auteurs conditionnent le hasard de sortie du chômage à la valeur absolue des allocations chômage, alors que d'autres utilisent un taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage. En analysant de plus près les définitions utilisées par les différents auteurs qui utilisent un taux de remplacement, nous mettons en évidence que, sous un seul et même nom de « taux de remplacement », les différents auteurs ont intégré des éléments très différents.

Atkinson et Micklewright (1985) proposent plusieurs critères qui sont à prendre en compte pour définir le niveau des allocations chômage dans l'analyse des effets, sur la durée du chômage, du système des allocations chômage, et discutent la pertinence des différentes définitions des taux de remplacement. Le premier de ces critères est celui du choix entre la prise en compte du niveau absolu ou du niveau relatif des allocations chômage, que nous venons de discuter dans le paragraphe précédent. Nous présentons ici quatre autres critères[85] et nous examinons, au vu de ces critères, les taux de remplacement définis par les analyses empiriques de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage.

[85] Un des critères introduits par Atkinson et Micklewright (1985), qui est sans doute pertinent pour l'analyse des effets de l'indemnisation du chômage sur la durée du chômage, mais que nous ne discutons pas ici (pour des raisons que nous détaillons ci-après), concerne la prise en compte des revenus bruts et/ou nets dans le calcul du taux de remplacement. Les deux auteurs argumentent, sur la base des caractéristiques du système d'indemnisation et du système fiscal au Royaume-Uni, qu'afin de mettre en évidence les effets (importants) de la taxation des allocations chômage sur le comportement des chômeurs, il est essentiel de différencier entre le taux de remplacement brut et net qu'obtient chaque chômeur. Mais à l'exception des travaux d'Atkinson et ses co-auteurs portant sur le Royaume-Uni, aucune des études que nous passons en revue ne prend en compte explicitement l'effet de la taxation des revenus sur l'incitation au travail, en comparant, par exemple, l'effet des allocations chômage estimées sur la base des revenus bruts et nets des chômeurs. Parmi les analyses empiriques que nous recensons ici, seuls les auteurs qui utilisent des montants nets de revenus en emploi et au chômage précisent qu'il s'agit bien de revenus après taxes.

Les choix analytiques qu'implique la définition d'un taux de remplacement en vue d'une analyse de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage, sont, tout d'abord, celui de comparer le niveau des allocations chômage par rapport aux revenus salariaux passés ou prospectifs du chômeur ; ensuite, il s'impose de décider des revenus à prendre en compte, individuels, ou du ménage du chômeur ; puis, il s'agit de décider s'il est pertinent de prendre un compte un taux de remplacement variable au fil du temps passé au chômage, ou un taux fixe ; enfin, se pose la question du choix d'une unité temporelle pour le calcul du taux de remplacement.

Avant de passer à la discussion de chacun de ces critères, nous illustrons dans le Tableau 2 ci-après la diversité des définitions du taux de remplacement qu'ont spécifié les différentes études empiriques que nous recensons ici. Le tableau donne une vue d'ensemble des définitions empiriques existantes, en fonction des quatre critères susmentionnés.

Tableau 2 – Définitions des taux de remplacement pris en compte par les différentes études de l'effet du taux de remplacement sur le hasard de sortie du chômage

Etudes (par ordre chrono-logique)	Afin de définir un taux de remplacement, est pris en compte le…						Unité de temps choisie pour le calcul du taux de remplacement :
	...rapport avec le revenu salarial passé	...rapport avec le revenu salarial futur	...revenu individuel du chômeur	...revenu du ménage	…revenu évoluant avec le temps	…revenu fixe à un moment donné	
Ehrenberg et Oaxaca (1976)	X		X			X	Semaine
Lancaster (1979)	X		X			X	Non indiquée (rapport des revenus perçus pendant « la principale période » de chômage et revenus annuels avant l'entrée au chômage)
Nickell (1979a)		X		X	X		Intervalles : semaines 1-2, 3-13, 14-26, 27-39, 40-52, 53-65, 66+
Nickell (1979b)	les deux, dans des modèles distincts			X	X		Intervalles : semaines 1-2, 3-13, 14-26, 27-39, 40-52, 53-65, 66+
Hills (1982)	X		X			X	Semaine
Atkinson et al. (1983)		X		X	X		Trimestre (13 semaines)
Atkinson et al. (1984)	X			X	X		Trimestre (13 semaines)
Florens et al. (1989)*	X		X		X		Non spécifié
Kettunen (1996)	X		X		X		Non spécifié (précisent juste que « les données renseignent le montant payé au chômeur »)
Dormont et al. (2001)	X		X		X		Mois
Carling et al. (2001)	X		X			X	Mois
Røed et Zhang (2003)		X	X		X		Mois
Bennmarker et al. (2005)	X		X		X		Mois
Pellizzari (2006)	X		X		X		Mois

* Ces auteurs prennent en compte simultanément le niveau absolu et le niveau relatif des allocations chômage.

2.1.3.3.1 Le niveau des allocations chômage est rapporté aux revenus salariaux futurs ou passés

Un des principaux objectifs des systèmes d'indemnisation du chômage est de garantir que le revenu des travailleurs qui entrent au chômage ne chute pas de manière trop importante : il s'agit, dans la majorité des pays européens (et notamment dans tous les pays que nous analysons), d'un système d'assurance où le montant des indemnités auxquelles a droit un chômeur est calculé comme un pourcentage des revenus salariaux antérieurs.

Mais, afin d'analyser les effets contre-incitatifs à l'emploi des allocations chômage, il semble plus approprié de comparer les revenus qu'un chômeur perçoit pendant son épisode de chômage non pas avec ses revenus passés, mais avec le taux salarial que le chômeur estime pouvoir gagner dans un emploi futur. Certains auteurs mettent en avant le caractère endogène[86] des revenus perçus par l'individu avant l'entrée au chômage et procèdent à l'estimation des revenus futurs des chômeurs. Nous montrons en ce qui suit que ces estimations ne sont pas sans difficulté et qu'il n'est pas assuré qu'elles permettent réellement d'approximer le revenu attendu par le chômeur dans un emploi futur.

Røed et Zhang (2003) comptent parmi les auteurs qui, dans le calcul du taux de remplacement, se donnent pour objectif de prendre en compte non pas les revenus dans l'emploi passé mais les revenus prospectifs. Mais, chez ces auteurs, le taux de salaire annuel attendu dans un nouvel emploi est déterminé simplement comme le taux de salaire de l'année précédant l'entrée au chômage ajusté par la croissance salariale et par le nombre d'heures travaillées dans l'année précédente[87]. Même si ce taux salarial estimé est soumis dans certains cas à des corrections, notamment pour les travailleurs ne travaillant pas à temps plein avant l'entrée au chômage (voir p. 194 dans Røed et Zhang, 2003), cette approche du calcul du taux de remplacement sur la base du salaire futur nous semble équivalente à celle d'un calcul sur la base du taux de salaire antérieur. Nous considérons que, de fait, ces auteurs estiment les taux de remplacement en rapportant les allocations chômage aux revenus salariaux passés, et

[86] Nous revenons sur ce point plus loin dans ce paragraphe.

[87] C'est-à-dire que, si dans l'année N, un chômeur a travaillé la moitié du temps, le taux de salaire annuel attendu dans l'année N+1 est obtenu en doublant le taux de salaire de l'année N.

en introduisant l'hypothèse que l'individu travaillera à temps plein pendant toute l'année suivant la reprise d'un emploi.

Une approche alternative est prise par Nickell, Groot et par Atkinson et al. dans leurs analyses respectives passées en revue ici (cf. Tableau 2). Chez ces auteurs, le revenu prospectif des chômeurs fait l'objet d'une estimation empirique au moyen de fonctions de gains[88].

L'estimation de fonctions de gains constitue a priori une solution attrayante afin de déterminer les attentes des chômeurs en termes de revenus. L'utilité de ces estimations dans le contexte de notre étude est cependant mise en cause parce que les hypothèses simplificatrices imposées dans l'estimation de ces fonctions sont infirmées par la littérature empirique existante. Typiquement, il s'agit de régresser le logarithme naturel du revenu par rapport au niveau d'éducation atteint et l'expérience du chômeur (par exemple, chez Nickell, 1979a, 1979b). Certains auteurs estiment ces fonctions séparément pour différentes catégories occupationnelles – elles sont cinq chez Atkinson et al. et huit chez Nickell, sans que les justifications du découpage de ces catégories soient indiquées –, alors que d'autres auteurs, comme Groot (1990), ne prennent pas en compte l'occupation qu'ont les différents chômeurs[89]. Les critiques adressées à ce type d'estimations (voir Heckman et al. (2003) pour une revue récente des travaux estimant des fonctions de gains minceriennes) sont, tout d'abord, que l'hypothèse d'une relation linéaire entre le niveau d'éducation atteint par le chômeur et le logarithme naturel du revenu est particulièrement restrictive et ne trouve pas de soutien empirique, et deuxièmement, que l'hypothèse qu'une relation invariable reliant le niveau d'éducation, l'expérience et les revenus d'un travailleur tout au long de sa carrière professionnelle n'a pas non plus été appuyée par les résultats empiriques existants. Ces

[88] Groot estime lui-même la fonction de gains, en mobilisant un modèle de régression linéaire, alors que Nickell et Atkinson basent leurs estimations des taux de salaires attendus sur des fonctions de gains présentées par d'autres auteurs.

[89] Cet auteur considère le taux de salaire attendu par le chômeur comme étant fonction de l'âge du chômeur (et de l'âge au carré), du niveau d'éducation atteint, du genre, du statut matrimonial, de l'ethnicité et d'un paramètre lambda, dit calculé selon la méthode de Heckman (1979). Cette fonction est estimée par moindre carrés ordinaires (R^2=0,433), sur la base des données de l'enquête Force de travail réalisée par l'OSA en 1985 (N=2093)

constats empiriques mettent en cause la validité des valeurs prédites pour le revenu d'un individu par des fonctions de gain du type que nous avons décrit ci-dessus.

Un obstacle non négligeable à l'estimation de ce type de fonctions de gain est que, afin de prendre en compte le degré d'attachement de chaque individu au marché du travail durant la carrière professionnelle, l'estimation exige une information très détaillée concernant l'intégralité de la trajectoire professionnelle des individus pour lesquels on souhaite réaliser des prédictions. En l'absence d'une information concernant l'expérience professionnelle de chaque individu, les valeurs prédites par ces fonctions négligent les pertes de revenu et d'expérience qu'occasionnent les périodes de chômage connues par les individus au cours de leur carrière professionnelle. Or la littérature concernant l'effet de cicatrice[90] des expériences de chômage suggère qu'une perte d'emploi peut influencer de manière importante et permanente les revenus qu'un travailleur peut obtenir. Sur la base des données empiriques que nous exploitons dans notre analyse empirique, qui incluent très peu d'information concernant le passé professionnel des individus enquêtés, la mise en œuvre de fonctions de gains serait de toute façon très problématique.

En raison des difficultés que soulève la prédiction empirique des taux de salaire attendus par les chômeurs dans un emploi futur, ou peut-être par souci de simplicité[91], bon nombre d'auteurs considèrent qu'il est raisonnable d'approximer le taux de salaire futur avec le taux de salaire perçu par le chômeur dans le passé, et utilisent ce dernier dans le calcul du taux de remplacement introduit dans leurs estimations (cf. Tableau 2). Cette approche ne tient pas non plus compte d'un éventuel effet de cicatrice qui affecterait le taux de salaire obtenu par le chômeur. En revanche, un des intérêts à déterminer le taux de remplacement, à chaque moment au cours de l'épisode de chômage, comme la proportion que représentent les allocations chômage perçues par le chômeur du taux de salaire que celui-ci obtenait dans son ancien emploi est que c'est précisément en suivant cette formule que les droits à l'allocation chômage sont calculés pour les chômeurs que nous analysons. Les taux de remplacement

[90] L'effet de cicatrice suggère que les employeurs potentiels interprètent comme un signal négatif le fait qu'un individu soit au chômage, et en particulier qu'il y soit resté pour une période de temps longue (Pedersen et Westergård Nielsen, 1993, p. 73). Cela a pour conséquence la détérioration des perspectives de sortie du chômage et des salaires offerts au chômeur.

[91] Les auteurs ne précisent pas leurs motivations dans la plupart des cas (la note 81 indique les quelques exceptions).

ainsi déterminés (ils sont plusieurs, car on prend en compte une variation de l'indemnisation au fil du temps) rendent donc compte du niveau d'allocations chômage perçues par le chômeur durant son épisode de chômage.

Cependant, l'introduction du taux de remplacement effectivement perçu par le chômeur en tant que facteur explicatif du hasard de sortie du chômage soulève un problème d'endogénéité de la variable caractérisant le niveau des allocations chômage. Dans le cadre des modèles de durée en général, une variable explicative est dite endogène si les valeurs prises par cette variable à chaque moment t sont dépendantes de la survie de l'individu[92] jusqu'au moment t-1. Dans notre cas spécifique, qui est celui de analyse de l'effet des allocations chômage sur la durée de chômage, le niveau des allocations chômage perçues à chaque moment t est conditionné par la survie au chômage jusqu'à l'intervalle t-1, parce qu'un individu ne perçoit des allocations chômage que durant la période pendant laquelle il se trouve au chômage, et perd toute indemnité au moment de la reprise d'emploi.

Les effets estimés par des modèles de durée pour les variables explicatives endogènes sont affectés par des biais potentiellement importants (Vermunt, 1996, p. 148) et leur interprétation est difficile, car il existe un risque de causalité inverse. Concrètement, parce que l'individu perd le droit à percevoir des allocations chômage dès l'instant où il quitte le chômage, il est impossible de décider si le processus causal qui caractérise le processus de sortie du chômage est celui selon lequel la sortie du chômage est déterminée par la chute du niveau des allocations chômage au moment de la sortie du chômage, ou si la diminution du niveau des allocations chômage est déterminée par la sortie du (ou la survie) au chômage.

La conclusion que nous dégageons de cette discussion est que la définition d'un taux de remplacement des revenus en emploi par les allocations chômage en vue de l'estimation des effets contre-incitatifs des allocations chômage se heurte à des difficultés importantes, et

[92] De manière complémentaire, une variable est exogène si les valeurs qu'elle prend à chaque moment au cours de la durée de l'épisode sont indépendantes du processus qui génère les durées étudiées. Autrement dit, si une variable explicative est exogène, les valeurs que prend cette variable sont indépendantes de l'état dans lequel se trouve l'individu examiné (par exemple, le genre de l'individu ne dépend pas de ce que l'individu soit au chômage ou de ce qu'il soit sorti du chômage et ce facteur explicatif peut donc être considéré exogène). Voir Vermunt (1996, p. 149-153) pour une présentation des différentes définitions de l'exogénéité des facteurs explicatifs dans un modèle de durée proposées pas Lancaster (1990) et Chamberlain (1985), ainsi qu'une discussion des difficultés analytiques soulevées par la présence de facteurs explicatifs endogènes.

ce à la fois quand ce taux est défini en rapport avec les revenus que le chômeur avait avant l'entrée au chômage et quand le taux calculé est une fonction des revenus futurs espérés.

L'approche que nous adoptons dans notre analyse est celle de ne pas modéliser l'effet des allocations chômage par un taux de remplacement qui serait calculé pour chaque intervalle de la période de chômage, mais en considérant que les chômeurs connaissent dès le début de leur épisode de chômage les règles d'indemnisation qui leur sont applicables pendant toute la durée de leur épisode de chômage, et que leur comportement dépend non pas du niveau des allocations chômage à un intervalle temporel précis, mais de la perspective de gains au chômage pendant toute la période d'indemnisation, telle que cette perspective est fixée par les règles d'indemnisation du chômage applicables au chômeur. Nous décrivons plus en détail cette mesure alternative de la générosité des allocations chômage au paragraphe 3.2.2.

2.1.3.3.2 Prise en compte des revenus individuels du chômeur ou des revenus du ménage où vit le chômeur

Si l'objectif de l'analyse empirique est d'étudier la variation du niveau de vie d'un travailleur lors d'un épisode de chômage, le calcul du taux de remplacement par ménage peut être privilégié. Ainsi, un taux de remplacement indiquant le degré de protection contre la perte de revenus inclurait au numérateur le revenu total que le ménage perçoit quand le travailleur est au chômage, et au dénominateur la somme des revenus de tous les membres du ménage y compris celui que le travailleur en question avait lorsqu'il était en emploi. Le salaire, ou toute autre indemnité reçue par un membre du ménage, de même que les revenus provenant des investissements en capital ou les aides familiales, peuvent être pris en compte en tant que complément aux indemnités de chômage.

L'agrégation des revenus au niveau du ménage introduit cependant un élément arbitraire dans l'analyse, comme le soulignent Atkinson et Micklewright (1985) : le fait que tous les revenus du ménage sont mis en commun n'est qu'une hypothèse, et elle est difficilement testable empiriquement. L'ampleur de la solidarité familiale n'est pas claire, par exemple, envers des enfants adultes ou des personnes âgées vivant dans le ménage, pas plus que celle entre conjoints.

Des taux de remplacement par ménage sont calculés par certains chercheurs analysant les durées de chômage dans des pays anglophones : Nickell (1979a, 1979b) et Atkinson et al. (1983, 1984)[93] estiment l'effet du niveau des revenu du ménage, qui inclut, entre autres, les allocations chômage perçues par le chômeur. Tous les autres auteurs recourent à un taux de remplacement qui prend en compte uniquement les revenus de l'individu (cf. Tableau 2).

Une des raisons pour lesquelles des taux de remplacement par ménage sont surtout déterminés par les auteurs étudiant les effets de l'indemnisation du chômage dans les pays anglophones est que, dans ces pays, le montant d'allocations chômage octroyé aux chômeurs est fonction du revenu du ménage dans lequel vit le chômeur. Ceci n'est pas le cas dans les pays européens que nous analysons, où le niveau des allocations chômage est défini dans une logique de proportionnalité entre allocations chômage et revenus salariaux antérieurs.

En application d'une logique d'assurance chômage, il convient d'estimer le taux de remplacement comme le rapport entre le revenu individuel du travailleur en emploi et le montant de ses revenus lorsqu'il est au chômage, puisque ce taux reflète le degré auquel les revenus individuels sont assurés. Dans notre analyse empirique, nous rejoignons la majorité des travaux empiriques existants en prenant en compte uniquement les revenus individuels dont dispose le chômeur pendant la période de chômage.

2.1.3.3.3 Calcul d'une valeur fixe pour le taux de remplacement ou prise en compte de l'évolution des revenus avec le temps passé au chômage

Il a été courant, à la fin des années 1970, de considérer le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage comme ayant une valeur fixe pendant toute la période de chômage (les travaux de Nickell constituent une exception). Dans cette perspective, le calcul du taux de remplacement est simplifié, soit en considérant que le revenu au chômage peut être caractérisé par la moyenne des revenus perçus sur un certain horizon, soit en supposant que le chômeur bénéficiera au cours de toute sa période d'indemnisation du

[93] D'autres auteurs qui étudient l'effet du montant absolu des allocations chômage dans les pays anglophones (Narendranathan et Stewart, 1993a, 1993b ; Narendranathan et Nickell, 1985 ; Narendranathan et al., 1985, et Arulampalam et Stewart, 1995) calculent également le revenu du ménage et non pas celui de l'individu.

même taux de remplacement qu'il percevait au moment de son entrée au chômage. Cette approche a été abandonnée, dès les années 1980, en faveur d'une prise en compte des variations de revenus que perçoit un individu au chômage (cf. Tableau 2). Seuls les auteurs qui ne disposent pas d'une information suffisamment détaillée concernant l'évolution des allocations chômage perçues par un individu déterminent une valeur du taux de remplacement constante pendant toute la période d'indemnisation (ex. Carling et al., 2001).

La prise en compte du caractère fini de la durée d'indemnisation du chômage nécessite déjà la définition d'un taux de remplacement qui varie avec le temps passé au chômage (avec une valeur positive pendant la période d'indemnisation et zéro ensuite). Mais dans plusieurs pays européens que nous analysons, le niveau des allocations chômage ne chute pas seulement au moment de l'épuisement des droits à l'indemnisation : ce niveau connaît en effet plusieurs chutes successives, qui ne sont pas accidentelles ou le résultat d'une sanction qu'aurait subi un chômeur, mais qui surviennent du fait de la dégressivité des allocations chômage prévue par les règles d'indemnisation du chômage. C'est la raison pour laquelle, dans notre analyse empirique, nous prenons en compte le fait que les revenus qu'un individu perçoit lorsqu'il est au chômage peuvent varier au cours de l'épisode de chômage. Mais contrairement à la littérature antérieure, nous ne nous limitons pas à rendre compte des variations des taux de remplacement courants, à chaque période de l'épisode de chômage : nous visons à prendre en compte, à chaque moment de l'épisode de chômage, les perspectives de taux de remplacement des allocations chômage. Nous décrivons plus en détail notre modélisation de l'évolution avec le temps du niveau des allocations chômage dans les paragraphes 3.5.2.2 et 3.6.1.

2.1.3.3.4 Différentes unités de temps choisies pour le calcul du niveau des allocations chômage

Afin de décrire le niveau du taux de remplacement et surtout des variations du taux de remplacement au cours d'un épisode de chômage, il est nécessaire de délimiter des intervalles temporels au cours desquels des variations de revenu à prendre en compte sont lissées. On peut, par exemple, justifier un calcul du taux de remplacement sur la base de revenus annuels si l'on suppose que les individus lissent leurs revenus au sein d'une année calendaire. Le choix de l'intervalle temporel reste cependant arbitraire, car il suppose aussi implicitement que l'individu ne peut ni épargner, ni s'endetter d'un intervalle sur l'autre.

Nous avons constaté que, dans la littérature empirique existante, les intervalles temporels pris en compte afin de calculer des taux de remplacement varient d'une semaine à un trimestre[94] (voir le Tableau 2). Pour la plupart des auteurs, le choix de l'unité temporelle prise en compte dans ce calcul est fait en fonction des données empiriques analysées.

Les données empiriques que nous exploitons renseignent sur les revenus annuels des enquêtés et les durées mensuelles de chômage. Parce que l'échelle annuelle est beaucoup trop grossière dans l'étude de la probabilité de sortie du chômage, nous avons défini, sur la base d'une revue des règles d'indemnisation du chômage, des variations mensuelles des revenus attendus au chômage.

Dans ce paragraphe nous avons présenté une analyse des différents taux de remplacement que les études s'intéressant à l'effet des allocations chômage sur la durée de chômage ont utilisés. La discussion de ces taux de remplacement a été guidée par quatre critères : définition d'un taux de remplacement par rapport aux revenus passés ou futurs, prenant en compte les seuls revenus du chômeur ou ceux de son ménage, calcule d'un taux de remplacement fixe ou variable, et enfin choix d'un intervalle temporel pour calculer le taux de remplacement. Nous avons montré les raisons qui appuient les différents choix et, le cas échéant, les désavantages de chaque approche. Parce que la définition d'un taux de

[94] Lancaster (1979) est une exception : l'étude prend en compte les revenus perçus « pendant la principale partie » de l'épisode de chômage.

remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage qui expliquerait le hasard de sortie du chômage reste à un certain degré arbitraire et limitée, nous argumentons le besoin d'introduire une mesure alternative de la générosité des allocations chômage. Mais, avant de présenter une notion alternative qui soit plus satisfaisante, nous passons en revue dans le paragraphe suivant les résultats offerts par la littérature empirique existante concernant l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage.

2.2 Revue des résultats des études empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage

Après avoir examiné, dans le paragraphe précédent, les choix analytiques qu'ont fait les différentes études empiriques et explicité les concepts utilisés, nous recensons ici les résultats obtenus. La synthèse des conclusions de la littérature empirique que nous présentons dans ce paragraphe se bornera à la discussion des effets estimés, sur la probabilité de sortie du chômage, des allocations chômage et de leur évolution avec la durée du chômage, et ce bien que les études que nous passons en revue offrent aussi de nombreux résultats intéressants concernant les effets d'autres facteurs socio-économiques susceptibles d'influencer la période de temps que les individus passent au chômage.

Des nombreuses revues, très rigoureuses, ont déjà été consacrées à cette vaste littérature, par Danziger et al. (1981), Devine et Kiefer (1991), Atkinson et Micklewright (1991), Pedersen et Westergård-Nielsen (1993), Meyer (1995), Holmlund (1998) et plus récemment, par Krueger et Meyer (2002). Cette dernière revue se concentre essentiellement sur des estimations obtenues aux Etats-Unis, ce qui signifie que plus d'une décennie de travaux européens sur la question des effets des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage n'est pas examinée dans ces synthèses de la littérature. Nous nous intéressons ici à une vingtaine d'études, exploitant essentiellement des données européennes, qui se distinguent de la littérature antérieure par l'utilisation fréquente de techniques quasi-expérimentales. Une importante contribution récente est apportée aussi par les travaux français concernant l'effet de la dégressivité des taux de remplacement des salaires par les allocations chômage. En rendant compte ici également de ces travaux plus récents, nous mettons à jour les conclusions empiriques concernant l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage. Ces résultats empiriques plus récents ne mettent pas en cause les

conclusions tirées à partir des analyses précédentes, mais complètent les estimations déjà existantes.

Une partie importante de la littérature concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage exploite des épisodes de chômage observés aux Etats-Unis et au Royaume-Uni. Même si cette thèse n'étudie pas les durées individuelles de chômage au sein de ces pays, nous examinons en ce qui suit les contributions importantes concernant ces pays, sans avoir l'ambition d'une revue exhaustive. Notre objectif est surtout celui d'analyser les estimations concernant l'Europe continentale, et plus particulièrement les neuf[95] pays sur lesquels nous nous penchons dans cette thèse. L'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage a fait l'objet de plusieurs études en France, en Allemagne et en Autriche, mais pour les autres pays les analyses empiriques sont encore peu nombreuses. Seule une étude est de nature comparative : celle de Pellizzari (2006), qui analyse les durées de chômage dans dix pays de l'ancien EU15.

La littérature empirique la plus fournie concerne sans doute l'effet du niveau des allocations chômage, qu'il soit mesuré par le montant absolu des allocations chômage ou par le taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage. L'impact de la durée potentielle d'indemnisation, moins étudié traditionnellement, a fait cependant l'objet d'un nombre considérable d'analyses empiriques récentes. Enfin, deux études examinent le rôle de la dégressivité des allocations chômage sur la durée du chômage en France. Notre discussion des résultats de la littérature empirique sera organisée en trois sections distinctes, consacrées chacune aux résultats obtenus par les études examinant le rôle d'un de ces trois paramètres.

[95] Dans l'analyse empirique présentée dans le troisième chapitre de cette thèse, nous examinons les durées des épisodes de chômage observés au Luxembourg, en France, en Allemagne, en Autriche, en Italie, en Espagne, au Portugal, en Grèce et au Danemark.

2.2.1 Résultats empiriques concernant l'effet du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage

Ce paragraphe passe en revue les différentes estimations de l'effet du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage mises en avant par la littérature empirique. Nous commençons par un tour d'horizon de ces estimations, dans le Tableau 3 ci-dessous. Nous montrons ensuite que les élasticités estimées de la durée de chômage par rapport au niveau des allocations chômage sont assez faibles et qu'elles varient selon le moment de l'épisode de chômage auquel l'effet est estimé, selon les caractéristiques individuelles des chômeurs et selon le pays étudié – certaines études exploitant des données européennes n'identifient aucun effet du niveau des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage. Il ressort également de notre revue que les estimations présentées dans la littérature empirique manquent de robustesse, car elles varient selon la spécification économétrique choisie par les auteurs.

Tableau 3 – Résultats empiriques concernant l'impact du niveau des allocations chômage[96] sur la durée des épisodes de chômage

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Ehrenberg et Oaxaca (1976) Pays étudié : Etats-Unis (13 états)	Modèle à temps de sortie accéléré, où la durée du chômage est supposée suivre une loi log-normale	Taux de remplacement	Une hausse de 10 points de pourcentage du taux de remplacement (de 0,4 à 0,5) aboutira à la prolongation de la durée de chômage de 0,2 semaines pour les hommes de 14 à 24 ans, de 1,5 semaine pour les hommes de 45 à 59 ans, de 0,3 semaine pour les femmes de 30 à 44 ans et de 0,5 semaine pour les femmes de 14 à 24 ans
Classen (1977) Pays étudié : Pennsylvanie et Arizona	Modèle à temps de sortie accéléré, où la durée du chômage est supposée suivre une loi log-normale	Taux de remplacement	Une augmentation de 10$ des allocations chômage hebdomadaires est associée à une prolongation de 1,1 semaine de la durée de chômage en Pennsylvanie et de 1 semaine en Arizona.
Nickell (1979a) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à « odds » proportionnels, où la probabilité de sortie du chômage est supposée suivre une loi logistique	Taux de remplacement	L'ampleur de l'impact du taux de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage varie au cours de l'épisode de chômage : l'effet est très significatif et négatif pendant les premières 20 semaines et non-significatif et positif après 20 semaines de chômage. L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement, calculée pour une augmentation du taux de remplacement de 70% à 80%, est d'environ 1
Nickell (1979b) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à « odds » proportionnels, où la probabilité de sortie du chômage est supposée suivre une loi logistique	Taux de remplacement	L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement se situe entre 0,6 et 1. L'impact du taux de remplacement sur la durée du chômage baisse à partir du 4e ou 5e mois et devient négligeable après 10 mois ; après 6 mois de chômage l'impact est réduit à un tiers vis-à-vis de l'impact pendant les premières semaines de chômage.

…/…

[96] Certaines des études dont les résultats sont présentés dans le Tableau 3 ont pris en compte non seulement le niveau des allocations chômage, mais aussi la durée potentielle d'octroi de celles-ci. Si des conclusions concernant ce deuxième paramètre des allocations chômage sont proposées, nous indiquons dans le Tableau 4 quels ont été les résultats obtenus par l'étude en question.

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Lancaster (1979) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels, où la durée de chômage est supposée distribuée d'abord selon une loi exponentielle puis selon une loi Weibull, puis selon un mélange de lois Weibull et Gamma	Taux de remplacement	L'élasticité de la durée moyenne de chômage en rapport avec le taux de remplacement est de 0,43 (une hausse du taux de remplacement de 0,57 à 0,7 augmente la durée moyenne du chômage de 10%). Lorsque l'effet d'un facteur omis distribué selon une loi Gamma est contrôlé, l'élasticité estimée est de 0,53. Conclusion finale : l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au taux de remplacement du dernier salaire par les allocations chômage est d'environ 0,6 et elle est éloignée de plus de 2 écarts type de zéro
Hills (1982) Pays étudié : Etats-Unis (13 états)	Modèle à temps de sortie accéléré, où la durée du chômage est supposée suivre une loi log-normale	Taux de remplacement	Une hausse de 10 points de pourcentage des allocations chômage (de 0,4 à 0,5) aboutira à la prolongation de la durée de chômage de 0,9 semaine, autant pour les chômeurs jeunes que pour les chômeurs plus âgés
Atkinson et al. (1983) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels, où la durée de chômage est supposée suivre une loi Weibull	Taux de remplacement	L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement est de 0,57, mais l'estimation est imprécise (l'intervalle de confiance à 95% est de 0,18 à 0,96)
Atkinson et al. (1984) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels, où la durée de chômage est supposée suivre une loi Weibull	Taux de remplacement	L'effet du taux de remplacement sur la durée du chômage n'est pas identifié avec précision. Il est estimé à une valeur d'environ zéro.
Moffitt (1985) Pays étudié : Etats-Unis (13 états)	Modèle à hasards proportionnels, sans contrainte paramétrique pour la loi de la durée du chômage	Taux de remplacement	Une augmentation de 1 % des allocations chômage prolonge la durée de chômage de 0,36% (c'est-à-dire, à la moyenne de ces variables, qu'une augmentation de 10$ par semaine prolonge la durée de chômage d'une demi-semaine).
Narendranathan et Nickell (1985) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels	Le revenu au chômage	L'élasticité moyenne de la durée moyenne de chômage par rapport aux allocations chômage est de 0,26. L'effet des allocations chômage varie avec l'âge.
Narendranathan Nickell et Stern (1985) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels, avec une loi Weibull pour la durée de chômage	Le revenu au chômage	L'élasticité de la durée de chômage en rapport avec les indemnités varie de 0,28 à 0,36. Les allocations chômage n'ont plus d'effet sur la probabilité conditionnelle de sortie du chômage après 6 mois de chômage (sauf pour les adolescents)

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Florens et al. (1989) Pays étudié : France	3 modèles (pour tous les chômeurs, puis séparément selon le genre) en deux temps : d'abord, régressions MCO pour expliquer (i) les pertes financières absolues et (ii) les pertes relatives des chômeurs, puis régression (maximisation de la vraisemblance) pour expliquer le logarithme de l'ancienneté au chômage en fonction de ces pertes	(a) le dernier salaire revalorisé moins le montant des indemnités et (b) ratio entre le montant des indemnités et le dernier salaire revalorisé	- à perte relative donnée, une augmentation de la perte absolue tend, toutes choses égales par ailleurs, à diminuer l'ancienneté au chômage (ce qui confirme un effet contre-incitatif des allocations chômage) - à perte absolue donnée, une augmentation de la perte relative tend à augmenter l'ancienneté au chômage, ceteris paribus (ce qui contredit l'hypothèse d'un effet contre-incitatif des allocations chômage) Supposition d'un effet de seuil (dont les auteurs notent qu'il peut être un artefact statistique) : au delà d'un certain montant (hommes, 120F/jour ; femmes, 100F/jour), les allocations auraient un effet contre-incitatif (elles ont une relation positive avec l'ancienneté au chômage), mais l'effet est absent en dessous de ce seuil critique.
Groot (1990) Pays étudié : Pays-Bas	Modèle à hasards proportionnels, où la durée du chômage est supposée suivre d'abord une loi Weibull, puis une loi mixte Weibull-Gamma, et enfin une loi mixte constitué par le mélange de la loi Weibull avec une loi discrète non paramétrique	Le montant de l'allocation chômage	Le montant des allocations chômage perçues n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le hasard de sortie du chômage. Le salaire attendu dans le nouvel emploi a, lui, un effet significatif, ce qui conduit à la conclusion que le coût d'opportunité du chômage (les revenus que le chômeur percevrait s'il travaillait, et qu'il ne perçoit pas en restant au chômage) est le facteur déterminant pour la sortie du chômage.
Meyer (1990) Pays étudié : Etats-Unis (12 états)	Modèle à hasards proportionnels en temps discret avec une fonction de hasard de base non-paramétrique	Le montant de l'allocation chômage	L'augmentation des allocations chômage de 10 points de pourcentage a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage, prolongeant la durée du chômage de 1 semaine à 1,5 semaine.
Katz et Meyer (1990) Pays étudié : Etats-Unis (12 états)	Modèle à hasards proportionnels sans contrainte paramétrique pour la loi de la durée du chômage	Les revenus hebdomadaires nets de taxes pendant la période de chômage	Une hausse de 10% des allocations chômage est associée à une baisse de 5,4% du hasard de sortie du chômage. Autrement dit, une hausse de 10% du taux de remplacement engendre une prolongation de la durée de chômage de 1,5 semaine.

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Joutard et Werquin (1992) Pays étudié : France	Plusieurs modèles de durée à hasards proportionnels et à temps de sortie accélérée (voir l'Annexe 3)	Perception ou non perception d'allocations chômage	Pour les sorties vers des emplois précaires, l'effet des allocations chômage est de prolonger les durées de chômage. L'effet est très significatif. Pour les sorties vers un emploi stable, les effets sont différents selon le genre : les allocations chômage retardent la reprise d'emploi des hommes, mais n'affectent pas les délais de retour à l'emploi des femmes.
Narendranathan et Stewart (1993a) Pays étudié : Royaume-Uni	Plusieurs types de modèles de durée à hasards proportionnels (voir l'Annexe 3)	Le revenu au chômage	Le revenu au chômage a un effet négatif significatif sur la durée du chômage pendant les premiers 12 semaines de chômage. Une baisse marquée de l'effet à lieu entre la 4^{e} et la 5^{e} semaine, et puis entre la 5^{e} et la 6^{e} semaine de chômage.
Narendranathan et Stewart (1993b) Pays étudié : Royaume-Uni	Modèle à hasards proportionnels de type Cox, d'abord sans contrainte paramétrique pour la loi de la durée du chômage et puis avec une loi Weibull pour la durée de chômage	Le revenu au chômage	L'élasticité de la durée de chômage par rapport au revenu au chômage est estimée à – 0,43 (lorsque l'effet du revenu au chômage est contraint à ne pas varier avec le temps). L'élasticité de la durée du chômage en fonction du revenu au chômage varie avec la durée de chômage.
Arulampalam et Stewart (1995) Pays étudié : Royaume-Uni	Estimation semi-paramétrique de deux modèles à hasards proportionnels de type Cox – le premier pour la cohorte de chômeurs enregistrés au chômage en 1978, et le deuxième pour la cohorte de 1987	Le revenu au chômage	Une augmentation de 10% des revenus au chômage diminue la probabilité conditionnelle de sortie du chômage de 4% pour la cohorte de 1978 et seulement de 1% pour la cohorte de 1987. L'effet des allocations chômage est le plus important sur le hasard de sortie du chômage des hommes adolescents (moins de 20 ans). Pour les hommes âgés de plus de 20 ans dans la cohorte de 1987 (quand le taux de chômage est élevé), l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage n'est pas significativement différent de zéro.
Carling et al. (1996) Pays étudié : Suède	Modèle à hasards proportionnels semi-paramétrique à risques concurrents	La perception d'allocations d'assurance et/ou d'assistance chômage	Le hasard d'emploi des chômeurs qui perçoivent des prestations d'assurance chômage est 12% moindre que le hasard d'emploi des chômeurs non-indemnisés. Il n'y a pas de différence entre le hasard d'emploi des chômeurs qui perçoivent des prestations d'assistance chômage et ceux qui ne sont pas indemnisés. L'élasticité du hasard d'emploi par rapport aux allocations chômage est de -0,06.

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Kettunen (1996) Pays étudié : Finlande	Modèle à hasards proportionnels paramétrique, où la durée de chômage est supposée suivre une loi Weibull	Le taux de remplacement	Pour les chômeurs indemnisés selon un minimum forfaitaire, le taux de remplacement a un effet négatif sur le hasard, mais cet effet est annulé par l'effet de signe contraire de la variable décrivant l'imminence de l'épuisement des indemnités. Pour les chômeurs indemnisés selon un taux de remplacement, le taux de remplacement a un effet négatif mais non significatif sur le hasard de sortie du chômage. Chaque baisse du taux de remplacement fait augmenter le hasard de sortie. L'effet négatif du taux de remplacement sur le hasard de sortie du chômage s'annule après 3 mois
Hujer et Schneider (1989) Pays étudié : l'Allemagne de l'Ouest	Modèle à hasards proportionnels en temps continu, où la durée du chômage est supposée suivre une loi Weibull	La période pendant laquelle des allocations d'assurance et d'assistance sont perçues respectivement et une variable identifiant les derniers 2 mois avant l'épuisement de l'allocation d'assurance	Le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés au titre de l'assurance chômage ne diffère pas de manière statistiquement significative du hasard de sortie du chômage des chômeurs non indemnisés.
Card et Levine(2000) Pays étudié : Etats-Unis (New Jersey)	Modèle à hasards proportionnels conjugué à une approche quasi-expérimentale de différences en différences	Le taux de remplacement	Une augmentation du taux de remplacement de 10 points de pourcentage (par exemple de 0,4 à 0,5) prolongera la durée moyenne de chômage de 1 semaine.
Brosius (2001) Pays étudié : Luxembourg	Modèle à temps de sortie accéléré, où la durée du chômage est supposée suivre une loi log-logistique	La perception d'allocations chômage	Toutes autres choses égales par ailleurs, la durée de chômage d'un chômeur indemnisé est, en moyenne, 1,35 fois plus longue que la durée de chômage d'un chômeur non-indemnisé.
Carling, Holmlund et Vejsiu (2001) Pays étudié : Suède	Estimation non-paramétrique de modèles de durée à risques concurrents conjugués à une approche de différences en différences	Le taux de remplacement	La diminution de taux de remplacement de 80% à 75% produit une augmentation du taux de retour à l'emploi de 10 %. Autrement dit, l'élasticité du hasard de retour à l'emploi par rapport aux taux de remplacement est de 1.6

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Bover et al. (2002) Pays étudié : Espagne	Modèle de durée à hasards proportionnels	La perception d'allocations chômage	La perception des allocations chômage réduit le hasard de sortie du chômage. L'impact des indemnités diminue avec la durée passée au chômage : à 3 mois de chômage, le fait de percevoir des allocations chômage réduit la probabilité de sortie du chômage de 10,7 points de pourcentage ; à six mois de chômage, l'écart de probabilité de sortie du chômage entre les chômeurs indemnisés et non-indemnisés est de 4,5 points de pourcentage.
Røed et Zhang (2003) Pays étudié : Norvège	Modèle à hasards proportionnels sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base	Le taux de remplacement	L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport aux taux de remplacement est d'environ -0,95 pour les hommes et -0,35 pour les femmes (une durée de chômage de 10 mois sera réduite d'un mois (pour les hommes) et de 1-2 semaines (pour les femmes) par une baisse de 10% des allocations chômage). Les effets sont stables au cours des épisodes de chômage.
Addison et Portugal (2004) Pays étudié : Etats-Unis	Modèle à hasards proportionnels mixte qui inclut un terme d'erreur contrôlant l'hétérogénéité non-observée entre individus (terme supposé suivre une loi Gamma)	Montant des allocations chômage perçues	Avant l'épuisement des indemnités, le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés est de 37,8% moindre que celui des chômeurs non indemnisés. Au moment de l'épuisement des allocations chômage le hasard de sortie des chômeurs indemnisés est 2,54 fois plus grand que celui des chômeurs non-indemnisé. Après l'épuisement des indemnités, le hasard de sortie du chômage reste de 27% plus élevé pour les chômeurs qui avaient perçu une indemnisation par rapport au hasard de sortie caractérisant les chômeurs non indemnisés
Bennmarker, Carling et Holmlund (2005) Pays étudié : Suède	Estimation non-paramétrique d'un modèle à hasard proportionnels sans contrainte sur la durée de chômage, conjugué à une stratégie de différences en différences	Taux de remplacement	Pas d'effet significatif des réformes analysées sur la durée du chômage. La première reforme a augmenté de 17% les allocations chômage pour les 20 premières semaines d'indemnisation en 2001. La deuxième reforme, en 2002, a produit une augmentation substantielle des allocations chômage pour les épisodes de chômage dépassant 20 semaines (jusqu'au maximum 60 semaines) et une hausse supplémentaire des allocations chômage pour les 20 premières semaines de chômage.

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Pellizzari (2006) Pays étudié : EU10	Modèle à hasards proportionnels, où la fonction de hasard de base est un polynôme de 3^{e} degré, conjugué à une stratégie de différences en différences	Le taux de remplacement du salaire antérieur par les indemnités de chômage	Pour l'ensemble de l'échantillon, une hausse de 10 points de pourcentage des allocations réduit de 4,7% le hasard de sortie du chômage. Pour le groupe de contrôle (chômeurs éligibles à des allocations familiales universelles), un effet des indemnités de chômage se manifeste uniquement *après* le 6^{e} mois de chômage. Après 6 mois de chômage, une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de remplacement réduit le hasard de sortie du chômage d'environ 14%. Pour le groupe traité (chômeurs éligibles à des allocations familiales sous conditions de revenu), les indemnités de chômage ont un effet *positif* sur le hasard de sortie du chômage pendant les premiers 6 mois de chômage, et n'ont plus d'effet ensuite.

Le Tableau 3 expose de manière succincte les estimations des effets du niveau des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage dans la littérature. Un premier constat qui se dégage à partir de ce tableau est que les valeurs estimées de cet effet restent très modestes ; plusieurs études ne trouvent même pas d'effet statistiquement significatif des allocations chômage (Atkinson et al., 1984 au Royaume Uni ; Groot, 1990 au Pays-Bas).

Un deuxième point est que les estimations ne sont guère similaires d'une étude à l'autre : l'ampleur de l'élasticité de la durée du chômage en fonction du niveau des allocations chômage varient, tout d'abord, selon le moment de l'épisode de chômage où l'effet a été estimé. Plusieurs auteurs permettent à l'effet du niveau des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage de varier avec le temps passé au chômage (Nickell, 1979a,b ; Arulampalam et Stewart, 1995 ; Røed et Zhang, 2003, Bover et al., 2002, Pellizzari, 2006). A l'exception de Røed et Zhang (2003) qui constatent qu'en Norvège l'effet des allocations chômage est constant pour toute la durée de la période d'indemnisation, les autres auteurs concluent que l'effet des allocations chômage diminue, voire cesse, après un certain temps passé au chômage : au Royaume-Uni, Nickell (1979a,b) ne trouve plus d'effet des allocations chômage après 20 semaines de chômage ; Arulampalam et Stewart (1995) trouvent que pour les deux cohortes de chômeurs analysées (1978 et 1987) et tous les groupes d'âge, le revenu au chômage n'a plus d'effet sur la probabilité de sortie du chômage après le

premier trimestre de chômage ; aux Etats-Unis, Narendranathan et al. (1985) indiquent que les allocations chômage n'ont pas d'effet sur la probabilité conditionnelle de sortie du chômage après 6 mois de chômage (sauf pour les chômeurs adolescents – c'est-à-dire âgés de moins de 20 ans). Narendranathan et Stewart (1993a) trouvent également que les allocations chômage n'ont plus d'effet après 20 semaines, et qu'au sein des premières 20 semaines, cet effet diminue. En Espagne, il a été estimé par Bover et al. (2002) que l'impact des indemnités diminue avec la durée passée au chômage : à 3 mois de chômage, le fait de percevoir des allocations chômage réduit la probabilité de sortie du chômage de 10,7 points de pourcentage ; à six mois de chômage, l'écart de probabilité de sortie du chômage entre les chômeurs indemnisés et non-indemnisés est de 4,5 points de pourcentage. Kettunen (1996) permet explicitement une variation de l'effet du taux de remplacement selon des intervalles temporels qui marquent une baisse des valeurs du taux de remplacement en Finlande (à 3 et à 4,6 mois – 100jours – d'indemnisation) et trouve que l'impact du taux de remplacement diminue avec le temps passé au chômage. Enfin, sur la base d'un échantillon d'épisodes de chômage provenant de 10 pays européens, Pellizzari (2006) met en évidence que, pour les chômeurs éligibles aux allocations familiales universelles en Allemagne (avant 1997), en Italie, au Portugal et en Espagne, la générosité des allocations chômage ne diminue le hasard de sortie du chômage que *après* 6 mois, quand une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de remplacement réduit le hasard de sortie du chômage d'environ 14%. Pour l'impact des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage des chômeurs non-éligibles à ces allocations familiales universelles, mais à des allocations familiales octroyées uniquement si le revenu du ménage est en dessous d'un certain seuil, et provenant d'Autriche, de Belgique, du Danemark, de Finlande, de France, d'Irlande et du Royaume Uni, l'auteur constate une tendance très différente : il existe un effet, cette fois-ci *positif*, des indemnités de chômage se manifeste uniquement *pendant les premiers 6* mois de chômage, et n'ont plus d'effet ensuite.

Des variations de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage selon l'âge des chômeurs ont également été mises en évidence par certains auteurs : Narendranathan et al. (1985) indiquent que l'effet des allocations chômage varie avec l'âge : l'élasticité de la durée de chômage en rapport avec les indemnités est de 0,65 pour les hommes n'ayant pas atteint les 20 ans, de 0,47 pour les hommes âgés de 20-24 ans, de 0,26 pour ceux âgés de 25-44 ans et de 0,08 pour les hommes ayant dépassé 45 ans. Katz et Meyer (1990) trouvent aussi que l'élasticité de la durée de chômage par rapport au taux de remplacement est plus grande chez les jeunes. Arulampalam et Stewart (1995) constatent, à leur tour, que l'effet des

allocations chômage est le plus important sur le hasard de sortie du chômage des hommes de moins de 20 ans. Pour les hommes âgés de plus de 20 ans, dans la cohorte de 1987 (quand le taux de chômage était élevé au Royaume-Uni), l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage n'est pas significativement différent de zéro.

L'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage varie également selon les pays : aux Etats-Unis, il a été estimé qu'une augmentation de dix points de pourcentage du taux de remplacement conduit à une prolongation des durées de chômage se situant entre 0,2 et 1,5 semaines : Ehrenberg et Oaxaca (1976) estiment à 0,2 la prolongation de la durée de chômage des hommes adolescents et à 1,5 celle caractérisant les hommes de 45 à 59 ans ; Classen (1977) et Hills (1982) trouvent qu'une même hausse des allocations chômage prolongerait la durée de chômage d'environ une semaine ; Mofitt (1985) identifie une prolongation de seulement une demi-semaine, alors que Meyer (1990) et Katz et Meyer (1990) estiment que la prolongation peut aller jusqu'à une semaine et demi. Narendranathan et Nickell (1985) estiment une élasticité de la durée par rapport aux allocations aux Etats-Unis de 0,18-0,26, Narendranathan et al (1985) l'estime entre 0,28 et 0,36.

Au Royaume-Uni, les effets estimés varient entre zéro (Atkinson et al, 1984) et 1 (Nickell, 1979a). Le plus souvent, une élasticité d'environ 0,6 est citée (Lancaster, 1979 ; Atkinson et al, 1983). Nickell (1979b) trouve des valeurs légèrement supérieures de l'élasticité, comprises entre 0,6 et 1. Arulampalam et Stewart (1995) indique que lorsque la demande de travail est faible, pour les hommes âgés de plus de 20 ans, l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage n'est pas significativement différent de zéro.

En Europe continentale, les conclusions sont mitigées aussi : Kettunen (1996) ne trouve qu'un effet ambigu des allocations chômage en Finlande, tout comme Florens et al. (1989) en France et Groot (1990) aux Pays-Bas. Hujer et Schneider (1989) constatent que le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés au titre de l'assurance chômage ne diffère pas de manière statistiquement significative du hasard de sortie du chômage des chômeurs non indemnisés ou indemnisés au titre de l'assistance chômage. Ces auteurs trouvent même une relation positive entre le hasard de sortie du chômage et la perception d'indemnités d'assistance chômage. Bennmarker et al. (2005) ne trouvent pas d'effet significatif d'une série des réformes augmentant le niveau et la durée des allocations chômage en Suède. Une proportion importante d'études confirme toutefois que la perception des allocations chômage diminue le hasard de sortie du chômage : Bover et al. (2002) en

Espagne, Carling et al. (1996), et Carling et al. (2001) en Suède, et Brosius (2001) au Luxembourg, Røed et Zhang (2003) en Norvège.

La nature peu robuste des estimations peut être illustrée en comparant les résultats des études de Hills (1982) et celle d'Ehrenberg et Oaxaca (1976), qui exploitent un échantillon similaire de chômeurs mais trouvent des élasticités différentes. Il en est de même avec les études de Moffit (1985), Meyer (1990) et Katz et Meyer (1990). Narendranathan et Stewartl (1993b) indique qu'en utilisant différentes fonctions du hasard de base ou différentes fonctions de lien dans la spécification du modèle économétrique, les résultats sont très variables. Au moins une partie de la variabilité des estimations présentées dans le Tableau 3 peut donc être supposée due à la diversité de choix de modélisation de l'impact du niveau des allocations chômage.

Dans ce paragraphe, nous avons passé en revue les principaux résultats concernant l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage. Les conclusions qui se dégagent de cette synthèse sont les suivantes : tout d'abord, l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage est modeste ; deuxièmement, l'ampleur de l'effet varie avec le temps passé au chômage et selon l'âge des chômeurs ; finalement, nous concluons que l'effet estimé varie selon les pays, et selon les spécifications économétriques particulières utilisées.

2.2.2 Résultats empiriques concernant l'effet de la durée potentielle d'indemnisation sur la durée du chômage

Dans sa revue de la littérature étudiant les effets de l'assurance chômage sur la recherche d'emploi, Holmlund (1998, p.119) indiquait que « des études qui exploitent des réformes des systèmes d'indemnisation du chômage en tant que quasi-expériences sont rares dans ce domaine ». Tel n'est plus le cas aujourd'hui : bon nombre d'études passé en revue dans ce paragraphe appliquent des méthodes quasi-expérimentales qui confirment un effet statistiquement significatif, mais souvent modeste, de la durée maximale d'indemnisation sur la durée moyenne de chômage.

La conclusion empirique que la durée potentielle de l'indemnisation prolonge la durée des épisodes de chômage est toutefois controversée, comme l'illustre le Tableau 4 ci-dessous :

Tableau 4 – Résultats empiriques concernant la durée des allocations chômage sur la durée du chômage

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Moffitt (1985) Pays étudié : Etats-Unis (13 états)	Modèle à hasards proportionnels, sans contrainte paramétrique pour la loi de la durée du chômage	La durée potentielle d'indemnisation	L'élasticité de la durée de chômage en rapport avec la durée des allocations chômage est de 0,16 : une prolongation de l'indemnisation d'une semaine, de 26 à 27 semaines, prolonge la durée de chômage de 0,15 semaines. Le hasard augmente dans l'intervalle de 5 à 10 semaines avant l'épuisement des allocations et augmente encore plus dans les 5 dernières semaines avant l'épuisement des allocations chômage. Il existe des pics de sortie du chômage au moment de l'épuisement des allocations (à 26 et 39 semaines de chômage)
Florens et al. (1989) Pays étudié : France	(a2) Modèle semi-paramétrique à hasards proportionnels de type Cox, estimé pour tout l'échantillon, sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base (a3) 2 modèles de durée avec une fonction de hasard de base de type Weibull estimés séparément pour les hommes et pour les femmes	Dans (a2) : (i) une variable dummy qui vaut zéro avant l'épuisement des allocations et 1 au-delà, (ii) une variable qui indique le temps passé depuis l'épuisement des allocations (vaut zéro si l'individu est indemnisé à l'instant t et vaut t-τ, pour tout t>τ, où τ est la date de perte des allocations) ; Dans (a3) : 3 variables dummy indiquant si l'individu a été indemnisé pendant moins de 3 mois, pendant 6 mois à 1 an, et pendant plus d'un an, respectivement	Modèle (a2) : l'épuisement des allocations chômage a l'effet d'augmenter significativement le hasard de sortie du chômage, mais cet effet s'amortit après le moment de l'épuisement, au fur et à mesure que le temps passe au delà du moment de perte des allocations. Modèles (a3) : effet ambigu de l'indemnisation à la fois pour les hommes et pour les femmes : avoir perçu une indemnisation pendant moins de 3 mois réduit la durée du chômage, mais le fait d'avoir perçu une indemnisation pendant plus de 6 mois augmente la durée du chômage
Hujer et Schneider (1989) Pays étudié : Allemagne de l'Ouest	Modèle à hasards proportionnels en temps continu, où la durée du chômage est supposée suivre une loi Weibull	La période pendant laquelle des allocations d'assurance et d'assistance sont perçues respectivement et une variable identifiant les derniers 2 mois avant l'épuisement de l'allocation d'assurance	L'approche du moment de fin de droits d'assurance chômage (moins de 2 mois) a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage. Le hasard de sortie du chômage des personnes percevant des allocations d'assistance chômage est plus faible que celui des chômeurs ne touchant aucune d'allocations, ce qui indique un effet négatif des prestations d'assistance chômage.

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Meyer (1990) Pays étudié : Etats-Unis (12 états)	Modèle à hasards proportionnels en temps discret avec une fonction de hasard de base non-paramétrique	(a) le restant de la période potentielle d'indemnisation du chômage selon des intervalles de variation : 1, 2-5, 6-10, 11-25, 26-40, 41-54 semaines et (b) dummy pour la semaine où les allocations chômage devaient s'épuiser en absence de prolongation de la période d'indemnisation	La probabilité de sortie du chômage augmente très fort juste avant le moment de l'épuisement des allocations chômage. Si la période d'indemnisation par des allocations est prolongée, le hasard de sortie est quand même élevé au mois quand les indemnités devaient être épuisées initialement.
Katz et Meyer (1990) Pays étudié : Etats-Unis (12 états)	Modèle à hasards proportionnels sans contrainte paramétrique pour la loi de la durée du chômage Introduit une erreur individuelle distribuée selon une loi Gamma	(a) le restant de la période potentielle d'indemnisation du chômage selon des intervalles de variation : 1, 2-5, 6-10, 11-25, 26-40, 41-54 semaines et (b) la durée potentielle d'indemnisation du chômage	L'octroi d'allocations chômage pour 13 semaines supplémentaires est associé à un déclin de 27% du hasard de sortie du chômage, mais statistiquement non significatif. L'effet d'« éligibilité » (hausse du hasard à l'approche de l'épuisement des allocations) n'est pas confirmé. <u>Simulations</u> : Une extension de 1 semaine des allocations augmente la durée de chômage moyenne de 0,16 à 0,2 semaines. Une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation de 6 mois à 1 an prolonge la durée de chômage de 4 à 5 semaines. Si cette prolongation est de 6 mois à 2 ans, la durée moyenne de chômage est prolongée de 13 à 16 semaines.
Bonnal et Fougère (1990) Pays étudié : France	Plusieurs types de modèles de durée à risques concurrents (voir l'Annexe 3)	La durée effective d'indemnisation	Plus la durée d'indemnisation est longue, plus la durée moyenne du chômage est longue. Toutefois, les chômeurs ayant une très courte durée d'indemnisation (inférieure à 3 mois) passent en moyenne moins de temps au chômage avant de reprendre un emploi que les individus qui n'ont jamais été indemnisés ou qui ont bénéficié d'une indemnisation longue.

…/…

…/…

Hunt (1995) Pays étudié : Allemagne	Modèle à hasards proportionnels de type Cox à risques concurrents, où les durées de chômage sont supposées suivre une loi exponentielle, conjugué à une approche quasi-expérimentale de différences en différences	La durée potentielle d'indemnisation	L'élasticité de la durée moyenne de chômage en rapport avec la durée potentielle d'indemnisation est de -0,62 Suite à une prolongation de la durée d'indemnisation de 12 à 22 mois, le hasard de sortie du chômage des chômeurs de 44-48 ans a baissé de 46% pour les sorties vers l'emploi et de 63% pour les transitions vers l'inactivité. L'effet est moindre pour les travailleurs âgés.
Carling et al. (1996) Pays étudié : Suède	Modèle semi-paramétrique à hasard proportionnels, à risques concurrents	Le temps avant (et aussi après) l'épuisement des allocations chômage	Le hasard de sortie du chômage immédiatement après le moment de l'épuisement des allocations chômage est 400% plus élevé pour les chômeurs ayant perçu une indemnisation que pour les chômeurs n'ayant pas été indemnisés. Dans les 3 semaines précédant l'épuisement des indemnités, cette différence est de 170%, mais n'est pas statistiquement significative
Cases (1996) Pays étudié : France	Modèles à hasard proportionnels, où les durées de chômage sont supposées suivre une loi Weibull	Set de variables indicatrices qui différencient : (i) les périodes de chômage qui ne font l'objet d'aucune allocation, (ii) la partie indemnisé de la période de chômage et (iii) la partie postérieure à la fin des droits pour les périodes ayant fait l'objet d'une indemnisation	La durée moyenne de chômage des femmes indemnisés est plus longue que celle caractérisant les femmes non-indemnisées, mais il n'existe pas de différence significative pour les hommes. Conclusion finale : les modèles ne permettent pas de conclure sur un effet contre-incitatif de l'indemnisation, en France, pour la période considérée.
Winter-Ebmer (1998) Pays étudié : Autriche	Modèle à hasards proportionnels en temps continu conjugué à une approche de différences en différences	La durée potentielle d'indemnisation	Une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage d'une semaine conduirait à la prolongation de la durée de chômage de 0,03 semaines

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Adamchick (1999) Pays étudié : Pologne	Modèle à hasards proportionnels de type Cox	(a) perception/ non perception d'allocations chômage (b) nombre de trimestres avant l'épuisement des allocations chômage	Au début de la période de chômage, le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés est de 77% moindre que le hasard des chômeurs non-indemnisés. Au moment de l'épuisement des allocations, le hasard des chômeurs indemnisés est de 149% plus important que le hasard des chômeurs non-indemnisés. Le hasard de sortie des chômeurs indemnisés augmente 11 fois au moment de l'épuisement des allocations chômage par rapport aux mois antérieurs.
Puhani (2000) Pays étudié : Pologne	Modèle à hasards proportionnels en temps discret conjugué à une approche de différences en différences	La durée potentielle d'indemnisation	La réduction de la durée potentielle d'indemnisation du chômage d'une durée potentielle illimitée à une durée potentielle d'indemnisation de maximum 12 mois n'a pas affecté la durée de chômage en Pologne.
Card et Levine (2000) Pays étudié : New Jersey (Etats-Unis)	Approche quasi-expérimentale de différences en différences, conjugué à l'estimation d'un modèle à hasards proportionnels	La durée restante d'indemnisation	Le hasard de sortie du chômage a baissé de 17% après la prolongation de la durée potentielle d'indemnisation de 13 semaines Si la prolongation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage de 13 semaines pendant une période de 6 mois était restée en vigueur assez longtemps, elle aurait prolongé les durées de chômage d'environ 1 semaine.
Røed et Zhang (2003) Pays étudié : Norvège	Modèle à hasards proportionnels sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base	La durée potentielle d'indemnisation	A l'approche de l'épuisement des allocations chômage, le hasard de sortie du chômage augmente de 60% pour les femmes et de 40% pour les hommes.
Lalive et Zweilmuller (2004) Pays étudié : Autriche	Estimation d'un modèle à hasards proportionnels de type Cox, conjugué à une stratégie de différences en différences en différences	La participation au programme REBP (qui a prolongé la durée potentielle d'indemnisation)	L'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation de 30 à 209 semaines réduit le taux de sortie du chômage de 17% et prolonge la durée moyenne de chômage d'environ 9 semaines (soit une augmentation de 0,055jours/semaine)

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Lalive et al. (2006) Pays étudié : Autriche	Stratégie différences en différences avec estimation non-paramétrique d'un modèle à hasard proportionnels sans contrainte paramétrique pour la loi suivie par les durées de chômage	La participation au programme REBP (qui a (a) prolongé la durée potentielle d'indemnisation et (b) a augmenté le taux attendu de remplacement)	Si les indemnités de chômage augmentent de 30 à 39 semaines, la durée potentielle d'indemnisation produit une prolongation de 0,35 jours pour chaque semaine supplémentaire d'indemnisation ; la prolongation n'a plus d'effet sur le hasard de sortie du chômage après 54 semaines de chômage ; si l'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation est de 30 à 52 semaines, l'effet est celui d'une prolongation de 0,7 jours par semaine supplémentaire d'indemnisation et il cesse après 62 semaines.
Van Ours et Vodopivec (2006) Pays étudié : Slovénie	Modèle à hasards proportionnels (fonction de hasard de base constante par morceaux) conjugué à une stratégie d'estimation de différences en différences	La durée potentielle d'indemnisation	Pour chaque semaine de réduction de la durée potentielle d'indemnisation de chômage, la durée du chômage a diminué d'environ 1,3 semaine
Pellizzari (2006) Pays étudié : EU10	Modèle à hasards proportionnels, où la fonction de hasard de base est un polynôme de 3^{e} degré, conjugué à une stratégie de différences en différences	Le nombre de mois avant l'épuisement des allocations d'assurance et d'assistance chômage	Pour l'ensemble de l'échantillon, le hasard de sortie du chômage est d'environ 35% plus élevée dans l'intervalle de 4 à 6 mois avant l'épuisement de l'indemnisation d'assurance chômage par rapport aux intervalles précédents. Pour le groupe de contrôle (chômeurs éligibles à des allocations familiales universelles), à l'intervalle entre 4 et 6 mois avant l'épuisement des allocations chômage, le hasard de sortie du chômage est 1,7 fois plus important par rapport aux intervalles antérieurs, et entre 2 et 4 mois avant l'épuisement, le hasard est 1,9 fois plus important que dans les mois précédents. Pour le groupe traite (chômeurs éligibles à des allocations familiales sous conditions de revenu), il n'existe pas de pic à l'approche de l'épuisement des allocations d'assurance chômage.

…/…

…/…

Auteur	Méthodologie	Variable d'intérêt	Résultats
Card et al. (2007) Pays étudié : Autriche	Modèle à hasards proportionnels de type Cox et à risques concurrents, conjugué à une stratégie de différences en différences	La durée restante d'indemnisation du chômage	L'éligibilité pour l'indemnisation pendant 30 semaines (au lieu de 20 semaines) augmente la durée moyenne de chômage de 6%. Le taux de sortie du chômage au cours de la semaine d'épuisement est 1,15 fois plus élevé que celui de la semaine précédente et reste important pendant les deux semaines suivant la sortie du chômage
Lalive (2007) Pays étudié : Autriche	Approche quasi-expérimentale de régression discontinue selon un seuil d'âge	Participation au programme REBP (qui a prolongé de la durée potentielle d'indemnisation)	Une augmentation de 13 semaines de la durée potentielle d'indemnisation n'affecte ni la durée de chômage des hommes ni leur durée de reprise d'emploi ; en revanche, elle prolonge de 6 semaines la durée moyenne de chômage des femmes et de 3 semaines la durée moyenne de reprise d'emploi de celles-ci. Une prolongation de plus de 3 ans dans la durée potentielle d'indemnisation du chômage, augmente la durée de retour à l'emploi de 1,7 semaines pour les hommes et 2,9 semaines pour les femmes (soit environ 0,02 semaines de prolongation pour chaque semaine d'indemnisation supplémentaire)
Lalive (2008) Pays étudié : Autriche	Approche quasi-expérimentale de régression discontinue selon un seuil d'âge des chômeurs et selon un seuil géographique (défini par les régions de résidence des chômeurs)	La participation au programme REBP (qui a prolongé de la durée potentielle d'indemnisation)	Selon le seuil d'âge, une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage de 30 à 209 semaines augmente la durée moyenne de chômage de 14,8 semaines pour les hommes et de 74,8 semaines pour les femmes Selon le seuil des régions de résidence, une augmentation de la durée potentielle de l'indemnisation du chômage de 30 à 209 semaines augmente la durée moyenne de chômage de 13,6 semaines pour les hommes et de 50,6 semaines pour les femmes

La majorité des études dont nous passons en revue les résultats dans le Tableau 4 ci-dessus confirment l'existence d'un impact de la durée maximale de l'indemnisation du chômage sur la durée des épisodes de chômage, même si l'ampleur de cet effet reste, en général, plutôt modeste : aux Etats-Unis, Moffitt (1985) trouve qu'une prolongation de l'indemnisation d'une semaine (de 26 à 27 semaines) prolonge la durée de chômage de 0,15 semaines ; selon Katz et Meier (1990), une telle extension augmente la durée moyenne de chômage de 0,16 à 0,2 semaines. Winter-Ebmer (1998), Lalive (2007), Lalive et al. (2006) et

estiment qu'en Autriche, pour chaque semaine d'indemnisation supplémentaire, la durée de chômage est prolongée de 0,03 semaines, de 0,02 semaines, et de 0,35 semaines respectivement. Un effet bien plus grand, mais cette fois-ci d'une diminution et non pas d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation, est estimée par Vodopivec et van Ours (2006) en Slovénie : chaque semaine de réduction de la durée potentielle d'indemnisation de chômage, diminue la durée du chômage d'environ 1,3 semaine.

Mais nombre d'auteurs ne trouvent pas de confirmation empirique pour un impact de la durée potentielle d'indemnisation sur la durée du chômage. Puhani (2000) en Pologne n'observe pas d'effet de l'introduction d'une limite à 12 mois de la durée potentielle d'indemnisation au titre de l'assurance chômage (alors qu'auparavant l'indemnisation était octroyée pour une durée illimitée). Lalive (2007) ne constate aucun effet, sur la durée moyenne de chômage des hommes en Autriche, d'une prolongation de 13 semaines de la durée maximale d'indemnisation (même si, pour les femmes, une prolongation des durées de chômage est bien observée).

Des effets ambigus non pas de la durée maximale de la période d'indemnisation, mais de la durée d'indemnisation effectivement perçue par les chômeurs sont présentés, pour le cas français, par Florens et al. (1989) ainsi que par Bonnal et Fougère (1990) : la première de ces études trouve que le fait d'avoir perçu une indemnisation pendant moins de 3 mois réduit la durée du chômage, mais le fait d'avoir perçu une indemnisation pendant plus de 6 mois augmente la durée du chômage ; la seconde indique que les chômeurs ayant une très courte durée d'indemnisation (inférieure à 3 mois) passent en moyenne moins de temps au chômage avant de reprendre un emploi que les individus qui n'ont jamais été indemnisés ou qui ont bénéficié d'une indemnisation longue.

Le phénomène d'augmentation marquée du hasard de sortie du chômage avec l'approche de la fin de la période d'indemnisation est confirmé quant à lui par la plus grande partie des études s'étant attachés à examiner son existence – c'est le cas de Moffitt (1985), Meyer (1990), Adamchick (1999), Card et al. (2000) ou encore de Røed et Zhang (2003) –, mais la confirmation empirique de l'existence de ce pic n'est pas universelle : Katz et Meyer (1990) et Carling et al. (1996) n'identifient pas des pics statistiquement significatifs du hasard de sortie du chômage dans la période qui précède l'épuisement des indemnités, et Pellizzari (2006) trouve que le pic existe pour une partie des chômeurs, alors qu'il est absent dans le cas d'une autre catégorie de chômeurs.

2.2.3 *Résultats empiriques concernant l'effet de la dégressivité des allocations chômage sur la durée du chômage*

Deux études en France se sont penchées sur la question de l'influence de la dégressivité des allocations chômage sur le retour à l'emploi des chômeurs indemnisés. Elles exploitent une réforme du système réglementaire survenue en 1992 dans ce pays, qui a remplacé le système d'allocations de base, suivies par des allocations de fin de droits avec un système d'allocations dégressives par paliers.

Prieto (2000) estime deux modèles à hasards proportionnels semi-paramétrique de type Cox pour expliquer les durées de chômage avant et après la réforme de 1992 (le premier modèle prend en compte la période de 1986 à 1992, le deuxième celle de 1992 à 1996). Ses résultats montrent que, avec l'ancienne réglementation, le hasard augmente fortement entre le 9^{e} et le 14^{e} mois (à l'approche de la fin des allocations de base). Le hasard de retour à l'emploi au 14^{e} mois est deux fois plus important qu'au 9^{e} mois. Une augmentation forte de la probabilité de sortie du chômage est également constatée à l'approche du moment de l'épuisement de l'allocation de fin des droits. Sous la nouvelle réglementation, chaque chute du niveau d'indemnisation est précédée par une augmentation du taux de sortie du chômage, mais à chaque fois de plus faible ampleur que lors de l'ancienne réglementation. L'étude conclut qu'afin de déterminer l'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage, il est nécessaire de contrôler l'effet de la conjoncture économique très différente en France dans les périodes avant et après la réforme des allocations chômage ayant introduit la dégressivité des taux de remplacement.

C'est là précisément l'apport de l'étude de Dormont, Fougère et Prieto (2001), dont la conclusion est que la dégressivité des allocations chômage a retardé le retour à l'emploi : le pic marqué du hasard de sortie du chômage observé dans l'ancienne réglementation à 14 mois, au moment du passage entre l'allocation de base et l'allocation de fin de droits, pic d'autant plus important que le salaire antérieur du chômeur était élevé, n'est plus observé lorsque les allocations chômage diminuent par paliers dégressifs. Les probabilités mensuelles de sortie du chômage des chômeurs indemnisés selon l'ancienne réglementation sont plus élevées que ceux des individus auxquels s'applique la nouvelle réglementation, écart qui n'est pas en totalité expliqué par la détérioration de la conjoncture économique (telle qu'elle est mesurée par les créations nettes d'emploi) en France pendant les années 1993-1996. Ceci

conduit les auteurs à attribuer la diminution des probabilités de sortie du chômage observée après la reforme des règles d'indemnisation du chômage à l'introduction de la dégressivité par plusieurs paliers de l'indemnisation du chômage.

L'objectif de ce paragraphe a été de dresser un bilan des estimations obtenues dans la littérature empirique existante concernant l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage. Nous avons indiqué que les résultats obtenus par la littérature empirique ne sont pas sans équivoque : certains études confirment un effet négatif des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage, tout en proposant des valeurs variables, mais modestes de cet effet, alors que d'autres trouvent qu'un effet des allocations chômage est inexistant.

Conclusion du chapitre

Ce chapitre a réalisé une synthèse de la littérature empirique concernant l'impact des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage. Dans un premier temps, nous avons passé en revue les méthodes utilisées par la littérature empirique. Ceci nous a permis de distinguer deux types de stratégies d'identification de l'effet étudié : une approche quasi-expérimentale, qui tire profit de réformes des systèmes indemnisations du chômage, et une deuxième approche qui consiste à comparer le comportement de chômeurs indemnisés différemment. Nous avons également constaté que l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage a été étudié moyennant trois paramètres : le niveau des allocations chômage, la durée des allocations chômage et encore la dégressivité des allocations chômage.

Dans un deuxième temps, nous nous sommes attachée à présenter les résultats obtenus par la littérature empirique estimant l'effet de chacun de ces paramètres sur le hasard de sortie du chômage. Nous avons indiqué que les résultats de la littérature empirique sont assez divergents, au sens où certains auteurs identifient un effet négatif du niveau et de la durée des allocations chômage sur la durée du chômage, alors que d'autres ne trouvent aucun effet ou un effet seulement pour certaines catégories de chômeurs, et, enfin, un auteur indique même un effet positif du niveau des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage d'une certaine sous-catégorie de chômeurs.

Des divergences existent également dans le sens où certains auteurs indiquent que l'effet des allocations perçues par les chômeurs est variable avec le temps passé au chômage, ou encore avec l'âge de chômeurs, alors que d'autres ne trouvent pas de confirmation empirique pour la variabilité de l'effet de l'indemnisation. Les études se penchant sur l'impact de la durée potentielle d'indemnisation sur le hasard de sortie du chômage identifient une augmentation du hasard de sortie du chômage à l'approche du moment de l'épuisement des droits à l'indemnisation.

Chapitre 3 Analyse de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée des épisodes de chômage

Ce chapitre présente une analyse statistique de l'impact des indemnités attendues d'assurance chômage sur les durées de chômage, dans neuf pays européens. Si d'autres chercheurs ont déjà estimé l'effet des indemnités de chômage sur le délai avant la sortie du chômage, comme a pu le montrer la revue de littérature présentée dans le chapitre précédent, le travail de recherche que nous présentons ici est innovant à plusieurs égards.

Tout d'abord, l'originalité de notre analyse empirique consiste à substituer, au taux de remplacement instantané, les profils attendus d'indemnisation du chômage, en tant que facteur explicatif de la durée du chômage.

L'approche comparative de notre étude constitue également un apport à la littérature, car, à l'exception des études de Hausman et al. (2003) et Pellizzari (2006), les analyses existantes se sont limitées à des analyses des comportements de sortie du chômage des chômeurs d'un seul pays à la fois, comme l'a montré la synthèse de la littérature présentée dans le chapitre 2.

Une troisième contribution consiste en l'application d'une technique d'estimation qui permet de prendre en compte explicitement la variabilité systématique du hasard de sortie du chômage due aux différences dans les attentes des chômeurs en termes d'indemnisation, en modélisant des fonctions de hasard de base distinctes pour les catégories de chômeurs ayant des attentes d'indemnisation différentes. Cette technique est celle d'un modèle de durée mixte (à deux niveaux) avec une constante aléatoire non observée caractérisant chaque sous-population de chômeurs qui s'attendent aux mêmes indemnités de chômage.

Nous présentons dans une première section de ce chapitre les données ECHP que nous avons exploitées dans notre étude et nous montrons comment les épisodes de chômage que nous analysons ont été sélectionnés parmi les épisodes observés dans l'ECHP. Une deuxième section discute la démarche de construction de la variable qui se situe au cœur de notre analyse, à savoir les profils attendus d'indemnisation du chômage. Le bilan du phénomène de censure affectant les épisodes de chômage est dressé dans la troisième section. L'examen des caractéristiques des personnes qui ont déclaré au moins un épisode de chômage dans l'ECHP,

et l'étude descriptive des durées des premiers épisodes de chômage non-censurés à gauche observées pour ces personnes, font l'objet de la quatrième section. La cinquième section décrit et justifie les choix méthodologiques de notre analyse économétrique. Enfin, la sixième et dernière section du chapitre présente et discute les résultats des analyses économétriques que nous avons réalisées concernant l'impact des allocations chômage attendues sur la durée des épisodes de chômage.

3.1 Les données exploitées

Cette section a pour objectif de présenter les données utilisées pour notre analyse et de montrer quelles sont les conséquences de l'exploitation de ces données pour nos analyses statistiques. Le premier paragraphe décrit les particularités du Panel Communautaire des Ménages[97] (ECHP) et expose les caractéristiques qui le recommandent pour notre étude. Le paragraphe suivant discute les effets produits par la stratégie de collecte des données mobilisées par notre étude sur les durées de chômage observées et sur nos analyses empiriques. Un troisième paragraphe passe en revue les limites imposées à notre analyse par l'absence de certaines informations qui auraient été utiles mais qui n'ont pas été renseignées dans l'ECHP. Enfin, le dernier paragraphe indique les critères sur la base desquels nous avons sélectionné les épisodes de chômage en vue d'une analyse économétrique.

[97] Ce panel est plus connu dans la littérature économique sous son nom anglais : « European Community Household Panel » (ECHP). Dans le restant de ce texte nous allons utiliser l'acronyme anglais ECHP. Pour une description détaillée de ce panel, voir Eurostat (2010).

3.1.1 Présentation de la source des données mobilisées : un panel comparatif réalisé dans les pays de l'EU15

L'objectif de réaliser une analyse de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage rend nécessaire la mobilisation de données qui renseignent sur des épisodes de chômage associés à des profils attendus d'indemnisation différents. Sachant qu'en règle générale, les règles d'indemnisation du chômage au sein des différents pays ne donnent lieu qu'à un petit nombre de profils attendus d'indemnisation distincts, notre approche a été celle de comparer les délais de sortie du chômage des chômeurs indemnisés selon les règles des différents pays européens. Cette stratégie a rendu nécessaire l'exploitation de données microéconomiques longitudinales comparables concernant divers pays européens.

Nous nous sommes ainsi tournée vers l'ECHP, une enquête qui, par des entretiens annuels avec un panel de ménages représentatifs de chacun des pays participants, recueille des informations sur une large variété de questions : les revenus et la situation financière, l'éducation, l'état de santé, les conditions de logement, les relations sociales, les caractéristiques démographiques ou encore l'emploi et la vie professionnelle de chacun des membres adultes du ménage. La comparabilité entre pays est assurée par l'utilisation d'un questionnaire standardisé et par des procédures communes de mise en œuvre des enquêtes, dont le suivi a été coordonné de manière centralisée par l'Office Statistique des Communautés Européennes - Eurostat.

Bien qu'il interroge des échantillons représentatifs de ménages, et non pas des échantillons de travailleurs ou encore de chômeurs, l'ECHP fournit une information riche concernant à la fois la vie professionnelle et le revenu des personnes enquêtées, dans les quinze pays participants. Nous disposons ainsi d'une information mensuelle relative au statut auto-déclaré sur le marché du travail des personnes enquêtées, tout comme des montants annuels des revenus qu'elles perçoivent. Les sources des revenus individuels sont également indiquées, ce qui nous permet de différencier d'une part, au sein des revenus marchands, les revenus perçus dans le cadre d'une activité salariée, et d'autre part, au sein des revenus provenant de transferts sociaux, les indemnités de chômage. L'ECHP a été, de ce fait, la source de données de notre choix.

Les épisodes de chômage analysés dans notre étude ont été observés au cours des années 1994[98] à 2001 par les enquêtes ECHP ou par des panels nationaux équivalents[99]. Les avantages d'une période d'observation qui s'étale sur plusieurs années tiennent à la fois aux effectifs plus importants de chômeurs observés, à la moindre ampleur du phénomène de censurée à mesure que la période d'observation s'allonge, et au fait que les observations ont été réalisées dans des contextes économiques différents sur les marchés du travail analysés, qui sont ceux de neuf pays de l'Europe continentale, membres de l'EU15. Il s'agit en l'occurrence de l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, l'Espagne, la Grèce, la France, l'Italie, le Luxembourg et le Portugal[100].

Ayant justifié dans ce paragraphe le choix du panel ECHP comme source des données comparables renseignant sur les durées individuelles de chômage dans les neuf pays que nous analysons, nous montrons dans le paragraphe qui suit comment la stratégie utilisée pour la collecte de ces données a mis son empreinte sur les durées de chômage observées et sur notre analyse de ces durées.

---

[98] Pour deux des pays étudiés, l'Autriche et le Luxembourg, les observations sont uniquement disponibles pour les années 1995 à 2001. L'Autriche participe à l'ECHP seulement à partir de l'année 1995. Le Luxembourg, quant à lui, a opéré un ré-échantillonnage de son panel en 1995 ; la continuité de l'observation n'est donc assurée que pour la période de 1995 à 2001.

[99] Deux des pays analysés, le Luxembourg et l'Allemagne, ne se sont joints à l'ECHP que pour une durée de 3 ans, de 1994 à 1996. La période d'observation de l'ECHP pour ces deux pays étant beaucoup plus restreinte que celle qui caractérise la plupart des autres pays, nous avons préféré utiliser, à la place des données ECHP, les panels nationaux « Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg » (PSELL2) pour le Luxembourg, couvrant la période 1995-2001, et le panel « German Socio-Economic Panel » (GSOEP) pour l'Allemagne, qui fournit des observations pour la période 1994-2001. A peu d'exceptions près, l'information recueillie par les enquêtes européennes est également présente dans ces deux panels nationaux. Deux questions très pertinentes pour notre étude sont cependant absentes du PSELL2, à savoir la raison du départ de l'ancien poste et la disponibilité pour reprendre un travail endéans deux semaines si une offre se présentait, mais les réponses à ces questions présentent une très grande proportion de valeurs manquantes dans les pays où ces questions ont été posées (voir l'Annexe 4 pour plus de détails) et ne sont donc exploitées pour aucun des pays.

[100] L'Annexe 5 présente les raisons pour lesquelles nous n'avons pas pu procéder à l'analyse des épisodes de chômage observés dans les six autres pays participants à l'ECHP : les Pays-Bas, la Suède, l'Irlande, le Royaume-Uni, la Finlande et la Belgique.

3.1.2 Discussion des conséquences de la stratégie de collecte de données du panel ECHP pour notre analyse des durées de chômage

Les enquêtes ECHP ont demandé aux personnes répondant au questionnaire au cours de l'année N de rendre compte d'un certain nombre de caractéristiques qui sont les leurs cette même année N, mais aussi de leurs revenus perçus et de leur statut mensuel sur le marché du travail au cours de l'année N-1. Les conséquences engendrées par cette démarche pour les durées de chômage observées d'une part, et sur nos estimations de l'effet des indemnités de chômage sur les durées de chômage d'autre part, font l'objet d'une discussion dans ce paragraphe.

La stratégie que nous venons de décrire a été celle suivie par les enquêtes ECHP pour la collecte des données dans tous les pays sauf la France[101]. Cette approche place la période d'observation des revenus et des statuts sur le marché du travail entre les années 1993 à 2000 et elle produit, du point de vue de notre analyse, deux autres conséquences notables : premièrement, on ne peut analyser que les épisodes de chômage des individus ayant répondu au panel au moins pendant deux années consécutives, et, en deuxième lieu, des effets de mémoire et des effets de couture (angl. « seam effects ») peuvent se manifester dans les données enregistrées.

Du fait du décalage temporel entre les informations sociodémographiques d'une part, et le statut sur le marché du travail d'autre part, il n'est pas possible, quand on ne dispose que d'une seule vague d'enquête, de faire apparaître un lien entre ces diverses informations. Cela l'est, en revanche, dès lors que l'individu participe au panel pendant au moins deux vagues consécutives (au prix toutefois de la perte des épisodes de chômage observés pendant la

[101] A l'exception de la France, tous les pays utilisent l'année calendaire comme période de référence et demandent aux personnes enquêtées au cours de l'année N quels étaient leur statut sur le marché du travail et leur revenu au cours des mois de janvier à décembre de l'année N-1. En France, la question posée dans l'enquête concerne le statut sur le marché du travail dans les 12 mois avant le mois de l'entretien (mois qui est pratiquement le même pour toutes les personnes interrogées – novembre – par opposition à d'autres panels dont la période d'enquête s'étale sur de nombreux mois – par exemple, au Luxembourg les réponses aux enquêtes sont recueillies pendant les mois de février à juin).

première année, pour laquelle les informations sociodémographiques sont intégralement absentes[102]).

Pour ce qui est des effets de mémoire générés par le caractère en partie rétrospectif des données, ils sont vraisemblablement d'autant plus importants que la période à laquelle les événements se sont produits est plus ancienne et que les réponses attendues sont plus précises[103]. Dans le cas de l'ECHP, les individus sont censés donner des renseignements sur

[102] L'Annexe 6 indique, pour chaque pays, le nombre d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques leur correspondant, en distinguant si le manque d'information est dû à ce que l'épisode débute pendant la première année du panel ou s'il est la conséquence d'une participation irrégulière de l'individu au cours des vagues successives du panel.

[103] Bradburn et al. (1987) passent en revue quelques résultats de recherches de la psychologie cognitive concernant les processus mentaux qui se déroulent lorsque les individus doivent fournir des réponses quantitatives à des questions autobiographiques dans le cadre de leur participation à une enquête. Les auteurs notent qu'en faisant appel à leur mémoire, les individus peuvent commettre des erreurs de rappel, mais aussi des erreurs dites « d'inférence ». Les erreurs de rappel correspondent à des situations où l'individu a oublié certains événements, ou l'individu rattache à tort certains événements à une période autre que celle où les événements en question se sont effectivement produits. Des recherches de la psychologie cognitive suggèrent que les erreurs de rappel surviennent parce que, au lieu de se placer sur un axe temporel continu, la mémoire des expériences personnelles a une nature discrète et elle s'organise par des séquences autobiographiques, ce qui favorise le rappel de certains souvenirs et inhibe d'autres souvenirs. Des erreurs appelées « d'inférence » peuvent être également commises : lorsque les individus doivent fournir des informations sur leur vécu, au lieu d'essayer de se rappeler les événements qui se sont effectivement passés dans l'intervalle temporel sur lequel porte la question, les personnes peuvent recourir à diverses stratégies pour donner une réponse raisonnable à la question. Par exemple, pour répondre à la question « Combien de fois êtes-vous allé manger au restaurant le mois dernier ? », une personne peut, au lieu d'essayer de se souvenir du nombre de fois où elle est allée au restaurant le mois précédent, recourir à un calcul : la personne estime qu'elle va environ une fois par semaine au restaurant, ce qui revient à dire quatre fois par mois et donc la réponse fournie est de « quatre fois ». L'usage de telles stratégies peut conduire les individus à une réponse qui ne reflète pas la réalité vécue dans la période visée par la question (dans le contexte de l'exemple, une personne peut aller d'habitude une fois par semaine au restaurant, mais il se peut que, pendant le mois précédant l'enquête, elle soit allée un peu plus ou un peu moins souvent au restaurant). Dans d'autres situations, les individus peuvent se baser sur leurs opinions concernant le fonctionnement de leur mémoire pour choisir leur réponse à une question : par exemple, plus l'information dont les individus se souviennent concernant un certain événement est pauvre, ou plus le rappel de l'information est difficile, plus l'événement est jugé, par erreur d'inférence, comme étant lointain, rare et invraisemblable. Toujours par erreur d'inférence, les événements particulièrement marquants pour l'individu sont évalués de mémoire comme s'étant produits à des dates plus récentes que la date réelle de leur survenance.

des événements s'étant déroulés jusqu'à vingt-quatre[104] mois avant la date de l'enquête, et les informations sont pour partie mensuelles. Il est donc vraisemblable que certains individus ne donnent que des informations approximatives de la période pendant laquelle ils ont été au chômage. Par exemple, un individu qui ne se souviendrait pas précisément, au moment de l'enquête, du mois où il est entré au chômage et du mois où il en est sorti, mais qui garderait l'impression d'avoir passé toute l'année au chômage, pourrait être tenté d'indiquer les mois de janvier et décembre comme mois de début et, respectivement, de sortie, du chômage. Ainsi, le nombre de durées de douze mois observées serait artificiellement augmenté, de même que la proportion d'épisodes de chômage débutant au mois de janvier et terminant au mois de décembre, toutes années confondues.

On observe également un accroissement du nombre de durées multiples de douze mois (24 mois, 36 mois, 48 mois etc.), si les individus ayant connu le chômage pendant approximativement deux, trois ou plusieurs années consécutives, arrondissent à ces valeurs-seuil les durées de chômage déclarées dans les enquêtes ECHP.

L'enregistrement d'une proportion importante de durées multiples de douze mois, générées par de fréquentes entrées au chômage au mois de janvier, assorties de nombreuses sorties du chômage au cours du mois de décembre de la même année ou des années suivantes, peut relever d'un phénomène connu dans la littérature consacrée à la collecte de données longitudinales sous le nom d'« effet de couture » (voir, entre autres, Lemaître, 1992 ou Jäckle, 2008), qui constitue un cas particulier d'effet de mémoire. L'effet de couture désigne le constat que le nombre de transitions parmi différents états d'intérêt (ou, autrement dit, le nombre de changements de statut) observés au moment de la « couture » réalisée par la juxtaposition des réponses fournies par les enquêtés lors de deux enquêtes successives est beaucoup plus important que le nombre de transitions enregistrées entre deux périodes renseignées par les enquêtés au cours d'une même interview. Dans le cas de notre étude des durées de chômage à partir des données ECHP, l'effet de couture se manifesterait par un

[104] Cette période n'a pas dépassé les douze mois en France (voir aussi la note 101 pour des précisions concernant les questions posées par les enquêtes ECHP dans ce pays). En revanche, dans les autres pays, si un individu a répondu à l'enquête au mois de décembre de l'année N, il lui a été demandé lors de cette enquête de préciser quel était son statut sur le marché du travail à partir du mois de janvier de l'année N-1, ce qui correspond à un intervalle de maximum vingt-quatre mois entre le moment de l'enquête et celui de la survenance des événements sur lesquels l'enquêté est interrogé.

grand nombre de transitions d'entrée au chômage au mois de janvier et de sortie du chômage au mois de décembre, car ces mois constituent les bornes de la période renseignée par chaque enquête, dans tous les pays, à l'exception de la France. Au sein de ce dernier pays, la présence d'un effet de couture conduirait à l'observation de nombreuses transitions entre les mois d'octobre et de novembre.

Nous vérifions cette hypothèse d'une influence, sur les réponses fournies par les individus, des effets de couture liés au caractère rétrospectif des questions concernant le statut sur le marché du travail posées dans l'enquête, en exploitant la différence (déjà mentionnée à la note 101) entre les enquêtes ECHP menées en France et celles réalisées dans les autres pays : si les personnes enquêtées répondent, avec une probabilité plus grande, qu'elles sont entrées au chômage au mois de janvier et qu'elles sont sorties au mois de décembre, et ceci simplement parce que la première question concernant le calendrier d'activité qui leur a été posée est « quel a été votre statut sur le marché du travail au mois de janvier l'année dernière ? » et que la dernière question concerne le statut au mois de décembre, nous nous attendons à trouver qu'en France, où on a demandé aux personnes quel était leur statut sur le marché du travail non pas à partir du mois de janvier de l'année N-1 mais à partir du 12^{e} mois précédant l'enquête, la fréquence des épisodes de chômage commençant au mois de janvier et celle des épisodes finissant au mois de décembre soient bien moindres que les fréquences respectives observées dans les autres pays.

La comparaison du nombre et pourcentages d'entrées et de sorties du chômage à chaque mois calendaire, caractérisant les épisodes observés dans les différents pays analysés, est présentée dans l'Annexe 7. Les graphiques illustrant les distributions, au sein de chaque pays, des entrées au chômage à chaque mois calendaire et des sorties du chômage à chaque mois calendaire, indiquent une allure très différente, dans le sens attendu, de ces distributions dans le cas français par rapport aux autre pays. Ceci nous permet de conclure que les effets de mémoire et les effets de couture favorisent, dans les données que nous analysons, l'observation de pics de sortie du chômage à certaines durées, notamment à des durées multiples de douze mois.

De tels pics ont été également constatés ailleurs dans la littérature utilisant des données d'enquête pour l'étude des durées individuelles de chômage (voir la revue de Machin et Manning ,1999 ou Jäckle, 2008) et leur présence doit être prise en compte dans les analyses économétriques. Dans notre étude, nous limitons l'effet que peuvent avoir ces pics

sur l'estimation de l'impact des indemnités de chômage sur la durée de chômage en utilisant une spécification flexible de la relation entre la durée passée au chômage et la probabilité de sortie du chômage. Une illustration de l'importance du phénomène des pics présents dans nos données est montrée dans le paragraphe 3.4.2.1 et une discussion plus ample des solutions à ce problème mises en œuvre dans nos analyses se trouve dans le paragraphe 3.5.2.2.

Ayant analysé les conséquences de la stratégie de collecte des données ECHP sur les durées de chômage observées et sur leur analyse économétrique, nous nous penchons dans le paragraphe suivant sur les principales limites des données empiriques que nous exploitons par rapport à nos objectifs analytiques.

3.1.3 Revue des limites encourues par notre analyse du fait d'informations non renseignées par les données ECHP

Les enquêtes de l'ECHP fournissent des données comparables d'un pays à l'autre en ce qui concerne l'évolution mensuelle du statut sur le marché du travail des enquêtés et les indemnités de chômage perçues annuellement, mais elles n'offrent pourtant pas toute l'information qui aurait été utile à notre analyse. Manquent notamment le caractère indemnisable d'un épisode de chômage, l'ensemble de la carrière professionnelle des enquêtés et enfin l'évolution mensuelle des indemnités de chômage effectivement perçues.

Les systèmes d'indemnisation du chômage des pays analysés n'octroient pas une indemnité à tous les travailleurs qui perdent leur emploi, même s'ils ont contribué à l'assurance chômage au-delà de la période de cotisation minimale requise. Des critères comportementaux, tels que l'enregistrement auprès de l'agence publique de l'emploi, la recherche d'un emploi ou la disponibilité immédiate pour reprendre le travail conditionnent l'octroi d'une indemnisation. Dans les données que nous exploitons, ces informations ne sont pas renseignées de manière aussi détaillée que nous le souhaiterions : des questions ont bien été posées aux enquêtés concernant la recherche d'un emploi, leur disponibilité à reprendre le travail ou leur enregistrement auprès de l'agence de l'emploi, mais ces questions ciblent uniquement la situation au moment de l'enquête, et non pas le comportement des chômeurs lors de chaque mois de leur épisode de chômage.

L'information annuelle recueillie sur le comportement des chômeurs pourrait être considérée pertinente pour les épisodes de chômage en cours au moment de l'enquête ; en revanche, elle est très vraisemblablement inadaptée pour caractériser les épisodes de chômage ayant commencé au cours de l'année mais après la date de l'enquête annuelle.

De plus, la collecte annuelle (et non pas mensuelle) de ces informations empêche, dans les situations où plusieurs épisodes de chômage sont connus par un chômeur au cours de la même année, l'identification de l'épisode qui a été indemnisé. La proportion d'épisodes de chômage connus par un même chômeur et débutant pendant une même année calendaire est cependant très modeste dans l'échantillon que nous analysons – elle est de 0,21%– ce qui limite l'effet de ce manque d'informations.

Les considérations susmentionnées[105], ainsi que le nombre très important de valeurs manquantes enregistrées pour ces questions[106], nous ont amenée à ne faire qu'un usage très limité de l'information concernant ces critères comportementaux dans notre analyse des épisodes de chômage : nous avons exploité les déclarations des chômeurs quant à leur recherche d'un emploi au moment de l'enquête, en excluant de notre analyse les chômeurs qui n'ont pas d'emploi et n'en recherchent pas un.

La deuxième information utile à notre analyse mais absente de l'ECHP concerne l'évolution de la carrière professionnelle des enquêtés avant leur entrée dans le panel, qui n'est renseignée que très partiellement dans les données ECHP. Les seules questions posées concernent une éventuelle expérience de chômage dans les cinq années précédant l'entrée dans le panel ou depuis l'année 1989. Ces informations ne permettent guère de clarifier les contextes très hétérogènes dans lesquels la recherche d'emploi d'un travailleur peut se dérouler. Les chances de sortie du chômage sont différentes, par exemple, pour une mère rentrant sur le marché du travail après plusieurs années d'interruption de carrière, pour un jeune ayant occupé plusieurs emplois plus ou moins précaires avant de réussir son insertion stable sur le marché du travail, ou encore pour un travailleur qui se sépare volontairement de

[105] Notons qu'en fait, même en ignorant les problèmes mentionnés, l'exploitation des informations annuelles concernant ces critères comportementaux aboutirait, vu le nombre important de valeurs manquantes enregistré pour ces questions, à l'exclusion de plus de la moitié de notre échantillon. Cette exclusion risquerait d'introduire un biais de sélection dans les estimations, car la non réponse n'est vraisemblablement pas aléatoire.

[106] Les proportions exactes des ces valeurs manquantes sont documentées dans l'Annexe 4.

son employeur de longue date parce qu'il estime avoir de bonnes chances de décrocher ailleurs un emploi mieux rémunéré (Hausman et al., 2003). Idéalement, la reconstruction de l'intégralité de la trajectoire professionnelle d'un enquêté nous aurait permis de séparer les effets qu'ont, sur la durée du chômage, d'un côté les caractéristiques d'un épisode de chômage, et d'un autre côté le passé de l'individu en question sur le marché du travail. L'influence que peut avoir, sur la durée d'un épisode de chômage, l'existence d'un épisode de chômage antérieur, voire la récurrence de plusieurs épisodes de chômage antérieurs, est documentée par la littérature théorique (Vishvanath, 1989) et empirique s'intéressant à l'effet de stigmate (Schweitzer et Smith, 1974 ; Heckman et Borjas, 1980).

L'absence d'informations concernant le statut sur le marché du travail dans la période antérieure à l'entrée dans le panel a une autre conséquence importante pour notre analyse dans les pays où la période de référence prise en compte pour déterminer les droits à l'indemnisation du chômage est très longue[107] : si le nombre exact de mois pendant lesquels un salarié a contribué à l'assurance chômage au cours de la période de référence avant son entrée au chômage ne peut pas être vérifié sur la base des observations mensuelles de son statut sur le marché du travail, l'affectation de cet épisode dans tel profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage se fait sous réserve d'une certaine incertitude[108]. La démarche concrète que nous avons suivie afin de classifier les épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation du chômage est décrite en détail dans le paragraphe 3.2.1.

Manque également l'information qui nous permettrait de classifier les enquêtés selon différents secteurs économiques où ils ont travaillé dans le passé ou selon leur occupation : de très nombreux enquêtés n'ont pas répondu à la question leur demandant d'indiquer l'occupation professionnelle qui est la leur dans l'emploi courant (question posée seulement

[107] A titre d'exemple, cette période de référence est de 72 mois en Espagne, de 84 mois en Allemagne ou encore de 180 mois en Autriche. En Grèce, la durée d'indemnisation est prolongée de douze mois si le travailleur a contribué à l'assurance chômage pendant 13,5 ans avant son entrée au chômage.

[108] La proportion d'épisodes de chômage pour lesquels il nous a été possible de vérifier, sur la base des données de l'ECHP, le statut d'activité des chômeurs durant les périodes de référence associées aux différents critères de durée de contribution à l'assurance chômage applicables dans chaque pays est présentée dans l'Annexe 8. Y figurent également, pour chaque critère de durée de cotisation en particulier, la proportion d'épisodes de chômage qui satisfont cette condition.

aux personnes ayant un emploi au moment de l'enquête annuelle), ou celle de l'emploi précédant (question posée aux personnes étant au chômage lors de l'enquête annuelle)[109].

Enfin, si l'historique des indemnités de chômage perçues avait été renseigné mensuellement et non pas annuellement, cela nous aurait permis de vérifier empiriquement s'il existe des écarts entre les revenus supposés perçus en vertu des profils attendus d'indemnisation du chômage déterminés par notre revue des règles d'indemnisation du chômage et les revenus d'indemnisation effectivement perçus par les chômeurs que nous observons. De tels écarts auraient pu être produits par des retards dans le paiement des indemnités d'assurance chômage (pour raisons administratives ou autres) ou par la diminution des indemnités à titre de sanction contre le chômeur (par exemple, si le chômeur refuse une offre d'emploi qui lui est offerte par l'agence publique de l'emploi). Nous faisons cependant l'hypothèse que ces situations d'écart entre les indemnités effectivement perçues par rapport aux indemnités prévues par les règles d'indemnisation du chômage constituent des exceptions plutôt que la règle et que, par conséquent, elles n'affectent pas nos résultats de manière substantielle.

L'absence de détails sur la répartition mensuelle du revenu annuel perçu au titre de l'indemnisation du chômage, combinée à l'absence d'information concernant le statut sur le marché du travail avant l'entrée dans le panel, empêche la distinction entre les chômeurs indemnisés au titre de l'assistance chômage (dont les indemnités n'ont souvent pas de lien

[109] Dans les données de l'ECHP, l'information concernant l'occupation dans l'emploi courant est renseignée par les variables « PE006A » à « PE006C », pour toutes les personnes qui sont employées au moment de l'enquête annuelle ; l'occupation dans l'emploi antérieur (indiquée par les variables « PJ007A » à « PJ007C ») est demandée à toutes les enquêtés ayant déjà travaillé, ayant commencé leur emploi courant après 1980, et travaillant moins de 15h par semaine au moment de l'enquête annuelle. Mais les proportions de valeurs manquantes enregistrées pour ces variables sont importantes au point de nous interdire l'utilisation de ces variables dans nos estimations économétriques : pour la variable « PE006C », sur la base de laquelle nous avons essayé de déterminer l'occupation dans l'emploi antérieur pour les individus étant au chômage au moment de l'enquête réalisée dans l'année où l'épisode de chômage débute, et pour la variable « PE007C » qui indique l'occupation courante pour les personnes se trouvant en emploi lors de l'enquête, mais ayant déclaré un épisode de chômage ayant commencé au cours de l'année de l'enquête, nous enregistrons 44% et 83% de valeurs manquantes respectivement (les pourcentages sont calculées à partir du nombre total d'épisodes de chômage retenus dans l'analyse économétrique). Les variables PE006A, PE006B, PJ006A et PJ00B n'offrent pas plus d'informations.

avec les revenus antérieurs) et ceux qui le sont en vertu de l'assurance chômage. Dans les situations où l'individu indique avoir perçu des indemnités de chômage, alors que nous observons un nombre insuffisant de mois de contribution avant l'entrée au chômage par rapport aux conditions minimales de durée de contribution en vigueur dans le pays, il est vraisemblable que l'indemnisation ait eu lieu au titre de l'assistance chômage et non pas de l'assurance chômage. L'Annexe 9 montre, pour chaque pays, la proportion d'épisodes de chômage observés pour lesquels les individus déclarent avoir perçu des indemnités de chômage et, parmi les épisodes indemnisés, la proportion d'épisodes pour lesquels même la condition de durée de contribution minimale applicable ne semble pas avoir été satisfaite. Si le pourcentage d'épisodes pour lesquels nous observons une durée de contribution n'atteignant pas le seuil ouvrant droit aux indemnités d'assurance chômage n'est guère négligeable, il faut également tenir compte du fait que, souvent[110], nous n'avons pas été en mesure de vérifier sur la base des données ECHP toute la période de référence prise en compte pour déterminer le nombre de mois de contribution accumulés par chaque individu au moment de son entrée au chômage. La démarche suivie pour classifier les épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation du chômage nonobstant ce manque d'information est détaillée dans la section 3.2.1.

Une dernière limite liée aux données exploitées, qui est due non pas aux informations qui n'auraient pas été collectées dans l'ECHP, mais au fait que le panel n'est pas assez long, concerne certains épisodes de chômage pour lesquels le début et/ou la fin ne sont pas observés. Ces épisodes sont dits censurés et leur durée exacte n'est pas connue. L'ampleur et les caractéristiques de ce phénomène de censure des durées de chômage, tout comme les hypothèses que nous avons formulées par rapport à cette limite empirique en vue des analyses descriptives et économétriques, sont présentées dans la section 3.3.

Après avoir discuté ci-dessus les limites qu'imposent à notre analyse les données que nous exploitons, nous nous attachons dans le paragraphe suivant à expliquer comment nous avons construit, à partir des données empiriques, l'échantillon d'épisodes de chômage que nous soumettons à l'analyse empirique.

[110] Voir l'Annexe 8 pour une indication exacte de la proportion d'épisodes de chômage pour lesquels il nous a été impossible de vérifier l'intégralité de la période de référence correspondante.

3.1.4 La sélection des épisodes de chômage en vue de l'analyse économétrique

Ce paragraphe a pour objectif de décrire les critères que nous avons appliqués afin de construire, à partir des observations du panel ECHP, un échantillon d'épisodes de chômage en vue de notre analyse économétrique.

Etant donné que les informations collectées par les enquêtes ECHP ne sont pas vouées d'emblée à l'étude des transitions sur le marché du travail, l'unité d'observation de ces données est non pas l'épisode de chômage mais l'individu (qui peut n'avoir connu aucun épisode de chômage, en avoir connu un ou même plusieurs). La première étape de notre travail d'analyse des durées de chômage a donc consisté à identifier les épisodes et à structurer la base de données de telle sorte que les épisodes soient désormais l'unité d'observation. L'Annexe 10 explique comment les épisodes de chômage ont été identifiés à partir des données longitudinales ECHP.

Mais tous les épisodes de chômage identifiés n'ont pas été retenus en vue de l'analyse : six des pays de l'UE15 sont exclus de notre analyse (pour des raisons précisés dans l'Annexe 5), et au sein des neuf pays de l'ECHP que nous étudions, seule une partie des 52530 épisodes de chômage observés a été retenue en vue de l'analyse statistique. Les 10750 épisodes de chômage déclarés par les enquêtés au cours de la première année d'observation du panel dans les différents pays n'ont pas été inclus dans notre analyse car les informations socioéconomiques les concernant sont absentes (du fait de la collecte rétrospective des données sur le statut sur le marché du travail, que nous avons décrite au paragraphe 3.1.2). Suite à la même caractéristique de la collecte des données ECHP, 4868 autres épisodes de chômage n'ont pas pu être analysés parce que les chômeurs n'ont pas participé au panel l'année suivant leur année d'entrée au chômage[111]. Ce paragraphe décrit et justifie les critères de sélection que nous avons appliqués aux 36912 épisodes de chômage observés dans les neuf pays analysés pour lesquels les caractéristiques socioéconomiques des chômeurs sont connues.

[111] Au paragraphe 3.1.2 nous expliquons que du fait du décalage temporel entre les informations sociodémographiques d'une part, et le statut sur le marché du travail d'autre part, il n'est pas possible, quand on ne dispose que d'une seule vague d'enquête, de faire apparaître un lien entre ces diverses informations.

La sélection des épisodes de chômage à analyser a été réalisée par rapport à des caractéristiques socio-économiques des chômeurs au moment de leur entrée au chômage, mais aussi selon la perception d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage et la destination de sortie du chômage : nous analysons les épisodes de chômage des individus indemnisés au titre de l'assurance chômage, âgés de 18 à 54 ans, hommes et femmes confondus, qui n'ont pas déclaré avoir été le plus souvent retraités ou travailleurs indépendants au cours de l'année qui a précédé leur entrée au chômage, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite ou pour faire leur service militaire (ou le service communautaire) obligatoire, et qui n'ont pas déclaré ne pas rechercher un emploi s'il n'en avaient pas un au moment de l'enquête de l'année d'entrée au chômage. Nous expliquons maintenant tour à tour les raisons pour lesquelles nous avons fait ces choix.

En limitant notre analyse aux épisodes de chômage connus par des chômeurs qui n'ont pas pris leur retraite à l'issue de leur épisode de chômage et qui étaient âgés de moins de 55 ans au moment de leur entrée au chômage, nous limitons l'influence que pourraient avoir les prestations de Sécurité sociale destinées spécifiquement aux travailleurs âgés (pensions, pensions partielles etc.) sur nos estimations de l'effet des indemnités d'assurance chômage sur la durée passée au chômage. Ces prestations de retraite se situent en dehors de la logique d'assurance chômage, mais elles peuvent inciter les chômeurs ayant dépassé l'âge minimum requis pour l'ouverture des droits aux prestations de retraite à attendre l'épuisement de leurs indemnités de chômage avant de passer à la retraite, sachant qu'au moment de leur retraite ils pourraient continuer à recevoir des indemnités sous la forme d'une pension[112]. Or, dans nos analyses, si les durées de chômage observées étaient prolongées non pas parce que

[112] Au Danemark, un « pont » entre les indemnités de chômage et des indemnités de retraite était proposé explicitement aux chômeurs jusqu'au 1er janvier 1996, par le biais de prestations dites « de transition » : un membre d'une caisse d'assurance chômage, âgé de 55-59 ans, qui avait droit aux allocations de chômage et qui avait touché cette prestation au moins 12 mois au cours des 15 mois précédents, résidant au Danemark et qui, à l'âge de 60 ans, remplirait les conditions pour bénéficier d'une préretraite, avait droit à une prestation de transition (« Overgangsydelse ») de 82% du maximum des indemnités journalières ; cette prestation cesse à l'âge de 60 ans ou en cas d'attribution d'une préretraite. Au Portugal aussi, pendant les années 1994 à 1998, les chômeurs âgés de 55 ans ou plus pouvaient percevoir des indemnités de chômage jusqu'à ce qu'ils atteignent l'âge de la retraite (OECD, 1995 ; 1997). En retenant pour notre analyse uniquement les épisodes de chômage de personnes âgés de moins de 55 ans et qui ne prennent pas leur retraite à l'issue de leur sortie du chômage, nous minimisons l'effet de ces prestations de transitions sur nos estimations de l'impact des indemnités d'assurance chômage sur la durée du chômage.

le chômeur perçoit des allocations chômage, mais des prestations réservées aux travailleurs âgés, l'effet, sur la durée du chômage, des différents types de pensions serait confondu avec l'impact des indemnités d'assurance chômage. L'exclusion de notre analyse économétrique des chômeurs qui pourraient percevoir, après l'épuisement des indemnités de chômage, des indemnités au titre d'une pension de retraite ou de préretraite s'impose donc.

Dans les pays que nous étudions, le plus jeune l'âge à partir duquel une retraite anticipée peut être perçue est de 50 ans[113] et concerne une petite minorité de chômeurs au Danemark et de femmes chômeuses en Italie[114]. L'âge seuil de retraite anticipée de 55 ans concerne une plus grande partie des chômeurs que nous analysons, à savoir les femmes autrichiennes, grecques et italiennes[115]. Au vu de ces critères régissant la retraite anticipée, ainsi que de la possibilité de prolongation de la durée d'indemnisation pour les chômeurs âgés de 55 ans ou plus au Portugal et au Danemark (expliquée à la note 112), c'est la limite

[113] Un tableau présentant les âges légaux de retraite et de retraite anticipée dans chacun des pays que nous analysons est inclus dans l'Annexe 11.

[114] Des prestations de retraite anticipée sont octroyées au Danemark à partir de l'âge de 50 ans, mais uniquement pour raisons sociales et/ou de santé, alors que les pensions partielles sont percevables seulement à partir de 60 ans. Parmi les épisodes de chômage que nous observons au Danemark, seulement douze épisodes de chômage correspondent à des personnes ayant entre 50 et 55 ans au moment de leur entrée au chômage, qui déclarent rechercher un emploi, et qui sortent du chômage en prenant leur retraite. Neuf de ces épisodes ont été indemnisés. Considérant ces cas sociaux ou médicaux comme des situations fort exceptionnelles, nous excluons de notre analyse ces épisodes de chômage.

En Italie, des retraites anticipées ont été octroyées au maximum 5 ans avant l'âge normal de la retraite, et ce uniquement si l'entreprise était en crise économique. Cet âge minimal de la retraite normale a augmenté progressivement pendant la période d'observation, évoluant, pour les femmes, de 55 ans en 1993 à 60 ans en 2000. Ainsi, des femmes ayant entre 50 et 55 ans, qui ont été licenciées par des entreprises pour raisons économiques, ont pu solliciter une retraite anticipée. La retraite anticipée a aussi été accessible aux femmes italiennes âgées de 50 à 55 ans ayant payé des cotisations pendant au moins 35 ans (ce qui suppose une carrière professionnelle ininterrompue commencée entre 15 et 20 ans). Mais ces deux catégories de femmes peuvent être supposées peu nombreuses. Dans l'échantillon d'épisodes de chômage que nous exploitons, aucun épisode de chômage ne correspond à des chômeuses italiennes âgées entre 50 et 55 ans, déclarant être à la recherche d'un emploi et sortant du chômage en prenant la retraite.

[115] Les femmes ouvrières du bâtiment en Italie ont le droit à une retraite anticipée à partir de l'âge de 53 ans, mais elles constituent une très petite minorité des chômeurs. Aucun épisode de chômage de notre base de données ne correspond à une femme remplissant ces critères.

d'âge de 55 ans que nous retenons pour notre analyse. Nous avons ainsi éliminé 2219 épisodes de chômage connus par des travailleurs âgés de 55 ans ou plus.

Toujours dans l'objectif de limiter l'influence que pourraient avoir les prestations de retraite sur les durées de chômage que nous étudions, nous avons exclu 15 épisodes de chômage enregistrés pour des chômeurs ayant déclaré la retraite comme l'activité la plus fréquente dans l'année précédant leur entrée au chômage, et 452 épisodes de chômage dont la destination de sortie déclarée par le chômeur est la retraite.

En ce qui concerne les travailleurs indépendants, ils sont soumis à des règles d'indemnisation du chômage très différentes de celles applicables aux travailleurs salariés. Par ailleurs, les épisodes de chômage déclarés par des travailleurs indépendants représentent une très petite minorité (360 épisodes, soit environ 1%) du total des épisodes de chômage observés. Nous les excluons donc de notre analyse[116]. Sont ainsi exploités dans notre analyse empirique les épisodes de chômage connus par des individus dont le statut principal dans l'année précédant l'entrée au chômage a été celui de travailleur salarié, de chômeur ou de personne inactive.

Nous n'étudions pas non plus les durées de chômage des jeunes âgés de moins de 18 ans (nous excluons ainsi 636 épisodes de chômage[117]) et les durées de chômage des épisodes dont la fin est marquée par l'entrée dans le service militaire ou communautaire obligatoire (488 épisodes sont éliminés pour cette raison).

Se situent également en dehors du champ de notre étude de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage, les épisodes de chômage observés pour des individus qui déclarent ne pas rechercher un emploi : les périodes où les individus n'ayant pas d'emploi n'essaient pas d'en retrouver un, constituent en effet des épisodes d'inactivité et non pas de chômage. 5007 des épisodes observés sont exclus parce que les personnes les déclarant indiquent ne pas rechercher un emploi.

Les 27735 épisodes de chômage sélectionnés en appliquant les critères susmentionnés sont soumis à un autre tri, afin de ne retenir que les épisodes qui ont été indemnisés au titre de

[116] C'est la démarche que suivent toutes les autres études de la littérature dont nous avons connaissance.

[117] 592 des 636 épisodes de chômage connus par des jeunes de moins de 18 ans ne sont pas indemnisés, et seraient à exclure de notre analyse à ce titre également.

l'assurance chômage. Cette sélection a été réalisée en deux étapes : dans un premier temps, nous excluons les épisodes de chômage pour lesquels les chômeurs déclarent ne pas avoir perçu d'indemnité de chômage[118]. Nous vérifions ensuite, pour chacun des épisodes de chômage séparément, si les conditions pour l'indemnisation au titre de l'assurance chômage sont remplies[119] et nous ne retenons que les 12410 épisodes indemnisés au titre de l'assurance chômage[120].

Enfin, eu égard aux difficultés importantes que soulève le traitement statistique des épisodes censurés à gauche et des multiples épisodes par individu, nous n'exploitons que les premiers épisodes non censurés à gauche observés pour chaque individu participant au panel. L'étude d'épisodes de chômage répétées soulèverait des difficultés analytiques considérables pour notre analyse économétrique : il est probable que les durées de chômage connues par un même individu soient similaires, parce qu'elles sont en partie caractérisées par une hétérogénéité individuelle non-observée corrélée avec des variables explicatives inclues dans le modèle. Dans ce cas, les effets estimés pour les variables explicatives seraient biaisés. La prise en compte, de façon techniquement satisfaisante, de la non-indépendance des durées de chômage pour un même individu rendrait notre modèle extrêmement complexe, et nous avons donc préféré n'analyser que le premier épisode de chômage observé pour chaque individu[121]. D'importantes difficultés analytiques sont rencontrées également pour l'analyse des épisodes censurés à gauche. La littérature mettant en œuvre des modèles de durée recourt

[118] Parmi les 27735 épisodes sélectionnés, les épisodes de chômage pour lesquels les chômeurs déclarent ne pas avoir perçu d'indemnité de chômage sont au nombre de 13699.

[119] Dans le paragraphe 3.2.1 nous décrivons la démarche que nous avons suivie afin d'associer un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage à chaque épisode de chômage. La taille de l'échantillon d'épisodes de chômage indemnisés est au départ de 14036 épisodes, mais seuls 12410 épisodes de chômage sont indemnisés au titre de l'assurance chômage.

[120] Annexe 12 indique la distribution, au sein de chacun des neuf pays analysés, des épisodes de chômage indemnisés et non indemnisés au titre de l'assurance chômage.

[121] En exploitant seulement le premier épisode de chômage déclaré par chaque individu, la taille de l'échantillon tous pays confondus est réduite à 6370 épisodes de chômage.

ainsi très souvent à l'élimination des épisodes de chômage censurés à gauche (Singer et Willett, 2003, p. 320), approche que nous adoptons à notre tour dans cette thèse[122].

Suite à l'application des critères de sélection des épisodes de chômage susmentionnés, la taille de notre échantillon final est de 6111 épisodes de chômage.

Dans cette section, nous avons premièrement décrit la source de données que nous avons mobilisée – le panel communautaire des ménages ECHP, dans la période 1994-2001. Ensuite, nous avons discuté les conséquences, pour nos analyses empiriques, de la stratégie employée dans la collecte de données ECHP et nous avons montré quelles sont les limites imposées à notre étude du fait d'informations non renseignées par les données ECHP. Enfin, nous avons expliqué les critères qui ont guidé notre sélection d'épisodes de chômage en vue de l'analyse économétrique des facteurs qui influencent leur durée, notamment le profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage.

En vue de l'analyse économétrique de l'impact des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage sur la durée des épisodes de chômage, il est nécessaire d'associer à chaque épisode de chômage un profil attendu d'indemnisation du chômage, et de déterminer le degré de générosité des allocations chômage pour chacun de ces profils. C'est l'objet de la section suivante.

[122] Parmi les 6370 épisodes de chômage retenus, 259 épisodes de chômage sont affectés par une censure à gauche.

3.2 La démarche de classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et de construction de la variable caractérisant la générosité de ces profils

Notre revue de la littérature théorique a indiqué (cf. paragraphe 1.2.2.2) que le montant des indemnités de remplacement perçues ou le taux de remplacement du salaire antérieur par les allocations chômage, joue un rôle tout à fait central pour expliquer la durée du chômage des individus. L'analyse de la littérature empirique a montré (cf. paragraphe 2.1.3.1) que les paramètres pris en compte pour caractériser la générosité des allocations chômage perçues par un chômeur, sont le taux de remplacement que perçoit le chômeur, soit au début de l'épisode de chômage, soit à chaque moment de l'épisode de chômage ou encore la durée potentielle d'indemnisation. Comme nous l'avons montré dans le paragraphe 2.1.3.3.1, cette approche est confrontée à des limites, ce qui nous a conduit à situer au cœur de notre intérêt dans cette thèse non pas l'analyse des taux de remplacement courants, mais la mise en évidence du rôle des perspectives de gains liés au chômage dans l'explication des durées passées au chômage. Nous rendons compte de ces perspectives de gains anticipés par chaque chômeur en définissant, sur la base d'une revue des règles d'indemnisation du chômage dans les différents pays analysés, des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage (cf. paragraphe 1.2.3.1). Pour rappel, les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage ont été déterminés par le croisement, au sein de chaque pays, des taux de remplacement attendus à chaque moment de l'épisode de chômage et de la durée potentielle d'indemnisation du chômage attendue au début de l'épisode de chômage. Cette manière novatrice d'estimer l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage nécessite d'une part, que l'on puisse associer à chaque épisode de chômage observé un profil attendu d'indemnisation du chômage et d'envisager un nouvel indicateur qui caractérise la générosité des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage d'autre part.

Dans cette section, nous indiquons tout d'abord comment, sur la base des données disponibles, nous avons classifié les épisodes de chômage observés dans l'ECHP selon les différents profils attendus d'indemnisation du chômage. Nous expliquons également la manière dont nous avons procédé lorsque manquaient les données empiriques nécessaires à l'affectation des épisodes dans l'un ou l'autre des profils. Ensuite, nous indiquons comment nous avons construit la variable qui caractérise la générosité de chacun de ces profils.

3.2.1 La classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Ce paragraphe a pour objet d'expliquer la démarche que nous avons suivie afin d'associer, sur la base des données que nous avons à notre disposition, à chaque épisode de chômage que nous analysons, un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage.

La classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation du chômage aurait dû, idéalement, être le résultat de la vérification, pour chaque épisode de chômage observé dans notre échantillon, des critères qui conditionnent, dans chaque pays, l'octroi de l'indemnisation de chômage à un certain taux de remplacement de l'ancien salaire et pour une certaine période de temps. Cette démarche s'est heurtée à un manque d'information dans les données que nous avons à notre disposition : les informations concernant le départ volontaire de l'ancien emploi, la recherche active d'un emploi, la disponibilité à travailler, l'enregistrement auprès des agences d'emploi etc. ne sont disponibles que pour une minorité des chômeurs enquêtés par l'ECHP[123], et les renseignements concernant la perception d'indemnités de chômage ont été recueillis sur une base annuelle et non pas mensuelle. Seul le critère de la durée de contribution a pu être vérifié, et encore uniquement pour partie[124], sur la base des variables décrivant le statut mensuel, sur le marché du travail, de chaque personne enquêtée.

Eu égard à ces contraintes imposées par les données empiriques que nous exploitons, la classification des 14036 épisodes de chômage observés pour des chômeurs qui indiquent avoir perçu des indemnités de chômage, qui sont âgés de 18 à 55 ans, qui n'ont pas été des travailleurs indépendants ou retraités avant d'entrer au chômage, qui ne quittent le chômage

[123] L'annexe 4 fournit les pourcentages exacts des valeurs manquantes pour ces variables.

[124] Nous avons pu vérifier, dans la mesure où les données renseignent sur le statut sur le marché du travail de chaque individu avant son entrée au chômage, si les personnes enquêtées avaient déclaré travailler pendant un certain nombre de mois avant leur entrée au chômage. Sous l'hypothèse que le fait de travailler vaut preuve de paiement des cotisations au fonds d'assurance chômage, nous avons vérifié si, au moment de leur entrée au chômage, les personnes avaient rempli les critères de durée de cotisation obligatoire appliqués dans leur pays. Mais lorsque les périodes prises en compte pour vérifier si les critères de contribution ont été satisfaits sont très longues (par exemple 7 ans en Allemagne ou 6 ans en Espagne), nous ne pouvons pas savoir avec certitude si ces critères ont été vérifiés ou pas, notre période d'observation étant de huit ans seulement.

ni pour la retraite, ni pour le service militaire ou communautaire, et qui ne déclarent pas ne pas rechercher un emploi, selon les profils attendus d'indemnisation définis par notre revue des règles d'indemnisation du chômage, a été réalisée pays par pays et épisode par épisode, en quatre étapes :

(i) Nous avons vérifié si la durée minimale de cotisation à l'assurance chômage prévue dans le pays[125] a été satisfaite pour l'épisode de chômage en question[126]. Si le statut sur le marché du travail de l'individu a pu être inspecté, sur la base du calendrier mensuel d'activités renseigné par l'ECHP, pendant toute la période de référence prise en compte pour établir si la durée de contribution a été assez longue pour ouvrir droit à l'indemnisation au titre de l'assurance chômage, et que le critère minimal de durée de contribution a été satisfait, l'épisode est considéré indemnisé au titre de l'assurance chômage.

(ii) Si le critère minimal de durée de contribution n'a pas été satisfait, alors que le statut sur le marché du travail du chômeur pendant toute la période de référence nous est

[125] Certains pays mettent en place plusieurs critères de durée de contribution à l'assurance chômage, de manière à ce que les individus ayant contribué à l'assurance chômage plus longtemps bénéficient, généralement, de périodes d'indemnisation plus longues. L'Annexe 8 des différentes durées de cotisation exigées dans chacun des pays analysés.

[126] Au Luxembourg et en Grèce, des indemnités de chômage sont octroyées aux jeunes chômeurs en dessous d'un certain âge qui n'ont jamais travaillé avant leur entrée au chômage. Dans ces cas précis, aucune condition de contribution n'est à vérifier, mais ces exceptions sont pourtant sans conséquence pour notre analyse, pour les raisons que nous indiquons ci-dessous. En Grèce, pour les raisons exposées à la note 41, nous excluons de nos analyses les quatre épisodes connus par des jeunes et concernés par ce type d'indemnisation. Au Luxembourg, la législation de la Sécurité sociale (IGSS, 1993-1996 et 1998-2000) indique que « la protection contre le chômage s'applique également aux jeunes qui, à la fin de leur formation à plein temps, se trouvent sans emploi, domiciliés au Luxembourg et qui sont âgés le jour de leur inscription comme chômeurs de moins de 21 ans. La limite d'âge est relevée à 23 ans, en cas de certificat d'études portant sur 5 années, à 25 ans en cas de fin d'études secondaires et à 28 ans en cas d'accomplissement d'une formation ininterrompue à plein temps de quatre ans au moins. ». Seuls 85 épisodes de chômage observés au Luxembourg correspondant à des chômeurs âgés entre 18 et 28 ans, et qui n'ont jamais travaillé avant d'entrer au chômage. Seulement dans le cas de 9 de ces 85 épisodes, les chômeurs déclarent avoir perçu des indemnités liées à leur statut de chômeur. Mais pour chacun de ces neuf épisodes, le calendrier d'activité déclaré par le chômeur montre que le chômeur est entré au chômage après avoir travaillé. Nous considérons ainsi que l'indemnisation du chômage a eu lieu, dans le cas de ces neuf chômeurs, selon les règles s'appliquant aux chômeurs ayant déjà travaillé et non pas selon celles concernant les jeunes sans expérience de travail.

connu et que la personne déclare avoir bénéficié d'allocations chômage, nous considérons que les indemnités n'ont pas été perçues au titre de l'assurance chômage, mais au titre de l'assistance chômage. Nous excluons de notre analyse les 1626 épisodes de chômage en question[127].

(iii) Si le statut de l'individu sur le marché du travail n'a pas pu être vérifié pendant l'intégralité de la période de référence prévue par la loi et/ou les règlements du pays[128], et si l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage, l'épisode de chômage est considéré comme étant indemnisé, et ce au titre du profil le moins généreux existant dans le pays[129].

(iv) Les épisodes de chômage *indemnisés au titre de l'assurance chômage* ont été classifiés selon les différents profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage, sur la base de la durée de contribution déterminée pour chaque épisode de chômage à partir du calendrier des activités observé dans l'ECHP, et en vérifiant si l'individu ayant connu l'épisode de chômage satisfait aux autres critères, tels que l'âge, l'occupation, la présence d'enfants etc., qui conditionnent dans chaque pays l'accès aux divers profils attendus d'indemnisation du chômage. Notons que n'ont pas pu faire l'objet de notre analyse les profils attendus d'indemnisation du chômage définis par les règles d'indemnisation en vigueur dans les pays analysés pour lesquels nous nous sommes trouvée dans l'impossibilité de vérifier sur la base des données ECHP,

---

[127] Il s'agit de 201 épisodes en Italie, 254 épisodes en Allemagne, 81 épisodes en Espagne, 33 épisodes en Grèce, 222 épisodes au Portugal, 562 épisodes en France, 23 épisodes au Luxembourg, 178 épisodes au Danemark et 72 épisodes en Autriche (soit un total de 1626 dans l'ensemble des neufs pays).

[128] L'Annexe 9 présente, pour chacun des pays analysés, les proportions d'épisodes de chômage pour lesquels l'historique de l'individu sur le marché du travail n'a pas pu être vérifié, sur la base des observations de l'ECHP, pendant toute la période de référence prise en compte pour le calcul de la durée de cotisation.

[129] Dans l'échantillon de 14036 épisodes de chômage retenus à ce stade en vue de l'analyse économétrique, par rapport au nombre total d'épisodes dans chaque pays, la proportion d'épisodes pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage, alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait, et que l'intégralité de la période de référence n'a pas pu être examinée est la suivante : Autriche – 98 épisodes (9%) ; Danemark 215 épisodes (15%) ; France – 68 épisodes (2%) ; Allemagne – 487 épisodes (16%) ; Grèce – 40 épisodes (4%) ; Italie – 60 épisodes (7%) ; Luxembourg – 10 épisodes (4%) ; Portugal – 135 épisodes (24%) et Espagne –727 épisodes (25%).

pour aucun des épisodes de chômage que nous analysons, si les critères d'octroi étaient vérifiés.

La liste complète des 90 profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage selon lesquels ont été classifiés les épisodes de chômage indemnisés, par l'application, aux données ECHP, des règles d'indemnisation de l'assurance chômage en vigueur dans chacun des pays analysés, figure dans l'Annexe 13. Le Tableau 5 ci-dessous présente, à titre d'exemple, les profils attendus d'indemnisation du chômage observés pour les chômeurs en Italie et en Espagne.

Tableau 5 – Quelques exemples de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage, construits pour les épisodes de chômage observés en Italie et en Espagne

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
10100	Italie, chômeurs ayant cotisé 12 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	6	30
30100	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 12 et 18 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	4	70
30200	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 19 et 24 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	6	70
30300	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 25 et 30 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 2 Total : 8	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30400	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 31 et 36 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 4 Total : 10	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30500	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 37 et 42 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 6 Total : 12	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30600	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 43 et 48 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 8 Total : 14 mois	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30700	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 49 et 54 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 10 Total : 16	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30800	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 55 et 60 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 12 Total : 18	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30900	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 61 et 66 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 14 Total : 20	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
31000	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 67 et 72 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 16 Total : 22	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
31100	Espagne, chômeurs ayant cotisé plus que 72 mois pendant les mois observés dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 18 Total : 24	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60

Source : construit par l'auteur sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001), de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001) et des données de l'ECHP

Guide de lecture : nous considérons comme chômeurs s'attendant à être indemnisés selon le profil 30300 les chômeurs qui ont déclaré un épisode de chômage en Espagne, et dont l'historique du statut sur le marché du travail observé dans l'ECHP indique qu'ils ont travaillé (et sont donc supposés avoir cotisé aux fonds d'assurance chômage) entre 25 et 30 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage ; le profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage 30300 prévoit une indemnisation à un taux de 70% de l'ancien salaire pendant les premiers 6 mois d'indemnisation, puis une indemnisation à la hauteur de 60% de l'ancien salaire pendant 2 mois suivantes (soit une durée potentielle d'indemnisation du chômage de 8 mois, à un taux de remplacement qui décroit par deux paliers).

La distribution des 6111 épisodes de chômage analysés selon les 90 profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage identifiés suite à la revue de règles d'indemnisation du chômage, est présentée dans l'Annexe 8.

Ce paragraphe a montré selon quels critères nous avons associé les épisodes de chômage observés dans l'ECHP à des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage. Les différents profils d'évolution des taux de remplacement des allocations chômage à chaque moment des périodes d'indemnisation ont été construits suite à une revue des règles d'indemnisation du chômage en vigueur dans chaque pays et à une vérification d'une partie de ces critères, sur la base des données enregistrés dans l'ECHP. Nous examinons ci-dessous comment pourrait être caractérisée la générosité des allocations chômage octroyées par les différents profils attendus d'indemnisation du chômage.

3.2.2 Le calcul du pactole espéré pour mesurer la générosité des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Dans le paragraphe précédent, nous avons expliqué notre démarche visant à associer à chaque épisode de chômage retenu pour l'analyse économétrique, un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage. Eu égard au fait que les profils caractérisent *l'évolution* du taux attendu d'indemnisation du chômage au fil de la période d'indemnisation, et ne correspondent pas à un taux de remplacement à un instant donné, il est nécessaire d'envisager l'emploi d'un nouvel indicateur qui mesure la générosité de chacun des profils attendus d'indemnisation.

Plusieurs approches pourraient être adoptées afin de déterminer dans quelle mesure les différents profils octroient des indemnités généreuses. Il pourrait être envisagé, par exemple, de représenter la séquence de taux de remplacement à venir par autant de variables qu'il y a de mois dans la période s'étendant jusqu'au terme de l'horizon de calcul de l'individu. Cependant, la multicolinéarité entre de telles variables explicatives serait considérable, ce qui entraverait l'estimation des coefficients associés à ces variables. Il n'est donc pas question de recourir à cette stratégie ici.

Une deuxième approche possible consisterait à approximer l'évolution au fil du temps des taux attendus de remplacement par une fonction paramétrique. Dans le cas le plus simple, les différentes valeurs que prend le taux attendu de remplacement au cours de la période d'indemnisation associée à un profil donné, pourraient être décrites par la pente d'une droite qui serait estimée à l'aide d'un modèle de régression linéaire. Une solution un peu moins restrictive serait de caractériser les taux attendus de remplacement associés à chaque profil

temporel par un polynôme de deuxième degré, soit trois paramètres, qui correspondent aux trois coefficients de la parabole (fonction du temps à venir) ajustant le mieux le profil en question : la constante représenterait le taux de remplacement initial, le coefficient de t^2 indiquerait si le taux de remplacement va évoluer de façon concave ou convexe, et le coefficient du terme en t achèverait de caractériser le profil en indiquant notamment à quel horizon le profil estimé connaîtrait un éventuel extremum.

Mais rien ne laisse penser qu'une fonction linéaire ou même parabolique caractériserait de manière adéquate l'évolution que suivent les taux attendus de remplacement au cours de la période d'indemnisation correspondant à chaque profil. C'est pourquoi nous avons opté en faveur d'une troisième solution, plus flexible qu'une spécification paramétrique : nous calculons un indicateur spécifique à chaque profil, que nous appelons « pactole espéré », en sommant, à chaque mois, les valeurs escomptées des taux attendus de remplacement correspondant à chaque mois du restant de la période maximale d'indemnisation prévue par les règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage pour le profil en question. Le pactole espéré diminue à chaque mois de la période potentielle d'indemnisation jusqu'au mois où les droits sont épuisés, et pour les mois suivant au moment de l'épuisement des allocations chômage, le pactole espéré à une valeur de zéro.

A titre d'illustration, prenons l'exemple du pactole espéré par un chômeur indemnisé selon le profil 10100 en Italie, qui prévoit une indemnisation du chômage à 30% de l'ancien salaire, pendant une période maximale de 6 mois : au premier mois de chômage, le pactole espéré est calculé comme la somme, sur six mois, des valeurs escomptées de 0,3 du taux de remplacement à chaque mois ; au deuxième mois de chômage, le pactole espéré correspond à la somme, sur les cinq mois restants de l'indemnisation, des valeurs escomptées des taux de remplacement de 0,3 attendus à chaque mois ; au sixième mois de chômage, le pactole espérée est déterminé simplement comment la valeur escomptée du taux de remplacement attendu à ce dernier mois d'indemnisation. Pour tous les mois de l'épisode de chômage, à partir du septième mois, le pactole espéré a une valeur de zéro.

S'agissant du taux d'escompte appliqué aux allocations chômage attendues à l'avenir, nous avons choisi une valeur de 0,2% par mois, qui correspond à un taux d'actualisation de 2,43% l'an, valeur qui approxime le taux médian d'inflation dans les 9 pays considérés et au cours de la période concernée (années 1994-2001) (ECB, 2010).

L'utilisation de la notion de pactole espéré constitue une originalité de notre analyse de l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage des chômeurs indemnisés. Elle s'inspire de la notion proposée par Ray et al. (1986) et appliquée dans la modélisation de l'effet des allocations de parent isolé sur le choix de modes de cohabitation des femmes ayant des enfants à charge[130], mais cette notion n'a pas encore été appliquée à l'étude de l'effet, sur le hasard de sortie du chômage, des indemnités de chômage.

Dans cette section, nous avons indiqué, en premier lieu, les critères que nous avons appliqués afin d'associer à chaque épisode de chômage, un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage. Ensuite, nous avons décrit comment est calculé le pactole espéré, l'indicateur qui mesure la générosité des différents profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage. Ces deux variables jouent un rôle clé dans l'analyse économétrique de cette thèse.

Mais avant d'entamer l'analyse économétrique de l'impact de la générosité des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage, au moyen du pactole espéré que nous venons de définir, sur la durée des épisodes de chômage observés dans les données ECHP, il est nécessaire d'examiner le problème de sous-estimation des durées des épisodes étudiés qui affecte toute analyse dynamique des transitions sur le marché du travail, lorsque la période d'observation ne s'étend pas sur une période suffisamment longue pour que la durée intégrale entre deux transitions soit observée. Ainsi, dans la section suivante, nous nous penchons sur le problème de la censure d'une partie des épisodes de chômage que nous avons retenus en vue de notre analyse empirique.

[130] Ray et al. (1986, p. 106) calculent le pactole espéré « en multipliant la durée théorique de l'API par le montant moyen d'API perçu au cours de la période effective de perception telle qu'elle nous est connue ». Dans notre étude, le pactole espéré est déterminé en sommant, à chaque mois, les valeurs escomptées des taux attendus de remplacement correspondant à chaque mois du restant de la période maximale d'indemnisation prévue par les règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage pour le profil en question.

3.3 Analyse du phénomène de censure affectant les données exploitées

Sous l'effet d'un certain nombre de contraintes, les durées exactes d'une partie des épisodes de chômage observés dans l'ECHP que nous avons retenus en vue d'une analyse économétrique ne sont pas connues. Ces épisodes de chômage, dont nous ne connaissons pas la durée exacte, mais dont nous savons qu'elle est supérieure à une certaine valeur, sont dits censurés. L'objectif de cette section est d'analyser l'ampleur du phénomène de censure qui affecte les durées de chômage que nous étudions et d'examiner le caractère potentiellement informatif de cette censure.

3.3.1 Bilan de l'importance du phénomène de censure

L'objectif de ce paragraphe est d'établir quelle est l'ampleur du problème de censure dans les données que nous avons à notre disposition. La littérature statistique distingue deux types de censure :

(i) *la censure à droite*, qui survient lorsque la durée de l'épisode de chômage n'est pas connue parce que l'événement d'intérêt, c'est-à-dire la sortie du chômage, n'a pas été observé, soit à cause de la fin de la période d'observation, soit par refus de répondre à l'enquête ou aux questions servant au calcul des durées de chômage

(ii) *la censure à gauche*, qui concerne les épisodes de chômage dont la durée n'est pas connue car le moment correspondant à l'entrée au chômage, n'a pas été observé.

Notre étude exploitant des données d'enquête qui proviennent d'un panel général (et non pas d'une cohorte de chômeurs qui seraient observés dès leur entrée au chômage, par exemple), la survenance à la fois de la censure à droite et de la censure à gauche est possible : tout d'abord, la fenêtre temporelle des observations est limitée à la période d'observation de l'enquête et, ensuite, le panel a subi une certaine attrition au fil des huit années d'enquêtes. Ainsi, tous les épisodes de chômage dont la fin a été postérieure à la date d'achèvement de la période d'observation de l'ECHP, qui est le 31 décembre 2000, sont censurés à droite. Sont

également censurés à droite les épisodes qui étaient en cours lorsque l'enquêté a arrêté de fournir des informations relatives à son statut sur le marché du travail.

De manière analogue, la censure à gauche concerne les épisodes de chômage déjà entamés au moment où l'enquêté est entré au sein du panel, ainsi que tous les épisodes de chômage qui avaient déjà commencé avant le début de la période d'observation de l'enquête ECHP dans chacun des pays étudiés. Ce début correspond à l'année 1993 pour tous les pays inclus dans notre étude, sauf pour l'Autriche et le Luxembourg, où il s'agissait de l'année 1994. Par conséquent, seront censurés à gauche du fait du commencement de la période d'observation les épisodes de chômage ayant commencé avant le 1er janvier 1994 au Luxembourg et en Autriche, et les épisodes ayant débuté avant le 1er janvier 1993 dans le reste des pays analysés. La censure à gauche affectera également les épisodes de chômage connus par des personnes qui ont rejoint l'ECHP après la première enquête et qui se trouvaient au chômage au moment de leur entrée (ou de leur retour, à un moment ou à un autre) dans le panel.

L'Annexe 15 présente un aperçu de l'importance du phénomène de censure dans l'ensemble des épisodes observés dans les données ECHP qui sont pertinents pour notre analyse (l'échantillon des 12410 épisodes). Les analyses qui sont présentées dans le restant de ce texte reposent sur un sous-échantillon de ces épisodes de chômage : il s'agit uniquement du premier épisode non censuré à gauche[131] de chacun des chômeurs que nous avons retenus dans notre échantillon. Ainsi, pour la suite, le terme de censure des épisodes de chômage sera utilisé uniquement pour faire référence à la censure à droite.

Le Tableau 6 ci-dessous présente, par pays, les effectifs et les pourcentages d'épisodes de chômage atteints par le phénomène de censure.

[131] Eu égard aux difficultés importantes que soulève le traitement statistique des épisodes censurés à gauche, nous avons décidé de les exclure de nos analyses économétriques. Cette pratique est très courante dans la littérature (Singer et Willett, 2003, p. 320). L'élimination des épisodes censurés à gauche produit une perte d'information : elle ne peut être appliquée que si l'échantillon restant après avoir éliminé les épisodes censurés à gauche est suffisamment grand. L'Annexe 15 indique que, parmi les épisodes de chômage que nous observons, 5% sont touchés par la censure à gauche, ce qui ne nous interdit pas de réaliser des analyses économétriques en faisant abstraction des épisodes censurés à gauche.

Tableau 6– Ampleur du phénomène de censure dans l'échantillon des premiers épisodes de chômage non censurés à gauche, découpé selon les pays

Pays (en ordre alphabétique)	Nombre d'épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique (1) = (2) + (3)	Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage censurés seulement à droite (2)		Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage non-censurés (3)	
Allemagne	1490	324	(22%)	1166	(78%)
Autriche	521	62	(12%)	459	(88%)
Danemark	759	95	(13%)	664	(87%)
Espagne	1248	150	(12%)	1098	(88%)
France	1039	252	(24%)	787	(76%)
Grèce	337	46	(14%)	291	(86%)
Italie	268	15	(6%)	253	(94%)
Luxembourg	166	27	(16%)	139	(84%)
Portugal	283	62	(22%)	221	(78%)
Total	6111	1033	(17%)	5087	(83%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : 1490 épisodes de chômage ont été retenus pour l'analyse économétrique en Allemagne. Parmi ces 1490 épisodes, 324 épisodes (soit 22% des 1490 épisodes) sont censurés seulement à droite et 1166 (soit 78% des 1490 épisodes) ne sont pas censurés.

Le Tableau 6 indique que dans l'échantillon total d'épisodes de chômage à analyser environ un épisode de chômage sur cinq est censuré. Cette proportion n'est pas la même au sein des différents pays : elle s'étale de 6% des épisodes observés en Italie à près d'un quart (24%) dans l'échantillon français.

La proportion substantielle d'épisodes de chômage censurés rend nécessaire l'utilisation de techniques statistiques exploitant ces observations censurées. Il est cependant judicieux d'appliquer ces techniques uniquement si l'hypothèse d'homogénéité des populations d'épisodes censurés et d'épisodes non-censurés peut être posée dans le cas précis des données que nous exploitons. Dans le paragraphe suivant, nous examinons donc de plus près si la censure des épisodes de chômage que nous étudions se produit de manière aléatoire ou si elle est systématiquement liée à certains facteurs explicatifs.

3.3.2 Examen de la nature potentiellement informative ou non-informative de la censure qui affecte nos données

L'objectif de ce paragraphe est d'examiner quelle proportion des épisodes de chômage de notre échantillon est affectée par une censure potentiellement informative. Nous mettons en évidence que cette proportion n'est pas excessive, sans pour autant être tout à fait négligeable. Tenant compte que la nature informative du phénomène de censure ne peut pas être établie fermement, et qu'il existe des difficultés statistiques importantes à prendre en compte l'existence d'un processus de censure non aléatoire, nous indiquons notre choix de poser l'hypothèse standard d'indépendance statistique entre le processus de sortie du chômage et celui de censure à droite.

En règle générale, Singer et Willett (2003) expliquent que la présence d'épisodes censurés parmi l'échantillon d'épisodes étudiés met en cause la validité de l'analyse des durées si la forme de la distribution des durées observée dans l'échantillon est, du fait de la censure de certains épisodes, différente de la forme de la distribution des durées qui caractérise l'ensemble de la population. Si cet écart est marqué, c'est-à-dire si le moment de la censure a un lien systématique avec le moment de la sortie du chômage, alors une étude réalisée sur la base des observations de l'échantillon observé peut mener à des conclusions différentes de celles obtenues par une analyse portant sur la totalité des épisodes de chômage.

En revanche, lorsque la censure est sans lien avec le risque de sortie du chômage et la durée du chômage, il est possible de supposer raisonnablement que les observations non-censurées sont représentatives de toutes les observations qui auraient été étudiées en l'absence de censure. Ce type de censure est dit non-informatif, car il ne biaise pas l'analyse des durées, par contraste avec les situations de censure informative, où les durées censurées sont liées systématiquement (c'est-à-dire, de manière non-aléatoire) aux durées de chômage qui auraient été observées en l'absence de la censure.

Dans le contexte de notre étude, nous considérons que la censure des épisodes de chômage est non-informative si elle est la conséquence des limites temporelles de la période

d'observation de l'ECHP[132], et qu'elle est potentiellement informative si elle ressort d'autres causes, notamment l'attrition. Afin de déterminer si la censure d'une partie des durées de chômage étudiées est problématique pour nos analyses empiriques, nous examinons dans ce qui suit les sources probables du phénomène de censure dans l'échantillon ECHP que nous exploitons : le Tableau 7 ci-dessous présente les effectifs d'épisodes de chômage qui sont censurés au cours du panel et ceux qui le sont à la fin du panel dans chacun des pays analysés, et montre le pourcentage que représente chaque catégorie d'épisodes censurés par rapport à l'ensemble des épisodes de chômage observés.

Tableau 7 – Distribution des épisodes de chômage censurés, selon le moment de la censure et son caractère potentiellement informatif

Pays (en ordre alphabétique)	Nombre d'épisodes de chômage analysés (1)	Nombre et pourcentage d'épisodes censurés à droite (2) = (3) + (4)		Nombre et pourcentage d'épisodes censurés à droite au cours du panel - censure potentiellement informative (3)		Nombre et pourcentage d'épisodes censurés à droite à la fin du panel - censure non-informative (4)	
Allemagne	1490	324	(22%)	219	(15%)	105	(7%)
Autriche	521	62	(12%)	32	(6%)	30	(6%)
Danemark	759	95	(13%)	65	(9%)	30	(4%)
Espagne	1248	150	(12%)	117	(9%)	33	(3%)
France	1039	252	(24%)	184	(18%)	68	(6%)
Grèce	337	46	(14%)	15	(5%)	31	(9%)
Italie	268	15	(6%)	7	(3%)	8	(3%)
Luxembourg	166	27	(16%)	18	(11%)	9	(5%)
Portugal	283	62	(22%)	39	(14%)	23	(8%)
Total	6111	1033	(17%)	696	(11%)	337	(6%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : en Allemagne, parmi les 1490 épisodes de chômage analysés, 324 épisodes (soit 22% des 1490 épisodes) sont affectés par une censure à droite. 219 des 1490 épisodes (soit 15%) sont censurés par un mécanisme potentiellement informatif, alors que 105 épisodes (soit 7% de l'ensemble de l'échantillon allemand) sont censurés par un mécanisme non-informatif.

Le Tableau 7 nous permet d'affirmer que pour environ un tiers des épisodes censurés à droite dans l'échantillon que nous exploitons (337 sur 1033), le mécanisme de censure n'est

[132] La censure des épisodes au moment de la fin de la période de collecte de donnés est appelée « censure de type I fixe », car elle se produit au même moment pour tous les épisodes, et ce moment est sous le contrôle de l'organisateur de la collecte des données (Allison, 1984, p. 28).

pas informatif. La proportion d'épisodes de chômage censurés par un processus potentiellement non-aléatoire n'est cependant pas négligeable : parmi les épisodes dans l'échantillon d'épisodes de chômage tous pays confondus, 11% des épisodes sont touchés par une censure potentiellement informative (deux tiers des épisodes censurés). La proportion la plus importante d'épisodes de chômage censurés par un processus potentiellement informatif est observée en France (18%). L'échantillon le moins affecté par une censure potentiellement informative est celui qui concerne l'Italie, où seulement 3% des épisodes sont concernés.

La lecture des résultats présentés dans le Tableau 7 doit être faite en gardant à l'esprit que ce sont uniquement les épisodes censurés par un mécanisme informatif qui posent problème lors de l'analyse des durées de chômage, et que le nombre de ces épisodes ne peut être identifié que de façon potentielle, et non pas de manière certaine. Ainsi, parmi les effectifs d'épisodes censurés qui sont inscrits dans la colonne (3) du Tableau 7, toutes les censures ne sont pas nécessairement informatives : certains chômeurs ont pu refuser de continuer leur participation au panel par lassitude, d'autres pour raisons de problèmes familiaux ou de déménagement (situations qui peuvent être liées à la reprise d'un emploi ailleurs), et encore d'autres chômeurs ont pu décéder. Dans tous ces cas de figure, la censure d'un épisode ne marque pas nécessairement une sous-estimation de la durée de chômage.

En revanche, un mécanisme de censure informatif est envisageable si, par exemple, les chômeurs les moins susceptibles de sortir du chômage étaient en même temps les plus susceptibles de changer d'adresse (parce que leurs moyens financiers au cours de leur épisode de chômage sont réduits). Du fait de leur changement d'adresse, les épisodes de chômage enregistrés pour ces chômeurs sont vraisemblablement censurés et leur durée sous-estimée, ces chômeurs ayant disparu davantage que les autres chômeurs de l'échantillon ECHP pendant les premiers mois de leur épisode de chômage. Ces changements d'adresse expliqueraient ainsi une partie de la censure à droite pour les durées de chômage courtes que nous observons et généreraient une sous-estimation non-aléatoire des durées des épisodes de chômage censurés.

La censure due à l'attrition au fil de la collecte des données longitudinales constitue un problème très fréquent dans la littérature (Singer et Willett, 2003, p. 319, Blossfeld et al., 2007). Pourtant, le nombre de travaux ayant modélisé une dépendance entre la censure à droite et la survenance de l'événement d'intérêt reste extrêmement restreint, et ce parce que même si un modèle qui prend en compte cette dépendance est appliqué, il est impossible de

tester si le modèle supposant une dépendance est plus adapté que le modèle standard qui suppose l'indépendance entre le mécanisme de censure à droite et le phénomène d'intérêt (Allison, 1984, p. 29, s'appuyant sur les travaux de Tsiatsis, 1975).

Certes, la manifestation du phénomène de censure, et surtout d'une censure informative si elle existe, constitue une limite pour notre étude, car elle pourrait, faute d'une méthode permettant de corriger le biais introduit par les durées censurées correspondant à des cas de censure informative, entraver la généralisation des résultats obtenus sur la base des échantillons dont nous disposons à l'ensemble de la population de chômeurs visée par notre étude. Mais puisque le caractère informatif de la censure ne peut être établi fermement, l'élimination de l'analyse des épisodes censurés serait contestable, et l'utilité d'appliquer un modèle avec dépendance entre la censure à droite et la sortie du chômage serait difficile à démontrer.

Au vu de ces arguments, nous poursuivrons la mise en œuvre des analyses empiriques sous l'hypothèse, couramment appliquée dans la littérature des modèles de survie, que les durées des épisodes de chômage censurés n'ont pas une influence décisive sur la forme de la distribution des durées de chômage telle que permettent de la reconstituer, à partir des durées intégralement connues et des durées censurées à droite (et donc souvent sous-estimées), les techniques statistiques de la famille des modèles de survie.

Cette section a été consacrée à l'analyse du phénomène de censure qui affecte les épisodes de chômage que nous analysons. Faute d'une technique de traitement adaptée, nous avons éliminé de notre échantillon les épisodes censurés à gauche. Entre un huitième et un quart des épisodes de chômage restants, selon les pays, sont censurés à droite, ce qui impose le recours, pour notre analyse économétrique, à un modèle de durée, qui exploite non seulement les durées de chômage observées complètement dans nos données, mais également les durés de chômage censurées à droite. Nous choisissons de réaliser notre analyse empirique en posant l'hypothèse d'une nature non informative de la censure à droite qui se manifeste dans nos données.

Afin de choisir le modèle le mieux adapté aux données empiriques que nous analysons, nous procédons, dans la section suivante, à un examen détaillé des durées de

chômage observées et des caractéristiques des travailleurs dont nous analysons la durée de chômage.

3.4 Analyse descriptive des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs analysés et de leurs durées de chômage

L'objectif de cette section est de donner un aperçu des caractéristiques des chômeurs étudiés et de réaliser une analyse descriptive des durées de chômage connues par ces chômeurs. Le premier paragraphe présente des indicateurs statistiques portant sur différentes caractéristiques socioéconomiques des chômeurs que nous étudions. Dans un deuxième temps, notre objectif est d'examiner les durées de chômage connues par ces individus et d'analyser si ces durées de chômage sont systématiquement liées à des caractéristiques des chômeurs ou de leurs ménages. Compte tenu de l'existence d'une proportion de 17% d'épisodes censurés dans notre échantillon, cette analyse descriptive ne peut être réalisée moyennant des indicateurs statistiques tels que la moyenne et l'écart type, mais nécessite le recours à des outils particuliers, à savoir la fonction de hasard et la fonction de survie. Les résultats de l'estimation de ces fonctions sur la base de notre échantillon d'épisodes de chômage, ainsi que les conclusions que ces indicateurs statistiques suggèrent, sont présentés dans le deuxième paragraphe de cette section.

3.4.1 Caractéristiques socio-économiques des chômeurs dont nous analysons la durée de chômage

Ce paragraphe vise à décrire les caractéristiques des chômeurs qui ont connu les épisodes de chômage retenus en vue de notre analyse économétrique. Rappelons que notre échantillon est constitué d'épisodes de chômage déclarés dans neuf pays[133] de l'UE15 lors des enquêtes ECHP 1994-2001, par des chômeurs âgés de 18 à 54 ans, qui n'ont pas déclaré avoir été le plus souvent retraités ou travailleurs indépendants au cours de l'année qui a précédé leur entrée au chômage, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite ou pour effectuer le service militaire (ou le service communautaire) obligatoire, qui n'ont pas déclaré ne pas chercher un emploi et qui sont indemnisés au titre de l'assurance chômage. Nous avons retenu en vue de l'analyse économétrique uniquement le premier épisode non censuré à gauche enregistré pour chaque individu ayant participé au panel[134]. Ainsi, l'échantillon total que nous analysons contient 6111 épisodes de chômage tous pays confondus, épisodes qui correspondent à autant d'individus distincts.

Le Tableau 8 ci-dessous présente de manière synthétique, en termes d'effectifs et de pourcentages par rapport au total d'individus qui ont connu un épisode de chômage satisfaisant aux critères susmentionnés, les caractéristiques des chômeurs que nous analysons. Dans le cas des caractéristiques individuelles qui peuvent changer avec le temps, nous indiquons la valeur qui caractérise le chômeur concerné au moment de son entrée au chômage. Nous n'avons appliqué aucune pondération aux épisodes de chômage analysés.

[133] Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark, l'Espagne, la France, la Grèce, l'Italie, le Luxembourg et le Portugal.

[134] Les justifications de ces choix analytiques ainsi qu'une information détaillée concernant les étapes de sélection des épisodes de chômage sont présentées dans la section 3.1.4.

Tableau 8 – Caractéristiques socioéconomiques des chômeurs au moment de leur entrée au chômage

Caractéristiques des chômeurs	Nombre d'épisodes	Pourcentage
Le sexe :		
Femmes	2794	46
Hommes	3317	54
Les catégories d'âge :		
18-23 ans	968	16
24-29 ans	1495	24
30-35 ans	1217	20
36-41 ans	952	16
42-48 ans	899	15
49-54 ans	580	9
Le plus haut niveau d'éducation atteint		
Valeurs manquantes	166	3
Moins que 2e stade du 2e cycle (ISCED 0-2)	2567	42
2e stade du 2e cycle (ISCED 3-4)	2518	41
3e cycle (ISCED 5-7)	860	14
La présence d'enfants dans le ménage :		
Sans enfant	2639	43
Avec enfant(s)	3472	57
Le statut de couple :		
Valeurs manquantes	49	1
Ne vivant pas en couple	2003	33
Vivant en couple	4059	66
Le quartile national du salaire dans l'année précédant l'entrée au chômage :		
Salaire dans le premier quartile national	1044	17
Salaire dans le deuxième quartile national	1330	22
Salaire dans le troisième quartile national	1638	27
Salaire dans le quatrième quartile national	2099	34
La nationalité :		
Valeurs manquantes	7	0,1
Citoyen d'un autre pays	495	8
Citoyen du pays	5609	92
L'année de l'entrée au chômage :		
1994	1689	27
1995	1331	22
1996	953	16
1997	710	11
1998	602	10
1999	412	7
2000	414	7
L'activité la plus fréquente pendant l'année précédant l'entrée au chômage		
Valeurs manquantes	10	0,2
En emploi	3961	65
Au chômage	2012	33
En inactivité économique	128	2
Taille de l'échantillon d'épisodes de chômage :	6111	

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : parmi les 6111 épisodes de chômage analysés dans l'ensemble des neuf pays, 2794 épisodes de chômage (soit 46%) sont connus par des femmes et 3317 épisodes (soit 56%) sont connus par des hommes.

Les résultats présentés dans le Tableau 8 suggèrent que les chômeurs que nous analysons sont plutôt jeunes : 40% des chômeurs ont moins de 29 ans et l'âge de 60% d'entre eux ne dépasse pas 35 ans (l'âge moyen dans notre échantillon est de 33,7 ans et son écart type est de 9,6ans). Le niveau d'éducation atteint par les chômeurs que nous observons est souvent faible, 42% d'entre eux n'ayant pas fini leurs études secondaires et à peine 14% ayant poursuivi des études supérieures. La composition de l'échantillon est équilibrée par rapport au critère de sexe : un peu moins de la moitié des chômeurs sont des femmes. Il n'en est pas de même du point de vue du statut de couple, car deux fois plus de chômeurs vivent en couple que seuls. La vaste majorité des individus sont citoyens du pays où ils connaissent le chômage. Le pourcentage d'individus qui entrent au chômage au cours de chacune des années de notre période d'observation évolue de manière décroissante, tendance qui s'explique par le fait que nous ne retenons que le premier épisode de chômage connu par chaque individu[135].

La distribution des revenus salariaux lors de l'année antérieure à l'entrée au chômage est caractérisée par une surreprésentation des hauts salaires : les revenus salariaux annuels d'environ un tiers des chômeurs se situent dans le quatrième quartile national des salaires[136]. Ceci est en partie explicable par le fait que nous analysons uniquement des épisodes de chômage indemnisés au titre de l'assurance chômage, ce qui implique que les chômeurs analysés ont travaillé, du moins pendant un certaine partie de l'année qui précède leur entrée au chômage. En effet, le Tableau 8 indique que dans l'année précédant l'entrée au chômage, deux tiers des chômeurs étaient en emploi, un tiers au chômage et seule une petite minorité (2%) des chômeurs étaient le plus souvent en inactivité économique.

Ayant exposé, dans ce paragraphe, les caractéristiques des chômeurs et de leurs ménages, associés aux épisodes de chômage de notre échantillon, nous analysons dans le paragraphe suivant les durées de chômage connues par ces chômeurs.

---

[135] La distribution des épisodes de chômage observés pour l'ensemble des épisodes pertinents pour notre analyse selon l'année du début de l'épisode de chômage est plus équilibrée : 1994 – 2037 épisodes (16%), 1995 – 2182 épisodes (18%), 1996 – 1986 épisodes (16%), 1997 – 1794 épisodes (15%), 1998 – 1637 épisodes (13%), 1999 – 1396 épisodes (11%) et 2000 – 1378 épisodes (11%).

[136] Nous caractérisons la distribution des revenus salariaux par des quartiles de salaire que nous avons calculés pays par pays, et année par année, sur la base de l'ensemble des revenus salariaux déclarés dans le pays pour l'année où le chômeur entre au chômage.

3.4.2 Analyse descriptive des durées de chômage dans l'échantillon que nous exploitons

Dans le paragraphe précédent, nous avons décrit les caractéristiques socio-économiques des chômeurs que nous analysons et les particularités de leurs ménages. L'objet de ce paragraphe est d'analyser les durées de chômage connues par ces chômeurs. Nous commençons par l'examen, dans le paragraphe 3.4.2.1, de la distribution des durées des premiers épisodes de chômage non-censurés à gauche, telles qu'on peut les observer sur la base des données de l'ECHP. Mais une partie non-négligeable (entre 6% et 24% selon les pays) des durées observées le sont de façon incomplète, car elles sont censurées à droite. Il est donc nécessaire de tenir compte de cette éventuelle sous-estimation des durées censurées. Cette opération statistique de redressement n'est pas menée individuellement, épisode par épisode, mais globalement, sous forme de correction des taux de sortie du chômage calculés pour chaque mois. Le résultat de cette opération est présenté dans le paragraphe 3.4.2.2, sous forme de courbes des fonctions de hasard et de survie, et considérant, à ce stade, qu'aucun facteur caractéristique de la situation de chaque chômeur n'est susceptible de différencier les taux de sortie des différents chômeurs ou le taux de survie des chômeurs, ce qui revient à faire l'hypothèse d'une parfaite homogénéité des chômeurs analysés. Au paragraphe suivant (3.4.2.3), nous levons cette hypothèse d'homogénéité, en différenciant les chômeurs selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage.

3.4.2.1 Description des durées de chômage observées

Dans ce paragraphe, nous montrons la distribution des durées de chômage observées pour notre échantillon d'épisodes de chômage non censurés ou censurés à droite[137]. Le Graphique 5 ci-dessous présente ces distributions des premiers épisodes non-censurés à gauche observés dans l'ensemble des neuf pays étudiés.

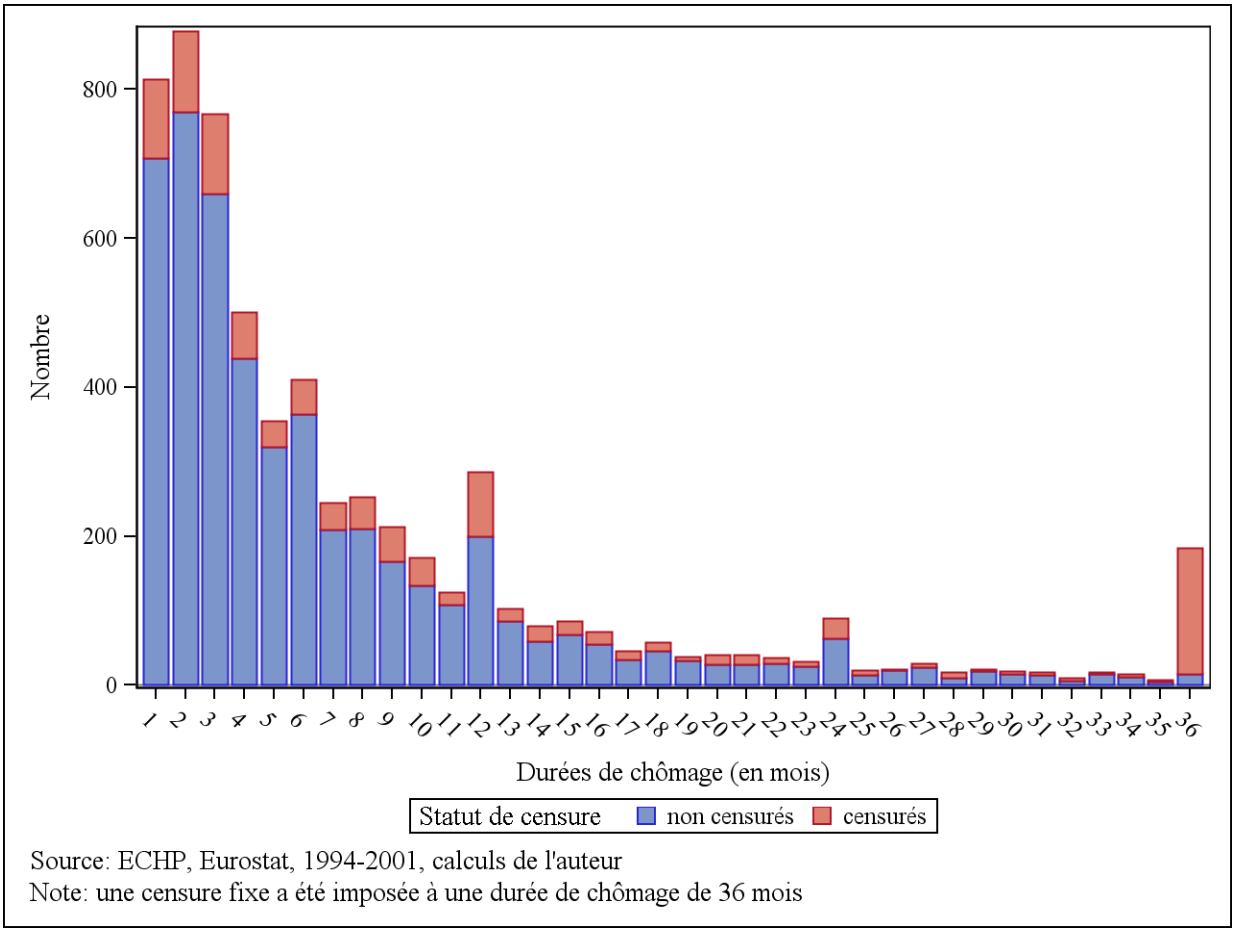
Ces deux distributions de durées de chômage, ainsi que le reste des analyses présentées dans cette thèse, ont été réalisées en imposant une censure fixe des durées de chômage à une durée de 36 mois. La justification de ce choix est la suivante : d'un point de vue théorique, pour une analyse telle que la nôtre de l'impact des indemnités d'assurance chômage sur la durée des épisodes de chômage, estimer le risque de sortie du chômage bien après que de telles indemnités ont été épuisées par les chômeurs nous semble injustifié. Or, parmi les pays que nous analysons, les deux seuls qui octroient des indemnités pour une période dépassant 36 mois sont le Danemark et la France (pour une partie des chômeurs indemnisés). Seulement neuf épisodes d'une durée supérieure à 36 mois observés en France et onze au Danemark correspondent à des chômeurs qui auraient pu être indemnisés au-delà de 36 mois, ce qui constitue une faible base pour des estimations du hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisables après 36 mois. Dans l'ensemble des neuf pays analysés, les épisodes d'une durée supérieure à 36 mois ne représentent que moins de 2,6% des épisodes à analyser (voir la distribution des durées de chômage présentée dans l'Annexe 16. Ces considérations, d'ordre théorique et économétrique, nous ont amené à censurer les épisodes de chômage à une durée de 36 mois dans nos analyses[138].

---

[137] Il n'est pas rigoureux de parler de la durée des épisodes de chômage censurés à droite, car, par définition, au moment de la censure les épisodes en question n'étaient pas arrivés à leur fin. Il serait plus judicieux de noter qu'il s'agit de la durée pendant laquelle un individu a été observé au risque de sortie du chômage, mais par facilité, nous utilisons l'expression de « durée de chômage » aussi bien pour les épisodes non-censurés que pour les épisodes censurés à droite.

[138] Une autre considération technique que nous avons pris en compte est que l'analyse du hasard de sortie du chômage entre 36 et 84 mois exigerait, à moins de contraindre à une forme paramétrique la loi statistique qui génère les durées de chômage, l'introduction dans nos modèles de nombreux paramètres à estimer, paramètres dont les estimations seraient peu fiables car elles seraient basées sur des effectifs extrêmement faibles. Sur la base de la distribution des durées des épisodes de chômage sur 84 mois et de la histogramme de ces durées selon le statut de censure des épisodes, que nous présentons dans l'Annexe 16 nous considérons que suite à

Graphique 5 – Distributions des durées de chômage des épisodes non-censurés et des épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche



Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur
Note: une censure fixe a été imposée à une durée de chômage de 36 mois

La forme de la distribution des durées de chômage présentée dans le Graphique 5est celle attendue : nous observons un grand nombre d'épisodes courts de chômage, nombre qui diminue ensuite à mesure que la durée du chômage augmente. Nous constatons également les pics de sortie du chômage à des durées de chômage multiples de douze mois, dont l'origine est discutée amplement au paragraphe 3.1.2. Pour rappel, dans l'analyse des conséquences de la stratégie de collecte des données ECHP que nous présentons à ce paragraphe, nous indiquons que la probabilité de sortie du chômage n'est pas particulièrement importante à ces

l'application d'une censure à 36 mois aux durées de chômage qui dépassaient ce seuil, les paramètres des modèles que nous avons estimés sans contrainte paramétrique pour la loi des durées de chômage sont mieux estimés, et que les paramètres des modèles où une forme paramétrique de le loi statistique des durées de chômage a été imposée ne sont que peu ou pas affectées par cette censure fixe.

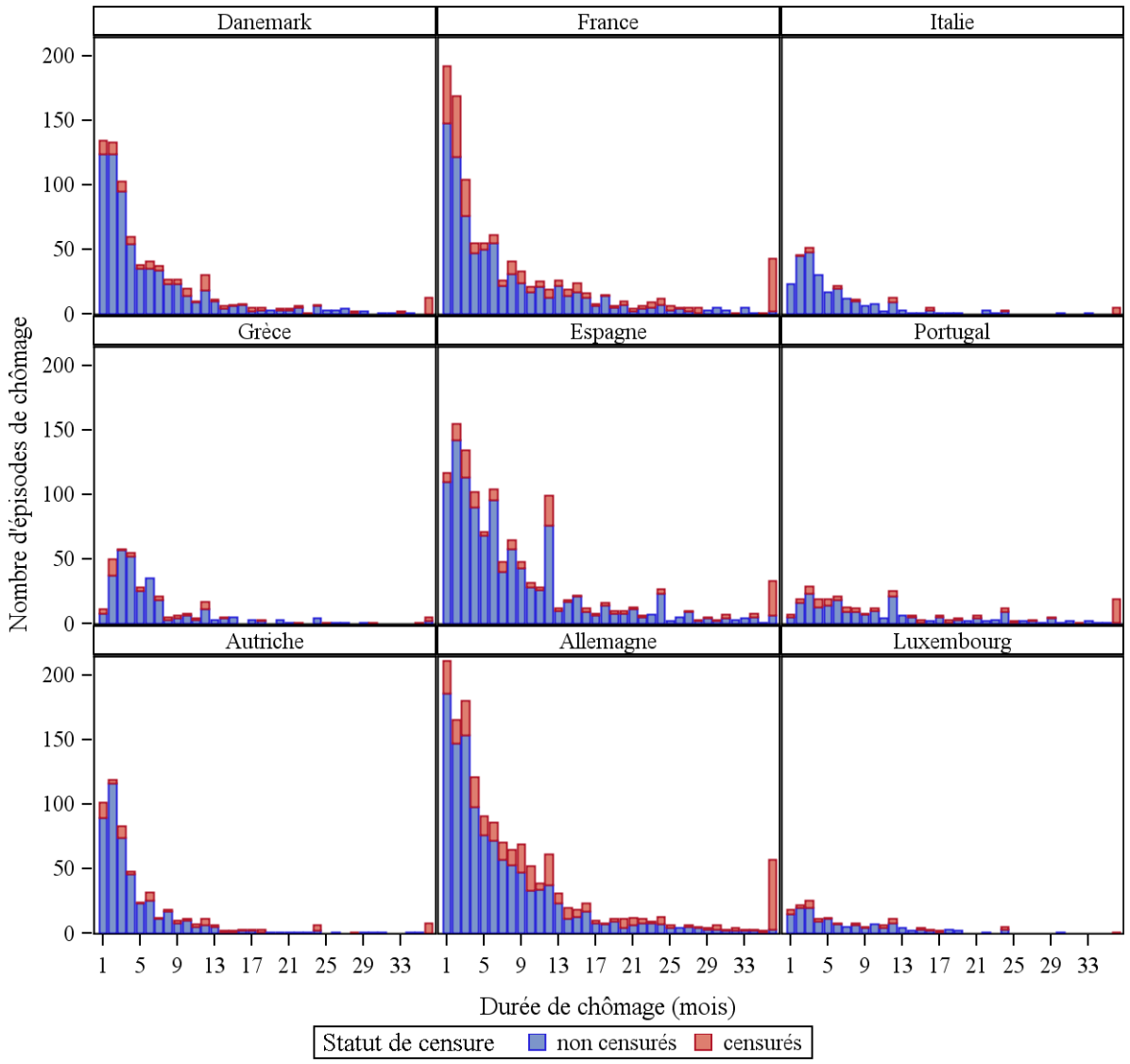
mois, mais que ces pics sont la marque d'un phénomène d'attrition[139], ainsi que d'effets de mémoire et de l'effet de couture qui découle de ces effets de mémoire[140].

Une analyse de la distribution des durées de chômage menée pays par pays (dont le résultat est montré dans le Graphique 2) indique que, parmi les neufs pays analysés, les pays les plus affectés par le problème des pics à des durées multiples de douze mois sont l'Espagne, le Danemark, le Portugal et l'Allemagne.

[139] Le mécanisme selon lequel le phénomène d'attrition contribue à l'observation de sorties à des mois multiples de douze est le suivant : lorsqu'un individu répond à l'enquête ECHP une fois, pendant l'année N, mais ne donne pas des renseignements concernant son statut sur le marché du travail l'année suivante, un épisode de chômage qui aurait été déclaré par cet individu à partir du mois de janvier de l'année N, et qui ne serait pas encore arrivé à sa fin au mois de décembre de l'année N, est censuré à ce mois de décembre, et il donne lieu à l'observation d'une durée de chômage de douze mois. Dans le cas de figure où l'individu cesse de répondre au panel après deux ans de participation, alors qu'il avait déclaré être entré au chômage au premier mois de sa participation au panel et qu'il n'est pas encore sorti du chômage au moment de son refus de continuer à répondre au panel, la censure de l'épisode de chômage le concernant survient à 24 mois. Suivant la même logique, des durées de chômage censurées à 36, 48 ou autres multiples de douze mois peuvent être observées, selon le nombre d'années pour lequel l'enquêté fournit des réponses.

[140] Comme nous l'expliquons plus en détail au paragraphe 3.1.2, la contribution des épisodes de chômage non censurés à ces pics peut être interprétée comme l'empreinte des effets de mémoire, effets qui sont souvent invoqués dans l'analyse de données longitudinales.

Graphique 6 – Distributions des durées de chômage des épisodes non-censurés et des épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche, par pays



Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur
Note: une censure fixe a été imposée à une durée de chômage de 36 mois

Les distributions des durées mensuelles de chômage que nous exposons dans le Graphique 6 indiquent que la forme de la distribution observée au niveau agrégé est constatée également au sein de chacun des pays analysés : de nombreux de chômeurs connaissent des épisodes de chômage courts, et plus les durées de chômage examinées sont longues, moins il y a d'épisodes de chômage qui leur corresponde.

Dans ce paragraphe, nous avons présenté la distribution des durées des premiers épisodes de chômage non censurés à gauche observés dans les neuf pays que nous analysons, et ce en distinguant les épisodes non censurés des épisodes censurés à droite. Ces distributions sont marquées par d'importants pics à des mois multiples de douze, pics que nous avons attribués à des problèmes d'attrition, de mémoire (dont des effets de couture) générés par la fréquence de collecte annuelle des données ECHP.

Mais en examinant les distributions des durées de chômage présentées dans ce paragraphe, nous avons fait abstraction de la sous-estimation des durées de chômage qui sont censurées à droite, considérant que les durées que nous avons observées pour l'ensemble de l'échantillon d'épisodes de chômage sont les durées exactes de chômage. Ceci pourrait ne pas être vrai de presque un cinquième des durées de chômage, car elles sont censurées, et par conséquent dans le paragraphe suivant nous présentons des estimations des fonctions de hasard et de survie au chômage qui, elles, appliquent une correction permettant de prendre en compte la sous-estimation des durées de chômage censurées à droite.

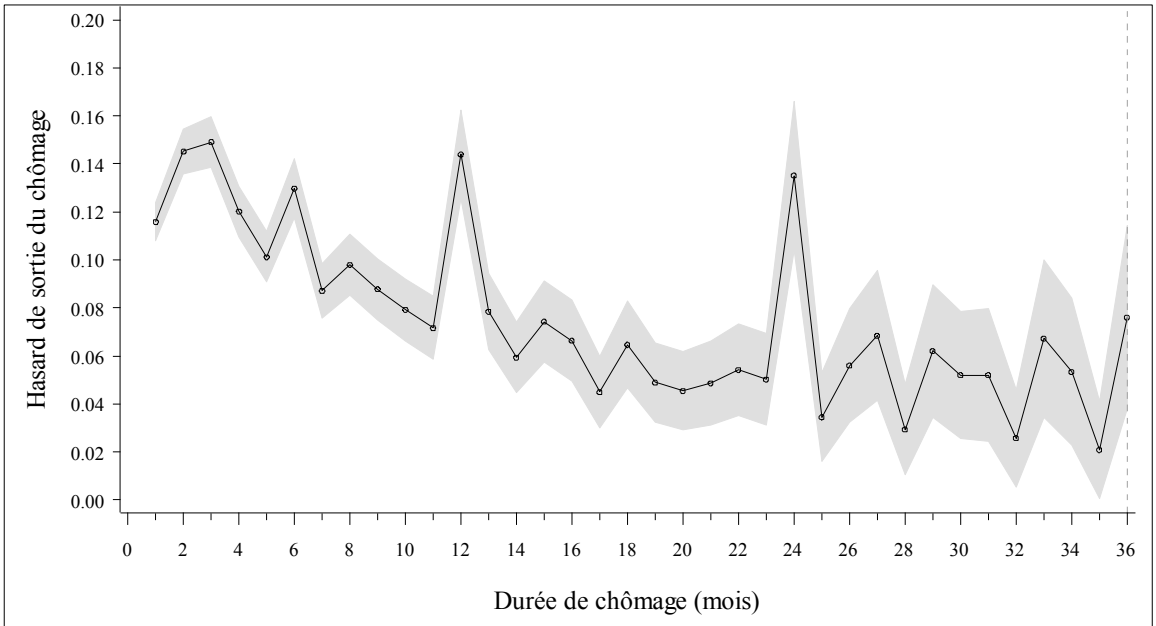
3.4.2.2 Estimation des fonctions mensuelles de hasard et de survie au chômage pour caractériser la distribution des durées de chômage étudiées

Dans un premier temps, nous abordons la description de la distribution des durées des épisodes de chômage en traitant les épisodes observés comme un échantillon aléatoire extrait d'une population homogène d'épisodes de chômage. Dans ce cas de figure, les fonctions de hasard et de survie[141] dépendent uniquement du temps passé au chômage.

Les valeurs des fonctions de hasard et de survie estimées pour chacun des 36 mois de notre période d'analyse sont présentées dans une table de survie dans le Tableau 9. Ci-dessous, dans le Graphique 7 et ensuite dans le Graphique 8, nous montrons une représentation graphique des valeurs des fonctions de hasard et de survie respectivement.

[141] Nous utilisons les définitions en temps discret des fonctions de hasard et de survie. Ces fonctions ne se bornent pas à retracer, respectivement, le taux de sortie du chômage période par période et le pourcentage d'individus restant au chômage : elles tiennent compte aussi du phénomène de censure. Les définitions mathématiques de ces fonctions sont rappelées dans le paragraphe 3.5.3.

Graphique 7 – Valeurs mensuelles du hasard de sortie du chômage, estimées pour l'échantillon de chômeurs de l'ensemble des neuf pays analysés

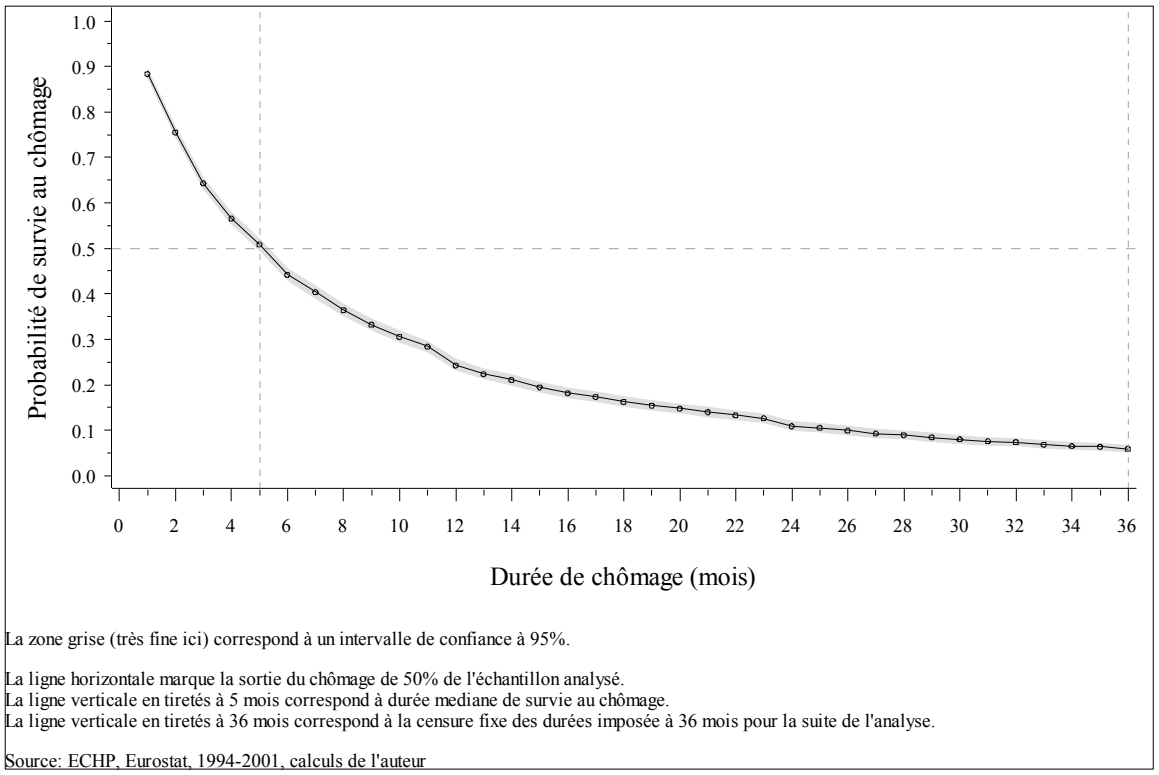


La zone grise correspond à un intervalle de confiance à 95%.

La ligne verticale en tiretés correspond à la censure fixe des durées à 36 mois imposée pour la suite de l'analyse.

Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique 8 – Valeurs mensuelles de la probabilité de survie au chômage, estimées pour l'échantillon de chômeurs de l'ensemble des neuf pays analysés



La zone grise (très fine ici) correspond à un intervalle de confiance à 95%.

La ligne horizontale marque la sortie du chômage de 50% de l'échantillon analysé.
La ligne verticale en tiretés à 5 mois correspond à durée mediane de survie au chômage.
La ligne verticale en tiretés à 36 mois correspond à la censure fixe des durées imposée à 36 mois pour la suite de l'analyse.

Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Le Graphique 7 indique que le hasard de sortie du chômage est croissant dans les 3 premiers mois de chômage, et qu'ensuite il baisse de manière plus ou moins régulière pendant les mois suivants, à part pour les mois multiples de douze mois, où l'on constate des valeurs beaucoup plus importantes du hasard de sortie du chômage. Pour des raisons déjà exposées dans le paragraphe 3.1.2, nous interprétons ce dernier élément comme un problème de mesure du hasard de sortie du chômage dans notre étude et non pas comme un indicateur d'une réelle augmentation de la probabilité de sortie du chômage à ces mois.

Cette forme irrégulière de l'évolution avec le temps du hasard de sortie du chômage n'est pas sans conséquence pour une analyse économétrique des durées de chômage observées : faute d'une méthode qui permette d'isoler ces augmentations artificielles du hasard observées dans nos données à des durées multiples de douze, les estimations de l'effet des divers facteurs explicatifs sur le hasard de sortie du chômage seraient biaisées. Les solutions à ce problème que nous avons envisagées sont soit de lisser la fonction de hasard de sortie du chômage en l'approximant par une fonction exponentielle, soit d'isoler les variations du hasard à des mois précis en spécifiant une fonction linéaire par morceaux

mensuels, soit de spécifier la fonction de hasard comme la somme d'une fonction exponentielle et de variables identifiant les pics à des durées multiples de 12 mois. Notre choix pour l'analyse présentée dans la section 3.6 s'est porté sur cette dernière solution – nous présentons dans le paragraphe 3.5.2.2 les arguments sur lesquels repose notre décision.

Les intervalles de confiance à 95% des valeurs estimées pour le hasard de sortie du chômage, représentés par la zone grise dans le Graphique 7, indiquent que la qualité de l'estimation baisse pour les durées de chômage plus longues. Cette détérioration de la prédiction est due au nombre bien plus faible d'épisodes de chômage de longue durée que nous observons, comme l'indiquent les valeurs de la fonction de survie au chômage dans le Graphique 8. La durée médiane de survie au chômage dans l'échantillon de l'ensemble des neufs pays étudiés est de 5 mois[142].

Dans ce paragraphe, nous avons estimé les fonctions de hasard et de survie en considérant la population d'épisodes de chômage comme étant homogène. Cette hypothèse étant peu réaliste, nous examinons dans ce qui suit si les épisodes de chômage connus par des individus ayant des caractéristiques différentes pourraient être caractérisés par des fonctions de hasard distinctes. En introduisant une hétérogénéité observée dans l'étude des durées de chômage, nous dépassons l'approche strictement descriptive de l'analyse et nous nous intéressons à des potentielles causes de variation dans les durées des épisodes de chômage.

[142] La durée médiane de survie de cinq mois, calculée pour l'ensemble de l'échantillon, cache des situations très diverses au sein des neuf pays analysés, où les durées médianes nationales de survie sont les suivantes: 3 mois en Autriche, 4 mois au Danemark et en Italie, 5 mois en Grèce, 6 mois au Luxembourg, en France, en Espagne et en Allemagne, et enfin, 12 mois au Portugal.

3.4.2.3 Examen de la relation entre les profils attendus d'indemnisation du chômage et la durée de chômage

Dans ce paragraphe, nous étudions l'existence d'une association entre les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et la durée des épisodes de chômage. Les hypothèses dérivées de la théorie de la recherche d'emploi avec lesquelles nous confrontons les données sont, premièrement, qu'il existe des différences dans la probabilité de rester au chômage qui caractérise les groupes de chômeurs s'attendant à être indemnisés selon des profils d'indemnisation d'assurance chômage distincts et, deuxièmement, que la générosité de l'indemnisation du chômage attendue par les chômeurs dont les épisodes de chômage sont associes à différents profils influence la probabilité de survie au chômage.

Lorsque nous prenons en compte une hétérogénéité observée dans le modèle expliquant les durées de chômage, nous n'estimons plus une seule fonction de survie au chômage pour l'ensemble de l'échantillon, mais autant de fonctions de survie qu'il y a de modalités de la variable qui différencie les individus : la valeur de la fonction de survie en temps discret d'un individu i dans un mois donné et pour une valeur spécifique de la variable explicative le caractérisant, indique la probabilité que l'individu ne sorte pas du chômage jusqu'à la fin du mois en question[143].

Afin d'analyser l'association entre les durées de chômage observées et les profils attendus d'indemnisation du chômage, nous procédons tout d'abord, dans le Graphique 9, à une représentation graphique des fonctions de survie[144] estimées séparément pour les

[143] La présence d'hétérogénéité entre chômeurs a les mêmes conséquences pour l'estimation du hasard de sortie du chômage : sont estimés autant de fonctions de hasard qu'il y a de modalités de la variable qui distingue les valeur de la fonction de hasard en temps discret d'un individu i à un mois t et pour une valeur spécifique de la variable explicative caractérisant le chômeur indique la probabilité que l'individu connaisse l'événement d'intérêt pendant l'intervalle en cause, à condition que l'individu n'ait pas subi l'événement d'intérêt auparavant.

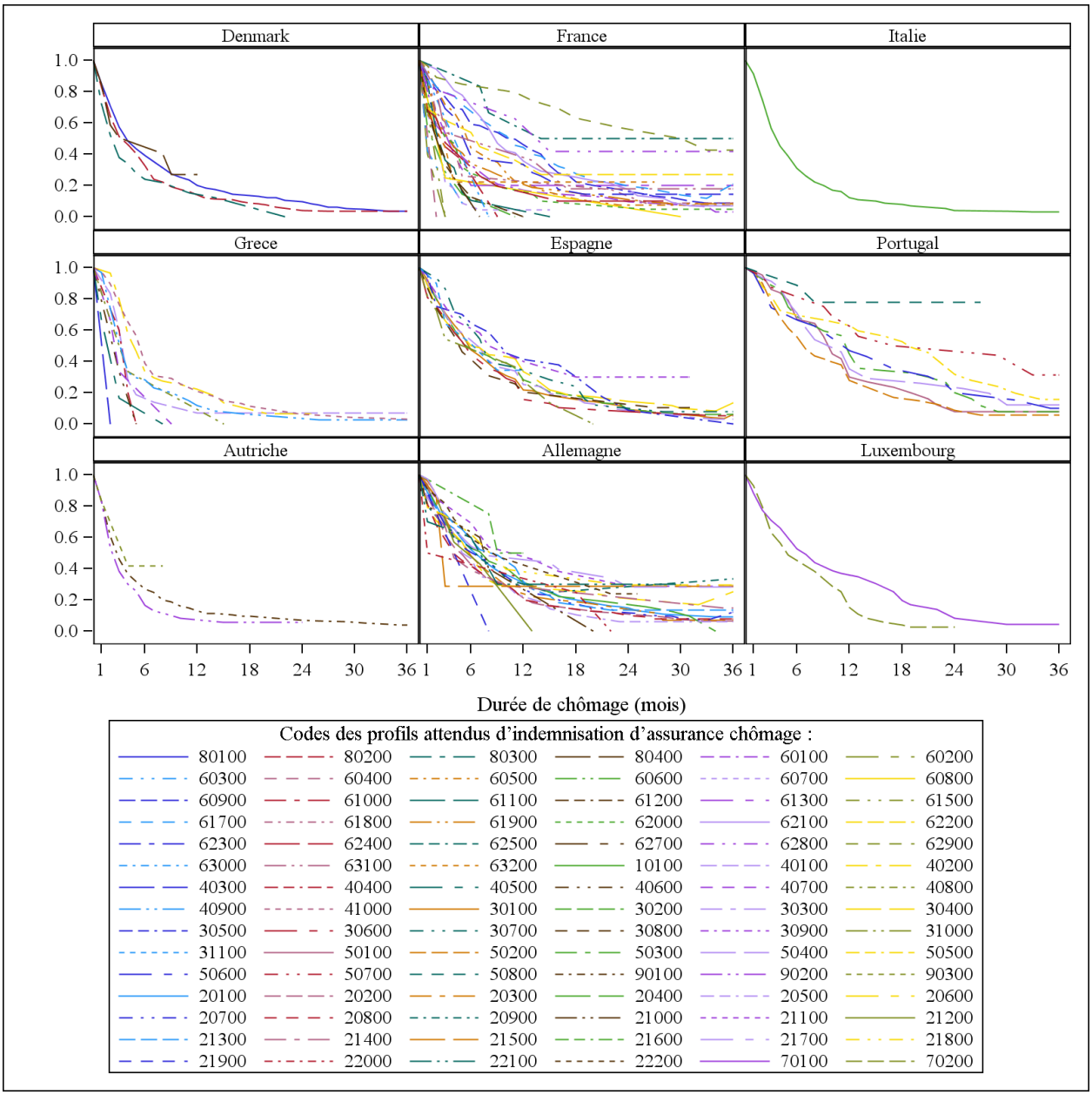
[144] Les fonctions de hasard et de survie constituent des outils statistiques équivalents pour caractériser la distribution des sorties du chômage avec le temps passé au chômage. Cette équivalence est montrée pour le cas général (c'est-à-dire pour une fonction de hasard et une fonction de survie qui décrivent la survenance d'un événement d'intérêt), entre autres, par Allison, (1995, p. 16), et par Singer et Willett (2003, p. 334). C'est pourquoi nous avons choisi de mettre en œuvre ici une analyse descriptive des durées de chômage seulement en termes des valeurs d'une de ces fonctions, à savoir la fonction de survie. Notre option en faveur de l'étude des

épisodes de chômage associés à chaque profil attendu d'indemnisation du chômage. L'objectif n'est pas ici d'interpréter les valeurs des fonctions de survie au chômage spécifiques à chaque profil d'indemnisation (interprétation dont la validité serait contestable du fait des effectifs très faibles sur lesquels est basée l'estimation de certaines probabilités de survie[145]), mais de donner un aperçu de l'éventuelle variabilité qui existerait entre ces fonctions. Pour que la représentation graphique des 90 fonctions de survie distinctes puisse être analysée visuellement, nous avons choisi de présenter ces fonctions par pays.

fonctions de survie au chômage plutôt que des fonctions de hasard de sortie du chômage des individus différenciés par le profil attendu d'indemnisation du chômage qui est associé à leur épisode de chômage, est justifiée par notre objectif de déterminer, à ce stade de l'analyse, s'il existe une association entre les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et la durée que les individus passent au chômage, et non pas une association entre ces profils et la probabilité de sortie du chômage à chaque mois de chômage en particulier.

[145] Nous revenons sur ce point plus loin dans ce paragraphe.

Graphique 9 – Fonctions de survie au chômage estimées séparément pour les épisodes de chômage associés à chaque profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage



Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Notes: Le premier chiffre du code indique le pays où le profil est observé: « 1 » pour l'Italie, « 2 » pour l'Allemagne, « 3 » pour l'Espagne, « 4 » pour la Grèce, « 5 » pour le Portugal, « 6 » pour la France, « 7 » pour le Luxembourg, « 8 » pour le Danemark et « 9 » pour Autriche. L'annexe 13 indique quel profil attendu d'indemnisation correspond à chaque code de la légende.

Le Graphique 9 montre qu'il existe une variabilité dans l'évolution avec la durée de chômage des probabilités de survie au chômage des chômeurs s'attendant à être indemnisés

selon des profils d'indemnisation différents. Dans des pays comme le Danemark, l'Autriche, la Grèce ou l'Espagne[146], les différences selon les profils sont plus marquées pendant les premiers mois de chômage, et tendent à s'estomper après 18 mois de chômage. En revanche, en France, en l'Allemagne et au Portugal, les probabilités de survie au chômage des chômeurs s'attendant à une indemnisation suivant différents profils restent bien distinctes pendant toute la période des 36 mois de chômage que nous analysons.

Nous poursuivons au-delà de l'analyse visuelle les différences de probabilité de survie au chômage selon les profils attendus d'indemnisation du chômage en mettant en œuvre des tests statistiques de l'homogénéité des fonctions de survie estimées séparément pour chaque groupe de chômeurs caractérisés par un même profil attendu d'indemnisation du chômage[147]. L'hypothèse nulle de ces tests est l'égalité entre les J=90 fonctions de survie estimées pour chaque profil attendu d'indemnisation et à chaque intervalle temporel t ($S_{1t}=S_{2t}=\ldots=S_{Jt}$, pour toute valeur de t=1…36) et les indicateurs statistiques calculés représentent des sommes de

[146] Fait exception le profil 30900 : la probabilité de survie au chômage des chômeurs s'attendant à être indemnisés selon ce profil reste nettement supérieure à celle des chômeurs s'attendant à être indemnisés selon d'autres profils en Espagne. Il s'agit d'un profil d'indemnisation d'assurance chômage pour lequel nous n'observons que peu d'épisodes de chômage, et donc il est possible que la probabilité de survie au chômage bien plus importante que nous observons pour les chômeurs indemnisés selon ce profil soit seulement caractéristique de l'échantillon d'épisodes que nous avons à notre disposition, et non pas de toute la population de chômeurs dont les épisodes de chômage seraient indemnisés selon ce profil.

[147] Le test dont nous présentons les résultats a été réalisé sur l'ensemble de l'échantillon d'épisodes de chômage et non pas de manière distincte pour les épisodes analysés dans chaque pays en particulier. L'application des tests de Wilcoxon et de Log-rank séparément aux fonctions de survie estimées au sein de chaque pays (à l'exception de l'Italie, où il existe un seul profil attendu d'indemnisation du chômage) confirme la présence de différences statistiquement significatives en France, au Danemark, en Grèce, et au Portugal (les résultats des tests effectués séparément par pays sont présentés dans l'Annexe 17). Des résultats marginalement significatifs sont obtenus en Allemagne. Les différences entre les fonctions de survie ne sont pas significatives statistiquement en Espagne et en Autriche. Enfin, au Luxembourg le test de Log-rank indique des différences statistiquement significatives entre les fonctions de survie, alors que le test de Wilcoxon donne des résultats contraires. Sachant que la plupart des sorties du chômage surviennent pendant les premiers mois de chômage, nous privilégions le résultat du test Wilcoxon dans nos interprétations et concluons, par conséquent, qu'il n'y a pas de différence statistiquement significative entre la survie au chômage des chômeurs s'attendant à être indemnisés selon les deux profils observés dans ce pays.

déviations entre le nombre d'événements observés et le nombre d'événements attendus à chaque intervalle et dans chaque groupe[148].

A la fois le test de Log-rank (χ^2=532, df=89, p<0,0001), qui accorde un poids égal aux éventuelles différences des probabilités de survie à tout moment dans la période d'observation, et le test de Wilcoxon (χ^2=573, df=89, p<0,0001), qui privilégie les différences concernant des durées courtes, sont statistiquement significatifs. Même si cette significativité statistique n'est pas surprenante eu égard à la taille de l'échantillon que nous analysons (qui est de 6111 épisodes de chômage), elle nous conduit à conclure qu'il existe des différences dans les durées de chômage enregistrées pour les chômeurs caractérisés par des profils attendus d'indemnisation du chômage distincts.

C'est toujours en appliquant le test statistique de Wilcoxon que nous mettons à l'épreuve notre deuxième hypothèse, à savoir que la générosité de l'indemnisation attendue par les chômeurs influence de manière significative statistiquement leur probabilité de survie au chômage. L'indicateur que nous avons construit en vue de caractériser la générosité des allocations chômage octroyées aux chômeurs s'attendant à être indemnisés selon différents profils est le pactole espéré. Comme nous l'expliquons au paragraphe 3.2.2, le pactole espéré est une variable dont les valeurs diminuent avec le temps passé au chômage, mais les analyses bivariées de l'association entre la survie au chômage et le pactole espéré ne permettent pas de prendre en compte une telle variation. Nous nous limitons donc à tester ici si les valeurs du pactole espéré par les chômeurs au premier mois de chômage influence la probabilité de survie au chômage des chômeurs dont les épisodes de chômage sont associés à des profils distincts. Parce que nous nous attendons à ce que les éventuelles différences dans la probabilité de survie au chômage que produit la valeur du pactole espéré au premier mois de chômage soient observables pendant les premiers mois des épisodes de chômage, nous examinons s'il existe des différences entre les fonctions de survie à l'aide d'un test statistique de type Wilcoxon. Les résultats de ce test (χ^2=12, df=1, p=0,007) indiquent qu'il existe une association statistiquement significative entre le pactole espéré au premier mois de chômage et la durée passée au chômage.

Il est nécessaire cependant de traiter avec une certaine prudence la conclusion que nous venons de dégager à partir des résultats des tests statistiques de Log-rank et Wilcoxon,

[148] Pour des détails concernant le calcul de ces tests, voir, entre autres, Allison (1995, p. 38-39).

car, sachant que ces indicateurs statistiques représentent des sommes de déviations entre valeurs observées et valeurs attendues, il suffirait qu'une seule fonction de survie soit très différente du reste des J-1 fonctions de survie pour que ces tests globaux indiquent des résultats positifs pour la différence des fonctions de survie.

Deux autres limites affectent les conclusions que nous pouvons tirer des résultats des tests statistiques de l'homogénéité des fonctions de survie spécifiques à chaque profil ou à chaque valeur du pactole espéré au premier mois de chômage, tout comme de l'examen des fonctions de survie estimées profil par profil que nous avons présentées dans le Graphique 9 : premièrement, il doit être gardé à l'esprit que l'estimation de certaines valeurs de ces fonctions de survie a été réalisée sur la base d'effectifs très faibles, et donc les variations des probabilités de survie observées pourraient relever simplement de fluctuations d'échantillonnage et non pas d'une véritable différence de comportement des chômeurs. En suivant la recommandation de ne pas interpréter les écarts types estimés pour les valeurs de la fonction de survie dès que le nombre de chômeurs exposés au risque de sortie du chômage au début de l'intervalle temporel baisse à moins de 20 personnes[149], des nombreuses valeurs de la probabilité de survie au chômage présentées dans le Graphique 9 sont à considérer avec prudence. L'Annexe 18 indique, pour chacune des 90 fonctions de survie estimées, le mois à partir duquel l'effectif de personnes au risque de sortie du chômage diminue en dessous de ce seuil minimum de 20 individus.

Une deuxième limite à l'interprétation des différences de probabilité de survie au chômage que nous avons estimées pour les épisodes de chômage associés à chaque profil attendu d'indemnisation, tient au fait, illustré dans le premier paragraphe de cette section (3.4.1), que les chômeurs étudiés se différencient selon un bon nombre de caractéristiques, alors que la seule source d'hétérogénéité dans leur comportement que nous avons pris en compte à ce stade est liée à leur indemnisation attendue. Si, par exemple, les chômeurs indemnisés selon des profils moins généreux ont moins d'expérience professionnelle qui facilite aux chômeurs indemnisés selon des profils plus généreux leur retour à l'emploi, méconnaitre cette source d'hétérogénéité de la population de chômeurs peut conduire à suggérer que le rôle des indemnités de chômage est opposé à celui qu'elles ont réellement. C'est donc seulement une estimation de l'effet de tous les facteurs explicatifs pertinents du

[149] Cet avertissement de Harris et Albert (1991) est également fait par Singer et Willett (2003, p. 351).

hasard de sortie du chômage en même temps qui permettrait de tirer des conclusions sur l'impact de la perception des indemnités de chômage sur le hasard de sortie du chômage. En reconnaissant qu'il existe plusieurs facteurs d'hétérogénéité entre chômeurs qui pourraient influencer simultanément leur probabilité de sortir ou de rester au chômage à chaque mois de chômage, nous sommes amené à recourir à des méthodes statistiques multivariées pour rendre compte du rôle qu'ont les profils attendus d'indemnisation du chômage dans l'explication de la variabilité des durées de chômage observées. Le choix d'un modèle statistique appropriée fait l'objet de la section suivante.

La section 3.5 ci-dessus a tout d'abord présenté et discuté les caractéristiques de l'échantillon d'individus qui ont connu le chômage dans les années 1994 à 2000 dans neuf pays européens, que nous exploitons dans nos analyses empiriques. Ensuite, nous avons présenté une analyse descriptive des durées de chômage connues par les personnes analysées et des différences dans la probabilité de survie au chômage, à chaque mois de chômage, pour les chômeurs dont les épisodes de chômage sont associées à différents profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage. Les résultats de cette analyse préliminaire, à caractère descriptif, des durées passées au chômage indiquent, sous réserve d'une limite liée aux effectifs parfois très faibles, que les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage semblent avoir un rôle à jouer dans l'explication des durées de chômage observées.

Nous avons conclu notre discussion des résultats descriptifs présentés dans cette section en notant que pour atteindre notre objectif analytique d'identification de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la probabilité de sortie du chômage, il convient d'approfondir nos analyses dans une logique *ceteris paribus*. Nous exposons donc dans la section suivante les choix méthodologiques que nous avons effectués en vue de mettre en œuvre une analyse économétrique des durées de chômage observées.

3.5 Nos choix méthodologiques concernant l'analyse économétrique de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage et du pactole espéré sur la durée de chômage

Cette section indique et justifie les choix analytiques qui marquent la construction de notre modèle économétrique. Le premier paragraphe présente les arguments qui nous ont amenée à recourir à un modèle de durée multiniveaux pour la modélisation de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la probabilité de sortie du chômage. L'objet du deuxième paragraphe est de décrire le modèle de durée que nous avons spécifié dans notre analyse empirique. Le troisième paragraphe présente une formalisation mathématique du modèle analytique que nous avons choisi et montre que l'estimation des paramètres d'intérêt se fera grâce à l'estimation d'un modèle logit à constante aléatoire sur données poolées.

3.5.1 Estimation de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage par le biais d'un modèle multiniveaux

Notre estimation de l'impact des indemnités de chômage attendues sur la durée individuelle de chômage en Europe exploite la diversité des systèmes d'indemnisation d'assurance chômage en vigueur dans les différents pays et au sein de chaque pays, afin de déterminer dans quelle mesure les anticipations des chômeurs quant à leur indemnisation permet d'expliquer les durées de chômage observées. La modélisation de cette diversité des systèmes d'indemnisation appliqués dans chaque pays nécessite la mise en place d'un modèle économétrique qui prenne en compte que la probabilité de sortie du chômage que nous estimons sur la base de la totalité des durées de chômage observées dans les neuf pays analysés est le résultat d'un mélange de distributions de probabilités caractérisant des sous-populations distinctes, définies par les règles d'octroi des indemnités de chômage qui leur sont applicables[150].

[150] Notre revue de ces règles d'indemnisation du chômage est présentée dans l'Annexe 1.

Afin de rendre compte de l'existence de ces sous-populations distinctes, nous abordons la spécification de l'effet des indemnités de chômage attendues sur le hasard de sortie du chômage d'une manière novatrice, qui suit la logique suivante. Les conditions d'ouverture des droits, le montant des allocations de chômage et leur évolution avec le temps sont inscrits dans des dispositions légales, réglementaires ou conventionnelles en vigueur dans chaque pays, et ces dispositions peuvent être considérées comme connues par les travailleurs entrant au chômage. Dans les pays européens que nous analysons, les indemnités de chômage sont versées aux chômeurs pendant une période de temps limitée, et cela à la hauteur d'un certain pourcentage de leur ancien salaire. Dans certains cas, à cette période initiale d'indemnisation fait suite une deuxième période d'indemnisation, à un taux de remplacement moindre, et ainsi de suite. Par conséquent, comme nous l'avons présenté de manière détaillée dans le paragraphe 3.2.1, nous avons défini, sur la base d'une analyse détaillée de la législation, des règlements et des conventions régissant l'octroi des allocations de chômage dans chacun des pays analysés, des « profils attendus d'indemnisation du chômage » qui décrivent les attentes des chômeurs quant à leur indemnisation au début de chacun de leurs épisodes de chômage.

Nous faisons l'hypothèse d'anticipations rationnelles de la part des chômeurs : même si le taux de remplacement instantané peut varier avec le temps pour un même chômeur, les chômeurs sont supposés détenir dès le début de leur épisode de chômage l'information complète concernant l'évolution de leur indemnisation pendant toute la période d'indemnisation, et, de ce fait, ils sont supposés construire leurs attentes d'indemnisation en prenant en compte toutes les variations temporelles de leur indemnisation future. Mais il n'y a pas autant de profils d'indemnisation qu'il y a de chômeurs : tous ceux qui ont un certain nombre de caractéristiques en commun (celles-là même qui constituent les paramètres de calcul des droits à l'indemnisation) ont le même profil attendu. L'approche que nous adoptons donc pour l'estimation des effets des allocations de chômage sur la durée de chômage consiste à considérer que les chômeurs caractérisés par un même profil d'indemnisation du chômage constituent des « groupes » de chômeurs distincts, car, en vertu du fait qu'ils s'attendent à un même « traitement » d'indemnisation du chômage s'ils se retrouvent au chômage, leur comportement de sortie du chômage devrait être similaire.

La littérature statistique indique que la présence de groupes d'observations similaires dans un modèle introduit deux problèmes méthodologiques : tout d'abord, il est probable que

les durées de chômage connues par les membres d'un même groupe soient similaires, ou, du moins, soient, en moyenne, plus similaires qu'entre individus appartenant à des groupes différents. Ceci vient à l'encontre de l'hypothèse d'indépendance des observations imposée par les modèles de régression ordinaire et produit, dans le cas des modèles de durée en temps discret tels que celui que nous spécifions pour modéliser le hasard de sortie du chômage, une sous-estimation des écarts types pour les coefficients de régression (Allison, 1984, p. 54). En deuxième lieu, il se peut que les durées de chômage observées pour les membres d'un même groupe soient pour partie expliquées par des caractéristiques qui leur sont communes mais qui sont à la fois omises dans le modèle (souvent faute d'avoir été observées : c'est le cas, par exemple, de l'intensité des efforts de placement réalisés par l'agence publique de l'emploi pour les différents chômeurs qui y sont inscrits : il est envisageable que plus le profil d'indemnisation dont bénéficie un chômeur est généreux, plus le suivi par l'agence d'emploi est intense, ce qui peut faire varier les chances de sortie du chômage pour les chômeurs dont les épisodes sont rattachés à différents profils) et corrélées avec des variables explicatives incluses dans le modèle, ce qui introduit un biais dans les effets estimés (voir par exemple Lancaster, 1990).

Une solution[151] à ces difficultés statistiques est le recours aux modèles multiniveaux, qui constituent une généralisation des modèles linéaires standard, permettant la prise en

[151] D'autres solutions possibles au problème de non-indépendance entre observations incluent l'application de modèles GEE (generalized estimating equations), ou des estimateurs à effets fixes. Nous n'avons pas recouru à ces autres solutions, pour les raisons suivantes : tout d'abord, la modélisation d'une corrélation entre observations par l'inclusion d'un effet fixe pour chaque groupe d'observations corrélées ne permet pas l'estimation de paramètres pour les variables qui ne varient pas au sein des groupes d'observations corrélées – comme ce serait le cas ici, par exemple, le pays où est observé chaque profil. De plus, l'interprétation d'un modèle incluant les effets fixes nécessaires (90 dans le cas de notre analyse) pour modéliser l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage soulève d'importantes difficultés.

L'inconvénient de l'application des modèles de type GEE pour répondre à notre question de recherche tient également à l'interprétation des coefficients estimés : les modèles GEE estiment l'effet, toutes autres choses égales par ailleurs, d'une augmentation unitaire d'un facteur explicatif pour tous les individus, sur la valeur prédite pour l'ensemble de la population étudiée (d'où leur nom de modèles « population-averaged »). Or, ce qui est d'intérêt pour notre étude, c'est la variation de la probabilité de sortie du chômage d'un individu en particulier lorsque les facteurs explicatifs varient, ce qui nécessite l'estimation des effets dits « cluster-specific ».

compte de facteurs explicatifs à la fois sous forme d'effets fixes et d'effets aléatoires (McLean et al., 1991).

Dans un modèle multiniveaux, il est supposé que l'échantillon d'épisodes observés est tiré de manière aléatoire d'une population qui est constituée de sous-populations distinctes. L'événement d'intérêt (ici, la sortie du chômage) est supposé se produire au sein de chaque sous-population (c'est-à-dire, dans notre cas, au sein de chaque groupe de chômeurs dont l'épisode de chômage est rattaché à un même profil attendu d'indemnisation du chômage) selon un processus statistique différent[152], mais les paramètres de ces processus sont estimés simultanément, moyennant l'introduction d'une constante aléatoire dans le modèle de régression.

L'extension à une version multiniveaux des modèles de durée en temps discret, modèles que nous avons choisi d'exploiter dans notre analyse économétrique (pour des raisons qu'exposera le paragraphe suivant), est décrite notamment par Steele (1996), Barber et al. (2000), Hedeker et al. (2000) et Rabe-Hesketh et al. (2001). Ce type de modèles en temps discret, nichant les épisodes dans différents type de groupes, a été appliqué, entre autres, par Sastry (1996) pour distinguer l'impact des caractéristiques communautaires, familiales et individuelles sur la probabilité de survie des enfants brésiliens, par Reardon et al. (2002) pour explorer le risque de fumer parmi des adolescents de différents quartiers de Chicago, par Browning et al. (2005) pour examiner le rôle du contrôle parental et de l'entourage d'un adolescent pour expliquer la durée qui s'écoule avant le premier rapport sexuel, par Biggeri et al. (2001) pour analyser la transition vers l'emploi des personnes ayant fini leurs études dans 64 universités italiennes, et par Paccagnella (2006) pour évaluer le nombre de mois écoulés avant la reprise de l'emploi par des chômeurs ayant suivi différentes formations pour adultes.

Notre modèle économétrique suppose donc que les profils attendus d'indemnisation du chômage que nous observons constituent un échantillon aléatoire tiré d'une population possible de tels profils, que chaque épisode de chômage observé est rattaché à un de ces profils, et provient d'un tirage aléatoire au sein des épisodes relevant de chaque profil. Ceci donne lieu à un modèle à deux niveaux, dont le niveau inférieur est constitué par les épisodes

[152] Ainsi, l'échantillonnage des épisodes observés est considéré comme étant fait à partir d'un mélange de distributions (en anglais « mixture of distributions »).

de chômage et le niveau supérieur, le « groupe », est formé par les profils attendus d'indemnisation du chômage[153].

Afin de caractériser la générosité des profils attendus d'indemnisation du chômage, nous associons à chaque groupe de chômeurs à qui s'appliquent les mêmes règles d'indemnisation du chômage (et qui sont donc rattachés à un même profil), le pactole espéré à chaque mois de chômage, dont la construction a été décrite au paragraphe 3.2.2. Le pactole espéré varie avec le profil attendu d'indemnisation du chômage et diminue à chaque mois passé au chômage. Dans notre échantillon, la variable pactole espéré varie entre 69,67 et zéro, avec une valeur moyenne de 9,17 et un écart type de 17,02.

Le modèle multiniveaux que nous estimons nous permettra d'examiner le rôle du pactole espéré à chaque mois de chômage dans l'explication de la variabilité des durées de chômage observés pour les chômeurs rattachés à des profils différents, et ce une fois que l'effet du temps passé au chômage et de toutes les caractéristiques individuelles pertinentes aura été pris en compte.

Dans ce paragraphe, nous avons indiqué que la modélisation de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée individuelle de chômage sera réalisée par un modèle à deux niveaux qui prend en compte le rattachement à un même profil attendu d'indemnisation du chômage de chacun des épisodes de chômage observés pour des individus qui s'attendent à être indemnisés selon les mêmes règles d'indemnisation. Ce modèle multiniveaux constitue une extension d'un modèle de durée à un seul niveau dont la présentation fait l'objet du paragraphe suivant. Le dernier paragraphe de la section indiquera comment le modèle de durée à un seul niveau sera modifié pour l'estimation du modèle de durée à deux niveaux qui est d'intérêt pour notre analyse.

[153] La formalisation mathématique de notre modèle économétrique est présentée dans le paragraphe 3.5.3.

3.5.2 La spécification choisie pour le modèle de durée

Dans le bilan du phénomène de censure qui affecte les durées de chômage étudiées, que nous avons présenté dans le paragraphe 3.3, nous indiquons que pour 17% des épisodes de chômage étudiés nous ne pouvons pas déterminer à quel moment ils ont pris fin, ni même s'il y a eu sortie du chômage, en raison de leur censure à droite. La seule information exploitable concernant les 1033 épisodes censurés à droite est que leur durée complète inconnue est égale ou supérieure à leur durée censurée connue. Par conséquent, afin de prendre en compte l'intégralité des épisodes de chômage observés, nous sommes amenée à choisir notre modèle empirique parmi la famille des modèles de durée (aussi appelés modèles de survie). Dans ce paragraphe, nous argumentons notre option en faveur d'un modèle de durée en temps discret, nous examinons l'ajustement aux données que nous analysons de différentes spécifications pour la dépendance de durée de la probabilité de sortie du chômage et nous indiquons quels facteurs de contrôle nous avons retenus dans l'analyse économétrique.

3.5.2.1 Modèle en temps discret plutôt qu'en temps continu

La littérature économique a analysé la décision de sortie du chômage à la fois dans le cadre de modèles en temps continu et de modèles en temps discret, selon les données dont disposaient les auteurs des différentes études[154].

Même si la sortie du chômage est un phénomène essentiellement continu, car elle peut survenir en théorie à tout moment, pour notre analyse nous choisissons une spécification en temps discret, et ceci pour deux raisons : en premier lieu, nous disposons uniquement d'observations mensuelles du statut sur le marché du travail des personnes enquêtées et il

[154] Pour une discussion plus ample des modèles de durée en temps discret et en temps continu voir, entre autres, Lancaster (1990) ou Singer et Willett (2003). Pour rappel, la fonction de hasard en temps discret dénote la *probabilité conditionnelle* de sortie du chômage pour l'individu i *dans l'intervalle temporel* j, pourvu que l'individu ne soit pas sorti du chômage auparavant. La fonction de hasard en temps continu quant à elle indique *le taux instantané* de sortie du chômage (et ne constitue pas une probabilité, parce que les intervalles temporels pour lesquels le taux instantané est défini sont infinitésimaux et donc la probabilité qu'un événement survienne précisément à un intervalle temporel étroit approche nécessairement zéro).

nous semble pertinent de mettre en œuvre un modèle statistique qui prenne en compte le fait que les durées ont été mesurées sur une échelle discrète, plutôt qu'un modèle qui présume que les durées ont été mesurées de manière exacte (ici, cela supposerait des mesures en jours). La littérature statistique concernant l'agrégation temporelle des durées appuie également ce choix, en montrant que le traitement des durées à unité temporelle d'observation grossière comme étant des durées exactes conduit à des estimations inconsistantes des paramètres du taux de hasard (Petersen, 1991).

En second lieu, dans nos données, qui renseignent sur le statut sur le marché du travail des individus à chaque mois, des durées de chômage identiques sont observées pour une grande partie des épisodes de notre échantillon : 82% des épisodes observés dans notre échantillon, c'est-à-dire 5015 des 6111 épisodes, finissent au cours des premiers 12 mois. Or, la littérature méthodologique (voir, par exemple, Cox et Oakes (1984), Kalbfleish et Prentice (1980) ou Allison (1982, 1995)) indique que ce phénomène d'ex aequo, connu dans la littérature de langue anglaise comme le problème des « ties », pose pour l'estimation des coefficients de régression par la méthode de la vraisemblance partielle (c'est-à-dire pour le modèle de Cox (Cox, 1972), qui est le modèle en temps continu le plus couramment appliqué) des difficultés de calcul très importantes[155]. Bien que certaines approximations qui contournent ces difficultés aient été proposées (Peto, 1972 ; Breslow, 1974 ; Efron, 1977), il a été démontré que, si le pourcentage d'ex aequo est important, ces méthodes introduisent un biais vers zéro dans les coefficients de régression estimés (Farewell et Prentice, 1980 ; Hsieh, 1995).

Si les limites susmentionnées rendent inadaptée l'utilisation d'un modèle de durée en temps continu pour notre analyse empirique, une alternative flexible et facile à mettre en œuvre est constituée par les modèles de durée en temps discret, estimés non pas par la

[155] Pour illustrer la nature de ces difficultés, un exemple est proposé par Allison (1995, p. 135) : en considérant un échantillon de 100 personnes exposées au risque de sortir du chômage au moment initial t=1 et en supposant que 22 de ces personnes sortent du chômage au moment t=1, alors pour calculer le premier terme de la vraisemblance partielle (celui qui correspond aux sorties lors du premier intervalle temporel de la période d'observation, il faudrait calculer $C_{100}^{22} = 7{,}3321 * 10^{21}$ rapports de chances. Dans notre étude, le nombre de chômeurs exposés au risque de sortie du chômage au début de la période d'observation est de 6111, et 708 d'entre eux sortent au premier mois de chômage, ce qui augmenterait encore considérablement les difficultés de calcul.

méthode de la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle, mais par la de maximisation de la vraisemblance (voir, entre autres, Allison, 1982 ; Singer et Willett, 2003).

Afin de formaliser les définitions des fonctions de hasard et de survie dans le cadre des modèles de durée en temps discret, considérons P variables explicatives X_{pit}, avec x_{pit} dénotant la valeur de la variable explicative p, pour l'individu i, dans le mois t. La fonction de hasard pour l'individu i lors du mois t s'écrit :

$$h_{it} = Pr\left[T_i = t | T_i \geq t, X_{1it} = x_{1it}, X_{2it} = x_{2it,} \dots, X_{Pit} = x_{pit}\right] \quad (23)$$

où T_i représente le mois où l'individu i sort du chômage. La fonction de survie correspondante est :

$$S_{it} = Pr\left[T_i \geq t | X_{1it} = x_{1it}, X_{2it} = x_{2it}, X_{3it} = x_{3it}, \dots, X_{Pit} = x_{pit}\right] \quad (24)$$

L'équation (1) permet de mettre en rapport la durée T écoulée avant la sortie du chômage de chaque chômeur, durée conditionnée par la survie au chômage jusqu'au moment t, avec un certain nombre de variables explicatives X[156].

L'option en faveur d'un modèle de durée en temps discret amène à un choix analytique important, celui de la largeur des intervalles temporels considérés. Puisque le hasard de sortie du chômage ne varie pas toujours de manière sensible d'un mois à l'autre (cf. Tableau 9 ci-dessous), un découpage plus grossier des durées à analyser pourrait caractériser de manière toute aussi adéquate, mais plus parcimonieuse, le hasard de sortie du chômage. Plusieurs regroupements des intervalles temporels mensuels peuvent être envisagés dans l'analyse des durées de chômage que nous observons, par exemple des intervalles bimensuels, trimestriels, ou encore semestriels.

Mais en analysant les valeurs des fonctions de hasard estimées dans ces tables de survie et leurs écarts types, nous avons choisi de travailler avec les intervalles temporels

[156] La valeur estimée du hasard de sortie du chômage en temps discret, h_{it}, est interprétée comme la probabilité conditionnelle de sortie du chômage au cours de l'intervalle t pour l'individu i (et non pas le taux de sortie du chômage à l'instant $\theta = \lim_{\Delta t \to 0} [\theta, \theta + \Delta t[$, comme ce serait le cas si on avait recours à un modèle en temps continu).

mensuels : comme le montre le Tableau 9 ci-dessous, les estimations des fonctions mensuelles de hasard et de survie au chômage sont très précises (écarts types très faibles), elles sont basées sur des effectifs convenables de chômeurs étant à risque de sortie du chômage, et nous observons des sorties du chômage à chaque mois, ce qui nous permet de déterminer les valeurs des fonctions de hasard et de survie sur une base mensuelle. Certes, les nombre décroissant de sorties du chômage peut conduire à un manque de robustesse de nos estimations pour les mois de la deuxième et la troisième année de chômage, mais l'utilisation d'intervalles temporels mensuels présentent l'avantage d'offrir les prédictions les plus fines qu'on puisse extraire des données ECHP concernant la durée des épisodes de chômage des chômeurs étudiés.

Tableau 9 – Table de survie pour l'échantillon des épisodes de chômage que nous analysons

Numéro du mois de chômage (A)	Nombre de chômeurs exposés au risque de sortie du chômage en début du mois (B)	Nombre de chômeurs sortant du chômage au cours du mois (C)	Nombre de chômeurs censurés à la fin du mois (D)	Valeur de la fonction de hasard (E)	Ecart type de la valeur de la fonction de hasard (F)	Valeur de la fonction de survie* (G)
1	6111	708	106	0.12	0.004	0.88
2	5297	769	109	0.15	0.005	0.76
3	4419	659	108	0.15	0.005	0.64
4	3652	439	62	0.12	0.005	0.57
5	3151	319	36	0.10	0.005	0.51
6	2796	363	47	0.13	0.006	0.44
7	2386	208	36	0.09	0.006	0.40
8	2142	210	42	0.10	0.006	0.36
9	1890	166	46	0.09	0.007	0.33
10	1678	133	38	0.08	0.007	0.31
11	1507	108	17	0.07	0.007	0.28
12	1382	199	87	0.14	0.009	0.24
13	1096	86	16	0.08	0.008	0.22
14	994	59	20	0.06	0.007	0.21
15	915	68	18	0.07	0.009	0.20
16	829	55	17	0.07	0.009	0.18
17	757	34	12	0.04	0.008	0.17
18	711	46	11	0.06	0.009	0.16
19	654	32	6	0.05	0.008	0.15
20	616	28	13	0.05	0.008	0.15
21	575	28	13	0.05	0.009	0.14
22	534	29	8	0.05	0.010	0.13
23	497	25	6	0.05	0.010	0.13
24	466	63	26	0.14	0.016	0.11
25	377	13	7	0.03	0.009	0.11
26	357	20	1	0.06	0.012	0.10
27	336	23	6	0.07	0.014	0.09
28	307	9	8	0.03	0.010	0.09
29	290	18	3	0.06	0.014	0.08
30	269	14	5	0.05	0.014	0.08
31	250	13	4	0.05	0.014	0.08
32	233	6	4	0.03	0.010	0.07
33	223	15	2	0.07	0.017	0.07
34	206	11	4	0.05	0.016	0.07
35	191	4	3	0.02	0.010	0.06
36	184	14	170	0.08	0.020	0.06

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

* Nous ne montrons pas ici, dans une colonne séparée, les écarts type des valeurs de la fonction de survie estimées à chaque mois, car toutes ces valeurs sont très faibles : elles sont comprises entre 0,004 et 0,007.

Les valeurs faibles estimées pour le hasard de sortie du chômage, montrées dans la colonne (E) du Tableau 9, justifient notre choix en faveur d'une fonction de lien logit[157] pour la spécification du modèle économétrique que nous estimons.

Les résultats de l'estimation des fonctions de hasard et de survie sur la base des épisodes de chômage observés dans l'ensemble des neuf pays que nous analysons ont été discutés extensivement dans le paragraphe 3.4.2.2 et donc les mêmes commentaires ne seront pas repris ici. Nous rappelons seulement que la forme du hasard de sortie du chômage que nous estimons est caractérisée par une légère hausse pendant les trois premiers mois, puis une descente continue, interrompue par des pics de sortie du chômage aux mois multiples de douze. Ce constat empirique apporte quelques éléments utiles aux choix d'une spécification de dépendance de durée du hasard de sortie du chômage dans notre modèle, choix dont nous décrivons les fondements dans le paragraphe suivant.

[157] L'alternative à la transformation logit que nous avons examinée est la transformation log-log complémentaire (« cloglog »). Pour la modélisation des phénomènes continus dont la durée est mesurée sur une échelle temporelle discrète, comme c'est le cas pour notre analyse des durées de chômage à partir d'observations mensuelles du statut de chaque individu sur le marché du travail, l'application d'une transformation cloglog est recommandée par la littérature statistique (Allison, 1995, p. 216 ; Singer et Willett, p. 426), parce que les coefficients estimés par un modèle cloglog peuvent être interprétés comme des taux de hasard de l'événement d'intérêt en temps continu, alors qu'on ne peut pas donner une interprétation en temps continu aux rapports de chances estimés par un modèle logit. Mais lorsque le hasard de l'événement d'intérêt est faible, ce qui est le cas dans notre analyse, la différence entre les fonctions de hasard de base estimés en utilisant une fonction de lien logit et une fonction de lien cloglog est très faible (Singer et Willett, 2003, p. 424 ; Allison, 1982, p. 73), et nous avons donc choisi de spécifier un lien logit pour notre analyse. Une présentation plus ample des ces deux fonctions et des conséquences de l'option que nous avons faite en faveur d'une fonction de lien logit figure dans l'Annexe 19.

3.5.2.2 Examen de l'adéquation de différentes spécifications de l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage

Les énoncés de la théorie de la recherche d'emploi ne permettent pas de déduire la forme spécifique qui caractériserait le hasard de sortie du chômage. Dans la littérature empirique analysant les durées individuelles de chômage, la fonction de hasard de base a donc reçu, lorsque le choix en faveur d'une approche paramétrique obligeait à spécifier a priori la forme du hasard, des spécifications diverses : ainsi, certains auteurs ont supposé que le hasard de sortie du chômage est constant dans le temps (par exemple, Lancaster, 1979 ou Hunt, 1995), d'autres ont considéré qu'il existe une dépendance de durée négative (par exemple, Lancaster, 1979 ; Atkinson, 1983, 1984 ; Narendranathan et al., 1985 ; Hujer et Schneider, 1989 ; Groot, 1990 ; Bonnal et Fougère, 1990 ; Cases, 1996 ; Kettunen, 1996). Une autre catégorie d'auteurs ont préféré des spécifications non-paramétriques, le hasard de sortie du chômage étant supposé constant par morceaux (Moffitt, 1985 ; Meyer, 1990 ; Katz et Meyer, 1990 ; Carling et al., 1996, 2001 ; Dormont et al., 2001 ; Røed et Zhang, 2003 ; Addisson et Portugal, 2004). En l'absence d'une justification théorique pour choisir la loi statistique qui génère les durées de chômage, nous examinons empiriquement dans ce paragraphe, au vue de nos résultats descriptifs, les avantages et les inconvénients de plusieurs spécifications possibles de l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage qui sont envisageables.

La spécification la plus flexible que l'on peut donner à l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage est non-paramétrique, et consiste à introduire en tant que variables explicatives autant de variables muettes qu'il y a des intervalles temporels dans la période d'observation sauf une. Cette spécification n'impose aucune hypothèse concernant l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage, ayant donc le mérite de permettre la mise en évidence du profil temporel effectif de la dépendance de durée, sans contraintes pesant a priori sur son allure. Cependant, un modèle sans aucune contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base nécessite, dans le cadre de notre étude, l'estimation de 35 paramètres, ce qui constitue un nombre important de paramètres. Il est donc important d'examiner si un modèle défini par un nombre plus restreint de paramètres que le modèle le plus général est caractérisé par une qualité d'ajustement qui n'est pas significativement moins bonne que l'ajustement du modèle le plus général.

Dans le Tableau 10 ci-dessous nous présentons la qualité de l'ajustement des cinq modèles vides utilisant les différentes spécifications de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage.

Tableau 10 - Qualité d'ajustement des modèles vides utilisant différentes spécifications de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage

			Comparaison par rapport au modèle précédent	Comparaison par rapport au modèle le plus général – le modèle (1)		
Spécification de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage	Nombre de paramètres à estimer (A)	AIC (B)	Différence des AIC (à comparer avec χ^2crit=3,8; p=0,05) (C)	Différence des AIC (D)	Degrés de liberté (E)	Valeur critique χ2crit (p=0,05) (F)
(1) effet linéaire par morceaux mensuels	36	25697				
(2) effet exponentiel	2	25822		125	34	48,6
(3) effet exponentiel et une variable muette identifiant le 12^e mois (pic)	3	25816	6	119	33	47,4
(4) effet exponentiel et deux variables muettes identifiant les mois 12 et 24 respectivement (pics)	4	25804	12	107	32	46,2
(5) effet exponentiel et trois variables muettes identifiant les mois 12, 24 et 36 respectivement (pics)	5	25806	-2	109	31	44,9

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Le Tableau 10 contraste cinq spécifications différentes de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage. Nous commençons par la spécification complètement générale (qui estime autant de paramètres qu'il y a de valeurs distinctes de durées observées, sauf une). Ensuite, nous examinons l'ajustement d'un modèle utilisant une spécification exponentielle[158]. Nous avons choisi de spécifier une loi exponentielle pour la loi statistique qui génère les durées de chômage, ce qui revient à supposer que le hasard de base de sortie du chômage est constant au cours de l'épisode de chômage, parce que, suivant Ray (1997), nous considérons que lorsque toutes les variables explicatives pertinentes pour l'explication de la

[158] Afin de spécifier l'évolution exponentielle du hasard de sortie du chômage avec le temps passé au chômage, nous avons exprimé le temps en années et non pas en mois.

durée du chômage ont été prises en compte dans la spécification économétrique, une dépendance de durée du hasard de sortie du chômage ne devrait plus être observée[159].

Au vu des résultats décrivant l'évolution de la probabilité de sortie de chômage avec le temps, présentés dans le Tableau 10, nous nous attendons à ce que la prise en compte explicite des pics de sortie du chômage observés à des mois multiples de 12 apporte une amélioration de la qualité d'ajustement des modèles estimant l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage. C'est pourquoi nous avons également estimé les modèles (3) à (5), qui incluent chacun, en plus de l'effet exponentiel, une variable muette identifiant le 12^{e} mois (modèle 3), deux variables muettes identifiant les mois 12 et 24 (modèle 4) et trois variables muettes identifiant les mois 12, 24 et 36 respectivement (modèle 5).

Notons que les modèles (2) à (5) ne sont pas imbriqués dans le modèle (1), ce qui nous conduit à utiliser le critère AIC afin de tester si les différences de l'ajustement de ces modèles sont statistiquement significatives (et non pas les déviances associées à ces modèles).

L'interprétation des différences entre la qualité d'ajustement des modèles doit être réalisée à partir des colonnes (C) et (F) comme suit. Dans un premier temps, parce que les modèles (3) à (5) sont construits en rajoutant à chaque fois un paramètre supplémentaire à estimer, nous vérifions si l'amélioration que produit chaque ajout est statistiquement significative ou pas. A cette fin, dans la colonne (C), les différences entre un modèle dit « courant » par rapport au modèle qui le précède (appelé « réduit ») doivent être comparées à des valeurs critiques issues d'une distribution du χ^2 avec un degré de liberté : une différence plus faible que la valeur critique (χ^2_{crit}=3,84, df=1, p=0,01) ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle du test de rapport de vraisemblance, à savoir que le paramètre introduit dans le modèle courant mais absent du modèle réduit est égal à zéro, et conduit à préférer le

[159] Ray (1997, p. 19) explique qu'« il faut considérer toute forme particulière de hasard, que ce soit globalement au niveau ou au niveau plus fin d'une analyse par catégorie, comme l'indice de l'existence de variables explicatives omises. Autrement dit, la dépendance de durée, au lieu d'être un résultat en soi, est mesure de notre ignorance et invitation à aller au-delà, en intégrant, autant que les données le permettent, les facteurs qui permettront de réduire à néant ces formes particulières ».

modèle réduit, qui comprend moins de paramètres[160]. La différence de qualité d'ajustement, par exemple, entre le modèle (3) et le modèle (2) est de 6, valeur qui est supérieure au seuil critique de 3,84, ce qui indique que l'introduction de ce troisième paramètre dans le modèle exponentiel apporte une amélioration statistiquement significative de la qualité d'ajustement du modèle. C'est donc le modèle prenant en compte un effet exponentiel du temps ainsi que le pic à douze mois qui doit être préféré au modèle qui spécifie un effet exponentiel. En suivant la même logique, les deux lignes suivantes du Tableau 10 amènent à la conclusion que la prise en compte des pics à douze et vingt-quatre mois améliore de manière statistiquement significative l'ajustement aux données du modèle, par rapport à une spécification d'un effet exponentiel du temps sur le hasard de sortie du chômage[161].

Dans un deuxième temps, la qualité d'ajustement des modèles que nous avons spécifié doit être comparée à celle du modèle le plus général (modèle 1) : si un modèle défini par un nombre plus restreint de paramètres que le modèle le plus général est caractérisé par une qualité d'ajustement qui n'est pas significativement pire que l'ajustement du modèle le plus général, c'est le modèle plus simple qui doit être préféré, car il a le mérite d'être plus parcimonieux.

Dans la colonne (F) nous examinons les différences entre l'AIC du modèle utilisant la spécification la plus générale de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage (modèle 1) et les AIC des autres modèles considérés. Les valeurs des différences qui figurent dans la colonne (D) doivent être comparées aux valeurs critiques issues d'une distribution du χ^2 dont le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de paramètres qui doit être ajouté dans le modèle courant pour égaler les 36 paramètres du modèle complètement général. Le nombre de degrés de liberté pertinent pour chacune des comparaisons est indiqué dans la colonne (E), et les valeurs critiques de la distribution de χ^2 correspondantes figurent dans la colonne (F). Si une différence de déviances dépasse le seuil critique, l'hypothèse nulle que le modèle plus parcimonieux prédit aussi bien le hasard de sortie du chômage que le

[160] Cette comparaison ne doit pas être réalisée entre les modèles (2) et (1), car ces deux modèles ne sont imbriqués, et donc la logique de comparaison que nous venons de présenter ne leur est pas applicable.

[161] Ces conclusions ont caractère préliminaire, car dans ces modèles, nous contraignons le hasard de sortie du chômage de ne varier qu'avec la durée du chômage. Cette hypothèse sera levée dans les analyses économétriques présentées dans le paragraphe 3.6.

modèle à hasards constants par morceaux mensuels doit être rejetée et il s'ensuit que le modèle le plus général est celui qui est le plus adapté aux données exploitées.

Pour l'échantillon de durées de chômage que nous étudions, les différences entre les déviances dans la colonne (D) indiquent qu'en l'absence de contrôle de l'effet d'autres facteurs explicatifs, les modèles qui prennent en compte un effet exponentiel du temps passé au chômage, ainsi que ceux qui ajoutent à cet effet l'impact des pics de sorties du chômage au mois multiples de douze, offrent une qualité d'ajustement significativement inférieure aux modèle complètement général.

Ces résultats suggèrent qu'il serait prudent de choisir une spécification non-paramétrique de la fonction de hasard de base dans l'estimation de nos modèles économétriques. Cependant, la lecture des conclusions de ces analyses préliminaires doit être faite en gardant à l'esprit qu'elles sont fondées sur des modèles qui ne contrôlent pas l'effet, sur le hasard de sortie du chômage, des variables explicatives autres que le temps passé au chômage. Cela signifie que, dès que l'effet d'une (ou plusieures) caractéristiques des chômeurs est incorporée aux modèles que nous venons d'analyser, leur degré d'ajustement peut changer, peut-être considérablement, de manière à ce que la préférence pour le modèle complètement général ne soit plus justifiée.

Des changements dans la hiérarchie des modèles les mieux ajustées aux données sont d'autant plus vraisemblables après la prise en compte des facteurs explicatifs que les différences entre les indicateurs d'ajustement ne sont pas très marquées, quoi que statistiquement significatifs, même en absence de contrôle de l'effet de différents facteurs explicatifs. Mais dans le cadre des modèles de durée en temps discret que nous mettons en œuvre dans notre analyse, le choix de la spécification de la fonction de hasard de base joue un rôle très important, puisque les valeurs de tous les effets des différents facteurs explicatifs en dépendent. C'est pourquoi dans l'analyse économétrique que nous menons, nous commençons donc par mettre en œuvre des modèles utilisant une fonction de hasard de base non-paramétrique, mais nous analysons également les résultats de spécifications plus parcimonieuses, notamment la spécification 4 (effet exponentiel du temps, avec deux variables muettes indiquant les mois 12 et 24). L'emploi de différentes spécifications de la fonction de hasard de base nous permet de vérifier la robustesse des effets estimés pour les différents facteurs explicatifs d'intérêt.

La présentation des facteurs explicatifs que nos modèles économétriques prennent en compte pour expliquer le hasard de sortie du chômage est réalisée dans le paragraphe suivant.

3.5.2.3 Les variables explicatives dont notre modèle économétrique contrôle l'effet sur le hasard de sortie du chômage

Comme exposé dans les chapitres précédents, suivant la théorie de la recherche d'emploi, ainsi que la littérature économique qui a analysé l'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage, nous avons contrôlé l'effet des facteurs explicatifs suivants[162] :

- L'*âge* du chômeur au moment de son entrée au chômage : nous supposons que les chômeurs jeunes ont moins de chances de retrouver un emploi que les chômeurs plus âgés, car il leur manque l'expérience de travail. Nous prenons en compte l'effet de différentes catégories d'âge (18 à 23ans, 24 à 29 ans, 30 à 35ans, 36 à 41ans, 42 à 48ans, et enfin 49 à 54ans) plutôt que d'introduire l'âge du chômeur sous la forme d'une variable continue (ce qui reviendrait à supposer un effet linéaire de l'âge au début de l'épisode de chômage sur le logit du hasard de sortie du chômage).
- Le plus haut *niveau d'éducation* atteint par le chômeur : nous distinguons trois catégories de chômeurs : ceux qui ont finalisé le 3e cycle éducationnel, ceux qui ont réussi le 2e stade du 2e cycle et ceux dont le niveau d'éducation est moindre que le 2e stade du 2e cycle. Notre hypothèse est que plus le niveau d'éducation atteint par le chômeur est élevé, plus ses chances de sortie du chômage sont importantes et sa durée de chômage courte.
- Le *sexe* du chômeur : la théorie de la recherche d'emploi suggère que, toutes autres choses égales par ailleurs, le sexe des chômeurs ne devrait pas influencer leur hasard de sortie du chômage. C'est afin de vérifier qu'il n'existe pas une discrimination sur le marché du travail, de nature à mettre en difficulté les

[162] Les statistiques descriptives concernant ces variables sont présentées dans le Tableau 8, à l'exception de la distribution des épisodes de chômage selon les pays, qui est indiquée dans le Tableau 7.

femmes qui recherchent un emploi, que nous avons contrôlé l'effet de cette variable.

- La *présence d'enfants* dans le ménage où vit le chômeur : en supposant que lorsqu'un ou plusieurs enfants sont présents dans le ménage, il est à la charge du chômeur de subvenir à leurs besoins, nous nous attendons à observer des probabilités de sortie du chômage plus grandes pour les chômeurs dont le ménage inclut au moins un enfant que pour les chômeurs dont le ménage ne comprend aucun enfant.
- L'*existence d'un conjoint* : les chômeurs vivant dans un couple pourraient jouir de ressources financières du conjoint, si elles existent, et ainsi fixer un salaire de réservation plus élevé que les chômeurs qui vivent seuls. Cependant, si le conjoint est à la charge du chômeur, l'effet attendu serait inverse : les chômeurs qui vivent en couple seraient plus susceptibles de sortir du chômage que les chômeurs qui vivent seuls[163]. Le signe attendu de cette variable est donc indéterminé.
- L'*année de l'entrée au chômage* : c'est afin de rendre compte de l'évolution de la conjoncture économique au cours des huit ans de notre période d'observation que nous incluons cette variable dans notre modèle économétrique.
- Le *pays* où est enregistré l'épisode de chômage : la prise en compte du pays dans lequel est observé chaque épisode de chômage nous permet de contrôler, du moins pour partie, le niveau de la demande de travail pendant la période où l'individu recherche un emploi, mais aussi des éventuelles caractéristiques nationales inobservées
- Le quartile national et annuel du *salaire annuel dans l'année précédant l'entrée au chômage* : cette variable indique dans quel quartile des taux annuels de salaire nationaux se situe le salaire que l'individu a obtenu dans l'année précédant l'année d'entrée au chômage. Les quartiles nationaux ont été déterminés sur la base de tous les salaires observés dans l'ÉCHP pour l'année précédant celle de début de chaque épisode de chômage dans chaque pays. Nous faisons l'hypothèse que plus les revenus salariaux antérieurs du chômeur sont élevés, plus le hasard de sortie du chômage est faible, parce que les chômeurs ayant eu des hauts

[163] Nous avons renoncé à prendre en compte dans notre modèle économétrique le revenu du conjoint du chômeur, en raison du nombre très important de valeurs manquantes enregistrées pour cette variable : l'information est absente pour environ 53% des épisodes de chômage que nous analysons.

salaires disposent des moyens financiers plus importants durant leur épisode de chômage.

- La *nationalité* du chômeur : eu égard aux difficultés auxquelles peuvent être confrontés les chômeurs qui ne sont pas citoyens du pays où ils connaissent le chômage afin de trouver un emploi (difficultés qui peuvent relever, par exemple, des compétences linguistiques du chômeur) nous nous attendons à ce que les chômeurs qui sont citoyens du pays de chômage sortent plus vite du chômage par rapport aux chômeurs ayant les mêmes caractéristiques mais qui sont citoyens d'autres pays.
- Le *statut sur le marché du travail le plus fréquent pendant l'année précédant l'entrée au chômage* : nous faisons l'hypothèse que les chômeurs dont la principale activité au cours de l'année précédant leur entrée au chômage a été l'emploi, le chômage et l'inactivité[164] respectivement sont caractérisés par des probabilités de sortie du chômage distinctes : dans la mesure où cette variable indique le degré d'attachement du chômeur au marché du travail, nous nous attendons à ce que les chômeurs le plus souvent inactifs avant d'entrer au chômage sortent moins vite du chômage que les chômeurs dont le statut passé a été l'activité économique.

Le paragraphe 3.5.2 ci-dessus a rendu compte des choix de construction d'un modèle de durée qui permet d'analyser l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage. Nous avons dans un premier temps justifié notre préférence pour un modèle en temps discret plutôt qu'en temps continu, ensuite nous avons argumenté le choix d'une spécification pour l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage, et finalement, nous avons expliqué pourquoi nous avons introduit dans notre modèle économétrique un certain nombre de variables de contrôle.

Mais dans le paragraphe 3.5.1 nous avions indiqué que l'estimation satisfaisante d'un point de vue statistique de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le

[164] Notons qu'il est possible qu'un chômeur dont le statut sur le marché du travail le plus fréquent pendant l'année précédant son entrée au chômage ait été l'inactivité économique soit indemnisé au titre de l'assurance chômage, parce que les règles d'indemnisation prévoient des périodes de référence sur la base desquelles les cotisations du chômeur aux fonds d'assurance chômage sont jugées suffisantes ou pas pour ouvrir droit à des allocations chômage qui sont bien plus longues d'un an.

hasard individuel de sortie du chômage, et surtout l'examen de l'influence du degré de générosité des différents profils d'indemnisation sur la probabilité de sortie du chômage nécessite le recours à un modèle de durée multiniveaux. En ce qui suit nous expliquons, à l'aide d'une formalisation mathématique, comment nous mettons en œuvre une version multiniveaux du modèle de durée dont nous venons de préciser les caractéristiques.

3.5.3 Formalisation mathématique de notre modèle en vue de l'estimation par une régression logistique à constante aléatoire sur données poolées

Dans ce paragraphe, nous présentons une formulation mathématique du modèle économétrique que nous spécifions suite aux choix analytiques présentés dans les paragraphes précédents de cette section. Nous montrons tout d'abord que le modèle de durée en temps discret que nous souhaitons estimer peut l'être par l'application d'un modèle de régression logistique standard à une base de données comprenant les mois de chômage poolées. Ceci nous permettra d'expliquer notre choix d'estimer le modèle de durée non pas en mettant en œuvre un modèle de durée classique, mais un modèle logit, afin de réaliser l'extension à un modèle de durée à deux niveaux, comme nous le montrons ci-dessous, par l'inclusion d'une constante aléatoire dans le modèle logit standard.

La notation que nous employons est la suivante : nous considérons, une variable discrète T_i qui indique le nombre de mois passées au chômage par un individu i. Le hasard de sortie du chômage lors du mois t pour l'individu i, h_{ti}, est défini par la probabilité que la sortie du chômage de l'individu i se produise au mois t ($T_i = t$), à condition que cette sortie ne se soit pas produite avant t :

$$h_{ti} \equiv Pr(T_i = t | T_i \geq t) \qquad (25)$$

La littérature statistique indique que la probabilité de sortie du chômage que nous venons de formuler peut être déterminée, de façon équivalente, soit par un modèle de hasard, prenant pour variable à expliquer le logarithme de la durée de l'épisode de chômage, soit à l'aide d'un modèle de régression logistique standard (voir, par exemple, Allison, 1984 ; Singer et Willett, 2003 ; Rabe-Hesketh et Skrondal, 2008). La démarche à suivre pour estimer les probabilités d'intérêt au moyen de cette deuxième approche est la suivante : nous

définissons une variable dichotomique[165] y_{ti} , qui prend la valeur zéro pour chaque mois t où le chômeur i se trouve exposé au risque de sortie du chômage mais n'est pas encore sorti du chômage, et qui vaut « 1 » pour le mois t où s'achève l'épisode de chômage du chômeur i ; si un épisode est censuré à droite, la variable y_{ti} prend la valeur zéro pour l'intervalle temporel où se produit la censure (tout comme pour tous les intervalles où l'individu était exposé au risque de sortie) :

$$y_{ti} = \begin{cases} 0, & T_i > t \\ 1, & T_i = t, cens = 0 \\ 0, & T_i = t, cens = 1 \end{cases} \quad (26)$$

Autrement dit, $y_{ti} = 1$ ne représente que les cas des mois de sortie constatée du chômage ; lorsque, en revanche, on ignore si l'individu pour lequel on n'a plus de données était encore au chômage ou en était sorti (cas censurés), y_{ti} est codé zéro.

[165] Nous discutons ici le cas d'un risque unique de sortie du chômage (un seul type d'événement détermine toute sortie du chômage) et donc y_{ti} est une variable dichotomique. Si plusieurs risques concurrents peuvent déterminer la sortie du chômage (par exemple, l'entrée dans un emploi, une maladie, la reprise de la scolarisation, etc.) et si nous souhaitons les modéliser de façon distincte, y_{ti} est une variable polytomique, chacune des modalités de y_{ti} faisant référence à un type de risque différent. Nous ne distinguons pas, dans cette thèse, ces divers types de sortie du chômage, mais l'extension à un modèle à risques concurrents fera néanmoins l'objet de travaux ultérieurs visant à combiner des modèles de durée multiniveaux et risques concurrents. Notons cependant que les effectifs des sorties vers d'autres destination que l'emploi sont faibles dans les données que nous analysons, ce qui constitue un obstacle à l'estimation robuste des effets des facteurs explicatifs sur le hasard de sortie du chômage vers des destinations de sortie du chômage autres que l'emploi dans le cadre d'un modèle de durée multiniveaux : en effet, 86,3% des sorties parmi les 5078 épisodes non censurés que nous analysons ont comme destination l'emploi (les 1033 épisodes censurés a droite que nous observons, ne peuvent pas être pris en compte dans cette classification, parce que, par définition, nous ne savons pas quel a été le statut sur le marché du travail des individus dont les épisodes de chômage sont censurés à droite). Les autres destinations de sortie du chômage que nous observons sont le travail indépendant (3%), l'emploi non payé dans une entreprise familiale (0,3%), la reprise d'une scolarisation ou d'une formation (4,4%), l'activité de soin de personnes malades ou l'éducation d'enfants (3,4%), et d'autres formes d'inactivité économique (2,6%).

La littérature empirique ayant comparé l'effet des revenus au chômage sur le hasard de sortie du chômage tels qu'il a été estimé par un modèle à risque unique et par un modèle à risque concurrents (distinguant les sorties vers l'emploi des sorties vers le non-emploi), suggère que l'estimation de modèles à risque unique peut conduire à une sous-estimation de l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage (Narendranathan et Stewart, 1993b).

La définition de la variable y_{ti} s'accompagne de la transformation de la base de données où chaque observation contient l'information relative à un épisode de chômage, en un fichier d'observations chômeurs-périodes (données mensuelles dites poolées). Ainsi, pour chaque ligne caractérisant un épisode de chômage de durée t dans le fichier de données initial, nous construisons t lignes dans un nouveau fichier de chômeurs-périodes, soit une ligne pour caractériser chacune des t périodes de chômage de l'épisode en question.

Ayant effectué ces démarches, nous déterminons les valeurs de la fonction de hasard en temps discret à chaque mois t des 36 intervalles mensuels considérés, par le biais des probabilités prédites par une régression logistique où des variables explicatives conditionnent la probabilité de sortie du chômage y_{ti} au temps passé au chômage, ainsi qu'à d'autres (ici k=1...K) caractéristiques individuelles X :

$$\text{logit}\left(Pr\left(y_{ti}=1|D_{mti},X_{kti}\right)\right)=[\alpha_2 D_{2ti}+\alpha_3 D_{3ti}+\cdots+\alpha_{36}D_{36ti}]+$$

$$+[\beta_1 X_{1ti}+\beta_2 X_{2ti}+\cdots+\beta_K X_{kti}] \qquad (27)$$

où $D_{2ti}, D_{3ti}, \ldots, D_{36ti}$ sont 35 variables muettes identifiant chaqcun des m mois de la période d'observation, à l'exception du premier, qui est considéré comme le mois de référence[166]. Suite aux considérations faites au paragraphe 3.5.2.2, dans l'équation du modèle logit ci-dessus nous avons fait le choix de la spécification la plus générale qui peut être adoptée pour modéliser la dépendance du temps du hasard de sortie du chômage. Le type de modèle que nous spécifions pour expliquer le hasard de sortie du chômage est considéré par Rabe-Hesketh et Skrondal (2008) comme un modèle semi-paramétrique, car il n'impose aucune restriction pour l'effet du temps passé au chômage sur le hasard de sortie du chômage, mais il suppose un effet linéaire des facteurs explicatifs sur le logit du hasard de sortie du chômage.

[166] Les 35 paramètres α_i spécifient la forme de la dépendance de durée du hasard de sortie du chômage et constituent la fonction de hasard de base. La fonction de hasard de base indique la hasard de sortie du chômage pour un individu ayant pour caractéristiques celles prises comme référence pour l'estimation de l'effet de chacun des facteurs explicatifs introduits dans le modèle sous la forme d'une variable de classification, et étant caractérisé par une valeur zéro pour le cas de chacun des facteurs explicatifs continus inclus dans le modèle.

Le paragraphe 3.5.1 a montré la nécessité de la prise en compte dans notre analyse empirique de la dépendance entre les hasards de sortie du chômage des chômeurs qui s'attendent à être indemnisés selon les mêmes règles d'indemnisation du chômage, et a justifié le choix de la modélisation de cette dépendance moyennant un modèle de durée à constante aléatoire. La spécification d'un modèle de durée à deux niveaux, rattachant chacun des épisodes de chômage observés à un profil attendu d'indemnisation du chômage, revient à considérer que les différents épisodes associés à des groupes constituent des sous-populations particulières d'épisodes de chômage. Nous introduisons ainsi dans l'équation estimant la probabilité de sortie du chômage un élément u_j spécifique à chaque profil j, qui est considéré comme la réalisation d'une variable aléatoire U, que nous supposons distribuée selon une loi normale avec une moyenne de zéro et une variance σ_u^2.

Afin d'expliciter l'existence de deux niveaux dans notre modèle économétrique, nous faisons appel, suivant Bauer (2009) et Snijders et Bosker (2004), à une formulation du modèle en termes d'une variable latente y_{tij}^* : dans cette perspective, les valeurs discrètes observées de y_{tij} sont considérées des mesures grossières d'une variable latente continue y_{tij}^* indiquant la propension à sortir du chômage de chaque individu, dans chaque groupe et à chaque moment dans le temps. La relation entre y_{tij}^* et y_{tij} est donnée par un modèle de seuil[167] :

$$y_{tij} = \begin{cases} 1, & y_{tij}^* > 0 \\ 0, & \text{sinon} \end{cases} \qquad (28)$$

La variable latente y_{tij}^* étant une variable continue (à différence de y_{tij} qui ne l'est pas), elle peut être écrite comme une fonction linéaire des variables explicatives :

$$y_{tij}^* = \sum_{m=2}^{36} \alpha'_m D_{mti} + \sum_{k=1}^{K} \beta'_k X_{kti} + u_j + e_{tij} \qquad (29)$$

où e_{tij} et u_j ensemble constituent l'erreur de prédiction. En choisissant une fonction de lien logit pour notre modèle, nous spécifions une loi logistique standard pour l'erreur de

[167] Snijders et Bosker (2004, p. 223) notent que puisque y_{tij}^* est une variable inobservée, le fait de fixer la valeur du seuil à zéro ne signifie pas que l'on impose des restrictions sur la variable expliquée du modèle économétrique.

niveau 1 e_{tij} (erreur conditionnelle, aux K facteurs explicatifs, aux m variables muettes et à la constante aléatoire u_j du modèle). Pour l'erreur de niveau 2, u_j, nous supposons, come déjà mentionné, que $u_j|D_{mti}, X_{kti} \sim N(0, \sigma_u)$. La variance de e_{tij} est ainsi fixée à $\frac{\pi^2}{3} = 3{,}29$, alors que la variance de u_j est à estimer.

Le modèle exprimé dans l'équation (29) peut être décomposé de la manière suivante :

$$\begin{cases} \text{Niveau 1 :} & y^*_{tij} = \sum_{m=2}^{36} \alpha'_m D_{mti} + \sum_{k=1}^{K} \beta'_k X_{kti} + e_{tij} \\ \text{Niveau 2 :} & \begin{cases} \alpha'_{2j} = \alpha'_2 + u_j \\ \alpha'_{3j} = \alpha'_3 + u_j \\ \quad \vdots \\ \alpha'_{36j} = \alpha'_{36} + u_j \end{cases} \end{cases} \tag{30}$$

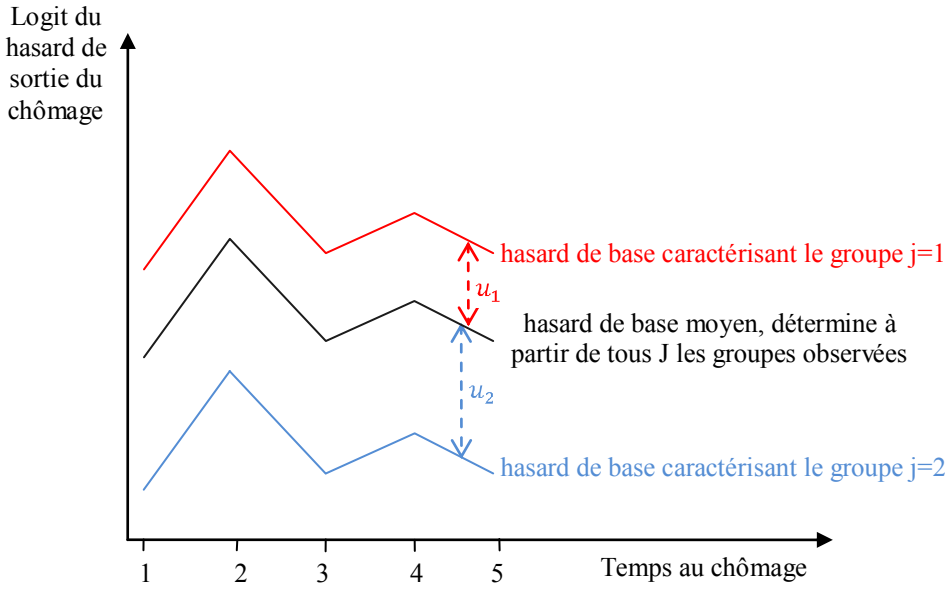
Sur la base de l'écriture mathématique présentée dans l'équation (30), nous pouvons indiquer que notre modèle économétrique spécifie une fonction de hasard de base distincte pour chacque groupe d'épisodes de chômage associés à l'un des 90 profils attendus d'indemnisation du chômage. Ces fonctions de hasard de base (fonctions pour lesquelles toutes les K variables explicatives X sont fixées à zéro) sont déterminées comme suit :

$$\begin{cases} \text{Pour le groupe j} = 1, & \begin{cases} t = 1, \ h_1 = u_1 \\ t = 2, \ h_2 = \alpha_2 + u_1 \\ \quad \vdots \\ t = 36, \ h_{36} = \alpha_{36} + u_1 \end{cases} \\ \text{Pour le groupe j} = 2, & \begin{cases} t = 1, \ h_1 = u_2 \\ t = 2, \ h_2 = \alpha_2 + u_2 \\ \quad \vdots \\ t = 36, \ h_{36} = \alpha_{36} + u_2 \end{cases} \\ \quad \vdots & \\ \text{Pour le groupe j} = 90, & \begin{cases} t = 1, \ h_1 = u_{90} \\ t = 2, \ h_2 = \alpha_2 + u_{90} \\ \quad \vdots \\ t = 36, \ h_{36} = \alpha_{36} + u_{90} \end{cases} \end{cases} \tag{31}$$

Une représentation graphique, à partir d'un exemple fictif, des écarts que nous spécifions entre les différentes fonctions de hasard de base moyennant un modèle de durée

multiniveaux permet d'illustrer l'effet de l'introduction du terme d'erreur de niveau 2, u_j, dans notre modèle économétrique :

Graphique 10 – Illustration à l'aide d'un exemple fictif, de l'effet qu'a, sur le hasard de base estimé pour chaque groupe par un modèle de durée à deux niveaux, l'introduction d'un terme d'erreur de niveau groupe



Le Graphique 10 illustre que l'introduction d'une constante aléatoire inobservée (u_j) dans un modèle de durée a pour effet de translater de manière verticale l'ensemble de la fonction de hasard de base, d'une même distance pour tous les épisodes de chômage d'un même groupe.

Lors de l'estimation de notre modèle multiniveaux, sont donc estimés simultanément autant de modèles distincts qu'il y a de profils différents dans l'échantillon étudié (J=90 modèles différents, un pour chaque valeur de u_j), ainsi que le paramètre σ_u^2, qui indique la variance résiduelle du hasard de sortie du chômage entre profils attendus d'indemnisation du chômage après la prise en compte de l'effet des K facteurs explicatifs. Un écart type est également déterminé pour la variance σ_u^2 estimée, écart type qui indique qu'une partie de la

variance des durées de chômage expliquée par notre modèle économétrique est de niveau supérieur[168].

L'application d'un modèle de durée multiniveaux permet également d'analyser quelles caractéristiques des profils attendus d'indemnisation du chômage expliquent, du moins pour partie, une variation du hasard de sortie de chômage qui pourrait être constatée entre profils. En suivant l'argumentation présentée dans le paragraphe 3.5.1, nous étudions l'effet linéaire que peut avoir, sur le logit du hasard individuel de sortie du chômage, le pactole espéré, à chaque mois de la période d'indemnisation, par les chômeurs de chaque profil j, Z_{tj}. L'introduction de ce facteur explicatif de niveau deux[169], qui mesure la générosité des allocations chômage espérés pendant le restant de la période d'indemnisation par les chômeurs dont les épisodes de chômage sont associés à chaque profil d'indemnisation du chômage, donne lieu au modèle suivant :

$$\begin{cases} \text{Niveau 1 :} & y^*_{tij} = \sum_{m=2}^{36} \alpha''_m D_{mti} + \sum_{k=1}^{K} \beta''_k X_{kti} + e'_{tij} \\ \text{Niveau 2 :} & \begin{cases} \alpha''_{2j} = \alpha''_2 + \gamma_1 Z_{1j} + u'_j \\ \alpha''_{3j} = \alpha''_3 + \gamma_2 Z_{2j} + u'_j \\ \vdots \\ \alpha''_{36j} = \alpha''_{36} + \gamma_{36} Z_{36j} + u'_j \end{cases} \end{cases} \qquad (32)$$

La variable Z_{tj} dans l'équation (32) recherche à expliquer l'écart entre les fonctions de hasards de base des j=1...90 groupes d'épisodes de chômage rattachés à des profils attendus d'indemnisation du chômage distincts, écart qui est estimé par le paramètre σ'^2_u. Nous nous attendons donc, dans la mesure où Z_{tj} explique une partie de la variance entre

[168] Lorsque nous modélisons la variabilité enregistrée dans le hasard de sortie du chômage, une partie de cette variance se situe entre groupes (au niveau 2, ou entre profils), et une autre partie de cette variance du hasard de sortie du chômage est une variance entre les épisodes de chômage associés à un même profil. La proportion de variance totale du hasard de sortie du chômage que nos modèles économétriques réussissent à expliquer qui est une variance entre les profils attendus d'indemnisation du chômage peut être déterminée en appliquant le coefficient de partition de la variance (en anglais « variance partitioning coefficient ») pour les modèles logit. Nous indiquons dans le paragraphe 3.6.1 la valeur de ce coefficient pour la spécification économétrique retenue.

[169] Constituent des variables explicatives de niveau 2 les caractéristiques des profils : elles varient non pas d'un épisode de chômage à un autre, mais d'un groupe d'épisodes de chômage rattachés à un profil attendu d'indemnisation du chômage à un autre groupe d'épisodes de chômage caractérisés par un autre profil attendu d'indemnisation.

groupes de y^*_{tij}, à ce que l'introduction du facteur explicatif Z_{tj} réduise l'écart type estimé pour la variance entre profils : l'écart type correspondant à la variance des constantes aléatoires σ_u^2 estimé par le modèle défini par (30) (où la variable Z_{tj} est absente), est supposé être plus grand que l'écart type associé à la variance des constantes aléatoires σ'^2_u estimée par le modèle spécifié selon l'équation (32), modèle qui inclut la variable Z_{tj}.

En résumé, par le modèle formulé dans l'équation ci-dessus nous estimons un modèle de durée en temps discret à deux niveaux expliquant la probabilité conditionnelle de sortie du chômage au cours de chaque mois pour chaque individu i dans un profil j. Nous introduisons une variable explicative de la variabilité entre les profils attendus d'indemnisation du chômage : le pactole d'allocations chômage espéré, à chaque mois, par les chômeurs dont les épisodes sont rattachés à un profil j. Notre modèle estime l'effet linéaire du pactole espéré sur le logit du hasard de sortie du chômage.

Dans cette section, nous avons présenté les choix méthodologiques de notre analyse économétrique. Le premier paragraphe a justifié le recours novateur à un modèle de durée à deux niveaux, avec les épisodes de chômage nichés dans des profils attendus d'indemnisation du chômage. Le deuxième paragraphe a indiqué les arguments qui nous ont conduit à préférer un modèle de durée en temps discret plutôt qu'en temps continu, a justifié le choix de la spécification d'une fonction de hasard de base non-paramétrique, et a indiqué les variables de contrôle que nous prenons en compte dans notre modèle. Enfin, le dernier paragraphe a présenté une formalisation mathématique de notre modèle économétrique, indiquant que nous estimons l'impact, sur la probabilité de sortie du chômage, des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et du pactole espéré pendant le restant de la période d'indemnisation, moyennant un modèle de régression logistique à constante aléatoire inobservée.

Le paragraphe suivant est consacré à la présentation et à la discussion des résultats de nos estimations.

3.6 Résultats économétriques : les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage expliquent 6% de la variabilité du hasard de sortie du chômage et le pactole espéré contribue à expliquer la variance entre profils

Dans cette section, nous présentons et discutons les résultats de nos analyses économétriques, dont l'objectif est d'estimer l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage et du pactole espéré sur le hasard de sortie du chômage, à l'aide d'un modèle de durée à deux niveaux appliqué à un échantillon d'épisodes de chômage connus par des chômeurs âgés entre 18 et 54 ans observés par le panel ECHP au cours de la deuxième moitié des années 1990 dans neuf pays de l'UE15[170].

L'estimation d'un modèle de durée à deux niveaux dans notre analyse a été justifiée par l'existence d'une dépendance entre le hasard de sortie du chômage pour les individus dont les épisodes de chômage sont associés à un même profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage. De ce fait, il est naturel de déterminer en tout premier lieu, si nos estimations confirment l'existence d'une variance statistiquement significative entre les profils attendus d'indemnisation du chômage ou si le comportement de sortie du chômage des individus est plutôt homogène, et donc mieux caractérisé par une fonction de hasard de base de sortie du chômage unique.

Nous déterminons le degré d'association entre les hasards de sortie du chômage de deux chômeurs tirés au sort, dont les épisodes de chômage sont rattachés à un même profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage choisi , lui aussi, au hasard parmi les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage possibles, en calculant le coefficient de

[170] Ces neuf pays sont l'Allemagne, l'Autriche, la France, le Danemark, l'Espagne, la Grèce, l'Italie, le Luxembourg et le Portugal. Pour rappel, nous avons également exclu de notre analyse les épisodes de chômage observés dans l'ECHP qui ont été connus par des travailleurs indépendants ou par des individus ayant eu la retraite comme activité principale dans l'année précédant leur entrée au chômage, ainsi que les épisodes de chômage des chômeurs qui ont quitté le chômage pour la retraite ou le service militaire (ou communautaire) obligatoire.

corrélation intra-classe pour un modèle de régression logistique[171]. En appliquant la formule de calcul de ce coefficient proposée par Snijders et Bosker (2004, p. 224) et recommandée également par Goldstein et al. (2002) [172] pour les modèles économétriques se prêtant à la formulation en termes d'une variable latente, tel que le nôtre (voir le paragraphe 3.5.3), nous obtenons[173] un coefficient de corrélation intra-classe d'environ 0,06. La littérature statistique indique deux interprétations que l'on peut donner à ce coefficient : d'une part, il est l'indicateur de la corrélation entre les hasards de sortie du chômage de deux épisodes de chômage tirés au sort associés à un même profil attendu d'indemnisation du chômage choisie au hasard, et d'autre part, ce coefficient montre la proportion de la variance de la variable expliquée qui est à attribuer aux variations entre groupes (Snijders et Bosker, 2004, p. 46). Nous concluons donc que les profils attendus d'indemnisation du chômage expliquent 6% de la variation du hasard de sortie du chômage.

---

[171] Le coefficient de corrélation intra-classe (en anglais « intra-class correlation coefficient ») est aussi nommé « variance partitioning coefficient », et ce parce qu'il distingue au sein de la variance totale de la variable expliquée (ici, le hasard de sortie du chômage), la part de variance qui est entre unités de niveau supérieur ou groupes (définis ici par les profils attendus d'indemnisation du chômage) et la part de variance entre unités de niveau inférieur (dans notre cas, les épisodes de chômage) (Goldstein, Browne et Rasbash, 2002).

[172] Il existe plusieurs définitions de ce coefficient de corrélation intra-classe pour le modèle de régression logistique multiniveaux, sans qu'un consensus ait émergé dans la littérature concernant la formule à préférer (voir Goldstein et al., 2002 ou Snijders et Bosker, 2004, p. 224 pour des discussions de cette question). Le coefficient de corrélation intra-classe proposé par les auteurs que nous venons de citer, et que nous appliquons ici, est défini comme le ratio entre la variance de la constante aléatoire estimée par le modèle économétrique (donc la variance de niveau 2, ou la variance entre profils), et la somme de la variance de niveau 1 (qui est fixée à 3,29 pour un modèle de régression logistique) et de la variance de niveau 2.

[173] Cette valeur a été estimée en appliquant la formule de calcul décrite à la note 172 aux variances de niveau 1 et de niveau 2 estimées par des modèles économétriques à constante aléatoire qui n'incluent pas de facteurs explicatifs, et qui incluent seulement le temps en tant que variable expliquant la probabilité de sortie du chômage. La valeur du coefficient de correlation intra-classe est de 0,065 si elle est calculée sur la base des variances de niveau 1 et de niveau 2 estimées par le modèle n'incluant aucun facteur explicatif, elle est de 0, 057 si elle est déterminée à partir des variances de niveau 1 et de niveau 2 estimées par le modèle qui spécifie le hasard de sortie du chômage comme une fonction constante par morceaux mensuels du temps passé au chômage (modèle M1 dont les paramètres sont présentés dans l'Annexe 21), et elle est de 0, 059 si elle est calculée sur la base de la décomposition de la variance effectuée par un modèle qui spécifie un effet exponentiel du temps sur le hasard de sortie du chômage et prend en compte les pics de sortie du chômage à 12 et à 24 mois.

Peut-on considérer utile d'appliquer un modèle multiniveaux afin de prendre en compte cette corrélation intra-classe ? Parce que dans nos analyses l'estimation des modèles de durée à deux niveaux a été réalisée par la méthode du maximum de vraisemblance, il est possible d'appliquer un test du ratio des vraisemblances pour établir si la variance de niveau 2 (c'est-à-dire entre les profils) est statistiquement significative : ce test compare la déviance du modèle qui fixe la variance entre profils à zéro (modèle réduit) à la déviance du modèle qui n'impose pas cette contrainte. Pour l'échantillon d'épisodes de chômage que nous analysons, l'ajustement des modèles qui omettent la constante aléatoire est toujours inférieur à celui des modèles qui l'incluent, et les différences des déviances constatées sont, pour toutes les paires de modèles, significatives au seuil de un pour mille[174]. Les résultats de ces tests confirment[175] que la prise en compte des profils attendus d'indemnisation du chômage et

[174] Le calcul de la p-value est basé sur un mélange de distributions du χ^2. Le test du ratio des vraisemblances est unilatéral, car la variance ne peut prendre des valeurs négatives et est donc bornée à zéro.

Les tests de ratio des vraisemblances permettent de rejeter l'hypothèse d'une variance égale à zéro des constantes aléatoires pour les modèles économétriques expliquant le logit de la variable y_{tij} selon les spécifications suivantes : (a) aucun facteur explicatif, (b) effet constant par morceaux du temps passé au chômage, (c) effet exponentiel du temps passé au chômage et des pics ponctuels à 12 et 24 mois, (d) effet constant par morceaux du temps et facteurs explicatifs (l'âge du chômeur au moment de son entrée au chômage, le sexe, le niveau d'éducation atteint par le chômeur avant de connaître le chômage, le quartile national du salaire qu'avait obtenu le chômeur pendant l'année précédant son entrée au chômage, le statut sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage, le chômeur est citoyen (ou non) du pays où l'épisode de chômage est déclaré, la présence d'enfants dans le ménage du chômeur, l'existence d'un conjoint, l'année de l'entrée au chômage et le pays), (e) effet exponentiel du temps passé au chômage et pics ponctuels à 12 et 24 mois, ainsi que facteurs explicatifs énumérés au point (d), (f) effet constant par morceaux du temps, facteurs explicatifs énumérés au point (d) et pactole espéré, (g) effet exponentiel du temps passé au chômage et pics ponctuels à 12 et 24 mois, ainsi que facteurs explicatifs énumérés au point (d) et pactole espéré.

[175] Il est possible d'aborder l'examen de la significativité statistique de la variance entre groupes d'une manière alternative : elle consiste à appliquer un test statistique approximant un test de type Wald, sur la base de variance de niveau 2 estimée, et de l'écart type asymptotique estimé pour cette variance. Mais cette approche a été critiquée parce qu'elle nécessite des très grands échantillons et parce que les variances de niveau 2 sont caractérisées par des distributions d'échantillonnage asymétriques et contraintes (les variances ne pouvant être négatives), ce qui met en cause l'approximation de ces distributions d'échantillonnage par des distributions normales (Singer, 1998). Pour l'échantillon d'épisodes de chômage que nous analysons, un test de Wald comparant la variance estimée de la constante aléatoire et l'écart type asymptotique estimé correspondant à cette variance, mènerait pour toutes les spécifications à la conclusion d'une variance du niveau 2 statistiquement significative au seuil de 0,05.

le recours à la technique statistique des modèles multiniveaux sont justifiées afin de rendre compte de la variabilité du hasard de sortie du chômage observé pour les chômeurs des neuf pays analysés.

Ayant établi que pour modéliser de manière satisfaisante l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage, il est opportun d'appliquer un modèle de durée multiniveaux, nous montrons dans un premier paragraphe de cette section, le degré d'ajustement aux données que nous exploitons de différentes spécifications économétriques de notre modèle à constante aléatoire que nous avons examinées (paragraphe 3.6.1). Nous consacrons le paragraphe 3.6.2 à la présentation et à la discussion des résultats qu'offre notre spécification économétrique préférée. Enfin, dans un dernier paragraphe (3.6.3), nous analysons la proportion de la variance du hasard de sortie du chômage que notre modèle parvient à expliquer en nous indiquons quelques pistes d'amélioration des prédictions réalisées par notre modèle.

3.6.1 Analyse de l'ajustement aux donnés mobilisées des différentes spécifications économétriques

Ce paragraphe examine le degré d'ajustement de différents modèles économétriques que nous avons spécifiés, en vue de choisir le modèle statistique le plus adaptée à nos données et afin de vérifier la robustesse de nos estimations aux choix de modélisation de l'effet des différents facteurs explicatifs. Nous menons des analyses afin d'éclairer deux points en particulier : tout d'abord, nous analysons si, une fois que les facteurs explicatifs de la durée du chômage ont été pris en compte, une fonction de hasard de base plus parcimonieuse qu'une fonction à hasards constants par morceaux convient pour rendre compte des durées de chômage que nous observons. Dans un deuxième temps, nous examinons est l'existence d'un effet variable avec le temps, sur le hasard de sortie du chômage de certaines caractéristiques des chômeurs.

Suite aux résultats préliminaires de l'analyse descriptive présentée dans le paragraphe 3.4, nous avons commencé notre analyse économétrique par l'estimation d'un modèle de durée à constante aléatoire où l'effet du temps sur la durée du chômage est spécifié de manière non-paramétrique, à l'aide de 35 paramètres identifiant chaque mois de chômage sauf le premier, qui constitue le mois de référence. Mais eu égard au nombre important de

paramètres auxquels cette spécification fait appel, nous avons analysé si une spécification plus parcimonieuse de la fonction de hasard s'ajusterait convenablement à nos données, après la prise en compte des facteurs explicatifs pertinents du hasard de sortie du chômage.

Le Tableau 11 ci-dessous contraste selon le critère BIC[176] l'ajustement des différents modèles à deux niveaux dont la fonction de hasard de base est spécifiée soit comme une fonction constante par morceaux mensuels, soit par une fonction exponentielle négative du nombre d'années passées au chômage, avec prise en compte de la hausse importante des sorties à 12 et à 24 mois respectivement :

[176] Nous utilisons le critère BIC afin de réaliser la comparaison du degré d'ajustement des différents modèles, et non pas les valeurs de la déviance qui caractérise ces modèles, parce que ces modèles que nous comparons ne sont pas imbriqués.

Tableau 11 – Comparaison du degré d'ajustement des modèles économétriques utilisant différentes spécifications pour la fonction de hasard de base

Modèle explicatif	BIC	Nombre de paramètres à estimer	Différence d'ajustement entre les modèles (à comparer avec χ^2crit)	Différence de nombre de paramètres à estimer	χ^2_{crit} (p=0,05)
M1 : fonction de hasard de base constante par morceaux mensuels et facteurs explicatifs*	23885	67			
M2a : fonction de hasard de base exponentielle et facteurs explicatifs*	23919	33	Δ_{M2a-M1}=34	34	48,6
M2b : fonction de hasard de base exponentielle, deux variables muettes identifiant les mois 12 et 24 respectivement (pics), et facteurs explicatifs*	23900	35	Δ_{M2b-M1}=15	32	46,19
			$\Delta_{M2a-M2b}$= 19	2	5,99
M3 : fonction de hasard de base constante par morceaux mensuels, facteurs explicatifs* et pactole espéré[177]	23876	68			
M4a : fonction de hasard de base exponentielle, facteurs explicatifs* et pactole espéré	23899	34	Δ_{M4a-M3}=23	34	48,6
M4b : fonction de hasard de base exponentielle et deux variables muettes identifiant les mois 12 et 24 respectivement (pics), facteurs explicatifs* et pactole espéré	23883	36	Δ_{M4b-M3}=7	32	46,19
			$\Delta_{M4a-M4b}$=16	2	5,99

* Les facteurs explicatifs pris en compte sont les suivants : l'âge du chômeur au moment de son entrée au chômage, le sexe du chômeur, le niveau d'éducation atteint par le chômeur avant de connaître le chômage, le quartile national du salaire qu'avait obtenu le chômeur pendant l'année précédant son entrée au chômage, le statut sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage, le chômeur est citoyen (ou non) du pays où il déclare l'épisode de chômage, la présence d'enfants dans le ménage du chômeur, l'existence d'un conjoint, l'année de l'entrée au chômage et le pays.

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

En suivant le même raisonnement que celui présenté dans le paragraphe 3.5.2.2, nous constatons que les modèles M2a et M2b sont préférables au modèle M1, et les modèles M4a et M4b sont préférables au modèle M3, parce que les modèles utilisant une spécification exponentielle de l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage mobilisent sensiblement moins de paramètres, alors que leur ajustement aux données n'est pas significativement

[177] La construction de cet indicateur est présentée en détail dans le paragraphe 3.2.2.

inférieur à celui des modèles M1 et M3 respectivement ($\chi^2 < \chi^2_{crit}$, où χ^2_{crit}=46,19, df=32, p=0,5). La comparaison des modèles incluant les deux variables muettes qui identifient les pics observés à 12 et à 24 mois de chômage respectivement, avec les modèles utilisant uniquement une spécification exponentielle de la fonction de hasard de base, indique que l'ajustement de cette première catégorie de modèles est de meilleure qualité ($\chi^2 > \chi^2_{crit}$, où χ^2_{crit}=5,99, df=2, p=0,5).

Ces analyses nous conduisent à conclure qu'une fois que les facteurs explicatifs pertinents ont été pris en compte, il n'existe plus de variations erratiques du logit du hasard de sortie du chômage d'un mois à l'autre (sauf pour les mois 12 et 24, où des problèmes de mesure des durées de chômage dans nos données augmentent artificiellement et ponctuellement le hasard de sortie du chômage), mais une baisse graduelle (exponentielle) de celui-ci. C'est cette spécification paramétrique de la fonction de hasard de base qu'utilisent les modèles économétriques sur lesquels porte notre discussion à venir[178].

A la lumière des résultats de la littérature empirique, où certains auteurs notent que l'effet des allocations chômage varie avec le temps passé au chômage[179] (par exemple, Nickell, 1979a,b ; Narendranathan et al., 1985 ; Narendranathan et Stewart, 1993a, Kettunen, 1996, Bover et al., 2002, Pellizzari, 2006), nous avons examiné également si nos observations confirment un effet variable avec le temps passé au chômage du pactole espéré d'allocations chômage. Dans la mesure où la durée déjà passée au chômage est considérée par les employeurs comme un signal de la productivité des chômeurs[180], l'effet des ces facteurs sur

[178] Nous avons toutefois examiné les valeurs des coefficients estimés par le modèle utilisant une spécification non-paramétrique de la fonction du hasard de base, afin de vérifier si, selon la fonction de hasard de base qui est spécifiée par le modèle économétrique, l'impact estimé des facteurs explicatifs considérés sur la durée du chômage diffère. L'Annexe 20 présente de manière comparative les odds ratios estimés par les différentes modèles pour chacun des facteurs explicatifs, et met en évidence que les résultats obtenus par les deux spécifications ne diffèrent pas. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Narendranathan et Stewart (1993b), qui notent (p. 75) que « les effets des variables exogènes estimés par le modèle Weibull et le modèle à hasard de base flexible [constant par morceaux hebdomadaires] sont très similaires, alors que les fonctions de hasard de base estimées sont très différentes ».

[179] Plus de détails concernant les résultats empiriques obtenus par ces auteurs sont présentés dans le paragraphe 2.2.

[180] Par exemple, une durée prolongée de chômage pourrait laisser penser que le chômeur n'est plus en contact avec les dernières évolutions technologiques dans le domaine.

le hasard de sortie du chômage pourrait diminuer avec le temps passé au chômage. Nous examinons donc également si les effets de l'âge des chômeurs et du niveau d'éducation atteint par les chômeurs est variable. Supposer que l'effet du niveau d'éducation varie avec le temps signifie que si, pendant les premiers mois de chômage, les chômeurs hautement éduqués sont caractérisés par une plus grande probabilité de sortie du chômage que les chômeurs moins qualifiés, au fur et à mesure que le temps passe, les écarts entre les probabilités de sortie du chômage entre les chômeurs ayant atteint des niveaux d'éducation différents s'atténuent. De manière analogue, nous analysons si les différences de probabilité de sortie du chômage entre chômeurs plus jeunes et chômeurs plus âgés diminuent avec le temps passé au chômage, toutes autres choses égales par ailleurs.

Afin de déterminer si nos données appuient l'hypothèse d'un effet variable avec le temps de ces prédicteurs, nous examinons si les modèles économétriques qui relaxent l'hypothèse de proportionnalité des effets, sur le logit du hasard de sortie du chômage, de l'âge, du niveau d'éducation des chômeurs et du pactole espéré par les chômeurs en introduisant des interactions entre ces deux facteurs explicatifs et la fonction exponentielle du temps passé au chômage, sont mieux ajustées à nos données que le modèle contraignant l'effet de ces variables à être constant pendant toute la durée de l'épisode de chômage. Une comparaison des déviances[181] de ces modèles est présentée dans le Tableau 12 ci-dessous :

[181] Il s'agit ici de comparer l'ajustement aux données de modèles économétriques qui sont imbriquées (les termes d'interaction entre l'âge et le temps passé au chômage, le niveau d'éducation et le temps passé au chômage, ou encore le pactole espéré et le temps passé au chômage sont présents dans les modèles non-proportionnels et absents du modèle proportionnel). Eu égard à la nature imbriquée de ces modèles, nous appuyons nos analyses sur l'indicateur de déviance qui caractérise ces modèles.

Tableau 12 – Comparaison du degré d'ajustement de différents modèles économétriques non-proportionnels

Modèle explicatif	-2 Log Vraisemblance	Nombre de paramètres à estimer	Différence d'ajustement entre les modèles (à comparer avec χ^2crit)	Différence de nombre de paramètres à estimer	χ^2_{crit} (p=0,05)
M4b : facteurs explicatifs**	23647	36			
M5 : facteurs explicatifs** et effet variable avec de temps de l'âge des chômeurs	23625	41	Δ_{M4b-M5}=22	5	11,07
M6 : facteurs explicatifs** et effet variable avec de temps de l'âge et du niveau d'éducation des chômeurs	23611	43	Δ_{M5-M6}=14	2	5,99
M7 : facteurs explicatifs** et effet variable avec de temps de l'âge, du niveau d'éducation, et du pactole espéré par les chômeurs	23685	44	Δ_{M6-M7}= –74	1	3,84

** Les facteurs explicatifs pris en compte sont les suivants : l'âge du chômeur au moment de son entrée au chômage, le sexe du chômeur, le niveau d'éducation atteint par le chômeur avant de connaître le chômage, le quartile national du salaire qu'avait obtenu le chômeur pendant l'année précédant son entrée au chômage, le statut sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage, le chômeur est citoyen (ou non) du pays où il déclare l'épisode de chômage, la présence d'enfants dans le ménage du chômeur, l'existence d'un conjoint, l'année de l'entrée au chômage, le pays et le pactole espéré.

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Les résultats des tests présentés dans le Tableau 12 pour les indicateurs d'ajustement des différents modèles économétriques indiquent que l'ajustement aux données du modèle (M5) incluant une interaction entre les cinq catégories d'âge et la valeur exponentielle du nombre d'années passés au chômage est significativement meilleur à celui du modèle (M4b) supposant que l'effet de l'âge sur le logit du hasard de sortie du chômage est constant. L'ajustement du modèle (M6) qui prend en compte un effet variable avec le temps du niveau d'éducation atteint par le chômeur et de l'âge est à son tour supérieur, à un niveau statistiquement significatif, à celui du modèle qui permet un effet variable de l'âge mais contraint l'effet de l'éducation du chômeur à être constant (M5).

Le modèle qui permet à l'effet du pactole espéré d'indemnisation du chômage de varier de manière linéaire avec le temps passé au chômage (modèle M7) est moins bien ajusté

aux données que le modèle (M6) qui n'admet pas une telle variation[182]. Il ne constitue donc pas la spécification la plus adaptée à nos données.

Suite aux analyses présentés dans le paragraphe ci-dessus, le modèle que nous avons choisi de retenir pour expliquer le hasard mensuel de sortie du chômage est le modèle M6 : un modèle de durée paramétrique à deux niveaux, introduisant une constante aléatoire nichant les épisodes de chômage dans des groupes définis par des profils attendus d'indemnisation du chômage. Moyennant la constante aléatoire du modèle, qui donne lieu à une fonction de hasard de base distincte pour chaque profil, la variance totale du hasard de sortie du chômage est partitionnée en variance entre épisodes de chômage (variance de niveau 1) et variance entre profils attendus d'indemnisation du chômage (variance de niveau 2). Nous utilisons une spécification exponentielle de l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage, auquel nous ajoutons deux variables muettes identifiant les mois 12 et 24 respectivement (afin d'isoler les pics accentués du hasard à ces mois en particulier). Les effets de l'âge des chômeurs et du niveau d'éducation atteint par les chômeurs peuvent varier avec le temps passé au chômage. Les résultats de l'estimation de ce modèle économétrique sont indiqués et discutés dans le paragraphe suivant.

[182] Afin de vérifier si l'effet de pactole diminue avec le temps passé au chômage, nous avons spécifié une interaction entre la variable qui décrit le pactole espéré à chaque mois de chômage et la variable qui indique la valeur exponentielle du temps passé au chômage. Le coefficient de régression estimé pour cette interaction indique de combien varie, linéairement, l'effet du pactole espéré sur le logit du hasard de sortie, d'un mois de chômage à l'autre. La variation estimée pour l'effet du pactole espéré est de signe attendu (ce signe est négatif, ce qui suggère que le pactole espéré aurait de moins en moins d'impact sur le hasard de sortie du chômage), mais cette diminution, que nous avons contraint à être linéaire, n'est pas statistiquement significative et n'est point substantielle (l'effet diminuerait de moins de 0,001% avec chaque mois passé au chômage). Røed et Zhang (2003) ne trouvent pas non plus d'effet variable avec le temps passé au chômage des taux de remplacement sur la base de leur analyse des épisodes de chômage en Norvège.

3.6.2 *Présentation des paramètres estimés par le modèle de durée à deux niveaux avec une constante aléatoire*

Ce paragraphe indique quels sont les valeurs estimées par notre modèle économétrique pour l'effet des facteurs que nous avons considérés dans l'explication des durées de chômage. Nous présentons dans le Tableau 13 ci-après, les rapports des rapports des chances de sortie du chômage, c'est à dire les « odds-ratios »[183] (nous allons, pour simplicité, utiliser le terme anglais pour le restant de ce texte) estimés[184] pour les caractéristiques des épisodes de chômage et des profils attendus d'indemnisation du chômage pris en compte par le modèle, ainsi que l'intervalle de confiance à 95% pour ces valeurs. Les valeurs des paramètres qui estiment la fonction de hasard de base ne constituent pas une

[183] Les « odds » d'un événement, par exemple, la sortie du chômage, sont définis comme le rapport entre la probabilité que l'événement étudié se produise et la probabilité que l'événement en question ne se produise pas (cette dernière probabilité étant égale à 1 moins la probabilité que l'événement se produise). Pour illustrer la définition du concept d'« odds ratio », nous suivons Singer et Willett (2003, p. 389) en prenant l'exemple d'un facteur explicatif dichotomique – le sexe. Le « odds ratio » correspondant à la variable « sexe » est défini comme le ratio entre les odds estimés que la sortie du chômage se produise pour les femmes et les odds estimés que les hommes sortent du chômage, toutes choses égales par ailleurs. Les odds ratios constituent donc le rapport des rapports de chances de sortie du chômage qui caractérisent ces deux catégories de chômeurs.

Nous avons choisi de présenter les valeurs estimés de l'effets des facteurs explicatifs sous forme de « odds ratio », parce que leur interprétation sur l'échelle des odds est plus facile que l'interprétation en termes du logit du hasard de sortie du chômage : les odds sont symétriques autour de la valeur de 1, ce qui signifie qu'une valeur de l'odds ratio supérieure à la valeur de 1 indique que les odds de sortie du chômage sont plus importantes pour un chômeur qui n'est pas dans la catégorie de référence par rapport aux odds de sortie du chômage d'un chômeur de la catégorie de référence ; inversement, un odds ratio inférieur à 1 indique moins de chances de sortie du chômage pour les chômeurs ne faisant pas partie du groupe de référence que pour les chômeurs qui en font partie. Enfin, si la valeur estimée de l'odds ratio est estimée à 1, les chances de sortie du chômage ne diffèrent pas entre les chômeurs.

Le odds ratio correspondant à un facteur explicatif est déterminé par l'exponentiation du coefficient de régression estimé pour cette variable. Les valeurs des coefficients de régression et leurs écarts types, tels qu'estimés par le modèle de durée à deux niveaux, sont présentés dans l'Annexe 22.

[184] Le modèle de durée à deux niveaux a été estimé en approximant la fonction de vraisemblance en temps discret par une fonction de vraisemblance gaussienne, par l'application de la quadrature adaptative Gauss-Hermite avec un point de quadrature, à l'aide de la procédure GLIMMIX sous SAS® 9.2.

préoccupation centrale pour notre analyse et par conséquent, elles ne sont pas inclues dans le Tableau 13, mais sont présentées, dans l'Annexe 21.

Tableau 13 – Effets estimés par le modèle de durée à deux niveaux expliquant le hasard de sortie du chômage dans les neuf pays analysés

Paramètre	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »
Partie fixe du modèle:		
Temps passée au chômage (omis)	voir l'Annexe 21	
Age (réf. 18-23)		
24-29	1,09	[0,88 ; 1,36]
30-35	0,90	[0,72 ; 1,13]
36-41	0,79	[0,62 ; 1,00]
42-48	0,81	[0,64 ; 1,04]
49-54	0,83	[0,63 ; 1,07]
exp_t × (24-29 ans)	0,85*	[0,75 ; 0,95]
exp_t × (30-35 ans)	0,88*	[0,78 ; 0,99]
exp_t × (36-41 ans)	0,88*	[0,78 ; 0,99]
exp_t × (42-48 ans)	0,81*	[0,72 ; 0,92]
exp_t × (49-54 ans)	0,73*	[0,64 ; 0,83]
Niveau d'éducation (réf. bas)		
moyen	1,24*	[1,08 ; 1,43]
haut	1,22*	[1,02 ; 1,47]
exp_t ×moyen	0,90*	[0,84 ; 0,96]
exp_t ×haut	0,98	[0,90 ; 1,06]
Sexe (réf. homme)		
femme	0,80*	[0,75 ; 0,86]
Présence d'enfants dans le ménage (réf. absence)		
au moins un enfant	1,08	[0,99 ; 1,18]
Présence d'un conjoint (réf. ne vivant pas en couple)		
Vivant pas en couple	1,07	[0,98 ; 1,17]
Salaire appartenant au quartile du salaire national… (réf. premier quartile)		
deuxième quartile du salaire	1,74*	[1,52 ; 1,98]
troisième quartile du salaire	1,91*	[1,65 ; 2,20]
quatrième quartile du salaire	2,43*	[2,08 ; 2,83]
Citoyen du pays		
non (réf. oui)	0,75*	[0,65 ; 0,86]
Statut d'activité dans l'année précédant l'entrée au chômage (réf. emploi)		
chômage	0,36*	[0,33 ; 0,40]
inactivité économique	1,53*	[1,17 ; 1,99]
Année d'entrée au chômage (réf. 1994)		
1995	0,90*	[0,81 ; 0,99]
1996	1,00	[0,89 ; 1,13]
1997	1,12	[0,98 ; 1,27]
1998	1,12	[0,98 ; 1,28]
1999	1,24*	[1,06 ; 1,45]
2000	0,92	[0,76 ; 1,11]

…/…

…/…

Paramètre	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »
Pays (réf. Allemagne)		
Danemark	5,49*	[3,00 ; 10,0]
France	1,06	[0,88 ; 1,28]
Italie	1,65*	[1,13 ; 2,42]
Grèce	1,27*	[1,00 ; 1,63]
Portugal	0,65*	[0,51 ; 0,83]
Autriche	1,95*	[1,45 ; 2,61]
Espagne	0,91	[0,75 ; 1,11]
Luxembourg	1,33	[0,95 ; 1,86]
Pactole espéré, à chaque mois, pour le restant de la période totale d'indemnisation	0,97*	[0,96 ; 0,99]
Partie aléatoire du modèle:		
σ_u^2 (variance de niveau 2)		0,026
Ecart type asymptotique estimé pour la variance de niveau 2		0,01
Taille de l'échantillon (en personnes-mois)		N=37618
Proportion de la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par le modèle(R^2)		0,20

Note : les * indiquent une significativité statistique des coefficients au seuil p<0,05.

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Le résultat qui se situe au centre de notre intérêt concerne l'effet du pactole attendu d'indemnisation du chômage. Les résultats montrées dans le Tableau 13 indiquent que, conformément aux hypothèses que nous avons formulées sur la base de la théorie de la recherche d'emploi, ***plus le pactole espéré par un chômeur durant le restant de son épisodes de chômage est généreux, plus ses chances de sortie du chômage diminuent***, ceteris paribus. L'effet estimé du pactole espéré, sur les odds de sortie du chômage, est négatif et statistiquement significatif : une augmentation d'une unité du pactole espéré réduit les odds de sortie du chômage de 3% par an.

Deux désavantages découlent de l'utilisation du pactole espéré pour rendre compte de la générosité des profils attendus d'indemnisation du chômage : le premier est que l'unité de mesure du pactole n'as pas une signification intuitive (rappelons que le pactole est calculé en sommant, à chaque mois, les valeurs escomptées des taux attendus de remplacement correspondant à chaque mois du restant de la période maximale d'indemnisation prévue par les règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage pour le profil en question). Le deuxième de ces désavantages est que les possibilités de comparer nos résultats avec ceux

proposés par la littérature antérieure, qui a reposé surtout sur les taux de remplacement courants et les durées potentielles d'indemnisation, sont très limitées.

Cependant, le recours au pactole espéré par les chômeurs rend notre analyse mieux adaptée pour tester les prédictions de la théorie de la recherche d'emploi que les études antérieures, car le pactole espéré conditionne la sortie du chômage non seulement au niveau courant des allocations chômage dont bénéficie le chômeur, mais également aux allocations futures que le chômeur indemnisé s'attend à percevoir, et en fonction desquelles il choisit de rester au chômage ou d'en sortir. La contribution de notre étude est donc celle de confirmer l'hypothèse de la théorie de la recherche d'emploi que l'effet des allocations chômage attendues par les chômeurs est celui de prolonger la durée du chômage, et ce à l'aide d'un indicateur adapté pour caractériser les perspectives de gain au chômage pour chaque chômeur, et en appliquant une technique statistique appropriée.

3.6.3 La prise en compte des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs et du pactole espéré augmente sensiblement la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par le modèle économétrique

Nous examinons dans ce paragraphe la proportion de la variance dans le hasard de sortie du chômage (R^2) que notre modèle parvient à expliquer. Afin de calculer la proportion de variance expliquée par notre modèle, nous avons appliqué l'estimateur de la proportion de la variance expliquée par un modèle logit à constante aléatoire proposé par Snijders et Bosker (1999, p. 225-227). La démarche que nous avons suivie est la suivante : tout d'abord, nous calculons le prédicteur linéaire – c'est-à-dire le hasard de sortie du chômage prédit, pour chaque chômeur et à chaque moment de l'épisode de chômage, par la partie fixe du modèle économétrique (en faisant donc abstraction de la partie aléatoire du modèle) – et nous déterminons sa variance, dénotée σ_F^2. Ensuite, sur la base de la variance de la constante aléatoire (σ_u^2) estimée par le modèle, et sachant que la variance de niveau 1 (σ_R^2) est fixée pour le modèle logit à 3,29, nous calculons la proportion de la variance expliquée R_{dich}^2 par l'expression :

$$R_{dich}^2 = \frac{\sigma_F^2}{\sigma_F^2 + \sigma_u^2 + \sigma_R^2}$$

Pour notre modèle, les coefficients de régression[185] estimés pour les facteurs explicatifs fixes donnent lieu à un prédicteur linéaire dont la variance est $\sigma_F^2 = 0{,}85$. La variance de la constante aléatoire estimée étant de $\sigma_u^2 = 0{,}026$, nous déterminons moyennant l'équation ci-dessous que le modèle (M6) explique 20,4% de la variation du hasard de sortie du chômage (cette proportion est indiquée dans la dernière ligne du Tableau 13). L'augmentation de la proportion de variance du hasard de sortie du chômage expliquée par le modèle économétrique lorsque le pactole espéré est introduit en tant que facteur explicatif dans la spécification M6 par rapport à un modèle qui ne contrôle pas l'effet du pactole espéré est cependant très modeste, de l'ordre de 0,01%.

Une proportion de variation expliquée de 20,4% est, certes, modeste, mais les auteurs de l'estimateur de la proportion de la variance expliquée que nous utilisons notent qu'en règle générale les valeurs de R_{dich}^2 sont « considérablement plus faibles » que les proportions de variance expliquée dans les modèles OLS expliquant une variable dépendante continue (Snijders et Bosker, 1999, p. 226). La proportion de la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par notre modèle final est cependant bien supérieure à celle calculée, de manière analogue, pour un modèle de durée à deux niveaux vide, mis à part le temps passé au chômage[186] : la proportion de la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par un modèle qui permet une variation constante par morceaux mensuels de la probabilité de sortie du chômage est de 0,07%, alors qu'un modèle qui contraint le hasard de sortie du chômage d'évoluer de manière exponentielle avec la durée du chômage et de croitre ponctuellement au mois 12 et 24, explique seulement 0,06% de la variance du hasard étudié.

---

[185] Ces coefficients sont présentés dans l'Annexe 22.

[186] Le modèle que nous appelons « vide » inclut le temps passé au chômage en tant que prédicteur linéaire, parce que c'est uniquement lorsqu'un conditionnement par rapport au temps passé au chômage est introduit dans le modèle logit que les probabilités prédites par le modèle logit représentent les valeurs du hasard de sortie du chômage en temps discret. En absence de conditionnement du temps passé au chômage, le modèle logit estimerait, par exemple pour le deuxième mois, non pas le hasard de sortie du chômage au deuxième mois (c'est-à-dire, la probabilité de sortie au deuxième mois, *à condition qu'il n'y ait pas eu sortie au premier mois*), mais simplement la probabilité de sortie au deuxième mois. Compte tenu de ce rôle que joue le temps passé au chômage dans la spécification du modèle de hasard en temps discret, nous lui accordons un statut particulier parmi les variables explicatives, au sens où il est compris dans le modèle « vide » (qui constitue une référence par rapport à laquelle nous comparons le modèle plus complexe) alors que les autres facteurs explicatifs ne le sont pas.

Afin de déterminer les pistes possibles pour améliorer la qualité de notre modèle, nous avons examiné comment la variance qui reste inexpliquée par notre modèle est distribuée entre le niveau supérieur, celui des groupes, et le niveau individuel, où sont pertinentes des caractéristiques individuelles des chômeurs ou des épisodes de chômage. La distinction entre la variance inexpliquée de niveau 1 et de niveau 2 est basée sur le calcul suivant, qui applique le raisonnement proposée par Snijders et Bosker (2004, p. 227) : puisque 20,4% de la variance du hasard de sortie du chômage est expliquée, il découle que 79,6% de cette variance est inexpliquée. La variance inexpliquée par notre modèle peut être décomposée comme suit :

$$1 - R^2_{dich} = \frac{\sigma^2_u}{\sigma^2_F + \sigma^2_u + \sigma^2_R} + \frac{3{,}29}{\sigma^2_F + \sigma^2_u + 3{,}29} = 0{,}006 + 0{,}79 = 0{,}796$$

Ainsi, 79% de la variance inexpliquée est une variance de niveau 1, correspondant à des variations de hasard de sortie du chômage entre chômeurs rattachés à un même profil, et seulement 0,6% de la variance inexpliquée est au niveau des groupes.

Une piste prometteuse pour l'amélioration de notre modèle serait donc la spécification d'un modèle expliquant mieux la variabilité du hasard de sortie du chômage entre les chômeurs d'un même profil, en incluant des facteurs explicatifs supplémentaires, par exemple le secteur et l'occupation du chômeur, sa disponibilité à reprendre le travail, son état de santé, l'intensité de la recherche et la stratégie de recherche d'emploi utilisée[187].

[187] Nous rappelons qu'il nous a été impossible d'utiliser l'information recueillie par les enquêtes ECHP concernant l'occupation courante ou passée des chômeurs, ainsi que leur disponibilité à reprendre un emploi, parce que ces informations ne sont disponibles que pour une petite partie des chômeurs que nous analysons (voir le paragraphe 3.1.3 pour plus de détails sur les limites imposées à nos analyses par les données que nous avons à notre disposition).

Conclusion du chapitre

L'objectif de ce chapitre a été de réaliser une analyse empirique de l'impact, sur le hasard de sortie du chômage, des perspectives d'indemnisation d'assurance chômage que l'on peut supposer, en vertu des règles d'indemnisation d'assurance chômage en vigueur, être celles des individus entrant au chômage dans différentes pays européens.

Afin de réaliser notre analyse empirique, nous avons mobilisé une base de données permettant de comparer les durées passées au chômage par des chômeurs de différents pays européens – le panel ECHP. Sur la base du calendrier mensuel d'activités déclaré par chaque personne enquêté, nous avons identifié la durée des épisodes de chômage connues par des individus dans neuf pays européens. Les informations complémentaires recueillies par l'ECHP auprès des personnes enquêtés, informations relatives à leur revenu et à leur caractéristiques socioéconomiques, ainsi qu'une revue détaillée des règles d'indemnisation du chômage en vigueur dans chacun des pays analysés nous ont permis de déterminer quelle était l'évolution, au cours de la période d'indemnisation, des taux de remplacement attendus par les chômeurs ayant droit à une indemnisation au titre de l'assurance chômage.

Ces trajectoires distinctes d'évolution des taux attendus de remplacement, que nous désignons comme étant des profils attendus d'indemnisation du chômage, ne sont pas différentes pour chaque épisode de chômage, mais communes à des groupes de chômeurs, définis par la combinaison de caractéristiques individuelles prises en compte par les règles d'indemnisation du chômage (âge, durée de cotisation passée etc.).

L'analyse empirique que nous avons présentée dans cette section tient compte de l'existence de sous-groupes de chômeurs similaires en mobilisant un modèle de durée à deux niveaux, nichant les épisodes de chômage dans des profils attendus d'indemnisation du chômage : les chômeurs dont les épisodes de chômage sont rattachés à un même profil attendu d'indemnisation du chômage s'attendent à une même évolution de leur indemnisation, alors que cette évolution est différente pour des chômeurs nichés dans des profils distincts.

Parce que, au cœur de notre intérêt se situe non pas le niveau de l'indemnisation du chômage à un moment donné de l'épisode de chômage, mais l'évolution de celui-ci durant toute la période d'indemnisation, la générosité des allocations chômage n'est pas mesurée

dans notre analyse par un taux de remplacement ou par le montant des allocations, mais par un indicateur original - le pactole espéré à chaque mois par les chômeurs s'attendant à être indemnisés selon un même profil.

Les résultats de nos estimations mettent en évidence que, une fois prises en compte les caractéristiques socioéconomiques des individus, les profils attendus d'indemnisation du chômage jouent un rôle important dans l'explication du hasard de sortie du chômage : 6% de la variation du hasard de sortie du chômage est due non pas aux particularités des chômeurs, mais à l'évolution de leur indemnisation attendue. La générosité de l'indemnisation attendue pendant le restant de la période d'indemnisation a un effet négatif sur la probabilité de sortie du chômage, ce qui confirme les hypothèses que nous avons avancées sur la base de la théorie de la recherche d'emploi. L'ampleur de cet effet reste cependant faible.

Conclusion générale

Cette thèse a eu pour objectif d'estimer l'impact des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage sur la durée des épisodes de chômage. A cette fin, nous avons réalisé, dans un premier temps, une présentation succincte des théories économiques qui étayent l'étude de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage. Nous avons ensuite passé en revue les méthodes et les résultats de la littérature empirique analysant comment les allocations chômage influencent la durée passée au chômage. Enfin, en exploitant les différences entre les systèmes d'indemnisation d'assurance chômage de neuf pays de l'Union Européenne, nous avons réalisé, au moyen d'un modèle de durée en temps discret à constante aléatoire, une analyse économétrique de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage. En conclusion de ce travail, nous rappelons brièvement les principaux résultats obtenus, nous discutons les limites auxquelles notre analyse a été confrontée et nous présentons les perspectives de recherche pour l'avenir.

Le point de départ de notre étude est l'analyse théorique des effets des prestations d'assurance chômage sur la durée du chômage. Le *premier chapitre* de la thèse est consacré à la revue des modèles de base de la théorie néoclassique du choix travail-loisir et de la théorie de la recherche d'emploi. En partant d'hypothèses très différentes concernant le processus de recherche d'emploi, ces deux approches théoriques considèrent toutes les deux qu'en augmentant les attentes salariales des chômeurs, la perception d'allocations chômage conduit à la prolongation de la durée des épisodes de chômage. En abordant de manière dynamique la décision individuelle de sortie du chômage, la théorie de la recherche d'emploi nuance cependant cette prédiction concernant l'effet des allocations chômage sur la durée individuelle du chômage : d'une part, pour les individus se trouvant au début de leur épisode de chômage et bénéficiant d'allocations chômage, plus l'indemnisation est généreuse, plus la durée de chômage est prolongée. D'autre part, pour les chômeurs indemnisés qui approchent de l'épuisement de leurs droits et pour les chômeurs non indemnisés pendant l'épisode de chômage en cours, plus généreuses sont les indemnités qu'octroie le système d'assurance chômage, plus l'acquisition de droits à une future indemnisation est intéressante. Comme l'ouverture de droits à une allocation chômage est toujours conditionnée par la satisfaction d'une condition de contribution minimale à une caisse d'assurance chômage, et donc

implicitement par l'emploi régulier de l'individu durant une certaine période, la générosité des allocations chômage octroyées a pour effet d'accélérer l'acceptation d'un emploi par cette deuxième catégorie de chômeurs. L'effet d'ensemble des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage dépend donc, selon la théorie de la recherche d'emploi, de l'importance relative de ces deux influences contraires.

A partir des prédictions de la théorie de la recherche d'emploi, une vaste littérature empirique microéconomique, dont la revue critique a fait l'objet du *deuxième chapitre* de la thèse, s'est attachée à estimer l'élasticité de la durée de chômage vis-à-vis du niveau et de la durée des allocations chômage respectivement. En revanche, seul un nombre très restreint de travaux se sont penchés sur la question des conséquences, sur le hasard de sortie du chômage, de la dégressivité des allocations chômage.

Notre synthèse a attiré tout d'abord l'attention, comme nous allons le rappeler brièvement infra, sur le lien faible qui existe entre la théorie de la recherche d'emploi et une très large partie des travaux empiriques, constitué par les modèles à hasards en forme réduite. Ensuite, elle a examiné les méthodes employées dans la littérature empirique et les résultats exposés.

En effet les modèles économétriques en forme réduite exploitent la théorie de la recherche d'emploi uniquement pour le choix des variables de contrôle à prendre en compte lors de l'estimation de l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage. Ainsi, ces études ne constituent pas de véritables tests de la théorie de recherche d'emploi parce que le hasard de sortie du chômage expliqué par ces modèles varie non seulement selon les salaires de réservation que fixent les chômeurs, salaires qui sont influencés par la perception d'allocations chômage, mais également selon le taux d'arrivée d'offres d'emploi, qui est fixé arbitrairement à l'unité, alors que, selon la théorie de la recherche d'emploi, il varie potentiellement au cours de l'épisode de chômage et parmi les chômeurs. Le poids important des modèles réduits dans la littérature empirique qui nous intéresse ici tient au fait que ces modèles permettent une spécification beaucoup plus flexible et réaliste de l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage, par rapport aux modèles alternatifs, de type structurel, dont l'estimation exige bon nombre d'hypothèses arbitraires. N'ayant qu'un lien limité avec le cadre d'analyse commun offert par la théorie de la recherche d'emploi, ces études en forme réduite se caractérisent en effet par

une large variété de spécifications économétriques, variété qui explique, du moins pour partie, la diversité des résultats obtenus.

Du point de vue des méthodes économétriques, ces analyses empiriques mobilisent des modèles de régression provenant de la famille de modèles de durée. Nous avons distingué deux types de stratégies d'identification des effets des allocations chômage sur la durée du chômage : la première consiste à exploiter des réformes des règles d'indemnisation du chômage en appliquant une stratégie quasi-expérimentale de différences en différences. Son principal attrait est qu'elle permet de contrôler les effets des facteurs non observés qui agissent de la même manière sur les chômeurs affectés et non affectés par la réforme analysée. La deuxième stratégie d'identification, qui est celle que nous adoptons pour l'analyse empirique réalisée dans cette thèse, est celle consistant à étudier des chômeurs qui sont indemnisés différemment.

S'agissant des paramètres (règles) de l'indemnisation du chômage dont l'effet sur la durée de chômage a été étudié par la littérature empirique que nous recensons, les auteurs se limitent souvent à la prise en compte du niveau, potentiellement variable avec le temps passé au chômage, des allocations chômage et/ou de leur durée maximale. Nous attirons l'attention sur le fait que les diverses études définissent de manière très différente le taux de remplacement des revenus salariaux par les allocations chômage, en prenant en compte des revenus passés ou prospectifs, individuels ou par ménage, fixes ou variables avec le temps, et considérés sur une période de temps plus ou moins longue. Mais la principale critique que nous adressons à littérature empirique existante est qu'à chaque moment de l'épisode de chômage, seul le niveau courant des allocations chômage est pris en compte dans l'explication du hasard de sortie du chômage, alors que le niveau futur de l'indemnisation, tel que fixé par les règles d'indemnisation du chômage applicables, est également connu par les chômeurs dès leur entrée au chômage, et qu'on peut donc supposer qu'il joue un rôle dans la décision des chômeurs de rester au chômage ou d'en sortir à chaque moment de la période de chômage. Ce rôle des allocations chômage restantes est suggéré par la théorie de la recherche d'emploi, qui suppose que les chômeurs anticipent la diminution des allocations chômage, de sorte que non seulement le comportement d'un chômeur approchant l'épuisement de ses droits au même niveau est différent de celui d'un chômeur qui commence à percevoir une indemnisation de même montant, mais que, à tout moment pendant la période d'indemnisation, pour un même niveau d'indemnisation courant, le comportement des

chômeurs qui anticipent des diminutions brusques est différent de celui des chômeurs s'attendant à une chute progressive, par paliers plus ou moins longs, de leur indemnisation.

Afin de combler cette limite de la littérature antérieure, dans *le troisième chapitre* de cette thèse, nous ne définissons comme facteur central d'intérêt pour notre analyse économétrique de l'impact des allocations chômage sur la durée du chômage, ni le taux de remplacement, ni la durée potentielle d'indemnisation ou encore la durée restante d'indemnisation, mais le concept original de « profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage » : ces profils rendent compte, à chaque moment de l'épisode de chômage, de l'évolution future du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage, telle que cette évolution peut être anticipée par les chômeurs sur la base des règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage qui leur sont applicables au moment de leur entrée au chômage.

Or les règles d'indemnisation du chômage applicables dans les neuf pays européens analysés, dont nous avons réalisé une revue détaillée, prévoient des évolutions du taux de remplacement qui ne sont pas spécifiques à chaque chômeur, mais qui sont communes à des groupes de chômeurs, définis selon des caractéristiques d'âge, de durée de cotisation, de situation familiale etc. C'est pourquoi nous avons abordé l'estimation de l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage en exploitant un modèle de durée à deux niveaux, où les épisodes de chômage sont nichés dans des groupes caractérisés par une même évolution attendue de l'indemnisation du chômage. L'analyse comparative des règles d'indemnisation applicables aux chômeurs connaissant des périodes de chômage dans neuf pays européens nous a permis de distinguer 90 groupes caractérisés par des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage distincts.

Le modèle économétrique que nous avons mis en œuvre nous permet, tout d'abord, de déterminer, au sein de la variance totale du hasard de sortie du chômage, la part de la variance qui est expliquée par les caractéristiques individuelles des chômeurs indemnisés de la même manière, et la deuxième part de la variance, qui est, elle, expliquée par les différences entre les groupes caractérisés par des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage différents. Pour l'échantillon que nous analysons, environ 6% de la variance totale du hasard de sortie du chômage n'est pas associée à des caractéristiques individuelles, mais seulement à des règles d'indemnisation du chômage. Cette variance est

nettement significativement différente de zéro, ce qui justifie l'emploi d'un modèle multiniveaux.

En effet le recours à un modèle multiniveaux offre non seulement la possibilité d'examiner l'ampleur de l'effet de profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage, mais aussi celle d'examiner quels facteurs expliquent cet impact. Ces facteurs sont, a priori, la durée et le taux de remplacement propres à chacun des paliers en cas de dégressivité du profil d'indemnisation pour le reste de l'épisode de chômage. Rendre compte de ces facteurs combinés est complexe, comme nous le montrons dans le chapitre trois. Aussi avons-nous finalement opté pour un instrument qui synthétise ces facteurs au lieu de les juxtaposer. S'agissant de rendre compte non pas du niveau des allocations chômage à un moment donné, mais de son évolution au cours de la période d'indemnisation, nous n'avons pas choisi, comme facteur explicatif de la variance entre groupes s'attendant à être indemnisés selon le même profil attendu d'indemnisation du chômage, ni un taux de remplacement, ni même la durée restante d'indemnisation. En revanche, nous avons utilisé la notion de « pactole espéré », qui indique à chaque moment de l'épisode de chômage, la valeur escomptée de la somme des taux de remplacement attendus pour chaque mois de la période d'indemnisation restante. Introduites dans le modèle en tant que variable principale d'intérêt, les valeurs que nous avons calculées pour cet indicateur de la générosité des allocations chômage permettent d'estimer son impact, qui confirme l'existence d'un effet contre-incitatif des allocations chômage : plus le pactole espéré par le chômeur est important, plus le hasard de sortie du chômage baisse. L'ampleur de cet effet reste cependant faible.

L'analyse que nous avons menée dans cette thèse se heurte néanmoins à un certain nombre de limites qu'il est important de garder à l'esprit lors de la lecture des résultats présentés. Une première catégorie de limites a été imposée à notre analyse par les données empiriques que nous avons mobilisées : tout d'abord, les personnes dont nous analysons la durée de chômage se sont auto-définies comme étant au chômage, et nous ne pouvons pas vérifier si elles sont véritablement à la recherche d'un emploi. Notre échantillon n'est d'ailleurs pas représentatif de la population des chômeurs indemnisés dans les neuf pays analysés. Deuxièmement, nous ne disposons pas d'informations sur l'historique intégral de la carrière professionnelle des chômeurs analysés, historique qui pourrait être un facteur explicatif des durées de chômage que nous observons. Troisièmement, nous ne savons pas quelle a été la distribution mensuelle des allocations annuelles déclarées par le chômeur, ce

qui nous interdit, d'une part, de distinguer entre les chômeurs indemnisés au titre de l'assurance chômage et ceux qui perçoivent des prestations d'assistance chômage, et d'autre part, d'étudier dans quelle mesure les profils attendus d'indemnisation du chômage que nous avons déterminés sur la base de l'analyse des règles d'indemnisation d'assurance chômage correspondent aux profils de l'indemnisation effectivement perçue par les individus. Enfin, la censure non aléatoire qui affecte une partie des durées de chômage que nous analysons constitue une limite à notre analyse, au sens où, si les durées intégrales des épisodes de chômage avaient été observées, les effets estimés auraient peut-être été différents.

Une deuxième catégorie de limites qui influencent notre analyse empirique a été imposée par certains de nos choix méthodologiques. En premier lieu, nous avons considéré une unique destination de sortie du chômage, alors que la distinction entre les sorties vers l'emploi et celles vers d'autres destinations, telles que la retraite, la maladie, ou la maternité, est importante pour l'analyse de l'effet des allocations chômage sur le hasard de sortie du chômage. Pourrait être également importante pour l'appréciation correcte des effets, sur le hasard de sortie du chômage, des perspectives d'indemnisation par les allocations chômage, la différenciation des emplois acceptés par les chômeurs selon leur qualité (en termes de durée du contrat de travail, de nombre d'heures travaillés par jour, de niveau salarial, de pénibilité etc.). En deuxième lieu, nous avons restreint notre analyse au seul premier épisode de chômage observé pour chaque individu, bien qu'environ un quart des chômeurs aient connu plusieurs épisodes de chômage au cours de la période d'observation. En troisième lieu, en raison de la complexité du modèle économétrique spécifié, nous n'avons pas non plus contrôlé les effets de l'hétérogénéité non observée. Ces limites constituent autant de pistes pour nos travaux futurs.

Enfin, il faut noter que la nature réduite du modèle économétrique que nous avons spécifié n'autorise pas une interprétation causale des effets estimés des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage. Seule une association entre les profils attendus d'indemnisation du chômage et les durées des épisodes de chômage a été mise en évidence par l'analyse économétrique réalisée dans cette thèse.

Pour limitée qu'elle soit, cette conclusion n'est pas sans implications quant aux politiques actuelles de réajustement des règles d'indemnisation du chômage ; elle devrait en effet conforter les pouvoirs publics dans leur recherche de systèmes plus incitatifs à la reprise d'un emploi, ceci non seulement dans le souci d'économiser les deniers publics et de ne pas

substituer à l'excès la solidarité publique aux solidarités privées et à l'effort d'épargne, mais aussi eu égard à l'affaiblissement de la cohésion sociale qui résulte des failles d'un système qui oblige les actifs employés et les contribuables à payer pour des personnes qui, soit, fraudent (en travaillant au noir), soit ne font pas les efforts nécessaires pour retrouver un travail et cesser ainsi d'être à la charge de la collectivité.

Références bibliographiques

ADAMCHIK, V. (1999), The Effect of Unemployment Benefits on the Probability of Re-Employment in Poland, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61 No 1 : pp. 95–108.

ADDISON, J. T. et PORTUGAL, P. (2004), How does the unemployment insurance system shape the time profile of jobless duration ?, *Economics Letters*, Vol. 85 : pp. 229–234.

ALLISON, P. D. (1982), Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, *Sociological Methodology*, Vol. 13 : pp. 61–98.

ALLISON, P. D. (1984), *Event History Analysis*, No 07-046 in Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage Publications, 87p.

ALLISON, P. D. (1995), *Survival Analysis Using the SAS System*, SAS Publishing.

ANGRIST, J. D. et PISCHKE, J.-S. (2009), *Mostly Harmless Econometrics : an empiricist's companion*, Princeton University Press, 375p.

ARULAMPALAM, W. et STEWART, M. B. (1995), The Determinants of Individual Unemployment Durations in an Era of High Unemployment, *The Economic Journal*, Vol. 105 No 429 : pp. 321–332.

ATKINSON, A. B. et MICKLEWRIGHT, J. (1985), *Unemployment Benefits and Unemployment Duration : A Study of Men in the United Kingdom in the 1970s*, London School of Economics, 282p.

ATKINSON, A. B. et MICKLEWRIGHT, J. (1991), Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXIX : pp. 1679–1727.

ATKINSON, A. B., GOMULKA, J., MICKLEWRIGHT, J. et RAU, N. (1983), Durée du chômage et incitations : Résultats d'une enquête sur les dépenses des ménages au Royaume-Uni, *Annales de l'INSEE*, Vol. 52 : pp. 3–21.

ATKINSON, A. B., GOMULKA, J., MICKLEWRIGHT, J. et RAU, N. (1984), Unemployment Benefit, Duration, and Incentives in Britain, *Journal of Public Economics*, Vol. 23 : pp. 3–26.

BAKER, M. et MELINO, A. (2000), Duration Dependence and Nonparametric Heterogeneity : A Monte Carlo Study, *Journal of Econometrics*, Vol. 96 : pp. 357–393.

BARBER, J. S., MURPHY, S., AXINN, W. G. et MAPLES, J. (2000), Discrete-time multilevel hazard analysis, *Sociological Methodology*, Vol. 30 : pp. 201–235.

BAUER, J. D. (2009), A Note on Comparing the Estimates of Models for Cluster-Correlated or Longitudinal Data with Binary or Ordinal Outcomes, *Psychometrika*, Vol. 74 No 1 : pp. 97–105.

BENNMARKER, H., CARLING, K. et HOLMLUND, B. (2005), Do Benefit Hikes Damage Job Finding? Evidence from Swedish Unemployment Insurance Reforms, *CESifo Working Paper Category 4 : Labour Markets*, No 1460 : pp. 1–43.

BESSON, E. (2008), *Flexicurité en Europe : éléments d'analyse*, Rapport du Secrétariat d'Etat chargé de la Prospective et de l'Evaluation des politiques publiques, 26 février 2008, 55 p.

BIGGERI, L., BINI, M. et GRILI, L. (2001), The transition fom university to work : a multilevel approach to the analysis of the time to obtain the first job, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, pp. 293–305.

BIT (1982), Résolution concernant les statistiques de la population active, de l'emploi, du chômage et du sous-emploi, adoptée par la treizième Conférence internationale des statisticiens du travail le 1er octobre 1982, http://www.ilo.org/global/What_we_do/-Statistics/standards/resolutions/lang–fr/docName–WCMS_087482/index.htm.

BJÖRKLUND, A. (1978), On the Duration of Unemployment in Sweden, 1965-1976, *Scandinavian Journal of Economics*, pp. 421–439.

BLANCHARD, O. et FISHER, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, 664p.

BLAU, D. M. et ROBINS, P. K. (1986), Job Search, Wage Offers, and Unemployment Insurance, *Journal of Public Economics*, Vol. 29 : pp. 173–197.

BLOSSFELD, H.-P., GOLSCH, K. et ROHWER, G. (2007), *Event History Analysis with Stata*, Lawrence Erlbaum Associates Publishers.

BOERI, T. et VAN OURS, J. C. (2008), *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press, 319p.

BONNAL, L. et FOUGERE, D. (1990), Les déterminants de la durée du chômage, *Economie et Prévision*, Vol. 96 No 5 : pp. 45–82.

BOVER, O. M., ARELLANO, M. et BENTOLILA, S. (2002), Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle, *The Economic Journal*, Vol. 12 : pp. 223–265.

BRADBURN, N. M., RIPS, L. J. et SHEVELL, S. K. (1987), Answering Autobiographical Questions : The Impact of Memory and Inference on Surveys, *Science*, pp. 157–161.

BRESLOW, N. E. (1974), Covariance Analysis of Censored Survival Data, *Biometrics*, Vol. 30 : pp. 89–99.

BROSIUS, J. (2001), A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg, *Documents PSELL*, Vol. 126 : pp. 1–70.

BROWNING, C. R., LEVENTHAL, T. et BROOKS-GUNN, J. (2005), Sexual Initiation in Early Adolescence : The Nexus of Parental and Community Control, *American Sociological Review*, Vol. 70 No 5 : pp. 758–778.

BURDETT, K. (1979), *Studies in the Economics of Search*, North-Holland Publishing Company, chapitre « Search, Leisure and Individual Labor Supply », pp. 157–170.

CAHUC, P. et ZYLBERBERG, A. (1996), *Economie du travail : la formation des salaires et les déterminants du chômage*, De Boeck et Larcier, 608p.

CAHUC, P. et ZYLBERBERG, A. (2001), *Le marché du travail*, De Boeck et Larcier, chapitre « L'offre de travail et la recherche d'emploi : La théorie de la prospection d' emploi », pp. 47–88.

CARD, D. et LEVINE, P. B. (2000), Extended benefits and the duration of UI spells : evidence from the New Jersey extended benefit program, *Journal of Public Economics*, Vol. 78 : pp. 107–138.

CARD, D., CHETTY, R. et WEBER, A. (2007), The Spike at Benefit Exhaustion : Leaving the Unemloyment System or Starting a New Job?, *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 97 No 2 : pp. 113–118.

CARLING, K., EDIN, P., HARKMAN, A. et HOLMLUND, B. (1996), Unemployment duration, unemployment benefits, and labour market programs in Sweden, *Journal of Public Economics*, Vol. 59 : pp. 313–334.

CARLING, K., HOLMLUND, B. et VEJSIU, A. (2001), Do Benefit Cuts Boost Job Finding? Swedish Evidence from the 1990s, *The Economic Journal*, Vol. 111 : pp. 766–790.

CASES, C. (1996), Assurance-chômage et offre de travail, *Economie et Statistique*, Vol. 1/2 No 291-292 : pp. 139–150.

CASES, C. et LOLLIVIER, S. (1993), Estimation d'un modèle de sortie du chômage à destinations multiples, *Economie et Prévision*, Vol. 113-114 : pp. 177–187.

CASES, C. et LOLLIVIER, S. (1994), A Structural Model of Unemployment with Multiple Destinations, *Document de travail Crest*, No 9332.

CHAMBERLAIN, G. (1985), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge University Press, chapitre "Heterogeneity, omitted variable bias, duration dependence", 432p.

CLASSEN, K. P. (1977), The Effect of Unemployment Insurance on the Duration of Unemployment and Subsequent Earnings, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 30 No 4 : pp. 438–444.

CLAYTON, D. et CUZICK, J. (1985) Multivariate Generalizations of the Proportional Hazards Model, *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Vol. 148 No 2 : pp. 82–117.

COMISSION EUROPEENNE (1994-2001), MISSOC : Tableaux comparatifs sur la protection sociale dans les Etats membres de l'UE, de l'Espace économique européen et en Suisse, http ://ec.europa.eu/employment_social/social_protection/-missoc_tables_fr.htm.

COMISSION EUROPEENNE (2007), *Employment in Europe*, Direction Générale Emploi, Affaires Sociales et Egalité des Chances, 274p.

COX, D. R. (1972), Regression Models and Life-Tables (with discussion), *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol. 34 : pp. 187–220.

COX, D. R. et OAKES, D. (1984), *Analysis of Survival Data*, Chapman and Hall, 198p.

DANZIGER, S., HAVEMAN, R. et PLOTNICK, R. (1981), How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution : A Critical Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. XIX : pp. 975–1028.

DEVINE, T. J. et KIEFER, N. M. (1991), *Empirical Labor Economics : The Search Approach*, Oxford University Press, 341p.

DORMONT, B., FOUGERE, D. et PRIETO, A. (2001), L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi, *Economie et Statistique*, Vol. 343 No 3 : pp. 3–28.

ECB (2010), Measuring inflation in the euro area : The Harmonised Index of Consumer Prices (HICP) - Anual percentage changes, http://www.ecb.int/stats/prices/hicp/html/-inflation.en.html, consulté le 20 juin 2010.

ECKSTEIN, Z. et VAN DEN BERG, G. J. (2007), Empirical Labor Search Models : A Survey, *Journal of Econometrics*, Vol. 127 No 2 : pp. 531–564.

EFRON, B. (1977), The Efficiency of Cox's Likelihood Function for Censored Data, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76 : pp. 312–319.

EHRENBERG, R. G. et OAXACA, R. L. (1976), Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain, *The American Economic Review*, Vol. 66 No 5 : pp. 754–766.

EUROSTAT (2010), The European Community Household Panel (ECHP), consulté le 01.03.2010, http ://circa.europa.eu/irc/dsis/echpanel/info/data/information.html.

EUROSTAT (2010a), Tableaux d'Euro-Indicateurs, Taux de chômage totaux harmonisés, http ://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/-table.do?tab=table&plugin=1&language=fr&pcode=teilm020, consulté le 25 juin 2010.

EUROSTAT (2010b), Tableaux d'Euro-Indicateurs, Chômage harmonisé, http ://-epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/-

table.do?tab=table&init=1&language=fr&pcode=teilm010&plugin=1, consulté le 25 juin 2010.

EUROSTAT (2010c), Dépenses publiques pour les interventions publiques sur le marché du travail, http ://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/labour_market/-labour_market_policy/database#, consulté le 25 juin 2010.

FAREWELL, V. T. et PRENTICE, R. L. (1980), The Approximation of Partial Likelihod with Emphasis on Case-Control Studies, *Biometrika*, Vol. 67 : pp. 273–278.

FLORENS, J.-P., GERARD-VARET, L.-A. et WERQUIN, P. (1989), L'impact de l'indemnisation sur la durée et l'ancienneté au chômage, *Economie et Prévision*, No 87 : pp. 93–104.

GAZIER, B. (1998), Ce que sont les marchés transitionnels, dans BARBIER, J. C. et GAUTIE, J. (dir.), *Les politiques de l'emploi en Europe et aux Etats Unis*, PUF, pp. 339–355.

GAZIER, B. (1999), Assurance chômage, employabilité er marchés transitionnels du travail, *Cahiers de la Maison des Sciences Economiques*, No 9903,18p.

GOLDSTEIN, H, BROWNE, W. et RASBASH, J. (2002) Partitioning Variation in Multilevel Models, *Understanding Statistics*, Vol. 1 No 4 : pp. 223–231.

GRONAU, R. (1971), Information and Frictional Unemployment, *American Economic Review*, Vol. 61 No 3 : pp. 290–301.

GROOT, W. (1990), The effects of benefits and duration dependence on re-employment probabilities, *Economics Letters*, Vol. 32 No 4 : pp. 371–376.

HARRIS, E. K. et ALBERT, A. (1991), *Survivorship analysis for clinical studies*, Marcel Dekker, 200p.

HAUSMAN, P., RAY, J.-C., REINSTADLER, A. et ZANARDELLI, M. (2003), Passé professionnel et durée de chômage en Europe : mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité, *Cahier PSELL*, No 125b, 82p.

HECKMAN, J. J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol. 47 No 1 : pp. 153–161.

HECKMAN, J. J. et BORJAS, G. (1980), Does Unemployment Cause Future Unemployment ?, *Economica*, Vol. 47 : pp. 247–283.

HECKMAN, J. J. et SINGER, B. (1984), A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data, *Econometrica*, Vol. 52 No 2 : pp. 271–320.

HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. J. et TODD, P. E. (2003), Fifty Years of Mincer Earnings Regressions, *IZA Disscution Paper Series*, No 775.

HEDEKER, D., SIDDIQUI, O. et FRANK, H. B. (2000), Random-effects regression analysis of correlated grouped-time survival data, *Statistical Methods in Medical Research*, Vol. 9 : pp. 161–179.

HILLS, S. M. (1982), Estimating the Relationship between Unemployment Compensation and the Duration of Unemployment - The Problem of Eligible Nonfilers, *The Journal of Human Resources*, Vol. 17 No 3 : pp. 460–470.

HOLMLUND, B. (1998), Unemployment Insurance in Theory and Practice, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 1 : pp. 113–141.

HSIEH, F. Y. (1995), A Cautionary Note on the Analysis of Extreme Data with Cox Regression, *The American Statistician*, Vol. 49 : pp. 226–228.

HUJER, R. et SCHNEIDER, H. (1989), The Analysis of Labor Market Mobility Using Panel Data, *European Economic Review*, Vol. 33 : pp. 530–536.

HUNT, J. (1995), The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany, *Journal of Labor Economics*, Vol. 13 No 1 : pp. 88–120.

IGSS (1993-2000), *Aperçus sur la législation de la sécurité sociale*, Luxembourg.

JÄCKLE, A. (2008), The Causes of Seam Effects in Panel Surveys, *ISER Working Paper*, No 14 : p. 40.

JENKINS, S. (2005), Survival Analysis, unpublished „Lecture Notes' manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, www.iser.essex.ac.uk/files/teaching/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf.

JENSEN, P. et WESTERGÅRD-NIELSEN, N. (1987), A Search Model Applied to the Transition from Education to Work, *Review of Economic Studies LIV*, pp. 461–472.

JOUTARD, X. et WERQUIN, P. (1992), Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires, *Economie et Prévision*, Vol. 102-103 : pp. 143–156.

KALBFLEISCH, J. D. et PRENTICE, R. (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley and Sons, Inc., 321p.

KATZ, L. F. et MEYER, B. D. (1990), The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment, *Journal of Public Economics*, Vol. 41 No 1 : pp. 45–72.

KETTUNEN, J. (1996), Duration-dependent features of unemployment insurance, *Economics Letters*, Vol. 51 : pp. 115–121.

KRUEGER, A. B. et MEYER, B. D. (2002), *Handbook of Public Economics*, Elsevier Science Publisher BV, chapitre 33 « Labour Supply Effects of Social Insurance », pp. 2328–2392.

KOSKELA, E. et Uusitalo, R. (2003), The Un-Intended Convergence: How the Finish Unemployment Reached the European Level, *CESifo Working Paper Category 4 : Labour Markets*, No 878 : pp. 1–43.

LALIVE, R. (2007), Unemployment benefits, duration, and post-unemployment jobs, *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 97 No 2 : pp. 108–112.

LALIVE, R. (2008), How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 142 : pp. 785–806.

LALIVE, R. et ZWEIMUELLER, J. (2004), Benefit entitlement and unemployment duration. The role of policy endogeneity, *Journal of Public Economics*, Vol. 88 : pp. 2587–2616.

LALIVE, R., VAN OURS, J. C. et ZWEIMÜLLER, J. (2006), How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment, *Review of Economic Studies*, Vol. 73 : pp. 1009–1038.

LANCASTER, T. (1979), Econometric Methods for the Duration of Unemployment, *Econometrica*, Vol. 47 No 4 : pp. 939–956.

LANCASTER, T. (1990), *The econometric analysis of transition data*, No 17 in Econometric Society monographs, Cambridge University Press, 352p.

LANCASTER, T. et CHESHER, A. (1982), Simultaneous Equations with Endogenous Hazards, *Studies in Labor Market Dynamics (Sandbjerg Workshop Proceedings)*, pp. 16–73.

LANCASTER, T. et NICKELL, S. (1980), The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol. 143 No 2 : pp. 141–165.

LEMAÎTRE, G. (1992), Dealing With the Seam Problem for the Survey of Labour and Income Dynamics, *SLID Research Paper Series*, Vol. 92 No 5 : 38p.

LIPPMAN, S. A. et MCCALL, J. J. (1976a), The Economics of Job Search : A Survey, *Economic Inquiry - Journal of Western Economic Association*, Vol. XIV No 2 : pp. 155–189.

LIPPMAN, S. A. et MCCALL, J. J. (1976b), The Economics of Job Search : A Survey, *Economic Inquiry - Journal of Western Economic Association*, Vol. XIV No 3 : pp. 347–368.

MACHIN, S. et MANNING, A. (1999), *Handbook of Labor Economics, vol. 3, part 3*, MacMillan Press Ltd, chapitre 47 « The causes and consequences of longterm unemployment in Europe », pp. 3085–3139.

MCLEAN, A. R., WILLIAM, S. L. et WALTER, S. W. (1991), A Unified Approach to Mixed Linear Models, *The American Statistician, Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 45 : pp. 54–64.

MEYER, B. D. (1990), Unemployment Insurance and Unemployment Spells, *Econometrica*, Vol. 58 No 4 : pp. 757–782.

MEYER, B. D. (1995), Lessons form the US Unemployment Insurance Experiments, *Journal of Economic Literature*, Vol. 33 No 1 : pp. 91–131.

MOFFITT, R. (1985), Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells, *Journal of Econometrics*, Vol. 28 : pp. 85–101.

MOFFITT, R. et NICHOLSON, W. (1982), The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment : The Case of Federal Supplemental Benefits, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXIV No 1 : pp. 1–11.

MORTENSEN, D. T. (1977), Unemployment Insurance and Job Search Decisions, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 30 No 4 : pp. 505–517.

MORTENSEN, D. T. (1986), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publisher BV, Vol. 2, chapitre 15 « Job Search and Labor Market Analysis », pp. 849–919.

MORTENSEN, D. T. (1990), *Advances in the Theory of Measurement of Unemployment*, The Macmillan Press Ltd., chapitre « A Structural Model of Unemployment Insurance Benefit Effects on the Incidence and Duration of Unemployment », pp. 57–81.

NARENDRANATHAN, W. et NICKELL, S. (1985), Modelling the Process of Job Search, *Journal of Econometrics*, Vol. 28 : pp. 29–49.

NARENDRANATHAN, W. et NICKELL, S. (1986), *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, chapitre « Estimating the Parameters of Interest in a Job Search Model », pp. 1–14.

NARENDRANATHAN, W. et STEWART, M. B. (1993a), How Does The Benefit Effect Vary as Unemployment Spells Lengthen?, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8 No 4 : pp. 361–381.

NARENDRANATHAN, W. et STEWART, B. M. (1993b), Modelling the Probability of Leaving Unemployment : Competing Risks Models with Flexible Base-line Hazards, *Applied Statistics*, Vol. 42 No 1 : pp. 63–83.

NARENDRANATHAN, W., NICKELL, S. et STERN, J. (1985), Unemployment Benefits Revisited, *The Economic Journal*, Vol. 95 : pp. 307–329.

NICKELL, S. (1979), The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment, *The Economic Journal*, Vol. 89 : pp. 34–49.

NICKELL, S. (1979), Estimating the Probability of Leaving Unemployment, *Econometrica*, Vol. 47 No 5 : pp. 1249–1266.

OCDE (2002), *Statistiques de la population active*, OCDE Publishing, 435p.

OECD (1995-2001), Benefits and Wages : gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models, http ://www.oecd.org/dataoecd/14/40/34010503.pdf.

PACCAGNELLA, O. (2006), Centering or not Centering in Multilevel Models? The Role of the Group Mean and the Assesment of Group Effects, *Evaluation Review*, Vol. 30 No 1 : pp. 66–85.

PEDERSEN, N. J. et WESTERGÅRD-NIELSEN, N. (1993), Unemployment : A Review of the Evidence from Panel Data, *OECD Economic Studies*, Vol. 20 : pp. 65–114.

PELLIZZARI, M. (2006), Unemployment Duration and the Interactions Between Unemployment Insurance and Social Assistance, *Labour Economics*, Vol. 13 : pp. 773–798.

PETERSEN, T. (1991), Time-Aggregation Bias in Continuous-Time Hazard-Rate Models, *Sociological Methodology*, Vol. 21 : pp. 263–290.

PETO, R. (1972), Contribution to the discussion of paper by D. R. Cox, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 34 : pp. 205–207.

PRIETO, A. (2000), L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur les taux de reprise d'emploi, *Revue Economique*, Vol. 51 No 3 : pp. 523–534.

PUHANI, A. P. (2000), Poland on the dole : The effect of reducing the unemployment benefit entitlement period during transition, *Journal of Population Economics*, Vol. 13 : pp. 35–44.

RABE-HESKETH, S. et SKRONDAL, A. (2008), *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, Stata Press, 2e edition, 562p.

RABE-HESKETH, S., SHYING, Y. et PICKLES, A. (2001), Multilevel models for censored and latent responses, *Statistical Methods in Medical Research*, Vol. 10 : pp. 409–427.

RAY, J.-C. (1997), La dépendance de durée, résultat en soi ou simple mesure de notre ignorance?, *Les cahiers de recherche de l'ADEPS*, Vol. 20 : pp. 1–21.

RAY, J.-C., CARVOYEUR, L. et JEANDIDIER, B. (1986), *Transferts Sociaux et modes de cohabitation : le cas des femmes ayant des enfants à charge*, Rapport de recherche, Faculté de Droit et des Sciences Economiques, Université de Nancy II, 377p.

REARDON, F. S., BRENNAN, T. R. et BUKA, L. S. (2002), Estimating Multi-Level Discrete-Time Hazard Models Using Cross-Sectional Data : Neighborhood Effects on the Onset of Adolescent Cigarette Use, *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 37 No 3 : pp. 297–330.

RIDDER, G. (1987), *The sensitivity of duration models to misspecified unobserved heterogeneity and duration dependence*, Mimeo, University of Amsterdam.

RØED, K. et ZHANG, T. (2003), Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration?, *The Economic Journal*, Vol. 113 : pp. 190–206.

SASTRY, N. (1996), Community Characteristics, Individual and Household Attributes, and Child Survival in Brazil, *Demography*, Vol. 33 No 2 : pp. 211–229.

SCHWEITZER, S. O. et SMITH, R. E. (1974), The Persistence of the Discouraged Worker Effect, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 27 No 2 : pp. 249–260.

SINGER, J. D. et WILLETT, J. B. (2003), *Applied Longitudinal Data Analysis*, Oxford University Press, 644p.

SNIJDERS, T. A. B. et BOSKER, R. J., (2004), *Multilevel Analysis : An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Sage Publications, 266p.

STEELE, F., DIAMOND, I. et WANG, D. (1996), The Determinants of the Duration of Contraceptive Use in China : A Multi-Level Multinomial Discrete-Hazards Modeling Approach, *Demography*, Vol. 33 No 1 : pp. 12–23.

STERN, S. (1989), Estimating a Simultaneous Search Model, *Journal of Labor Economics*, Vol. 7 No 3 : pp. 348–369.

STIGLER, G. J. (1961), The Economics of Information, *The Journal of Political Economy*, Vol. 69 No 3 : pp. 213–225.

STIGLER, G. J. (1962), Information in the Labor Market, *The Journal of Political Economy*, Vol. 70 No 5 : pp. 94–105.

TSIATSIS, A. (1975), A Nonidentifiability Aspect of the Problem of Competing Risks, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, No 72 : pp. 20–22.

UNEDIC (2010), Note concernant la situation financière de l'Assurance chômage pour les années 2010 et 2011, http ://www.unedic.org/Finances/situation-financiere-de-l%E2%80%99assurance-chomage, consulté le 25 juin 2010.

VAN DEN BERG, G. (1990), Nonstationarity in Job Search Theory, *Review of Economic Studies*, Vol. 57 : pp. 255–277.

VAN OURS, J. C. et VODOPIVEC, M. (2006), How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment : Evidence from a Natural Experiment, *Journal of Labor Economics*, Vol. 24 No 2 : pp. 351–378.

VANEECLOO, N. (1985), Chômage et Indemnisation. Le problème du Chômage de Longue durée, Thèse Complémentaire au Doctorat d'Etat, Université des Sciences et Techniques de Lille, 288p.

VARIAN, H. R. (1992), *Microeconometric Analysis*, W. W. Norton Press, New York, 3e édition.

VERMUNT, J. (1996), *Log-linear event history analysis : a general approach with missing data, latent variables and unobserved heterogeneity*, Thèse de doctorat, Tilburg University, 365p.

VISHVANATH, T. (1989), Job Search, Stigma Effect and Escape Rate from Unemployment, *Journal of Labour Economics*, No 4 : pp. 487–502.

WINTER-EBMER, R. (1998), Potential Unemployment Benefit Duration and Spell Length : Lessons from a Quasi-Experiment in Austria, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 60 No 1 : pp. 33–45.

Annexes

Annexe 1 – Revue des règles d'indemnisation du chômage au titre de l'assurance chômage qui étaient en vigueur dans les neuf pays analysés durant la période des années 1993 à 2000

Cette annexe donne un aperçu de la législation de l'indemnisation du chômage au titre de l'assurance chômage qui était en vigueur dans les neuf pays analysés durant la période des années 1993 à 2000. Les règles d'indemnisation du chômage que nous présentons ici ont été dégagées à partir des informations relatives aux dispositions législatives, réglementaires et conventionnelles concernant l'indemnisation au titre de l'assurance chômage recueillies par trois sources : tout d'abord, la Commission Européenne, sous la forme des tableaux comparatifs MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001), deuxièmement, par l'OCDE, dans la collection « Benefits and Wages » (OECD, 1995-2001), et , enfin, par les rapports de l'Inspectorat Général de la Sécurité Sociale (IGSS) au Luxembourg concernant les dispositions en vigueur dans ce pays (IGSS, 1993-2000). Les tableaux MISSOC et les rapports de l'IGSS recueillent annuellement les éventuels changements législatifs (mais ne sont pas parus dans l'année 1997), alors que les rapports de l'OCDE sont biannuels et renseignent sur les années 1995, 1997, 1999 et 2001.

Nous présentons les dispositions législatives, réglementaires et conventionnelles relatives à l'indemnisation d'assurance chômage sous forme de tableaux indiquant, pays par pays, les évolutions au cours des huit années qui nous intéressent ici.

Tableau A1.1 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Allemagne

Règles d'indemnisation d'assurance chômage (« Arbeitslosenversicherung ») ALLEMAGNE (années 1993-2000)	
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-1996 ; 1998-2000 : tous les travailleurs salariés, c'est-à-dire : ouvriers, employés et travailleurs en formation professionnelle, y compris les jeunes handicapés
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-1996 : (1) être disponible pour le travail et (2) s'être personnellement déclaré chômeur auprès du bureau de placement 1997 : (1) avoir moins de 65 ans ; (2) s'être déclaré chômeur auprès du bureau de placement ; (3) rechercher un emploi et (4) être disponible pour le travail 1998-2000 : (1) être au chômage, c'est-à-dire être sans emploi et être à la recherche d'un emploi; et (2) s'être personnellement déclaré chômeur auprès du bureau de placement. *Age maximal :* 1993-2000 : 65 ans *Conditions de ressources :* les revenus provenant d'une activité secondaire (qui est définie comme une activité de moins de 18 heures par semaine (1993-1996) et une activité de moins de 15 heures par semaine dès 1997) réduisent le droit à l'assurance chômage (« Arbeitslosengeld »). Les autres revenus ou ressources ne sont pas considérés. En 2000, il y a toutefois un montant exonéré s'élevant à 20% de l'allocation de l'assurance chômage (« Arbeitslosengeld »), minimum: DEM 315 (EUR 161)
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : Le chômeur doit justifier d'au moins 360 jours calendaires (12 mois) d'emploi assujetti à l'assurance pendant les 3 dernières années. Pour tous les profils autre que le profil minimal, il y a un nombre (croissant) de mois de contribution à remplir pendant les derniers 7 années (OCDE, 1995-2001)
Délai de carence	1993-2000 : néant
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-1996 : 6 jours par semaine ; 1997-2000 : 7 jours par semaine

…/…

…/…

<table>
<tr><td>Durée de versement</td><td>La durée d'indemnisation dépend de la durée d'emploi assujetti à l'assurance et de l'âge :
1993-1996 : durée d'emploi (mois) — âge (ans) — durée d'indemnisation (jours et mois)
12 - 156 (6)
16 - 208 (8)
20 - 260 (10)
24 - 312 (12)
28 42 364 (14)
32 42 416 (16)
36 42 468 (18)
40 44 520 (20)
44 44 572 (22)
48 49 624 (24)
52 49 676 (26)
56 54 728 (28)
60 54 780 (30)
64 54 832 (32)
1997-2000 : durée d'emploi (mois) — âge (ans) — durée d'indemnisation (mois)
12 - 6
16 - 8
20 - 10
24 - 12
28 45 14
32 45 16
36 45 18
40 47 20
44 47 22
48 52 24
52 52 26
56 57 28
60 57 30
64 57 32</td></tr>
<tr><td>Salaire de référence</td><td>Moyenne du salaire hebdomadaire (1993 : des 3 derniers mois ; 1994-1996 : des 6 derniers mois ; 1998-2000 : des 52 dernières semaines)</td></tr>
<tr><td>Taux des prestations</td><td>Barème de rémunérations nettes calculées sur une base forfaitaire fixe pour chaque année civile : 1993 : (a) Bénéficiaire avec enfant(s) : 68% du salaire net et (b) Bénéficiaire sans enfant : 63% du salaire net.
1994-2000 : (a) Bénéficiaire avec enfant(s) : 67% du salaire net et (b) Bénéficiaire sans enfant : 60% du salaire net</td></tr>
<tr><td>Plafond de salaire</td><td>Mensuellement :
1993 : anciens Länder : DEM 7200 (ECU 3671) ; nouveaux Länder : DEM 5300 (ECU 2702)
1994 : anciens Länder : DEM 7600 (ECU 3956) ; nouveaux Länder : DEM 5900 (ECU 3071)
1995 : anciens Länder : DEM 7800 (ECU 4194) ; nouveaux Länder : DEM 6400 (ECU 3441)
1996 : anciens Länder : DEM 8000 (ECU 4175) ; nouveaux Länder : DEM 6800 (ECU 3549)
1997 : les plafonds représentent 60% et 67% de DEM 8500 respectivement (selon le statut familial). Note : OECD mentionne ces seuils selon la situation familiale pour toute la période analysée.
1998 : anciens Länder : DEM 8400 (ECU 4250) ; nouveaux Länder : DEM 7000 (ECU 3542)
1999 : anciens Länder : DEM 8400 (EUR 4295) ; nouveaux Länder : DEM 7000 (EUR 3579)
2000 : anciens Länder : DEM 8500 (EUR 4346) ; nouveaux Länder : DEM 7200 (EUR 3681)</td></tr>
<tr><td>Suppléments familiaux</td><td>1993-1996 ; 1998-2000 : allocations familiales normales</td></tr>
</table>

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : DEM – Deutsche Mark ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.2 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Autriche

Règles d'indemnisation d'assurance chômage (« Arbeitslosenversicherung ») AUTRICHE (années 1995[188]-2000)	
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1995-2000 : tous les travailleurs salariés, apprentis et les participants aux mesures de promotion d'emploi prévues dans le cadre d'une rééducation L'assurance n'est pas obligatoire si la rémunération est inférieure à [1995 : ATS 3452 (ECU 264) ; 1996 : ATS 3600 (ECU 267) ; 1998 : ATS 3830 (ECU 275) ; 1999 : ATS 3899 (EUR 283); 2000 : ATS 3977 (EUR 289)] par mois (« Geringfügigkeitsgrenze »)
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1995-2000 : (1) être apte au travail, avoir la volonté de travailler et être sans travail ; (2) avoir rempli les conditions de stage, (3) ne pas avoir épuisé les droits à l'assurance chômage ; dès 1996 s'ajoute aussi la condition (4) se tenir à la disposition du bureau de placement *Age maximal :* 1995-2000 : L'allocation chômage (« Arbeitslosengeld ») est accordée au maximum jusqu`au moment où les conditions pour une pension de vieillesse sont remplies (voir tableau VII ou VI "Vieillesse"). Note : âge légal de la retraite : hommes – 65 ans ; femmes – 60 ans ; âge légal de retraite anticipée : hommes – 60 ans ; femmes – 55 ans. *Conditions de ressources :* 1995-2000 : les revenus provenant d'une activité minimale – apportant un revenu de jusqu'à [1995 : ATS 3452 (ECU 264) ; 1996 : ATS 3600 (ECU 267) ; 1997 : ATS 3740 ; 1998 : ATS 3830 (ECU 275) ; 1999 : ATS 3899 (EUR 283) ; 2000 : ATS 3977 (EUR 289)] par mois - ne réduisent pas les droits, un revenu supérieur à cette limite l'annule complètement (réglementations spéciales pour les emplois dont la durée est inférieure à un mois et pour les activités indépendantes)
Durée de cotisation minimale	1995-2000 : période d'assurance : - 52 semaines dans les 24 derniers mois, - 26 semaines dans les 12 derniers mois pour les personnes de moins de 25 ans. Note: OECD (1995, p. 8): "The employment requirement for repeat spells has increased from 20 to 26 weeks in 1995", mais aussi OECD (1995, p. 1, 1997, p. 1): "only 20 weeks of unemployment suffice in the case of repeated spells of non-seasonal unemployment", et OECD (1999, p.1): "only 26 weeks suffice in case of repeated spells of unemployment" Conclusion : considérer qu'il y a une condition de 26 semaines pour les moins de 25 ans
Délai de carence	1995-2000 : Aucun. Si la cessation du contrat de travail a été causée par une faute de l'employé ou si celui-ci a quitté son emploi sans motif reconnu légitime, le droit aux allocations chômage est suspendu pendant quatre semaines.
Jours d'attribution de l'indemnité	1995-2000 : tous les jours
Durée de versement	1995-2000 : La durée de versement varie en fonction de la durée d'affiliation et de l'âge: Durée d'affiliation — Durée de versement (en semaines) 52 semaines en 2 ans — 20 156 semaines en 5 ans — 30 312 semaines en 10 ans, âgé de 40-49 ans — 39 468 semaines en 15 ans, âgé de 50 ans ou plus — 52 Cette durée de versement est prolongée à 156 ou 209 semaines en cas de participation à une mesure spéciale de formation ("Arbeitsstiftungen").

…/…

[188] L'Autriche participe aux enquêtes ECHP uniquement à partir de l'année 1995, ce qui nous permet d'observer des épisodes de chômage seulement à partir de l'année 1995. Nous limitons donc notre revue des règles d'indemnisation du chômage à la période 1995-2000.

…/…

Salaire de référence	1995 : rémunération moyenne des dernières 26 semaines ou des 6 derniers mois (en cas de rémunération mensuelle). Les versements spéciaux (13^e , 14^e mois) sont pris en compte proportionnellement. 1996-2000 : rémunération moyenne de la dernière année civile complète. Les versements spéciaux (13^e, 14^e mois) sont pris en compte proportionnellement.
Taux des prestations	1995-2000 : Montant de base: ***56 % du salaire net journalier***. Taux inférieur : 1995 : ATS 55,10 (ECU 4,20) par jour ; 1996 : ATS 55,10 (ECU 4,10) par jour ; 1997 : ATS 1079 par mois ; 1998 : ATS 56,20 (ECU 4) par jour ; 1999 : ATS 58,50 (EUR 4,25) par jour ; 2000 : ATS 58,50 (EUR 4,25) par jour Taux supérieur : 1995 :ATS 417,80 (ECU 32) par jour ; 1996 : ATS 417,80 (ECU 31) par jour ; 1997 : ATS 13472 par mois ; 1998 : ATS 465,40 (ECU 33) par jour ; 1999 : ATS 470,60 (EUR 34) par jour ; 2000 : ATS 488,50 (EUR 36) par jour
Plafond de salaire	Montants mensuels : 1995 : ATS 33600 (ECU 2.569) ; 1996 : ATS 39000 (ECU 2.892) ; 1997 : ATS 40800 ; 1998 : ATS 37800 (ECU 2719) ; 1999 : ATS 39000 (EUR 2834) ; 2000 : ATS 40800 (EUR 2965)
Suppléments familiaux	1995-2000 : Les suppléments familiaux (« Familienzuschläge ») sont accordés pour le conjoint (concubin), les enfants et les petits-enfants. Si le revenu du conjoint (concubin) dépasse ATS 14000 (c'est-à-dire 1995 : ECU 1070 ; 1996 : ECU 1038 ; 1998 : ECU 1007 ; 1999 : EUR 1017 ; 2000 : EUR 1017), les suppléments familiaux sont réduites de jusqu'à 100%. Montant des suppléments : 1995 : ATS 20,90 (ECU 1,60) par jour ; 1996 : ATS 21,40 (ECU 1,60) par jour ; 1997 : ATS 642 par mois ; 1998 : ATS 21,70 (ECU 1,60) par jour ; 1999 : ATS 22 (EUR 1,60) par jour ; 2000 : ATS 22,10 (EUR 1,61) par jour. Les suppléments familiaux pour conjoint (concubin) ne sont accordés qu'en liaison avec les suppléments familiaux pour enfants et petits-enfants mineurs.

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : ATS – Schilling autrichien ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.3 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Danemark

	Règles d'indemnisation d'assurance chômage DENMARK (années 1993-2000)
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	Assurance volontaire : Peuvent être admis comme membres dans une caisse de chômage : (1) les travailleurs salariés et les indépendants âgées de 16 à 65 ans (en 1993-1994) et de 18 à 65 ans (en 1995-2000) ; (2) les jeunes qui ont terminé une éducation professionnelle d'une durée de 18 mois au moins (en 1996-2000 il est nécessaire que les jeunes s'affilient à une caisse au plus tard 2 semaines après avoir terminé leur éducation/formation) ; et (3) les personnes astreintes au service militaire Dès 1994, également (4) les conjoint(e)s aidants des indépendants
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	(1) être involontairement privé d'emploi; (2) être apte au travail ; (3) être inscrit au bureau de placement ; en 1995 s'ajoute le critère (4) être activement à la recherche d'un emploi ; en 1996-2000 s'ajoute le critère (5) être à la disposition du marché du travail *Age maximal* : 1993-1999 : 66 ans ; 2000 : 64 ans *Conditions de ressources* : 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	1993-1996 : 26 semaines d'emploi au cours des 3 dernières années (pour l'assuré ayant droit à une pension vieillesse ou d'invalidité : 26 semaines au cours des 18 derniers mois) et 1 an d'assurance auprès d'une caisse. 1997-2000 : 52 semaines d'emploi au cours des 3 dernières années et 1 an d'assurance auprès d'une caisse
Délai de carence	1993-1999 : néant ; 2000 : pour les travailleurs indépendants: 4 semaines de carence
Jours d'attribution de l'indemnité	1993 : 6 jours par semaine ; 1994-2000 : 5 jours par semaine
Durée de versement	Les tableaux MISSOC indiquent : 1993 : « Limitée à 2½ ans. Un assuré qui a reçu une offre d'éducation (professionnelle) ou d'emploi a toujours droit à des allocations journalières jusqu'au jour ou commence l'éducation ou l'emploi. La durée est limitée à 12 mois pour l'assuré ayant droit à une pension sociale de vieillesse ou d'invalidité. *Prestation de transition* : un membre d'une caisse d'assurance chômage, âgé de 55-59 ans, qui est sur le point de perdre son droit aux indemnités journalières à cause de la limitation de la durée, a droit à une « prestation de transition » de 80% du maximum des indemnités journalières. Cette prestation cesse à l'âge de 60 ans ou en cas d'attribution d'une préretraite. » 1994 : « Limitée à deux périodes, la première de 4 ans et la seconde de 3 ans. Un assuré qui a reçu une offre d'éducation (professionnelle) ou d'emploi a toujours droit à des allocations journalières jusqu'au jour ou commence l'éducation ou l'emploi. La durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois pour l'assuré ayant droit à une pension sociale de vieillesse ou d'invalidité. *Prestation de transition* : un membre d'une caisse d'assurance chômage, âgé de 55-59 ans, qui a droit aux allocations de chômage et qui a touché cette prestation au moins 12 mois au cours des 15 derniers mois, a droit à une « prestation de transition » (overgangsydelse) de 82% du maximum des indemnités journalières. Cette prestation cesse à l'âge de 60 ans ou en cas d'attribution d'une préretraite. A titre d'essai les personnes âgées de 50-54 ans peuvent choisir la prestation de transition jusqu`à la fin de l'année 1996. Salaire jusqu'à DKR 27500 (ECU 3646) par an sans réduction de la prestation. »

…/…

Durée de versement	1995 : « Limitée à deux périodes, la première de 4 ans (période 1) et la seconde de 3 ans (période 2). Pour les chômeurs âgés de 50 ans la période 2 peut être étendue jusqu'à leur 60e année s'ile remplissent les conditions pour avoir à cette âge une préretraite. A l'âge de 60 ans, la durée du versement est restreinte. La durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois pour l'assuré ayant droit à une pension sociale. *Prestation de transition* : un membre d'une caisse d'assurance chômage, âgé de 55-59 ans, qui a droit aux allocations de chômage et qui a touché cette prestation au moins 12 mois au cours des 15 derniers mois, qui réside au Danemark et qui à l'âge de 60 ans remplirait les conditions (délai de carence) pour une préretraite a droit à une « prestation de transition » (overgangsydelse) de 82% du maximum des indemnités journalières. Cette prestation cesse à l'âge de 60 ans ou en cas d'attribution d'une préretraite. A titre d'essai les personnes âgées de 50-54 ans peuvent choisir la prestation de transition jusqu`à la fin de l'année 1996. Salaire jusqu'à DKR 27500 (ECU 3785) par an sans réduction de la prestation. » 1996 : « Limitée à deux périodes, la première de 2 ans et la seconde de 3 ans pendant laquelle le chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs âgées de 50 ans la deuxième période peut être étendue jusqu'à leur 60e année s'ils remplissent les conditions d'octroi d'une préretraite à cet âge. A l'âge de 60 ans la durée de versement est restreinte. Pour l'assuré ayant droit à une pension sociale, la durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois. *Prestation de transition* : un membre d'une caisse d'assurance chômage, âgé de 55-59 ans, qui a droit aux allocations de chômage et qui a touché cette prestation au moins 12 mois au cours des 15 derniers mois, qui réside au Danemark et qui à l'âge de 60 ans remplirait les conditions (délai de carence) pour une préretraite a droit à une « prestation de transition » (overgangsydelse) de 82% du maximum des indemnités journalières. Cette prestation cesse à l'âge de 60 ans ou en cas d'attribution d'une préretraite. La prestation de transition va disparaître étant donné que les demandes pour cette prestation n'ont pu être acceptées après le 31 décembre 1995 » 1998 : « Limitée à deux périodes, la première de 2 ans et la seconde de 3 ans pendant laquelle le chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs en-dessous de 25 ans et qui n'ont pas terminé une formation professionnelle d'une durée de 18 mois au moins, la durée de versement est limitée à 6 mois au cours de 9 mois. Au bout des 6 mois, droit à 50% de la prestation maximale sous condition d'acceptation de suivre une formation professionnelle. Pour les chômeurs âgés de 50 ans la deuxième période peut être étendue jusqu'à leur 60e année s'ils remplissent les conditions d'octroi d'une préretraite à cet âge. A l'âge de 60 ans la durée du versement est restreinte. Pour l'assuré ayant droit à une pension sociale, la durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois. » 1999 : « Limitée à deux périodes, la première de 1 an et la seconde de 3,5 ans pendant laquelle le chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs en-dessous de 25 ans, la durée de la première période de versement est limitée à 6 mois. Durant une deuxième période de 3½ ans le jeune chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs âgés de 55 ans la deuxième période peut être étendue jusqu'à leur 60e année s'ils remplissent les conditions d'octroi d'une préretraite à cet âge. A l'âge de 60 ans la durée du versement est restreinte. Pour l'assuré ayant droit à une pension sociale, la durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois. » 2000 : « Limitée à deux périodes, la première de 1 an et la seconde de 3 ans pendant laquelle le chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs en-dessous de 25 ans, la durée de la première période de versement est limitée à 6 mois. Durant une deuxième période de 3½ ans le jeune chômeur est obligé de prendre part à diverses mesures anti-chômage. Pour les chômeurs âgés de 55 ans la deuxième période peut être étendue jusqu'à leur 60e année s'ils remplissent les conditions d'octroi d'une préretraite à cet âge. A l'âge de 60 ans la durée du versement est restreinte. Pour l'assuré ayant droit à une pension sociale, la durée est limitée à 12 mois au cours de 18 mois. »

…/…

Salaire de référence	Rémunération moyenne, nette de cotisations aux Fonds du Marché de Travail, des 13 dernières semaines ou 3 derniers mois (1993-1994) ou 12 dernières semaines ou 3 derniers mois (1995-2000).
Taux des prestations	1993-2000 : ***90% du salaire de référence***, avec un certain plafond. Les taux maximaux sont fixés par chaque caisse pour une période de 12 mois. Limites hebdomadaires indiquées par MISSOC (1994-2001) : 1993 : DKR 2.634 (ECU 349) ; 1994 : DKR 2.545 (ECU 337) ; 1995 : DKR 2.555 (ECU 352) ; 1996 : DKR 2.615 (ECU 354) ; 1998 : DKK 2.690 (ECU 357) ; 1999 : DKK 2760 (Eur 370) ; 2000 : DKK 2.850 (EUR 383)
Plafond de salaire	1993-2000 : néant
Suppléments familiaux	1993-2000 : néant

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : DKR – Dänische Krone ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.4 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Espagne

Règles d'indemnisation d'assurance chômage (« Prestación por desempleo ») ESPAGNE (années 1993-2000)	
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : travailleurs salariés des secteurs de l'industrie et des services
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : (1) avoir perdu involontairement son emploi; (2) avoir la capacité et la volonté de travailler; (3) se tenir à la disposition du bureau de l'emploi; (4) être immatriculé et régulièrement affilié à la sécurité sociale ou dans une situation assimilée; (5) avoir couvert les périodes de cotisation requises ; et (6) être âgé de 16 à 65 ans. *Age maximal* : 1993-2000 : 65 ans lorsque le bénéficiaire a cotisé suffisamment longtemps pour avoir droit à une pension de retraite *Conditions de ressources* : 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : plus de 12 mois au cours des 6 années précédant immédiatement la situation légale de chômage.
Délai de carence	1993-2000 : néant
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : tous les jours
Durée de versement	1993-2000 : En fonction des périodes d'activité au cours desquelles l'individu a cotisé au fonds d'assurance chômage au cours des 6 dernières années. La durée de versement de la prestation varie de 4 mois à 2 ans : Durée d'emploi antérieur (en mois) — Durée d'indemnisation (en mois) entre 12 et 18 — 4 entre 19 et 24 — 6 entre 25 et 30 — 8 entre 31 et 36 — 10 entre 37 et 42 — 12 entre 43 et 48 — 14 entre 49 et 54 — 16 entre 55 et 60 — 18 entre 61 et 66 — 20 entre 67 et 72 — 22 plus de 72 — 24
Salaire de référence	1993-2000 : La moyenne des bases de cotisation du travailleur au cours des 6 mois précédents. Ces bases sont relevées au niveau du salaire minimal interprofessionnel en vigueur au moment de l'ouverture du droit à prestation quand elles lui sont inférieures. OCDE (1995- 2001) : « average gross earnings over the last 6 months »
Taux des prestations	***70% du salaire de référence au cours des 180 premiers jours ; 60% de ce salaire ensuite***, avec un maximum et un minimum 1993 : maximum : 220% du salaire minimal interprofessionnel et minimum : salaire minimal interprofessionnel. 1994-2000 : maximum : 220% du salaire minimal interprofessionnel ; minimum : 100% du salaire minimal interprofessionnel, si enfants à charge ; 75% du salaire minimal interprofessionnel si sans enfants à charge
Plafond de salaire	1993-1999 : 220% du salaire minimal interprofessionnel ; 2000 : pas de plafond
Suppléments familiaux	1993-1996 ; 1998-1999 : néant 2000 : Voir rubrique « taux des prestations »

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Tableau A1.5 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en France

	Règles d'indemnisation d'assurance chômage FRANCE (années 1993-2000)
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : tous les travailleurs salariés
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : (1) ne pas avoir quitté volontairement, sans motif reconnu légitime, sa dernière activité professionnelle ; (2) ne pas être chômeur saisonnier; (3) être à la recherche d'un emploi et physiquement apte à l'exercer; (4) être inscrit comme demandeur d'emploi; (5) être âgé de moins de 60 ans ; pour le point (5) les règles diffèrent selon l'année : 1993-1999 : toutefois, si à cet âge l'intéressé ne justifie pas de 150 (1993) /151 (1994) /152(1995) /153 (1996) /154(1997) /155(1998) /156 (1999) trimestres validés au titre de l'assurance vieillesse l'indemnisation est maintenue jusqu'à ce qu'il justifie 150 (1993) /151 (1994) /152(1995) /153 (1996) /154(1997) /155(1998) /156 (1999) trimestres et au plus tard jusqu'à 65 ans 2000 : toutefois, si à cet âge l'intéressé ne justifie pas de la durée d'assurance pour obtenir la liquidation de la pension de vieillesse au taux plein de 50%, l'indemnisation est maintenue jusqu'à ce qu'il justifie cette durée et au plus tard jusqu'à l'âge de 65 ans. *Age maximal* : 1993-2000 : 60 ans, et en tout état de cause 65 ans, dès que l'intéressé justifie de nombre de trimestres d'assurance requis au titre de l'assurance vieillesse *Conditions de ressources* : 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : 4 mois d'affiliation au cours des 8 derniers mois
Délai de carence	1993 : carence de congés payés + différé d'indemnisation de 7 jours. Le différé est porté à 20 jours lorsque la rupture du contrat donne lieu au versement d'une somme d'un montant supérieur à celui des indemnités de rupture légales ou conventionnelles. 1994-2000 : carence congés payés + différé d'indemnisation de 8 jours + délai de carence en cas de prise en charge consécutive à une cessation de contrat de travail ayant donné lieu au versement d'indemnités excédant les indemnités légales. Cette carence est égale au quotient de la moitié de ces indemnités supra légales par le salaire journalier de référence. Elle ne peut excéder 75 jours.
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : tous les jours
Durée de versement	1993 : La durée de versement des allocations (allocation de base et allocation de fin de droits) varie en fonction de la durée d'affiliation et de l'âge : durée minimale: 4 mois, durée maximale: 60 mois. 1994-2000 : La durée de versement de l'allocation unique dégressive varie en fonction de la durée d'affiliation et de l'âge: durée minimale : 4 mois, durée maximale : 60 mois.
Salaire de référence	1993-2000 : Salaire brut des 12 derniers mois

…/…

…/…

Taux des prestations	1993-1994 : (a) pour une affiliation minimale de 4 mois, mais inférieure à 6 mois : le montant de l'allocation est calculé comme au point (b).(i) minoré de 25% (taux unique). (b) pour une affiliation minimale de 6 mois : (i) taux complet : 40,4% du salaire journalier de référence + [1993 : 54,15FRF (ECU 11,74) ; 1994 : 55,29FRF (ECU 8,40)] par jour ou 57,4% du salaire journalier de référence. Le résultat le meilleur est retenu. Minimum : [1993 : 131,01FRF (ECU 28) ; 1994 : 133,76FRF (ECU 20,31)] par jour. (ii) taux dégressif : le montant de l'allocation à taux complet est diminué de 4 mois mais une allocation plancher est garantie : [1993 : 83,50FRF (ECU 18,10) ; 1994 : 85,25FRF (ECU 12,94)] par jour, et pour les personnes âgées de 52 ans sous certaines conditions d'activité antérieure [1993 : 115,74FRF (ECU 25) ; 1994 : 118,17FRF (ECU 17,94)] par jour. 1995-2000 : *Pour* une *affiliation minimale de 6 mois:* Taux complet: 40,4 % du salaire journalier de référence + [1995-1996 : 56,95FRF (ECU 8,80) ; 1998 : FRF 59,63 (ECU 9) ; 1999 : FRF 60,76 (EUR 9,26) ; 2000 : FRF 60,76 (EUR 9,26)] par jour ou 57,4 % du salaire journalier de référence. Le résultat le meilleur est retenu. Minimum : [1995 : 138,84FRF (ECU 21) ; 1996 : FRF142,24 (ECU 22); 1998 : FRF 145,37 (ECU 22) ; 1999 : FRF 148,13 (EUR 23) ; 2000 : FRF 149,94 (EUR 23)] par jour. Taux dégressif: Le montant de l'allocation à taux complet est diminué par périodes de 4 mois mais une allocation plancher est garantie : [1995 : 88,66FRF (ECU 14) ; 1996 : FRF 92, 21 (ECU 14); 1998 : FRF 104,16 (ECU 16); 1999 : FRF 106,14 (EUR 16) ; 2000 : FRF 107,43 (EUR 16)] par jour. Pour les personnes âgées de 52 ans sous certaines conditions d'activité antérieure [1995 : 122,90FRF (ECU 19) ; 1996 : FRF 127,82 (ECU 20); 1998 : FRF 130,63 (ECU 20); 1999 : FRF 133,11 (EUR 20) ; 2000 : FRF 134,73 (EUR 21)] par jour. *Pour une affiliation minimale de 4 mois mais inférieure à 6 mois*: le montant de l'allocation est calculé comme au point b.(i) minoré de 25 % (taux unique). OECD (1995-2001) offre mode de calcul plus facile du calcul : *5 étapes pour calculer l'AUD :* *(1) AUD1 : 40,4% su salaire journalier de référence (SJR) + montant fixe par jour* *(2) AUD2 : 57,4% du SJR* *(3) AUD3 : retenir le maximum entre AUD1 et AUD2* *(4) AUD4 : retenir le maximum entre AUD3 et l'allocation minimale par jour* *(5) AUD5 : retenir le maximum entre AUD4 et 75% du SJR (l'allocation maximale par jour) sauf dans le cas d'un chômeur âgé de plus de 61 ans qui a contribué au moins 5 mois* Note : Règlement (1997) : l'âge s'apprécie à la fin du contrat de travail (terme du préavis)
Plafond de salaire	1993-2000 : 75% de l'ancien salaire journalier. 4 fois le plafond de la sécurité sociale [1993 : FRF 50.440 (ECU 10.396) ; 1994 : FRF 51.360 (ECU 7.798) ; 1995 : FRF 52.240 (ECU 8.016) ; 1996 : FRF54.160 (ECU 8.358) ; 1998 : FRF 56360 (ECU 8524) ; 1999 : FRF 57880 (EUR 8824) ; 2000 : FRF 58800 (EUR 8964)] par mois.
Suppléments familiaux	1993-1996 ; 1998-2000 : néant

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : FRF – Francs français ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.6 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Grèce

	Règles d'indemnisation d'assurance chômage GRECE (années 1993-2000)
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : salariés assurés contre la maladie auprès d'un organisme de sécurité sociale, et jeunes de 20 à 29 ans n'ayant jamais travaillé
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : (1) être chômeur involontaire ; (2) être apte au travail ; et (3) être inscrit au bureau de placement et être a la disposition de ce bureau. Selon OCDE (1995-2001), dans le rapport de 1997, s'ajoutent encore 2 conditions :(4) ne pas bénéficier d'une pension d'invalidité ou d'une retraite et (5) ne pas être travailleur indépendant *Age maximal* : 1993-2000 : 65 ans et plus s'ils continuent à travailler *Conditions de ressources* : 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : Au moins 125 jours de travail (5 mois) pendant les 14 derniers mois ou, au moins 200 jours de travail (8 mois) pendant les 2 dernières années précédant le licenciement. Pour ceux qui bénéficient du droit pour la première fois, au moins 80 jours de travail par an pendant les 2 années précédentes
Délai de carence	1993-2000 : 6 jours
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : 25 jours par mois
Durée de versement	1993-2000 : En général, en fonction de la durée d'emploi antérieur (et puis de l'âge) : Durée d'emploi antérieur (en jours) — Durée d'indemnisation (en mois) 125 — 5 150 — 6 180 — 8 220 — 10 250 — 12 210 (si âgé de 49 ans ou plus) — 12 Dans tous les cas, 3 mois additionnels à un tarif réduit : 12 mois pour 4050 jours de travail. Pour les nouveaux entrants sur le marché du travail (jeunes de 20 à 29 ans) 5 mois additionnels.
Salaire de référence	1993-2000 : salaire au moment du licenciement
Taux des prestations	1993-2000 : pour les ouvriers : ***40% du salaire journalier*** ; pour les employés : ***50% du salaire mensuel***, avec un minimum (2/3 salaire minimal journalier : 1993 : GDR 2,911 (ECU 10,90) ; 1994 : GDR 3,288 (ECU 11,35) ; 1995 : GDR 3,558 (ECU 12) ; 1996 : GDR 3,836 (ECU 13) ; 1997 : GDR 3.12 ; 1998 : GRD 4,13 (ECU 13) ; 1999 : GRD 4,326 (EUR 13) ; 2000 : GRD 4,468 (EUR 14)) et un maximum (montant de base et majoration pour personnes à charge) : 70% du salaire fictif de la classe d'assurance de l'assuré 1994-2000 : Après épuisement des périodes d'indemnisation, prestation supplémentaire égale à ***50% de l'allocation principale***. Selon OCDE (1997-2001), les montants payés aux jeunes de 20-29 n'ayant jamais travaillé sont les suivants : personne seule : 25000 GDR ; personne vivant en couple 27000 GDR ; personne (seule ou en couple) avec enfant(s) 2000 GDR par enfant.
Plafond de salaire	1993-2000 : Voir ci-dessous (rubrique « taux des prestations »)
Suppléments familiaux	1993-2000 : Majoration de 10% de l'indemnité de chômage par personne à charge. Maximum pour l'indemnité et les majorations : 70% du salaire journalier.

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : GRD – Drahmes grecques ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.7 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Italie

	Règles d'indemnisation d'assurance chômage ITALIE (années 1993-2000)
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : a) indemnité de chômage ordinaire : tous les travailleurs salariés b) indemnité de chômage spécial : travailleurs du secteur du bâtiment ou travailleurs ayant été renvoyés à cause de cessation de l'activité, achèvement du chantier, réduction de personnel, ou pour raison de crise. Dès 1994 il existe aussi une indemnité de mobilité dont bénéficient tous les travailleurs salariés (sauf les travailleurs du bâtiment) qui bénéficient du complément extraordinaire de salaire. A partir du 1.1.1999, l'allocation chômage n'est plus accordée aux personnes qui quittent leur emploi volontairement.
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : la condition générale est d'être à la disposition du bureau de placement. Pour bénéficier de l'indemnité de chômage spécial il est nécessaire d'avoir été renvoyé à cause de cessation de l'activité, achèvement du chantier, réduction de personnel, ou pour raison de crise. *Age maximal* : 1993-2000 : néant *Conditions de ressources* : 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	(1) Indemnité de chômage ordinaire: 1993-2000 : 2 années d'assurance et 52 cotisations hebdomadaires pendant les 2 dernières années. (2) Indemnité de chômage spécial: 1994-2000 : 10 cotisations mensuelles ou 43 cotisations hebdomadaires dans le secteur des bâtiments pendant les dernières 2 années. (3) Indemnité de mobilité: 1993-2000 : au moins 12 mois d'assurance dans l'entreprise, dont au moins 6 mois de travail effectivement effectué.
Délai de carence	Selon MISSOC : 1993-1996 ; 1998-2000 : néant Selon OCDE : 1995-2001 : 7 jours
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : tous les jours
Durée de versement	1993-2000 : (1) Indemnité de chômage ordinaire : 180 jours (2) Indemnité de chômage spécial : 90 jours avec possibilité de prorogation en cas de crise (3) Indemnité de mobilité : 36 mois avec la possibilité de prolongation jusqu'à 48 mois pour les régions du Sud
Salaire de référence	1993-2000 : Rémunération globale des 3 derniers mois

…/…

…/…

Taux des prestations	1993 : (1) Indemnité de chômage ordinaire pour les travailleurs salariés : ***20% de la rétribution moyenne*** perçue durant les 3derniers mois. 1994-2000 : (1) Indemnité de chômage ordinaire: ***30 % de la rétribution moyenne*** perçue pendant les 3 derniers mois, avec un plafond mensuel de : 1994 : LIT 1.248.021 (ECU 653) ; 1995 : LIT 1.287.306 (ECU 584) ; 1996 : LIT 1.287.306 (ECU 667) ; 1997 : L 1.500.000 ; 1998 : LIT 1.384.344 (ECU 713) ; 1999 : LIT 1.423.713 (EUR 735) ; 2000 : LIT 1.441.709 (EUR 745) pour les salaires inférieurs à : 1994 : LIT 2.700.000 (ECU 1.413) ; 1995 : LIT 2.784.990 (ECU 1.265) ; 1996 : LIT 2.784.990 (ECU 1.443) ; 1998 : LIT 2.994.924 (ECU 1.542) ; 1999 : LIT 3.080.098 (EUR 1.591) ; 2000 : LIT 3.119.030 (EUR 1.611) et de 1994 : LIT 1.500.000 (ECU 785) ; 1995 : LIT 1.547.217 (ECU 703) ; 1996 : LIT 1.547.217 (ECU 801) ; 1998 : LIT 1.663.847 (ECU 857) ; 1999 : LIT 1.711.166 (EUR 884) ; 2000 : LIT 1.732.795 (EUR 895) pour les salaires supérieur ou égaux à 1994: LIT 2.700.000 (ECU 1.413) ; 1995 : LIT 2.784.990 (ECU 1.265) ; 1996 : LIT 2.784.990 (ECU 1.443) ; 1998 : LIT 2.994.924 (ECU 1.542) ; 1999 : LIT 3.080.098 (EUR 1.591) ; 2000 : LIT 3.119.030 (EUR 1.611)
Plafond de salaire	1993 : Néant 1994-2000 : (1) indemnité de chômage ordinaire : 1994 : LIT 2.700.000 (ECU 1.413) ; 1995 : LIT 2.784.990 (ECU 1.265) ; 1996 : LIT 2.784.990 (ECU 1.143) ; 1998 : LIT 2.994.924 (ECU 1.542) ; 1999 : LIT 3.080.098 (EUR 1.591) ; 2000 : LIT 3.119.030 (EUR 1.611) (2) indemnité de chômage spécial : 1994-2000 : néant (3) indemnité de mobilité : 1994 : LIT 2.700.000 (ECU 1.413) ; 1995 : LIT 2.784.990 (ECU 1.265) ; 1996 : LIT 2.784.990 (ECU 1.443) ; 1998 : LIT 2.994.924 (ECU 1.542). 1999 : LIT 3.080.098 (EUR 1.591) ; 2000 : LIT 3.119.030 (EUR 1.611).
Suppléments familiaux	1993-1996 ; 1998-2000 : Allocation de foyer (allocation familiale)

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : LIT – Lire italienne ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.8 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Luxembourg

	Règles d'indemnisation d'assurance chômage LUXEMBOURG (années 1993-2000)
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : (1) Travailleurs salariés ; (2) Les jeunes qui, à la fin de leur formation, se trouvent sans emploi ; (3) Les indépendants qui ont dû cesser leur activité et qui sont à la recherche d'un emploi salarié. L'assurance est obligatoire. IGSS : la protection contre le chômage s'applique également aux jeunes qui, à la fin de leur formation à plein temps, se trouvent sans emploi, domiciliés au Luxembourg et qui sont âgés le jour de leur inscription comme chômeurs de moins de 21 ans. La limite d'âge est relevée à 23 ans, en cas de certificat d'études portant sur 5 années, à 25 ans, en cas de fin d'études secondaires et à 28 ans, en cas d'accomplissement d'une formation ininterrompue à plein temps de quatre ans au moins
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : (1) être chômeur involontaire ; (2) être apte au travail ; (4) être disponible pour le travail, (5) être inscrit comme demandeur d'emploi (et donc résidant au Luxembourg) et accepter un emploi approprié. *Age maximal :* 1993-1999 : individus âgés de 16 à 64 ans. *Conditions de ressources :* 1993-1994 : néant ; 1995-2000 : pour le chômeur dont le conjoint non séparé ou la personne avec laquelle il vit en communauté domestique dispose d'un revenu dépassant un certain seuil (1995 : LFR 109.360 (ECU 2859) ; 1996 : LFR 109.360 (ECU 2773) ; 1997: LUF 115.452 ; 1998 : LUF 115.687 (ECU 2.838) ; 1999 : LUF 117.195 (EUR 2.905) ; 2000 : LUF 120.124 (EUR 2.978)), l'indemnité de chômage est diminuée d'un montant égal à 50% de la différence entre le revenu du conjoint et le plafond susvisé.
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : au moins 26 semaines d'emploi pendant la dernière année. IGSS (1993-2000) : les jeunes chômeurs sont dispensés de la condition de stage pourvu qu'ils se fassent inscrire comme demandeurs d'emploi dans les 12 mois suivant la fin de leur formation.
Délai de carence	1993-2000: Néant IGSS (1993-2000) : 39 semaines, pour les jeunes chômeurs n'ayant jamais travaillé. Toutefois, pour le jeune dont la durée de formation scolaire dépasse 9 années d'études, ou qui a terminé des cours ou stages de formation professionnelle organisées à l'intention des demandeurs d'emploi inscrits à l'administration de l'emploi ou des stages de préparation en entreprise, ce délai est ramené à 26 semaines.
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : tous les jours
Durée de versement	1993-2000 : 365 jours calendriers au cours d'une période de référence de 24 mois. 182 jours calendriers complémentaires pour les personnes particulièrement difficiles à placer. Pour chômeurs âgés de plus de 50 ans, prorogation de respectivement 12, 9 ou 6 mois si 30, 25 ou 20 années d'affiliation à l'assurance pension. Note : Après les 12 mois d'indemnisation « normale » pourraient suivre *soit* les prorogations de 12, 9 et 6 mois respectivement pour les chômeurs de plus de 50 ans, soit les 6 mois d'indemnisation complémentaire pour les chômeurs particulièrement difficiles à placer, dont les droits sont épuisés et qui ne peuvent prétendre à l'application des dispositions pour la prolongation de l'indemnisation pour chômeurs âgés de plus de 50 ans (IGSS). Conclusion : les chômeurs ne peuvent pas cumuler les prolongations pour chômeurs de plus de 50 ans et les prolongations pour chômeurs particulièrement difficiles à placer.
Salaire de référence	1993-2000 : Salaire brut au cours des 3 mois ayant précédé le chômage.

…/…

…/…

Taux des prestations	1993-2000 : ***80% du salaire de référence*** **;** Note : pour le chômeur dont le conjoint non séparé ou la personne avec laquelle il vit en communauté domestique dispose d'un revenu dépassant 2,5 fois le salaire social minimum [l'IGSS utilise l'expression « salaire social minimum pour les travailleurs ayant charge de famille »], l'indemnité de chômage est diminuée d'un montant égal à 50% de la différence entre le revenu du conjoint et le plafond susvisé. Note : dans les rapports OCDE (1995, 1997, 1999, 2001) il y a mention du plafond sur les indemnités selon les revenus du conjoint (comme expliqué ci-dessus). On suppose donc qu'il a toujours existé, malgré le fait qu'il n'est plus mentionné par les rapports MISSOC à partir de 1995. Il n'y a pas mention de reformes du système dans les rapports de l'OCDE (1995-2001). Les *Aperçus sur la législation de la sécurité sociale* (IGSS), mentionnent ce plafond sur les indemnités selon les revenus du conjoint pour tous les années (pour toutes les années, sauf 1997) : IGSS : Pour les jeunes chômeurs, l'indemnité est fixée à 70% du salaire social minimum qui reviendrait au jeune en cas d'occupation normale comme travailleur non qualifié. Cependant, pour les adolescents âgés de 16 et 17 ans et qui ne justifient pas avoir passé avec succès un examen de fin d'apprentissage, l'indemnité est fixée à 40% du salaire social minimum prévu pour un travailleur non-qualifié.
Plafond de salaire	1993-2000 : L'indemnité ne peut être supérieure à 2,5 fois le salaire social minimum ou 2 fois le salaire social minimum si la durée du chômage dépasse 182 jours calendaires (6 mois) au cours d'une période de 12 mois. Pour la période d'indemnisation complémentaire (après 12 mois de chômage), le plafond est fixé à 1,5 fois le salaire social minimum. L'indemnité ne peut être supérieure à : 1995 : LFR 109.360 (ECU 2.859); 1996 : LFR 109.360 (ECU 2.773); 1997: LUF 115.452; 1998 : LUF 115.687 (ECU 2.838); 1999 : LUF 117.196 (EUR 2.905); 2000 : LUF 120.124 (EUR 2.978)] ou si la durée du chômage dépasse 182 jours calendaires (6 mois) au cours d'une période de 12 mois : [1995 : LFR 87.488 (ECU 2.286) ; 1996 : LFR 87.488 (ECU 2.219) ; 1997: LUF 92.362 ; 1998 : LUF 92.500 (ECU 2.270) ; 1999 : LUF 93.757 (EUR 2.324); 2000 : LUF 96.099 (EUR 2.382)] *[explication équivalente dans les rapports OCDE : « the maximum benefit level amounts to 250 per cent of the social minimum reference salary for the first six months, 200 per cent afterwards »]* Pour la période d'indemnisation complémentaire, le plafond est fixé à : [1995 : LFR 65.616 (ECU 1.715); 1996 : LFR 65.616 (ECU 1.689); 1998 : LUF 69.412 (ECU 1.703); 1999 : LUF 70.318 (EUR 1.743); 2000 : LUF 72.075 (EUR 1.787)] Note : Les plafonds cités par l'IGSS ne coïncident pas avec les montants susmentionnés ; les plafonds sont selon l'IGSS les suivants : 250% le salaire social minimum (1993-1996 : pas de chiffres, mais les règles sont cités ; 1998 : LUF 115.687 ; 1999 : LUF 120.124 (EUR 2.977,80) ; 2000 : LUF 123.125 (EUR 3.052,19)) ; 200% le salaire social minimum (lorsque le chômage dépasse la durée de 182 jours de calendrier au cours d'une période de 12 mois) : 1993-1996 : pas de chiffres, mais les règles sont cités ; 1998 : LUF 92.550 ; 1999 : LUF 96.099 (EUR 2.382,23) ; 2000 : LUF 98.500 (EUR 2.441,75) ; 150% le salaire social minimum (lorsqu'un dépassement de la durée normale de 365 jours d'indemnisation est autorisé, le plafond de l'indemnisation est ramené pour la période subséquente de 182 jours à 150% du salaire social minimum) : (1993-1996 : pas de chiffres, mais les règles sont cités ; 1998 : LUF 69.412 ; 1999 : LUF 72.075 (EUR 1.786,69) ; 2000 : LUF 73.875 (EUR 1.831,31)
Suppléments familiaux	1993-2000 : Majoration à 85% du salaire, si charge d'enfant(s).

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Légende : LUF – Francs Luxembourgeois ; ECU – « European Currency Unit » ; EUR – Euro

Tableau A1.9 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Portugal

Règles d'indemnisation d'assurance chômage (« Subsidio de desemprego ») PORTUGAL (années 1993-2000)	
Champ d'application des règles d'indemnisation du chômage	1993-2000 : tous les travailleurs salariés assurés, ainsi que les bénéficiaires d'une pension d'invalidité dont la pension a été supprimée si leur état de santé s'est amélioré à un tel point qu'ils sont considérés comme capables de travailler.
Principales conditions d'octroi d'une indemnisation au titre de l'assurance chômage	1993-2000 : (1) être apte et disponible pour le travail ; (2) être inscrit au centre d'emploi (3) ne pas être titulaire d'une pension d'invalidité ou de vieillesse *Age maximal :* 1993 : néant 1994-2000 : âge de la pension vieillesse si les conditions de contribution ont été satisfaites Age légal de la retraite : hommes – 65 ans ; femmes – 62 ans. L'âge légal de la retraite pour les femmes est élevé de six mois par année civile jusqu'en 1999. Dès lors l'âge de la retraite est de 65 ans pour tous les chômeurs. L'âge légal de la retraite anticipée pour chômeurs : 60 ans. Notes OECD concernant la transition des chômeurs vers la retraite: OECD (1995, 1997 p. 2) : "For insured aged 55 and over, the unemployment benefit is paid until retirement age." OECD (1999, 2001, p. 2) : "When at the date of the unemployment, the beneficiary has 55 years of age or more the age of entitlement to the old age pension is anticipated to the 60 years of age provided that at that date the guarantee period required by law is completed. The age of entitlement to the old-age pension is still anticipated to the 55 years of age for the beneficiaries that at the date of the unemployment have simultaneously 50 years of age or more and a contributory career of, at least, 20 civil years with registered remuneration. In that case the statutory pension amount is reduced." *Conditions de ressources :* 1993-2000 : néant
Durée de cotisation minimale	1993-2000 : au moins 540 jours d'emploi salarié et cotisations, ou situation assimilée, pendant les 24 mois précédant le chômage (540 jours = 18 mois, en comptant 30 jours/mois).
Délai de carence	1993-2000 : Néant
Jours d'attribution de l'indemnité	1993-2000 : tous les jours

…/…

…/…

Durée de versement	1993-1998 : *Prestations principales*: en fonction de l'âge: 18-25 ans 10 mois 25-30 ans 12 mois 30-35 ans 15 mois 35-40 ans 18 mois 40-45 ans 21 mois 45-50 ans 24 mois 50-55 ans 27 mois 55 ans et plus 30 mois *Prestations étendues* : 50% de ces délais Note : ces prestations étendues sont octroyées au titre d'assistance chômage aux chômeurs ayant épuisé les indemnités d'assurance chômage. 1999-2000 : Durée des prestations en fonction de l'âge: moins de 30 ans 12 mois 30-40 ans 18 mois 40-45 ans 24 mois 45 ans et plus 30 mois *Prestations étendues* : 1999 : 50% des délais établis pour l'assurance chômage, sauf en ce qui concerne les chômeurs âgés de 45 à 54 ans qui ont droit à 15 mois. 2000 : aux chômeurs qui à la date de la demande sont âgées de 45 ans ou plus, des prestations étendues sont accordées pour chaque groupe de 5 années avec rémunérations enregistrées au cours des 20 derniers années civiles précédant le chômage. Note : OECD (1999, p. 2; 2000, p. 2) : "The beneficiaries of 45 years of age or over are entitled to more 2 months for each set of 5 years with registered earnings in the last 20 years preceding the unemployment." Note : il n'est pas clair quand les catégories d'âge ont changé. Dans les rapports OCDE, il n'y a pas mention de ce changement dans la rubrique « policy developments » ; dans le rapport OCDE (1997), il y a les « anciennes » catégories d'âge, dans celui de 1999 il y a les « nouvelles » catégories. Dans les tableaux MISSOC, les « anciennes » catégories sont prises en compte pour l'année 1999, les « nouvelles » sont mentionnées pour la première fois en 2000. Notre hypothèse : on suppose que le changement a eu lieu au cours de l'année 1999 (il y a deux décrets de loi cités par le MISSOC (2000), rubrique « législation applicable », un en avril „99, l'autre en mai '99) ; nous considérons que la nouvelle réglementation s'applique depuis mai 1999).
Salaire de référence	Salaire moyen journalier des 6 mois (1993) ou 12 mois (1994-2000) précédant de 2 mois le mois du début du chômage
Taux des prestations	1993-2000 : ***65% du salaire de référence*** Maximum : 3 fois le salaire minimal garanti. Minimum : le salaire minimal garanti ; sauf si la rémunération du travailleur y est inférieure (dans ce cas, le montant de la prestation sera calculé par rapport à la rémunération moyenne)
Plafond de salaire	1993-2000 : néant
Suppléments familiaux	1993-1998 : néant

Source : construit sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001) et de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001)

Annexe 2 – Ecriture mathématique d'un modèle structurel et d'un modèle correspondant en forme réduite

Cette annexe illustre quelle est la relation entre un modèle structurel de recherche d'emploi et un modèle en forme réduite qui peut correspondre à ce modèle.

Un modèle structurel est composé de plusieurs équations liées les unes aux autres par des variables dites endogènes, qui ont le statut de variables explicatives dans certaines équations et de variables expliquées dans d'autres équations. Par exemple, la forme structurelle d'un modèle expliquant la probabilité de sortie du chômage, dénotée y_1, pourrait être la suivante :

$$\begin{cases} y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \varepsilon \\ x_1 = \gamma_0 + \gamma_1 x_2 + \gamma_2 x_2^2 + \eta \\ x_3 = \frac{1}{1+e^{\delta_0 t}} \end{cases} \quad \text{(A2.1)}$$

On obtient la forme réduite d'un modèle structurel en substituant, dans l'équation expliquant la principale variable expliquée (ici, la probabilité de sortie du chômage y_1), aux variables endogènes (ici x_1 et x_3), les fonctions qui les expliquent (ce sont les autres équations). En effectuant ces substitutions, la forme réduite correspondant au modèle structurel que nous avons pris comme exemple dans (A2.1) s'écrit :

$$y_1 = \beta_0 + \beta_1\gamma_0 + \beta_1\gamma_1 x_2 + \beta_1\gamma_2 x_2^2 + \beta_2 x_2 + \frac{\beta_3}{1+e^{\delta_0 t}} + \varepsilon + \beta_1\eta \quad \text{(A2.2)}$$

Le modèle en forme réduite dans (A2.2) explique la probabilité de sortie du chômage par une équation dont les variables endogènes ont disparu au profit des variables exogènes. Les coefficients de ces dernières reflètent leurs impacts directs et indirects sur la variable expliquée, qu'il est difficile de démêler. Ce mélange d'effets directs et indirects est exposé dans l'équation (A2.3) où nous indiquons quelle est la signification des coefficients α qui seront estimés par le modèle en forme réduite :

$$y_1 = \underbrace{\beta_0 + \beta_1\gamma_0}_{\alpha_0} + \left(\underbrace{\beta_1\gamma_1 + \beta_2}_{\alpha_1}\right) x_2 + \left(\underbrace{\beta_1\gamma_2}_{\alpha_2}\right) x_2^2 + \frac{\beta_3}{1+e^{\delta_0 t}} + \underbrace{\varepsilon + \beta_1\eta}_{\nu} \quad \text{(A2.3)}$$

Annexe 3 – Tableau synthétique décrivant tour à tour, selon l'ordre chronologique, les principales caractéristiques des analyses concernant l'impact, sur la durée des épisodes de chômage, des allocations chômage

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Ehrenberg et Oaxaca (1976) Objet : Estimation de l'ampleur des relations entre : (a) le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage et la durée attendue de chômage (b) le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage et le niveau attendu des salaires post-chômage	Modèles à temps de sortie accélérée, avec une distribution log-normale de la durée de chômage, estimés par moindres carrés ordinaires Estiment les effets : (a) du niveau courant des taux de remplacement vs. un taux de remplacement nul ; (b) d'une hausse du taux de remplacement de 0,4 à 0,5 ; (c) d'une hausse du taux de remplacement de 0 à 1. Exploite les variations de taux de remplacement entre 2 états américains (la Pennsylvanie et l'Arizona) et entre individus au sein d'un même état. Note : estimation de modèles distincts pour différentes catégories de sexe et d'âge : hommes âgés de 45 à 59 ans (R^2 entre 0,24 et 0,36), femmes âgées de 30 à 44 ans (R^2 entre 0,13 et 0,17), hommes âgés de 14 à 24 ans (R^2 entre 0,05 et 0,14), et femmes âgées de 14 à 24 ans (R^2 entre 0,17 et 0,21)	Enquête « National Longitudinal Survey », Etats-Unis, années 1966 et 1967 Uniquement épisodes non-censurés Note : les données ne couvrent pas toute la population salariée, car elles ont été recueillies pour quatre cohortes d'âge différentes (l'échantillon initial pour chacune de ces 4 cohortes étant de 5000 individus). Ont été étudiés : - hommes âgés de 45 à 59 ans (N=67 individus), - femmes âgées de 30 à 44 ans (N=441 individus), - hommes âgés de 14 à 24 ans (N=464 individus) et - femmes âgées de 14 à 24 ans (N=613 individus)	Variables expliquées : (a) le logarithme de la durée de l'épisode de chômage (en semaines) (b) le logarithme du ratio des taux salariaux horaires avant et après l'épisode de chômage Variable d'intérêt : le ratio (fixe par rapport au temps, variable selon l'état et le nombre de personnes à la charge du chômeur) entre le montant hebdomadaire d'allocations chômage et le taux de salaire hebdomadaire dans l'emploi antérieur Variables de contrôle : la race, le statut marital, la propriété du domicile, le nombre de personnes à charge, les biens dans le patrimoine de l'individu, le nombre attendu d'années avant la retraite, le taux de chômage local en 1966, la grandeur de la population locale en 1960, le patrimoine net de la famille, le revenu non marchand, l'ancienneté dans l'emploi, l'âge, l'état de santé, le niveau d'éducation atteint, le score sur l'échelle « Knowledge of world of work », avoir connu le chômage en 1968, avoir connu le chômage en 1969, avoir connu le chômage en 1970, le salaire horaire avant l'entrée au chômage, la demande de travail féminin, la proportion d'années passées en emploi depuis la fin des études secondaires, le revenu per capita du ménage, le revenu du mari.	Par rapport à une situation hypothétique où les allocations chômage seraient absentes, les allocations chômage effectivement perçues ont prolongé la durée de chômage de 1 semaine pour les hommes de 45 à 59 ans, de 0,4 semaine pour les femmes de 30 à 44 ans et de 0,1 semaine pour les hommes et femmes de 14 à 24 ans. Une hausse du taux de remplacement de 0,4 à 0,5 prolongera la durée de chômage de 0,2 semaine pour les hommes de 14 à 24 ans, de 1,5 semaine pour les hommes de 45 à 59 ans, de 0,3 semaine pour les femmes de 30 à 44 ans et de 0,5 semaine pour les femmes de 14 à 24 ans. L'impact d'une augmentation de 0 à 1 du taux de remplacement prolongerait la durée de chômage de 0,2 semaine pour les hommes de 14 à 24 ans, de 18,8 semaines pour les hommes de 45 à 59 ans, de 2,7 semaines pour les femmes de 30 à 44 ans, de 2,5 semaines pour les hommes de 14 à 24 ans et de 6 semaines pour les femmes de 14 à 24 ans (Note : ces derniers résultats constituent des extrapolations en dehors des valeurs observés dans l'échantillon, donc à considérer avec prudence).

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Classen (1977) <u>Objet</u> : Estimation empirique de l'effet des montants hebdomadaires d'allocations chômage sur la durée de chômage indemnisé et sur les salaires post-chômage	Exploite une réforme des allocations chômage en 1968 en Pennsylvanie (le montant hebdomadaire maximal des allocations a été augmenté de 45$ à 60$), et une autre réforme des allocations chômage en Arizona (le montant hebdomadaire maximal des allocations a été augmenté de 43$ à 50$) 2 modèles à temps de sortie accélérée (1 pour chacun des deux états), avec une distribution log-normale de la durée de chômage, estimés par moindres carrés ordinaires. R^2=0,12 pour le modèle concernant la Pennsylvanie et R^2=0,11 pour le modèle concernant l'Arizona. Estiment aussi des modèles distincts pour les épisodes de chômage des chômeurs qui reviennent à l'ancien employeur et ceux qui trouvent un nouvel emploi ailleurs	(a) données des agences publiques d'emploi en Pennsylvanie et en Arizona pendant les années 1967-1968, et (b) données concernant l'historique du travail d'un échantillon randomisé de chômeurs indemnisés Ces données ont été collectées à travers le programme « Continuous Wage and Benefit History » (CWBH) dans les deux états (N=3219 chômeurs en Pennsylvanie et N=5089 chômeurs en Arizona) Uniquement épisodes non-censurés	Variables expliquées : (1) Le nombre de semaines de chômage indemnisé (pour chaque épisode de chômage, seule le nombre de semaines où le chômeur a été indemnisé a été retenu) (2) les revenus du meilleur trimestre de l'année suivant la sortie du chômage Variables d'intérêt : le montant hebdomadaire d'allocations chômage perçues Variables de contrôle : âge, genre, revenus antérieurs (meilleur trimestre de l'année précédant l'entrée au chômage), ratio entre le revenu de l'année précédant l'entrée au chômage et le revenu du meilleur trimestre de cette année (indicateur de stabilité de l'emploi), le secteur économique de l'emploi précédant Le modèle concernant l'Arizona inclut aussi l'occupation du chômeur et le motif de séparation du dernier emploi	Une augmentation de 10$ des allocations chômage hebdomadaires s'associe à une prolongation de 1,1 semaine de la durée de chômage indemnisé en Pennsylvanie et respectivement de 1 semaine en Arizona Dans les deux états étudiés, l'effet de l'augmentation est plus fort pour les chômeurs qui ne retournent pas travailler pour leurs anciens employeurs

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Nickell (1979a) <u>Objet :</u> Proposer une méthodologie économétrique d'estimation de la probabilité conditionnelle de sortie du chômage pour un individu, pendant chaque semaine de l'épisode de chômage Analyser comment l'impact des allocations chômage varie au cours de l'épisode de chômage	Estimation (en temps discret) de la probabilité conditionnelle hebdomadaire de sortie du chômage, par un modèle à « odds » proportionnels par la maximisation de la fonction de vraisemblance Suppose que la probabilité conditionnelle de sortie du chômage suit une loi logistique Permet une diminution du taux de remplacement avec la durée passée au chômage, ainsi qu'un effet variable du taux de remplacement avec la durée du chômage (l'effet peut changer à 20 semaines de chômage) Introduit une correction pour l'effet potentiel des variables non observées sur la durée du chômage en introduisant un terme d'erreur dichotomique	Echantillon d'hommes tiré du « General Household Survey » de 1972 au Royaume-Uni Seulement hommes, âgés de 18+, qui déclarent être à la recherche d'un emploi N=426 hommes Echantillon d'épisodes complets et incomplets (censurés)	Variable expliquée : la probabilité hebdomadaire de sortie du chômage, conditionnelle à la survie au chômage jusqu'au début de la semaine Variable d'intérêt : Le taux de remplacement défini comme le ratio entre le revenu net de taxes que le ménage perçoit pendant que l'individu est au chômage et le revenu attendu net de taxes que le ménage espère si l'individu travaillerait (ce revenu attendu est estimé comme la moyenne de la distribution des salaires). Le montant des revenus au chômage est imputé à partir des règles d'octroi des allocations chômage et d'autres allocations pour les chômeurs, des allocations familiales et d'autres allocations perçues par la famille (p. 1265), Le taux de remplacement varie au cours d'un même épisode de chômage selon les intervalles suivants : semaines 1-2, 3-13, 14-26, 27-39, 40-52, 53-65, 66+. Variables de contrôle : le temps passé au chômage, le nombre de personnes à charge (les enfants et l'épouse), le statut marital, l'état de santé, l'âge, la demande de travail locale (ratio entre le nombre de postes vacants et le nombre de chômeurs dans la région de l'individu et pour sa catégorie occupationnelle)	L'ampleur de l'impact du taux de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage varie au cours de l'épisode de chômage : l'effet est très significatif et négatif pendant les premières 20 semaines et non-significatif et positif après 20 semaines de chômage Même en contrôlant pour les effets des variables inobservés, le taux de remplacement a le même effet sur la probabilité de sortie du chômage (effet négatif significatif pour les premières 20 semaines et pas d'effet après) Donc pas d'effet du taux de remplacement sur les chômeurs de longue durée. L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement, calculée pour une augmentation du taux de remplacement de 0,7 à 0,8, est d'environ 1

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Nickell (1979b) <u>Objet :</u> Estimer l'effet des indemnités liées au chômage sur la durée du chômage	Estimation (en temps discret) de la probabilité conditionnelle hebdomadaire de sortie du chômage par un modèle à « odds » proportionnels par la maximisation de la fonction de vraisemblance Suppose que la probabilité conditionnelle de sortie du chômage suit une loi logistique Permet une diminution du taux de remplacement avec la durée passée au chômage, ainsi qu'un effet variable du taux de remplacement avec la durée du chômage (l'effet peut changer à 20 semaines de chômage) Teste (par des tests de ratio de vraisemblance entre modèles) si le taux de remplacement est le seul moyen par lequel les allocations chômage influencent la probabilité de sortie du chômage et trouve que le taux de remplacement est le seul facteur explicatif important à prendre en compte	Echantillon d'hommes tiré du « General Household Survey » de 1972 au Royaume-Uni Seulement hommes, âgés de 18 ans ou plus, qui déclarent être à la recherche d'un emploi (N=426 chômeurs) Echantillon d'épisodes complets et incomplets (censurés)	Variable expliquée : la probabilité hebdomadaire de sortie du chômage, conditionnelle à la survie au chômage jusqu'au début de la semaine Variable d'intérêt : taux de remplacement entre le revenu espéré en emploi et le revenu au chômage. Le revenu espéré en emploi est la somme du revenu de l'épouse, du revenu non marchand, des aides au logement, des réductions de tarifs, des allocations familiales, des aides pour les repas des enfants scolarisés, des suppléments de revenus familiaux. L'estimation du revenu espéré est faite par catégories d'occupation des chômeurs. Le taux de remplacement varie au cours d'un même épisode de chômage selon les intervalles suivants : semaines 1-2, 3-13, 14-26, 27-39, 40-52, 53-65, 66+ Note : 4 spécifications différentes sont testées (voir p. 42) pour le revenu au chômage et implicitement pour le taux de remplacement Variables de contrôle : le temps passé au chômage, le nombre de personnes à charge (les enfants et l'épouse), le statut marital, l'état de santé, l'âge, possession d'une voiture, père ayant une occupation manuelle, la demande de travail locale (ratio entre le nombre de postes vacants et le nombre de chômeurs de la région et de la catégorie occupationnelle)	L'impact du taux de remplacement sur la durée du chômage baisse à partir du 4^{e} ou 5^{e} mois et devient négligeable après 10 mois ; après 6 mois de chômage l'impact est réduit à un tiers de l'impact pendant les premières semaines de chômage Pas l'effet du taux de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage des chômeurs de longue durée L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement se situe entre 0,6 et 1 Note : Atkinson et al. (1983) notent le résultat en termes d'effet du taux attendu de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage : un accroissement de 50% du taux de remplacement réduit la probabilité de sorite du chômage de 29%

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Lancaster (1979) <u>Objet :</u> Déterminer quelles causes de variation parmi les individus dans le temps passé au chômage Fournir des modèles économétriques efficients pour l'interprétation des données de durée à la lumière de la théorie de la recherche d'emploi Montrer l'importance d'inclure un terme d'erreur dans l'estimation du modèle de régression du hasard de sortie du chômage	Estimation, sur le même échantillon, de plusieurs modèles à hasards proportionnels (en temps continu) par la maximisation de la fonction de vraisemblance : (a) modèle supposant un hasard constant et une loi exponentielle de la distribution des durées (b) modèle supposant que la durée du chômage suit une distribution de type Weibull, où le paramètre alpha rend compte du sens de variation du hasard, et que le hasard de sortie du chômage est monotone croissant ou décroissant avec le temps (si alpha>1, le hasard est croissant et si alpha<1, le hasard est décroissant) (c) modèle incluant un terme d'erreur dont la distribution suit une fonction de la famille Gamma (d) estimation du modèle (c) sur des données artificielles (durées simulées d'épisodes de chômage complets)	Données recueillies par des interviews avec des chômeurs pour le « Political Economic Planning » de 1973 en Angleterre. N=479 individus non qualifiées enregistrés comme sans emploi, dont 32 femmes célibataires Echantillon d'épisodes complets et incomplets (censurés)	Variables expliquées : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : logarithme du ratio entre les revenus perçus pendant « la principale période de chômage » (indemnisations de chômage, indemnisations supplémentaires, allocations familiales), et le revenu net de taxes dans le dernier emploi au cours de la dernière année avant l'entrée au chômage Variables de contrôle : log (âge du chômeur au moment de l'entrée au chômage), log(pourcentage de la force de travail étant au chômage au moment de l'interview dans le département ou le chômeur était déclaré)	Modèle (a) : - élasticité de la durée moyenne de chômage en rapport avec le taux de remplacement est de 0,43 - une hausse du taux de remplacement de 0,57 à 0,7 augmente la durée moyenne du chômage de 10% Modèle (b) : - les données montrent une baisse du hasard de sortie du chômage avec le temps - l'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement est de 0,53 (légèrement augmentée) Modèle (c) : L'élasticité estimée ne change pas par rapport à (b), mais les écarts types augmentent Note : résultats imprécis de l'effet du taux de remplacement (tous les modèles). Conclusion finale : l'élasticité de la durée moyenne du chômage par rapport au taux de remplacement du dernier salaire par les allocations chômage est d'environ 0,6 et il est éloigné de plus de 2 écarts type de zéro Note d'Atkinson et al. (1983 p. 9) : résultat en termes d'effet du taux attendu de remplacement sur la probabilité de sortie du chômage : un accroissement de 50% du taux de remplacement réduit la probabilité de sorite du chômage de 16%.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Hills (1982) <u>Objet :</u> Réplication et variations sur l'étude d'Ehrenberg et Oaxaca (1976) Question d'intérêt : est-ce que le comportement des chômeurs change si les allocations chômage augmentent ?	Modèle à temps de sortie accélérée, avec une distribution log-normale de la durée de chômage, estimé par moindres carrés ordinaires Distinction entre (a) l'impact de l'éligibilité à percevoir des allocations chômage (c'est-à-dire taux de remplacement non-zéro) sur la durée de chômage et (b) l'impact, pour ceux qui perçoivent des allocations chômage, d'une augmentation de ces allocations sur la durée de chômage. Estimations : (a) modèle concernant les chômeurs hommes âgés de 14 à 24 ans (R^2=0,14) (b) modèle concernant les chômeurs hommes âgés de 45 à 59 ans (R^2=0,09) (c) modèle concernant seulement sur les jeunes éligibles (moins de variables de contrôle) (R^2=0,08)	Données collectées par l'enquête « National Longitudinal Survey » aux Etats-Unis, années 1970 et 1971 ; (N=464 individus) Uniquement des épisodes non-censurés	Variable expliquée : Le logarithme naturel de la durée de l'épisode de chômage (mesurée en semaines) Variable d'intérêt : Ratio entre le montant hebdomadaire des IC reçus par un individu et le montant moyen de ses revenus hebdomadaires dans l'emploi qu'il tenait avant l'entrée au chômage Variables de contrôle : salaire avant l'entrée au chômage, biens en possession (en milliers de $), ancienneté dans l'emploi occupé avant l'entrée au chômage, grandeur du marché du travail (en milliers), taux de chômage local, avoir connu le chômage en '68, avoir connu le chômage en '69, avoir connu le chômage en '70, revenu exogène, race, nombre personnes à charge, statut marital, propriétaire du domicile, état de santé, niveau d'éducation atteint par le chômeur, score sur l'échelle « Knowledge of world of work », score sur l'échelle Rotter I-E (mesurant le « locus of control » interne ou externe du chômeur)	Sur la base des estimations à partir de l'échantillon global (tous chômeurs et tous âges compris) : Une hausse de 10% des allocations chômage (de 0,4 à 0,5) aboutira à la prolongation de la durée de chômage de 0,9 semaines autant pour les chômeurs jeunes que pour les chômeurs plus âgés (l'étude d'Ehrenberg et Oaxaca 1976 avait trouvé une élasticité plus grande pour les chômeurs plus âgés). Sur la base l'estimation à partir de l'échantillon de jeunes éligibles : le taux de remplacement n'a plus de rôle dans l'explication de la durée du chômage. Note : pas assez de variation parmi les taux de remplacement des chômeurs ayant les mêmes revenus initiaux Conclusion finale : Les valeurs estimées pour l'effet des allocations chômage sur la durée de chômage sont significatives mais pas robustes

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Atkinson et al. (1983) <u>Objet:</u> Estimer l'impact des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage et la durée du chômage	Modèles à hasard proportionnels de type Cox (en temps continu), supposant que la durée du chômage suit une distribution de type Weibull, où le paramètre alpha rend compte du sens de variation du hasard, et que le hasard de sortie du chômage est monotone croissant ou décroissant avec le temps (si alpha>1, le hasard est croissant et si alpha<1, le hasard est décroissant) Permet une diminution du taux de remplacement avec la durée du chômage, selon 4 régimes d'indemnisation différents	Données tirées des l'enquêtes de 1972 à 1977 du « Family Expenditure Survey » (FES) ; concernent des hommes âgés de 16 à 64 ans, chômeurs à la recherche d'un emploi et sans travail depuis moins de 5 ans (N=1231 hommes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : taux de remplacement, calculé comme ratio entre le revenu du ménage lorsque l'individu est au chômage et le revenu prospectif (estimé sur la base de fonction de gains) si l'individu était salarié dans un poste correspondant à son occupation (5 catégories occupationnelles) Le taux de remplacement peut varier trimestriellement (intervalles de 13 semaines). Variables de contrôle : âge à la date de l'enquête, niveau de la demande locale de travail, statut marital à la date de l'interview, nombre de personnes à charge, état de santé du chômeur, proportion de chômeurs parmi les hommes	L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport au taux de remplacement est de 0,57, mais l'estimation est imprécise (intervalle de confiance est de 0,18 à 0,96) Le hasard de sortie du chômage est décroissant (alpha environ égale à 0,5)

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Atkinson et al. (1984) <u>Objet</u> : Evaluer la robustesse des résultats obtenus pour l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage Royaume-Uni	Estimation, sur le même échantillon et sur différents sous échantillons, de plusieurs modèles à hasard proportionnels de type Cox (en temps continu) ; la durée du chômage est supposé suivre une distribution de type Weibull, où le paramètre alpha rend compte du sens de variation du hasard, et le hasard de sortie du chômage est supposé être monotone croissant ou décroissant avec le temps (si alpha>1, le hasard est croissant et si alpha<1, le hasard est décroissant) Permet une diminution du taux de remplacement avec la durée du chômage, selon 4 régimes d'indemnisation différents	Enquêtes « Family Expenditure Survey » pendant la période 1972-1977 Observe des hommes âgés de 16-64 ans, qui sont au chômage mais ne sont pas nécessairement inscrits après des agences publiques d'emploi (N=1231 hommes) Plusieurs sous-échantillons sont tirés pour illustrer que l'effet estimé du taux de remplacement sur la durée du chômage diffère selon la période de temps calendaire considérée dans les estimations.	Variable expliquée : probabilité conditionnelle de sortie du chômage à chaque semaine Variable d'intérêt : Le taux de remplacement ; ce taux est défini de 5 manières différentes : (a) le ratio du revenu net de taxes quand l'individu est au chômage par rapport au revenu du ménage lorsque l'individu était dans son ancien emploi (b) le ratio entre le revenu brut du ménage lorsque l'individu est au chômage et le revenu brut du ménage lorsque l'individu était dans son ancien emploi (c) le ratio entre le taux brut des allocations chômage et le taux de salaire net de taxes dans l'ancien emploi (d) le ratio entre le taux brut des allocations chômage et le taux de salaire brut dans l'ancien emploi Variable de contrôle : l'âge, le statut marital, le taux entre le nombre des chômeurs et le nombre de postes vacants Stratifie selon le temps calendaire pour certaines spécifications	L'effet du taux de remplacement n'est pas identifié avec précision. Il est estimé à une valeur d'environ zéro. Cet effet varie considérablement selon si l'on introduit dans le modèle économétrique le statut marital ou la taille équivalente du ménage. La probabilité de sortie du chômage varie avec le niveau de la demande de travail

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Moffitt (1985) <u>Objet :</u> Examiner à l'aide de techniques économétriques, l'effet des indemnités d'assurance chômage sur la distribution des durées de chômage	Modèle à hasards proportionnels en temps discret avec une fonction de hasard de base non-paramétrique, estimée par la maximisation de la fonction de vraisemblance (l'utilisation d'une fonction de lien cloglog permet une interprétation en temps continu des hasards estimés) Deux sous-échantillons : (i) chômeurs qui n'ont pas connu des prolongations de leur durée d'indemnisation et (ii) chômeurs qui ont connu de telles prolongations Teste l'existence d'une interaction entre la durée potentielle d'indemnisation et le taux de chômage enregistré à chaque moment (confirmée).	Données administratives tirées du fichier « Continuous Wage and Benefit History » qui collecte des données concernant les allocations perçues par des chômeurs enregistrés dans 13 états des Etats-Unis de l'Amérique, à partir de 1978 jusqu'au 31 mars 1983.	Variable expliquée : hasard de sortie du chômage Variable d'intérêt : (a) montant hebdomadaire des allocations chômage perçues (b) la durée potentielle d'indemnisation (varie à chaque moment de d'épisode de chômage) Variable de contrôle : L'âge du chômeur, sa race, le niveau d'éducation atteint, le taux de salaire hebdomadaire (net) avant l'entrée au chômage, le taux de chômage de l'état à chaque semaine, la durée déjà passée au chômage, durée restante d'indemnisation (en semaines) à chaque moment de d'épisode de chômage, dummy moins de 10 semaines avant l'épuisement des allocations chômage, dummy moins de 5 semaines avant l'épuisement des allocations chômage	Une augmentation de 1 % des allocations chômage prolonge la durée de chômage de 0,36% (c'est-à-dire, à la moyenne de ces variables, qu'une augmentation de 10$ par semaine, prolonge la durée de chômage d'une demi-semaine). L'élasticité de la durée de chômage en rapport avec la durée des allocations chômage est de 0,16 (une prolongation de l'indemnisation d'une semaine, de 26 à 27 semaines, prolonge la durée de chômage de 0,15 semaines. Le hasard augmente dans l'intervalle de 5 à 10 semaines avant l'épuisement des allocations et augmente encore plus dans les 5 dernières semaines avant l'épuisement des allocations chômage. Il existe des pics de sortie du chômage au moment de l'épuisement des allocations (à 26 et 39 semaines de chômage). Note : l'effet contre-incitatif au travail d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage est moindre lorsque le taux de chômage est plus élevé.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Narendranathan et Nickell (1985) Objet : modéliser le processus de recherche d'emploi	Modèle de recherche d'emploi structurel statique, avec une équation expliquant le salaire de réservation et une deuxième équation caractérisant la distribution des offres de salaire Modèle à hasards proportionnels estimé par la maximisation de la fonction de vraisemblance	Données tirées de l'enquête « Cohort Study of Unemployed » (réalisée par le Department of Health and Social Security au Royaume-Uni dans les années 1978-1979) Echantillon stratifié d'hommes, tiré de la cohorte de chômeurs qui s'est inscrit au chômage en automne 1978 et suivi pendant 12 mois. (N=1474 hommes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Le salaire de réservation et la moyenne et variance de la distribution des salaires attendus sont des variables endogènes. Variable d'intérêt : niveau du revenu au chômage et du revenu espéré en emploi Variables de contrôle : l'âge du chômeur, son statut marital, sa race, son niveau de qualification, son occupation, moins d'un an passé au chômage, emploi à temps plein l'année précédente, expérience d'un épisode de chômage l'année précédente, taux de chômage dans la région	L'élasticité moyenne de la durée moyenne de chômage par rapport aux allocations chômage est de 0,26. Cette élasticité est approximativement la même pour tous les groupes d'âge, sauf les personnes de plus de 55 ans, où l'élasticité baisse fortement (le contraire est vrai quand un modèle de hasard est estimé directement à partir des mêmes données). Présente des élasticités du salaire de réservation et de la durée moyenne de chômage par rapport aux allocations chômage. Note : seuls 50% des chômeurs déclarent des salaires dans l'emploi repris qui soient supérieurs au salaire de référence estimé

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Narendranathan, Nickell et Stern (1985) Objet : établir quels sont les déterminants des durées de chômage connues par les chômeurs enregistrés en 1978	Modèle à hasards proportionnels en temps continu, estimé par la maximisation de la fonction de vraisemblance. Une distribution Weibull est supposée pour les durées de chômage et le hasard est supposé monotone (croissant ou décroissant). Testent si l'effet des allocations chômage est plus grand pour les chômeurs bénéficiant d'un taux de remplacement supérieur à 0,7 (estimation du même modèle sur 2 échantillons différents). Introduisent un terme d'erreur distribué selon une loi Gamma pour contrôler l'effet des caractéristiques individuelles non observées. La variance de ce terme d'erreur est large et statistiquement significative, mais conduit à une estimation d'une valeur absurde pour le paramètre de la loi Weibull (α=2,09), mais ceci ne change pas l'élasticité estimée en rapport avec les allocations	Données tirées de l'enquête « Cohort Study of Unemployed » (réalisée par le Department of Health and Social Security au Royaume-Uni) Echantillon stratifié d'hommes, tiré de la cohorte qui s'est inscrit au chômage en automne 1978 (N=1471 hommes)	Variable expliquée : hasard journalier de sortie du chômage Variable d'intérêt : niveau du revenu au chômage et du revenu espéré en emploi Variables de contrôle : l'âge, le statut marital, la race, l'état de santé, propriétaire de l'habitation, qualifications professionnelles, l'affiliation à un syndicat dans l'ancien emploi à temps plein, moins de 12 mois dans un emploi à temps plein, enregistré au chômage dans les derniers 12 mois, démission comme motif de la rupture de l'ancien contrat, à la recherche d'un emploi dans l'année précédente, a reçu des sanctions durant sa période d'indemnisation, taux de chômage dans la zone de trajet domicile-travail de l'individu	L'élasticité de la durée de chômage en rapport avec les indemnités varie de 0,28 à 0,36. L'effet des allocations chômage varie avec âge : l'élasticité de la durée de chômage en rapport avec les indemnités est de 0,65 pour les hommes adolescents, de 0,47 pour les hommes âgés de 20-24 ans, de 0,26 pour ceux de 25-44 ans et de 0,08 pour les hommes ayant dépassé 45 ans. Les allocations chômage n'ont pas d'effet sur la probabilité conditionnelle de sortie du chômage après 6 mois de chômage (sauf pour les adolescents). Le hasard de sortie du chômage ne baisse pas avec la durée passée au chômage (ce qui suggère que le salaire de réservation diminue avec la durée passée au chômage). L'hypothèse que les effets des allocations sont plus grands pour les chômeurs indemnisés avec le taux de remplacement plus élevé ne reçoit pas de soutien. Cautionnent que les élasticités estimées surestiment l'effet sur l'offre de travail au niveau agrégé (biais d'agrégation)

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Florens et al. (1989) <u>Objet :</u> Analyse de l'impact de l'indemnisation du chômage sur la durée et l'ancienneté au chômage	(a1) 4 modèles à hasards proportionnels, estimés séparément pour 4 sous échantillons (délimités selon le genre des chômeurs et selon la destination de la sortie du chômage - vers l'emploi ou vers le découragement), avec une loi de type Weibull pour la durée de chômage (a2) Modèles semi-paramétrique à hasards proportionnels (Cox), estimés sur l'échantillon total, sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base (a3) 2 modèles de durée avec une fonction de hasard de base de type Weibull estimés séparément pour les hommes et pour les femmes (b) 3 modèles (un pour tous les chômeurs, puis un pour chaque sexe) en deux temps : d'abord, 2 régressions MCO pour expliquer (i) les pertes financières absolues et (ii) les pertes relatives des chômeurs, puis régression (maximisation de la vraisemblance) pour expliquer le logarithme de l'ancienneté au chômage en fonction de ces deux pertes	Pour les modèles (a1 à a3) : données provenant de l'Agence nationale pour l'emploi (ANPE) de Toulouse-Le Mirail N=1396 chômeurs Note : pas d'information sur le niveau d'indemnisation perçue. Pour les modèles (b) : données extraites du Fichier National des Allocataires de l'Unedic concernant les chômeurs indemnisés le 30,06.1985 N=1348205 chômeurs Note : tous les épisodes de chômage de cet échantillon sont censurés à droite (c'est donc l'ancienneté au chômage et non pas la durée de chômage qui est modélisée)	Variable expliquée : (a1à a3) le hasard de sortie du chômage ; (b) l'ancienneté au chômage Variable d'intérêt : Les modèles (a1) n'incluent pas de variables explicatives (sauf le temps passé au chômage) Dans les modèles (a2) : d'abord un modèle avec une variable qui vaut 0 avant l'épuisement des allocations et 1 au-delà, et ensuite un modèle qui ajoute une 2^{e} variable indiquant le temps passé depuis l'épuisement des allocations chômage (variable vaut 0 si l'individu est indemnisé à l'instant t et vaut t-τ, pour tout t>τ, où τ est la date de perte des allocations) Dans les modèles (a3) : 3 variables dummy indiquant si l'individu a été indemnisé pendant moins de 3 mois, pendant 6 mois à 1 an, et pendant plus d'un an, respectivement Dans les modèles (b) : le dernier salaire revalorisé moins le montant des indemnités (perte absolue) et le dernier salaire revalorisé rapporté au montant des indemnités (perte relative). Variables de contrôle : Dans les modèles (a3) : l'âge, le sexe, la nationalité française, le niveau d'éducation, le motif de rupture du contrat antérieur, emploi antérieur qualifié ou non, la possession d'un véhicule, pas de refus d'emploi, avoir déjà été inscrit au chômage, conjoint au chômage et 3 enfants ou plus Dans les modèles (b) : l'âge, le motif de rupture du contrat de travail antérieur, la durée de la dernière période d'affiliation aux Assedic	Modèle (a2) : l'épuisement des allocations chômage augmente significativement le hasard de sortie du chômage, mais cet effet s'amortit après le moment de l'épuisement, au fur et à mesure que le temps passe au delà du moment de perte des allocations. Modèle (a3) : effet ambigu de l'allocation : avoir perçu une indemnisation pendant moins de 3 mois réduit la durée du chômage, mais le fait d'avoir perçu une indemnisation pendant plus de 6 mois augmente la durée du chômage Modèle (b) : - à perte relative donnée, une augmentation de la perte absolue tend, toutes choses égales par ailleurs, à diminuer l'ancienneté au chômage (ce qui confirme un effet contre-incitatif des allocations chômage) - à perte absolue donnée, une augmentation de la perte relative tend, ceteris paribus, à augmenter l'ancienneté au chômage (ce qui contredit l'hypothèse d'un effet contre-incitatif des allocations chômage) Supposition d'un effet de seuil (dont les auteurs notent qu'il peut être un artefact statistique) : au delà d'un certain montant (hommes, 120F/jour ; femmes, 100F/jour), les allocations auraient un effet contre-incitatif (elles ont une relation positive avec l'ancienneté au chômage), mais l'effet est absent en dessous de ce seuil critique. Note : les résultats du modèle (b) sont affectés par un biais d'agrégation

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Hujer et Schneider (1989) <u>Objet</u> : Montrer l'utilité d'exploiter des données de type panel dans l'étude des transitions sur le marché du travail Illustration avec une étude des durées individuelles de chômage et l'effet des allocations d'assurance et d'assistance chômage sur cette durée	Modèle à hasards proportionnels en temps continu, où la durée du chômage est supposée suivre une loi Weibull Introduit un terme d'erreur individuel pour contrôler l'effet de l'hétérogénéité non observée suivant Heckman et Singer (1984) ; le terme d'erreur est supposé suivre une loi discrète non paramétrique	Données d'enquête tirées du Panel Socio-économique Allemand (« GSOEP »), concernant des épisodes de chômage dans l'Allemagne de l'Ouest (N=601 épisodes)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : (a) variable indicateur identifiant la période pendant laquelle le chômeur perçoit des allocations d'assurance chômage (b) variable indicateur identifiant les derniers 2 mois avant l'épuisement de droits à l'allocation d'assurance chômage (c) variable indicateur identifiant la période pendant laquelle le chômeur perçoit les allocations d'assistance chômage Variables de contrôle : L'âge, la nationalité, le niveau d'éducation atteint, 5 variables indicatrices pour contrôler les effets saisonniers (février à avril, mars, juillet à septembre, septembre, décembre)	Le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés au titre de l'assurance chômage ne diffère pas de manière statistiquement significative du hasard de sortie du chômage des autres chômeurs (non-indemnisées ou indemnisées au titre de l'assistance chômage). L'approche du moment de fin de droits d'assurance chômage (moins de 2 mois) a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage. Le hasard de sortie du chômage des personnes percevant des allocations d'assistance chômage est plus faible que celui des chômeurs ne touchant aucune allocation, ce qui indique un effet positif des prestations d'assistance chômage sur le hasard de sortie du chômage. Trouve que pour modéliser l'effet de l'hétérogénéité non observée, l'utilisation de trois « mass points » est optimale. Le contrôle de l'effet des facteurs omis met en évidence une dépendance de durée positive (ceci indique que plus un individu est resté au chômage, plus il a des chances d'en sortir), alors qu'en absence de contrôle, aucune dépendance de durée n'est constatée. L'effet estimé des prestations d'assurance et d'assistance chômage ne changent pas en contrôlant pour l'hétérogénéité non observée individuelle.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Groot (1990) Objet : Déterminer l'effet des allocations chômage et du temps passé au chômage sur la probabilité de réemploi	Modèle à hasards proportionnels, où la durée du chômage est supposée suivre d'abord une loi Weibull, puis une loi mixte Weibull-Gamma, et finalement une loi mixte constitué par le mélange de la loi Weibull avec une loi discrète non paramétrique Introduit, suivant Heckman et Singer (1984), un terme d'erreur pour contrôler l'effet des éventuels facteurs explicatifs inobservés ; ce terme d'erreur est d'abord supposé suivre une loi Gamma, puis il est supposé distribué selon une loi discrète non-paramétrique (présente les modèles incluant ces contrôles et les excluant)	Données tirées d'enquêtes longitudinales au Pays-Bas concernant la cohorte de chômeurs percevant des allocations chômage au printemps 1985. Leur statut sur le marché du travail peut être suivi jusqu'à l'automne 1986. (N=543 épisodes)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : Le montant des allocations chômage (en milliers) Variables de contrôle : Montant des aides au logement, le revenu net du conjoint, autre revenu net, prestations familiales, le revenu attendu en emploi, le niveau d'éducation atteint, le genre, le statut marital, la recherche active d'un emploi (oui/non), statut de propriétaire du logement, perception d'aides sociales (oui/non), nombre d'enfants de moins de 18 ans, l'âge. Note : estime le taux de salaire attendu dans un nouvel emploi à l'aide d'une fonction de gains, et le taux de salaire attendu est multiplié par le nombre d'heures que le chômeur préfère travailler afin de calculer le revenu attendu en emploi. Le taux de salaire attendu par le chômeur est considéré fonction de l'âge du chômeur (et de l'âge au carré), du niveau d'éducation atteint, du genre, du statut marital, de l'ethnicité et d'un paramètre lambda, dit calculé selon la méthode de Heckman (1979). Cette fonction est estimée par moindre carrés ordinaires (R^2=0,433), sur la base des données de l'enquête de la force de travail réalisée par l'OSA en 1985 (N=2093)	Le montant des allocations chômage n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le hasard de sortie du chômage. Le salaire attendu dans le nouvel emploi a, lui, un effet significatif, ce qui conduit à la conclusion que le coût d'opportunité du chômage (les revenus que le chômeur percevrait s'il travaillait, et qu'il ne perçoit pas en restant au chômage) est le facteur déterminant pour la sortie du chômage. Le hasard de sortie du chômage baisse d'un tiers pendant les premiers 6 mois de chômage et dans les 18 mois suivantes il baisse d'encore un tiers. Lorsque l'effet des facteurs explicatifs omis est contrôlé, une dépendance de durée négative du hasard de sortie du chômage n'est pas constatée (alors qu'elle existe dans la spécification qui n'inclut pas le terme d'erreur individuel). Mais un test de rapport de vraisemblances rejette les modèles mixtes, qui incluent un contrôle de l'hétérogénéité non observée, en faveur du modèle où la distribution des durées suit une loi Weibull. Le contrôle de l'effet d'éventuels facteurs omis ne change pas les conclusions concernant l'effet des allocations chômage (les coefficients sont légèrement augmentés, mais restent non significatifs).

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Meyer (1990) <u>Objet</u> : Tester l'effet des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage	Modèle à hasards proportionnels en temps discret avec une fonction de hasard de base non-paramétrique, estimée par la maximisation de la fonction de vraisemblance L'utilisation d'une fonction de lien cloglog permet une interprétation en temps continu des paramètres estimés. Introduit un terme d'erreur distribué selon une loi Gamma pour contrôler l'effet des éventuels facteurs omis	Données administratives tirées du « Continuous Wage and Benefit History », concernant des hommes inscrits au chômage pendant la période 1978-1983 dans 12 états parmi les états des Etats-Unis N=3365 hommes Note : tous les épisodes sont censurés au moment de l'épuisement des allocations chômage ; Pour l'estimation du modèle économétrique, les durées ont été censurées à 39 semaines	Variables expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variables d'intérêt : (a) le montant des allocations chômage (note avoir essayé aussi l'utilisation d'un taux de remplacement, sans changement de résultats). (b) la durée potentielle d'indemnisation : (i) temps restant avant l'épuisement des allocations chômage (les intervalles, en semaines, avant l'épuisement sont délimités comme suit : 1, 2-5, 6-10, 11-25, 26-40, 41-54) et (ii) dummy pour la semaine où les allocations chômage devaient s'épuiser en absence de prolongation de la période d'indemnisation Note : près de la moitié des épisodes sont concernés par des changements de la durée potentielle d'indemnisation du chômage Variables de contrôle : Nombre de personnes à la charge du chômeur, statut marital, nombre d'années d'éducation, log(salaire net avant l'entrée au chômage), l'âge du chômeur, taux de chômage étatique, temps restant avant l'épuisement des allocations chômage (les intervalles, en semaines, avant l'épuisement sont délimités comme suit : 1, 2-5, 6-10, 11-25, 26-40, 41-54), dummy pour la semaine où les allocations chômage devaient s'épuiser en absence de prolongation de la période d'indemnisation. Dans certaines spécifications, des effets fixes pour les 12 états sont inclus.	L'augmentation des allocations chômage de 10 points de pourcentage a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage, prolongeant la durée du chômage de 1 semaine à 1,5 semaine. La probabilité de sortie du chômage augmente très fort juste avant le moment de l'épuisement des allocations chômage (si la période d'indemnisation par des allocations est prolongée, le hasard de sortie est quand même élevé au mois quand les indemnités devaient être épuisées initialement). La prise en compte d'éventuels facteurs individuels non-observés ne change pas les estimations des effets des allocations chômage, même si, dans certaines spécifications, la variance du terme d'erreur est statistiquement significative.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Bonnal et Fougère (1990) Objet : analyser les déterminants individuels de la durée du chômage	Plusieurs types de modèles : (a) modèles paramétriques à vie accélérée (en temps continu) et à risques concurrents (emploi/absence de pointage), où le hasard suit 3 types de loi statistique (Weibull, Log-normale et Log-logistique) (b) modèles à hasards proportionnels estimés par la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle : modèle semi-paramétrique de type Cox et modèle paramétrique avec le hasard de sortie du chômage suivant une loi Weibull Note : estiment des modèles séparés pour les hommes et les femmes	Echantillon de durées de chômage complètes extraites par tirage aléatoire du flux des radiés d'une agence locale de l'Agence nationale pour l'emploi pendant l'année 1986 (N=1446 individus, dont 792 hommes et 654 femmes) Uniquement des durées de chômage complètes (non censurées)	Variables expliquée : le hasard journalier de sortie du chômage Variables d'intérêt : la durée pendant laquelle une indemnisation a été effectivement perçue par le chômeur (intervalles de variation : plus d'un an d'indemnisation, entre 6 mois et 1 an d'indemnisation, entre 3 et 6 mois d'indemnisation, moins de 3 mois d'indemnisation) Note : pas d'information concernant le montant de l'allocation perçue Note : pour le tiers des chômeurs indemnisés, la durée de chômage est inférieure à la durée d'indemnisation théorique accordée (par l'Assedic) Variables de contrôle : âge, genre, statut marital, nombre d'enfants, nationalité française, motif d'entrée, niveau de qualification, durée maximale d'indemnisation, niveau d'éducation, avoir reçu des offres d'emploi, souhait d'une formation, titulaire d'un permis de conduire, disponibilité immédiate à reprendre un emploi à temps plein/ à temps partiel, statut sur le marché du travail du conjoint (ces variables ont été retenues d'un total de 58 variables disponibles)	Plus la durée d'indemnisation est longue, plus la durée moyenne du chômage avant la reprise d'un emploi est longue. Toutefois, les chômeurs ayant une très courte durée d'indemnisation (inférieure à 3 mois) passent en moyenne moins de temps au chômage avant de reprendre un emploi que les individus qui n'ont jamais été indemnisés et que ceux qui ont une indemnisation longue. Percevoir des indemnisations-chômage sur une période supérieure à six mois pour les hommes diminue la probabilité instantanée de quitter par absence de pointage (interprété comme l'effet de la contrainte institutionnelle : pour percevoir l'indemnisation à laquelle il a droit, le chômeur doit pointer régulièrement à l'Anpe). Il n'y a pas d'effet statistiquement significatif de la durée potentielle d'indemnisation sur le hasard de découragement des femmes. Conclusion : il existe un effet complexe de l'indemnisation, qui aurait un double effet contre-incitatif à la prise d'un emploi et au découragement.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Katz et Meyer (1990) <u>Objet :</u> Etudier l'impact de la durée potentielle d'indemnisation du chômage sur la durée des épisodes de chômage	Modèle à hasards proportionnels semi-paramétriques (en temps continu) estimés par la maximisation de la fonction de vraisemblance Fonction de hasard de base non-paramétrique Permet un effet variable des allocations chômage avec le temps passé au chômage (l'effet peut changer à 3 semaines avant l'épuisement) Simulation des effets de variations dans la durée et le montant d'allocations chômage Contrôlent l'effet de l'hétérogénéité non observée en introduisant une erreur individuelle distribuée selon une loi Gamma.	Données de l'enquête PSID (Panel Study of Income Dynamics) renseignant sur les épisodes de chômage (indemnisés et non indemnisés) initiés par les employeurs dans la période de 1980-1981. L'échantillon inclut seulement des épisodes de chômage complets connus par des chefs de famille âgés de 20 à 65 ans (vagues 14 et 15 du PSID) (N=1115 épisodes) Deuxième source exploitée pour analyser l'impact des variations dans les paramètres de l'allocation chômage, sur le taux total de sortie du chômage, au courant de la période 1978-1983 : données administratives du « Continuous Wage and Benefit History » - (CWBH) concernant 12 états des Etats-Unis (N=3365 hommes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : (1) le restant de la période potentielle d'indemnisation du chômage selon des intervalles de variation : 1, 2-5, 6-10, 11-25, 26-40, 41-54 semaines (2) la durée potentielle d'indemnisation du chômage Note : il est possible de permettre à la fonction de hasard de base de dépendre à la fois du temps passé au chômage, de la durée restante d'indemnisation et de la durée potentielle d'indemnisation, parce que la durée potentielle d'indemnisation est une variable qui varie avec le temps (les allocations chômage sont prolongées pour beaucoup d'épisodes de chômage). (3) les revenus hebdomadaires nets de taxes nationales et fédérales pendant la période de chômage Variables de contrôle : Les revenus hebdomadaires nets de taxes nationales et fédérales avant l'entrée au chômage, la variable dummy indiquant si l'épuisement des allocations était attendu à un mois donné (car les indemnités sont souvent prolongées), une variable indiquant la semaine où les allocations chômage devraient s'épuiser, l'âge, la race, le niveau d'éducation, le statut marital, le nombre de personnes à charge, le taux de chômage, l'état des Etats-Unis.	L'octroi d'allocations chômage pour 13 semaines supplémentaires est associé à un déclin de 27% du hasard de sortie du chômage, mais statistiquement non significatif. L'élasticité de la durée de chômage par rapport au taux de remplacement est plus grande chez les jeunes. Dans toutes les spécifications, une relation négative entre le niveau des allocations chômage et le hasard de sortie est constatée. Une hausse de 10% des allocations est associée à une baisse de 5,4% du hasard de sortie, ou, une hausse de 10% du taux de remplacement engendre une prolongation de la durée de chômage de 1,5 semaine. L'effet d'« éligibilité » (hausse du hasard à l'approche de l'épuisement des allocations) n'est pas confirmé. <u>Simulations</u> : Une extension de 1 semaine des allocations augmente la durée de chômage moyenne de 0,16 à 0,2 semaines. Une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation de 6 mois à 1 an prolonge la durée de chômage de 4 à 5 semaines. Si cette prolongation est de 6 mois à 2 ans, la durée moyenne de chômage est prolongée de 13 à 16 semaines. Contrôler l'effet de variables omises a pour effet d'augmenter de 25% les coefficients estimés pour l'impact des l'allocation.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Joutard et Werquin (1992) <u>Objet :</u> Montrer l'importance de la distinction entre les sorties vers des emplois stables versus des emplois précaires dans l'étude des déterminants individuels de la durée de chômage	Deux modèles : Modèle 1 : modélise les durées de chômage vers différentes sorties par un modèle semi-markovien estimé par la maximisation de la vraisemblance partielle (modèle à risques proportionnels de type Cox, avec distinction des sorties vers des emplois stables – c'est-à-dire, emplois à durée indéterminée – et vers des emplois précaires – emplois à durée déterminée, emplois saisonniers, intérim) ; Modèle 2 : Suppose une distribution Weibull pour les durées de chômage, et estime le hasard de sortie du chômage par un modèle de durée à vie accélérée (maximisation de la fonction de vraisemblance) à risques concurrents (emploi stable/emploi précaire)	Données d'une enquête régionale menée par l'ANPE et l'observatoire régional de l'INSEE, auprès de chômeurs inscrits à l'Anpe au cours du mois de juin 1985 dans la région Provence-Alpes-Côte-d'Azur (PACA) N=2300 chômeurs	Variable expliquée : le hasard de sortie du chômage Variable d'intérêt : la perception d'indemnités de chômage Variables de contrôle : l'âge, le niveau d'éducation, la région (4 zones), l'ancienneté, le nombre d'emplois, le nombre d'épisodes de chômage, l'état précédant l'entrée au chômage, le motif de rupture de l'ancien contrat, la durée cumulée d'emploi, l'occupation.	Pour les sorties vers des emplois précaires, l'effet des allocations chômage est de prolonger les durées de chômage. L'effet est très significatif. Pour les sorties vers un emploi stable, les effets sont différents selon le genre : les allocations chômage retardent la reprise d'emploi des hommes, mais n'affectent pas les délais de retour à l'emploi des femmes. Résultat concernant la dépendance de durée : plus on reste au chômage, plus on a de chance d'en sortir, mais le résultat est un peu moins net lorsqu'il s'agit d'obtenir un emploi précaire.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Narendranathan et Stewart (1993a) : Objet : Examiner comment varie avec la durée passée au chômage l'effet du revenu au chômage sur la probabilité de sortie du chômage	(a) Modèle semi-paramétrique en temps continu, à hasard proportionnels, estimé par la maximisation de la fonction de vraisemblance (b) Modèle en temps discret (fonctions de lien probit, logit et cloglog) Examine la robustesse des résultats obtenus par rapport à l'effet d'éventuelles variables omises suivant Heckman et Singer (1984) : spécifient un terme d'erreur individuel distribué d'abord selon une loi discrète non-paramétrique puis une loi normale (dans ces modèles les effets du revenu au chômage et du revenu en emploi peut varier à chaque semaine, mais l'effet des autres facteurs explicatifs est supposé constant)	Données tirées de l'enquête « Cohort Study of Unemployed » (réalisée par le Department of Health and Social Security au Royaume-Uni dans les années 1978-1979) Echantillon stratifié d'hommes, tiré de la cohorte qui s'est inscrit au chômage en automne 1978 et enquêté 6, 16 et 52 semaines après l'inscription. (N=1571 hommes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : le niveau du revenu effectivement perçu au chômage (déterminé par intervalles temporels : les 4 premières semaines sont exclues de l'analyse, puis l'on considère des intervalles pour les semaines 5-13, 13-26, 26-39 et 39-52) et du revenu espéré en emploi (estimé par des fonctions de gain) Variables de contrôle : l'âge, le statut marital, la race, l'état de santé, propriétaire de l'habitation, les qualifications professionnelles du chômeur, l'affiliation à un syndicat dans l'ancien emploi à temps plein, moins de 12 mois dans un emploi à temps plein, enregistré au chômage dans les 12 derniers mois avant l'entrée au chômage, démission comme motif de la rupture de l'ancien contrat, à la recherche d'un emploi encore dans l'emploi précédent, a reçu des sanctions durant sa période d'indemnisation, taux de chômage dans la zone de trajet domicile-travail de l'individu	Le revenu au chômage a un effet négatif significatif sur le hasard de sortie du chômage pendant les premiers 12 semaines de chômage. Une baisse marquée de l'effet à lieu entre la 4^{e} et la 5^{e} semaine, et puis entre la 5^{e} et la 6^{e} semaine. Les élasticités de la durée du chômage par rapport à la probabilité de sortie du chômage varient considérablement selon la fonction de lien appliquée. Les auteurs préfèrent le modèle logit. L'élasticité de la probabilité de sortie du chômage en rapport avec le revenu au chômage (modèle logit) est de – 1,5 à la 4^{e} semaine de chômage, puis baisse à –0,9 à la 2^{e}, continue à baisser jusqu'à la 9^{e} semaine (– 0,3), puis augmente, puis baisse, etc. Des différences significatives de l'élasticité de la durée de chômage en rapport avec le revenu au chômage selon des catégories d'âge existent seulement à la 4^{e} semaine de chômage. Le contrôle pour l'hétérogénéité non observée ne change pas la valeur estimée de l'élasticité de la durée de chômage en rapport avec le revenu au chômage (même si les modèles mixtes sont mieux ajustés que le modèle homogène). Les facteurs omis accentuent la dépendance de durée négative.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Narendranathan et Stewart (1993b) : <u>Objet :</u> Analyser l'impact du revenu au chômage sur le hasard de sortie du chômage vers l'emploi et vers d'autres destinations	Plusieurs modèles à hasards proportionnels à risque unique et à risques concurrents (emploi/autre sortie), estimés par la maximisation de la fonction de vraisemblance : (a) Modèles semi paramétriques en temps continu avec hasard de base constant par morceaux ; (b) Modèles en temps continu avec une distribution de type Weibull pour le hasard de sortie du chômage ; (c) Modèle semi-paramétrique en temps discret avec hasard de base constant par morceaux (d) Modèle en temps discret avec une distribution de type Weibull pour le hasard de base de sortie du chômage	Données tirées de l'enquête « Cohort Study of Unemployed » (réalisée par le Department of Health and Social Security au Royaume-Uni, dans les années 1978-1979) Echantillon stratifié d'hommes, tiré de la cohorte qui s'est inscrit au chômage en automne 1978 et enquêté 6, 16 et 52 semaines après l'inscription. (N=1571 hommes)	Variable expliquée : La durée de chômage (en semaines pour les modèles en temps discret et en jours pour les modèles en temps continu) Variable d'intérêt : Le niveau du revenu effectivement perçu au chômage (déterminé par intervalles temporels : les semaines 1-4 sont exclues de l'analyse, puis l'on considère des intervalles pour les semaines 5-13, 13-26, 26-39 et 39-52) et du revenu espéré en emploi (estimé par des fonctions de gain) Variables de contrôle : l'âge, le statut marital, la race, l'état de santé, propriétaire de l'habitation, qualifications professionnelles, affiliation à un syndicat dans l'ancien emploi à temps plein, moins de 12 mois dans un emploi à temps plein, enregistré au chômage dans les derniers 12 mois, démission comme motif de la rupture de l'ancien contrat, à la recherche d'un emploi lorsque encore dans l'emploi précédent, a reçu des sanctions durant sa période d'indemnisation, taux de chômage dans la zone de trajet domicile-travail de l'individu	L'élasticité de la durée de chômage en rapport avec le revenu au chômage est estimée à – 0,43 (lorsque l'effet du revenu au chômage est contraint à ne pas varier avec le temps). L'élasticité de la durée du chômage en fonction du revenu au chômage n'est pas constante : elle est de – 0,68 au cours du premier trimestre, baisse à – 0,19 au cours du deuxième trimestre et après 6 mois il n'y a plus d'effet significatif. Les résultats sont différents lorsqu'on impose une forme fonctionnelle de type Weibull à la forme du hasard de base (effet sous-estimé pour la première partie et surestimés ensuite). Note : Les effets estimés des variables exogènes sont très similaires si l'on utilise une spécification de type Weibull ou une spécification flexible de la fonction de hasard de base, mais les valeurs estimées pour la fonction de hasard de base sont très différentes. Pas de différences entre les estimations fournies par les modèles en temps discret et en temps continu.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Arulampalam et Stewart (1995) <u>Objet :</u> Déterminer quel effet ont les allocations chômage sur la durée de sortie du chômage lorsque la demande de travail est faible (le taux de chômage est élevé)	Comparent l'élasticité de la probabilité de sortie du chômage estimée lors d'une période caractérisée par un taux de chômage bas avec celle estimée lorsque le taux de chômage est haut Estimation de 2 modèles semi-paramétriques à hasards proportionnels, en temps discret, par la maximisation de la fonction de vraisemblance ; (1 modèle pour chacune des 2 périodes) ; Utilisent une fonction de lien cloglog, avec des effets variables avec le temps des revenus au chômage et en emploi et variables avec 3 catégories d'âge, et sans restriction paramétrique pour la fonction de hasard de base Citent (Ridder, 1987) qui montre qu'en utilisant une forme suffisamment flexible pour la fonction de hasard de base, l'effet d'éventuels facteurs omis sur les coefficients des facteurs explicatifs inclus est mineur.	2 bases de données caractérisant chacune une des cohortes : - Année 1978 : UK Department of Health and Social Security, « Cohort Study of the Unemployed » 1978/9 ; N=1608 hommes : échantillon stratifié et randomisé d'hommes qui se sont enregistré au chômage en automne 1978 - Année 1987 : UK Department of Social Security, « Survey of Incomes In and Out of Work » ; N=904 hommes : échantillon stratifié et randomisé d'hommes et de femmes entrées au chômage dans les 4 semaines suivant le 16 mars 1987 (seulement les hommes sont analysés) Note : durées censurées à 48 semaines de chômage	Variable expliquée : Le hasard hebdomadaire de sortie du premier épisode de chômage officiel (seulement si la durée est supérieure à 4 semaines de chômage) Variable d'intérêt : (a)le revenu espéré en reprenant le travail et (b) le revenu au chômage, calculé comme la moyenne des montants nets de allocations chômage pour chaque période de 13 semaines de chômage pendant l'épisode de chômage. Les deux estimations sont augmentées des revenus de l'épouse et d'autres revenus non marchands. Variables de contrôle : l'âge, le statut marital, l'ethnicité, le niveau éducation, le niveau de formation, l'état de santé, statut de propriétaire du domicile, l'affiliation à un syndicat, l'expérience antérieure sur le marché du travail, le taux de chômage local, la réception ou non d'autres indemnisations monétaires, le montant des autres revenus, le motif de rupture de l'ancien contrat	Effet beaucoup moindre du montant des allocations chômage pour la cohorte de 1987 (quand la demande de travail est faible) que pour celle de 1978 (quand la demande de travail est forte). Une augmentation de 10% des revenus au chômage diminue la probabilité conditionnelle de sortie du chômage de 4% pour la cohorte de 1978 et seulement de 1% pour la cohorte de 1987. Après le premier trimestre de chômage, le revenu au chômage n'a plus d'effet significatif sur la durée de chômage (pour aucun des groupes d'âge et aucune des périodes étudiées) L'effet des allocations chômage est le plus important sur le hasard de sortie du chômage des hommes adolescents (moins de 20 ans). Pour les hommes âgés de plus de 20 ans dans la cohorte de 1987 (quand le taux de chômage est élevé), l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage n'est pas significativement différent de zéro.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Hunt(1995) <u>Objet :</u> déterminer si les allocations chômage diminuent l'incitation à reprendre un emploi et prolongent la durée des épisodes de chômage	Exploite une baisse du taux de remplacement pour les chômeurs sans enfants en 1983 (de 68% à 63% pour le « Arbeitslosengeld » et de 58% à 56% pour la « Arbeitslosenhilfe ») et une suite de réformes de la durée potentielle d'indemnisation en Allemagne pour les travailleurs âgés (en 1985, 1986, 1987 et 1988) Modèle à hasards proportionnels de type Cox à risques concurrents (emploi/inactivité économique), conjugué à une approche quasi-expérimentale de « différences en différences » La distribution des durées de chômage est supposée exponentielle. Examine la présence d'une l'hétérogénéité non observée en appliquant le test de Clayton et Cuzick (1985).	Panel Socio-économique des Ménages en Allemagne (GSOEP) 1983-1988 Chômeurs âgés de 16 à 57 ans N=2236 épisodes	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : La durée potentielle d'indemnisation Variable de contrôle : L'âge, le genre, la présence d'un handicap, le nombre d'enfants, être étranger, le niveau d'éducation atteint, le statut avant l'entrée au chômage, le statut marital, la sortie du chômage au mois de décembre, la perception d'allocations chômage à chaque mois, la perception de l'aide sociale pour chômeurs à chaque mois, le montant d'allocations de chômage perçues mensuellement	La prolongation des allocations chômage a pour effet de prolonger la durée moyenne de chômage ; l'impact sur les sorties vers l'inactivité est plus important que pour les sorties vers l'emploi. L'élasticité de la durée moyenne de chômage en rapport avec la durée potentielle d'indemnisation est de -0,62 Suite à une prolongation de la durée d'indemnisation de 12 à 22 mois, le hasard de sortie du chômage des chômeurs de 44-48 ans a baissé de 46% pour les sorties vers l'emploi et de 63% pour les transitions vers l'inactivité. L'effet est moindre pour les travailleurs âgés (pour les travailleurs de 49 à 57 ans, il n'y a pas d'effet significatif) ; lorsque l'on considère la destination de la sortie, les durées de chômage des chômeurs de 49-57 ans sont prolongées uniquement pour les sorties vers l'inactivité (hasard baisse de 56% en réponse à une prolongation de la période d'indemnisation de 12 à 32 mois) Il existe une hétérogénéité non observée entre épisodes, mais son effet est absorbé par la fonction de hasard de base flexible.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Carling et al. (1996) Objet : Déterminer si l'approche de la fin de la période d'indemnisation influence le hasard de sortie du chômage	Modèle à hasard proportionnels à risques concurrents (transitions vers l'emploi/la non participation/des programmes d'emploi aidé) en temps discret sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base Prend en compte les allocations chômage et l'assistance chômage (complémentaires en Suède) Utilisent une fonction de lien cloglog afin d'interpréter en temps continu les coefficients estimés en temps discret	Données administratives suédoises concernant des chômeurs inscrits auprès des agences publiques d'emploi en février, mai et août 1991 ; échantillon incluant seulement des personnes de moins de 55 ans sans handicap (N=12709 individus)	Variable expliquée : le hasard journalier de sortie du chômage Variable d'intérêt : (1) le temps avant et après l'épuisement des indemnités de chômage (7 variables dummy identifiant des intervalles de 4 semaines (comptant à partir du moment de l'entrée au chômage) autour du moment de l'épuisement des allocations : 45-48, 49-52, 53-56, 57-60, 61-64, 65-68, 69-72). Note : les droits d'indemnisation du chômage sont épuisés à 60 semaines. (2) la perception d'allocations d'assurance et/ou d'assistance chômage Note : pas d'information concernant le montant des indemnités effectivement perçues Variables de contrôle : l'âge, le genre, le niveau d'éducation, la nationalité, le taux de chômage régional, la proportion de personnes participant à des programmes d'emploi aidé	Le hasard d'emploi des chômeurs qui perçoivent des prestations d'assurance chômage est 12% moindre que le hasard d'emploi des chômeurs non-indemnisés. Il n'y a pas de différence entre le hasard d'emploi des chômeurs qui perçoivent des prestations d'assistance chômage et ceux qui ne sont pas indemnisés. L'élasticité du hasard d'emploi par rapport aux allocations chômage est de -0,06. Le hasard de sortie du chômage vers l'emploi augmente à l'approche du moment de l'épuisement des allocations chômage, mais la hausse n'est pas statistiquement significative (taille de l'échantillon à risque très petite aussi). Cette hausse n'est pas influencée par l'existence des programmes d'emploi aidé. Le hasard de sortie du chômage immédiatement après le moment de l'épuisement des allocations chômage est 400% plus élevé pour les chômeurs ayant perçu une indemnisation que pour les chômeurs n'ayant pas été indemnisés. Dans les 3 semaines précédant l'épuisement des indemnités, cette différence est de 170%, mais n'est pas statistiquement significative

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Cases (1996) Objet : Déterminer si l'indemnisation du chômage a un effet contre-incitatif sur la sortie du chômage en France	Modèles à hasards proportionnels avec une fonction de hasard de base suivant une loi de type Weibull. Les modèles sont estimés par la maximisation de la fonction de vraisemblance. Afin de contrôler l'effet d'une sélection endogène des épisodes de chômage analysés (les épisodes de chômage cours sont sous-représentés), la vraisemblance est maximisée conditionnellement au moment de l'entrée au chômage. Estime des modèles séparés pour les hommes et pour les femmes. Introduit une correction pour l'effet d'éventuelles caractéristiques individuelles non observées en introduisant un terme d'erreur supposé distribué selon une loi Gamma	Données de l'enquête « Suivi des chômeurs » réalisée par l'Insee entre 1986 et 1988 sur un sous-échantillon aléatoire de demandeurs d'emploi âgés de 20 à 59 ans tiré parmi les chômeurs inscrits à l'Anpe en août 1986 (l'ancienneté au chômage à la date du tirage de l'échantillon est connue) (N=7935 épisodes, dont 4255 connus par des femmes et 3680 connus par des hommes)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variables d'intérêt : Un set de variables indicatrices qui différencie 3 situations : (i) les périodes de chômage qui ne font l'objet d'aucune allocation (ii) la partie indemnisé de la période de chômage (iii) la partie postérieure à la fin des droits pour les périodes ayant fait l'objet d'une indemnisation Variables de contrôle : L'âge, le salaire obtenu dans l'emploi précédant l'entrée au chômage, économies du ménage, cause du chômage (fin d'emploi précaire/licenciement/démission ou autre/non déclaré), position dans le ménage (conjoint d'actif/conjoint de chômeur/personne seule/enfant à charge/autre)	Les allocataires touchant une allocation sortent moins vite du chômage uniquement lorsqu'ils ont épuisé les allocations chômage. Tenant compte que les sorties sont retardés à la fois vers l'inactivité et l'emploi (vérifié dans Cases et Lollivier, 1993a), l'indemnisation a le rôle d'éviter le découragement et de permettre un choix plus large parmi les emplois offerts (conforme à la théorie de la recherche d'emploi et ne peut pas être interprété de manière univoque comme un comportement de risque moral). La durée moyenne de chômage des femmes indemnisés est plus longue que celles des femmes non-indemnisées, mais il n'existe pas de différence significative pour les hommes. Conclusion : les modèles ne permettent pas de conclure sur un effet contre-incitatif de l'indemnisation, en France, pour la période considérée. Note : mentionne l'estimation, dans le cadre d'autres travaux (Cases et Lollivier, 1994), d'un modèle structurel, qui, lui, permet d'estimer séparément la probabilité de recevoir une offre d'emploi et le salaire de réservation ; les résultats indiquent qu'il n'existe aucun effet significatif de l'indemnisation du chômage sur le salaire de réservation, et donc non plus sur l'offre de travail des individus

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Kettunen (1996) Objet : estimer l'effet des allocations chômage sur la probabilité de sortie du chômage en Finlande, en tenant compte de leur variation avec le temps passé au chômage	Modèle à hasards proportionnels en temps continu, paramétrique, avec une distribution des durées de chômage de type Weibull. L'effet des allocations chômage est supposé diminuer avec le temps passé au chômage : spécification d'une interaction entre le taux de remplacement et la durée de chômage (durée divisée en 2 intervalles : de 0 à 3 mois, et de 3 mois à 24 mois) Introduit une correction pour l'hétérogénéité non observée suivant Heckman et Singer (1984) (distribution discrète pour le terme d'erreur non observé) Estime des modèles séparés pour les chômeurs qui ont droit aux suppléments relatifs aux gains et les chômeurs qui n'ont droit qu'à un montant forfaitaire	Données administratives finlandaises (Ministère du Travail) concernant des individus entrant au chômage en 1985, qui sont observés jusqu'en 1986 (N=2077 chômeurs) Note : 40% des épisodes sont censurés à droite	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : le taux de remplacement (qui peut varier par 3 intervalles : 0 à 3 mois ; 3 à 4,6 mois ; 4,6 à 24 mois) Variables de contrôle : le nombre d'enfants, le statut marital, le genre, l'âge, le niveau d'éducation, la participation à des formations, le statut antérieur à l'entrée au chômage, la demande régionale de travail par occupations, l'affiliation au fonds public d'assurance, les revenus imposables	L'impact des allocations chômage sur la durée du chômage diminue avec le temps passé au chômage. Pour tous les chômeurs, l'effet négatif du taux de remplacement sur le hasard de sortie du chômage s'annule après 3 mois. Pour les chômeurs indemnisés selon un minimum forfaitaire, le taux de remplacement a un effet négatif sur le hasard de sortie du chômage, mais cet effet est annulé par l'effet de signe contraire de la variable décrivant l'imminence de l'épuisement des indemnités. Pour les chômeurs dont les indemnités sont calculées selon un taux de remplacement, le taux de remplacement a un effet négatif mais non-significatif sur le hasard de sortie du chômage. Chaque baisse du taux de remplacement fait augmenter le hasard de sortie du chômage Le suivi très proche des chômeurs diminue l'effet négatif des allocations chômage.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Winter-Ebmer (1998) Objet : estimer l'effet d'une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage en Autriche	Approche quasi-expérimentale de différences en différences exploitant une réduction des durées potentielles d'indemnisation du chômage mise en œuvre en Autriche en août 1989 Estime un modèle à hasards proportionnels en temps continu Considère censurés les individus qui sortent vers l'inactivité.	Données administratives autrichiennes (provenant du registre de sécurité sociale) de la période 1972-1991. Echantillon de 2% (N=77837 épisodes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : la durée potentielle d'indemnisation du chômage Variables de contrôle : l'âge, la région, le taux de chômage de la région, l'ancienneté dans le poste, les années d'expérience professionnelle, la nationalité, le genre, le nombre d'emplois antérieurs, l'occupation, travailler dans une activité saisonnière, les revenus antérieurs, la taille de l'ancien employeur, la taille de la localité de résidence, région participante au programme de prolongation de la période des indemnités, moment de l'entrée au chômage (avant/après la réforme)	Une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage d'une semaine conduirait à la prolongation de la durée de chômage de 0,03 semaines

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Adamchik (1999) : <u>Objet</u> : examiner si en Pologne la perception d'allocations chômage prolonge la durée de chômage et si le taux de sortie du chômage augmente à l'approche de l'épuisement des allocations chômage	Modèle à hasards proportionnels de type Cox estimés par la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle Compare le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés et des chômeurs non-indemnisés en Pologne	Données de l'enquête Labour Force Survey 1994-1996 en Pologne Les chômeurs sont suivis pour 12 mois (N=7339 chômeurs)	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : (1) la perception d'allocations chômage (2) nombre de trimestres avant l'épuisement des allocations chômage (jusqu'à 1 an avant l'épuisement) Variables de contrôle : âge, genre, niveau d'éducation, statut marital, statut de chef du ménage, les allocations chômage constituent la source principale de revenu dans le ménage.	Au début de la période de chômage, le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés est de 77% moindre que le hasard des chômeurs non-indemnisés et au moment de l'épuisement des allocations le hasard des chômeurs indemnisés est de 149% plus important que le hasard des chômeurs non-indemnisés. Le hasard de sortie des chômeurs indemnisés augmente 11 fois au moment de l'épuisement des allocations chômage. L'effet des allocations chômage est plus important au début de la période de chômage et il affecte différemment les hommes et les femmes. Pas de différente significative entre le hasard de sortie du chômage des chômeurs pour lesquels le hasard de sortie du chômage constitue la source principale de revenu dans le ménage et ceux pour lesquels les allocations ne sont qu'un supplément aux revenus du ménage. L'effet est plus prononcé pour les femmes, surtout les femmes mariées

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Puhani (2000) Objet : déterminer l'effet de la réduction de la durée potentielle d'indemnisation du chômage en Pologne	Exploite une réforme de la durée potentielle d'indemnisation du chômage en Pologne introduite en Octobre 1991 et mise en œuvre en Décembre 1991, qui a fixé la durée potentielle d'indemnisation à 12 mois, alors que cette durée était illimitée avant la réforme ; la réforme a réduit également le niveau des allocations chômage payées (de 70 % de l'ancien salaire à un montant forfaitaire de 36% du salaire moyen dans l'économie). Modèles à hasards proportionnels en temps discret conjugué à une stratégie de différences en différences Introduit, suivant Heckman et Singer (1984), un terme d'erreur distribué selon une loi discrète non-paramétrique (avec 2 « mass points ») pour contrôler l'effet de l'hétérogénéité non observée.	Données de l'enquête « Labour Force Survey » en Pologne de l'année 1994 (N=8794 chômeurs, dont 4353 hommes et 4441 femmes)	Variable expliquée : Le hasard de sortie du chômage Variable d'intérêt : La durée potentielle d'indemnisation Note : pour la durée potentielle d'indemnisation des chômeurs avant la réforme, cette durée est déterminée comme la différence entre l'âge de la retraite et l'âge de la fin des études Variables de contrôle : L'âge, le statut marital, la présence d'enfants, la présence d'un handicap, le niveau d'éducation atteint, l'occupation du chômeur, le secteur d'activité, le taux de chômage régional, la taille de la ville de résidence	Il n'y a pas eu d'effet sur la durée de chômage d'une réduction de la durée potentielle d'indemnisation du chômage d'une durée illimitée à une durée potentielle d'indemnisation de maximum 12 mois. Un test de rapport de vraisemblance effectué sur les vraisemblances caractérisant un modèle qui introduit une hétérogénéité non observée distribué selon une loi à deux « mass points » et un modèle qui n'inclut pas cette hétérogénéité non observée indique qu'après avoir pris en compte les facteurs explicatifs observés, il ne persiste pas d'hétérogénéité non observée entre individus.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Card et Levine (2000) <u>Objet :</u> Examiner l'impact sur la durée de chômage d'une prolongation des allocations chômage de 13 semaines pendant une période de 6 mois, dans le cadre d'une expérience dans l'état de New Jersey (EUA)	Exploite une réforme de l'état de New Jersey prolongeant la durée potentielle d'indemnisation du chômage de 13 semaines. Cette prolongation a été en vigueur pour une période de 25 semaines, à partir du 2 juin 1996. Approche quasi-expérimentale de différences en différences ; estime un modèle à hasards proportionnels en temps discret (fonction de lien logit) par la maximisation de la fonction de vraisemblance Fonction de hasard de base flexible (variables indicatrices pour les premières 3 semaines après l'entrée au chômage et les 3 semaines précédant l'entrée au chômage, ainsi qu'une fonction cubique du temps passé au chômage)	(a) données administratives agrégés renseignant, pour chacun des états des Etats-Unis, sur le nombre de premiers épisodes de chômage, la proportion de ces épisodes qui sont indemnisés, la proportion d'épisodes où l'indemnisation de chômage est épuisée, et le taux d'emploi (b) données administratives de l'état de New Jersey durant la période 1995-1997 concernant les premiers épisodes de chômage indemnises connus par des chômeurs âgés entre 18 et 65 ans (N=701743 chômeurs)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : la durée restante d'indemnisation (en semaines) Variables de contrôle : le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage, le taux de chômage de l'état, l'âge, la race, le genre, le nombre d'années d'éducation, affiliation syndicale, citoyenneté américaine, l'ancienneté dans l'emploi antérieur, secteur économique, le taux de salaire hebdomadaire avant l'entrée au chômage	Après la réforme (pendant la période d'indemnisation prolongé), la proportion de chômeurs épuisant l'indemnisation a augmente d'environ 1 à 3 points de pourcentage. Après la prolongation de l'indemnisation du chômage, le hasard de sortie du chômage a baissé d'environ 17% pendant toute la durée des épisodes de chômage. Si la prolongation de la période potentielle d'indemnisation du chômage était restée en vigueur assez longtemps, elle aurait prolongé les durées de chômage d'environ 1 semaine. L'effet du taux de replacement est également estimé : Une augmentation du taux de remplacement de 10 points de pourcentage (par exemple de 0,4 à 0,5) prolongera la durée moyenne de chômage de 1 semaine.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Prieto (2000) <u>Objet:</u> déterminer l'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi, en comparant deux systèmes réglementaires différents	Exploite les changements réglementaires introduits en 1992 Estime deux modèles à hasards proportionnels semi-paramétrique de type Cox pour expliquer les durées de chômage avant et après la réforme de 1992	Données tirées du Fichier National des Allocataires de l'Unedic concernant des chômeurs âgés de plus de 25 ans indemnisés entre 1986 et 1996. Deux sous-échantillons : (a) chômeurs indemnisés selon la filière 4 de l'ancienne réglementation (sans prolongation) (N=12817 chômeurs) (b) chômeurs indemnisés selon des profils prévoyant au moins 3 chutes de l'indemnisation (N=13209 chômeurs)	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : la dégressivité du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage Variables de contrôle : L'âge, le genre, le niveau d'éducation atteint, le salaire dans l'ancien emploi, le motif de rupture de l'ancien contrat, ancienneté dans l'emploi antérieur, et, pour le modèle de hasard évaluant l'impact de la réglementation dans l'ancien régime, les quartiles de l'ancien salaire.	Dans l'ancienne réglementation, le hasard baisse fortement entre le 9^{e} et le 14^{e} mois (à l'approche de la fin des allocations de base et puis à l'approche de la fin des droits). Le hasard de retour à l'emploi est multiplié par deux à ces périodes. Dans la nouvelle réglementation, chaque chute du niveau d'indemnisation est précédée par une augmentation du taux de sortie du chômage, mais à chaque fois de plus faible ampleur que dans l'ancienne réglementation. Note : nécessité de contrôler pour la conjoncture économique différente dans les périodes où les deux régimes d'indemnisation étaient en vigueur.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Dormont, Fougère et Prieto (2001) Objet : Déterminer quelle est l'influence de la dégressivité des allocations chômage sur le retour à l'emploi des chômeurs indemnisés	Exploite une réforme des allocations chômage (1er août 1992) introduisant l'allocation unique dégressive (AUD, qui comprend 46 profils d'indemnisation différents), qui remplace le système de l'allocation de base suivie par l'allocation de fin de droits (qui comprenait 25 profils d'indemnisation différents). Comparent les chômeurs de la filière 4 de l'ancienne réglementation avec les chômeurs de la filière 6 de la nouvelle réglementation en estimant pour chacune de ces deux catégories de chômeurs un modèle de durée en temps continu, à hasards constants par morceaux. Introduit une correction pour l'hétérogénéité non observée suivant Heckman et Singer (1984) (loi Gamma pour la variable non observée)	Données tirées du Fichier National des Allocataires de l'Unedic Uniquement des chômeurs indemnisés (avril 1983-décembre 1996), âgés de 25 à 50 ans et ayant une durée d'affiliation minimale à l'assurance chômage N=25743 chômeurs (total) N=12379 chômeurs (dans l'ancienne réglementation) et N=13364 chômeurs (dans la nouvelle réglementation)	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : la dégressivité du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage Variables de contrôle : l'âge du chômeur, le genre, le niveau d'éducation atteint, le motif de rupture du contrat de travail, la durée d'activité chez l'ancien employeur, le salaire de référence, la création nette d'emploi trimestrielle (en millions), et, pour le modèle de hasard évaluant l'impact de la réglementation dans l'ancien régime, les quartiles de l'ancien salaire	La dégressivité des allocations chômage a retardé le retour à l'emploi. L'effet est particulièrement marqué pour les chômeurs qui, en emploi, bénéficient de salaires élevés, et sont donc vraisemblablement qualifiés. Note : les estimations sont stratifiées selon le niveau de salaire de référence (pour l'ancienne réglementation) et selon le niveau de chutes dans le profil d'indemnisation (dans la nouvelle réglementation) et donc il n'y a pas d'estimation chiffrée de l'impact des ces facteurs

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Brosius (2001) Objet : Explorer quels facteurs qui influencent la durée de chômage au Luxembourg	Estimation de modèles semi-paramétrique et paramétrique : Modèle semi-paramétrique : modèle à hasards proportionnels de type Cox, estimé par la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle Modèle paramétrique : modèle à temps de sortie accélérée, avec une loi log-logistique pour la durée du chômage	Panel Socio-Economique « Liewen zu Lëtzebuerg » (PSELL) Données recueillies auprès d'un panel de ménages luxembourgeois pendant la période 1994-1998 (N=594 épisodes)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variables d'intérêt : l'âge, le niveau de formation, la nationalité, le genre, le statut marital, la présence d'enfants au foyer, la présence d'un handicap, le secteur d'activité, recherche d'un emploi à temps plein, la perception d'une indemnisation du chômage, nombre d'épisodes de chômage antérieurs	Conclusion concernant les allocations chômage : Toutes autres choses égales par ailleurs, la durée de chômage d'un chômeur indemnisé est, en moyenne, 1,35 fois plus longue que la durée de chômage d'un chômeur non-indemnisé.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Carling, Holmlund et Vejsiu (2001) Objet: Examiner comment la réduction en janvier 1996 du taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage de 80% à 75%, pour une partie des chômeurs, a influencé le taux de retour à l'emploi des chômeurs en Suède	Stratégie différences en différences avec estimation non-paramétrique de modèles de durée à risques concurrents (emploi/programmes d'emploi aidé/non participation). La fonction de hasard de base dans ces modèles varie toutes les 4 semaines. Deux groupes expérimentaux : Groupe T1 : ayant un taux de remplacement initial de 0,8 Groupe T2 : revenus mensuels avant l'entrée au chômage entre 705 et 752 SEK Un groupe témoin : chômeurs non-affectés par la réforme (distinction selon le taux de salaire dans l'ancien emploi) Vérifie si les estimations sont robustes aux changements de composition des groupes expérimentaux et de contrôle sous l'aspect de la distribution des salaires dans les deux groupes.	Plusieurs sources : (a) LINDA (Longitudinal INdividual DAta for Sweden) - données administratives (b) données sur le montant des allocations chômage (c) données sur la durée des épisodes de chômage provenant des agences pour l'emploi (d) données sur les taux de chômage locaux Echantillon de chômeurs enregistrés au cours de la deuxième moitié de 1994, toute l'année 1995 et première moitié de 1996, qui exclut les chômeurs non éligibles pour des allocations chômage, les chômeurs âgés de 54 ans ou plus et ceux déclarant avoir des problèmes de santé. (N=18429 individus)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage Variables de contrôle : dummies pour le temps, dummies 2 groupes expérimentaux, dummies départements, le trimestre d'entrée au chômage, taux de chômage local, l'âge, le genre, la nationalité, statut de cohabitation, statut marital, présence enfants < 15, présence enfants >16+, éducation, expérience de travail, salaire avant l'entrée au chômage, revenus générés par investissement de capital, revenus du partenaire	La diminution de taux de remplacement de 80% à 75% produit une augmentation du taux de retour à l'emploi de 10%. Autrement dit, l'élasticité du hasard de retour à l'emploi par rapport aux taux de remplacement est de 1.6 : une diminution de 5% du taux de remplacement implique une baisse de 5/80=0,0625% des allocations ; une augmentation de 10% du taux de remplacement conduit à estimer une élasticité de 10/6,25=1,6. Il y a un comportement anticipatoire des chômeurs, car l'effet de la réforme se fait senti quelques mois avant la mise en œuvre de la réforme de 1996 (elle avait été annoncée en juin 1995) Possible source de biais (examinée et écartée) : confusion de l'effet d'une hausse différentielle de la demande sur le marché du travail pour T1 ou T2 pour l'effet d'une baisse des taux de remplacement Différences importantes par genre et âge pour le hasard de sortie du chômage. Pas d'effet de la réforme sur la probabilité de sortie du marché du travail. Propose l'évaluation de l'impact de la structure des allocations chômage versées.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Bover et al. (2002) <u>Objet :</u> Estimer l'effet de la perception des allocations chômage sur la durée de chômage des hommes en Espagne, en contrôlant pour les effets du cycle économique	Exploite une réforme des lois régissant les contrats à durée déterminée en Espagne en 1984 qui affecte les allocations chômage auxquels ont droit les chômeurs licenciés. Modèle à « odds » proportionnels, en temps discret, estimé par la maximisation de la fonction de vraisemblance. La fonction de lien est logistique. Permettent à l'effet des allocations chômage de diminuer avec la durée passée au chômage. La perception des allocations chômage est considérée endogène (ce qui conduit à un modèle avec double erreur lorsque l'effet des facteurs omis est également inclus). Contrôle l'effet de l'hétérogénéité non-observée individuelle (le terme d'erreur est supposé corrélé avec la perception d'allocations chômage) et il est supposé suivre une loi discrète à plusieurs points de support). Contrôle aussi l'effet du cycle économique.	Données longitudinales collectées par le panel rotatif du Labour Force Survey (1987-1994) en Espagne Seulement des hommes, âgés entre 20 et 64 ans. (N=60036 épisodes) Note : le montant des indemnités chômage n'est pas connu et la durée potentielle d'indemnisation non plus	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : la perception des allocations chômage Variables de contrôle : l'âge du chômeur, le niveau d'éducation, le statut de chef de ménage, le secteur économique de l'emploi antérieur, l'année d'entrée au chômage, la croissance du produit interne brut, le taux de chômage sectoriel, le taux d'emploi trimestriel	La perception des allocations chômage réduit le hasard de sortie du chômage. L'impact des indemnités diminue avec la durée passée au chômage : à 3 mois de chômage, le fait de percevoir des allocations chômage réduit la probabilité de sortie du chômage de 10,7 points de pourcentage ; à six mois de chômage, l'écart de probabilité de sortie du chômage entre les chômeurs indemnisés et non-indemnisés est de 4,5 points de pourcentage. En contrôlant l'effet de l'hétérogénéité non observée, les résultats des estimations ne changent pas. Note : l'étude prend en compte également l'impact de la variation du produit interne brut (variable proxy pour contrôler l'effet de la phase du cycle économique). La croissance du produit interne brut a un effet positif sur le hasard de sortie du chômage, mais cet effet s'estompe avec le temps passé au chômage.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Røed et Zhang (2003) Objet : estimer quelle est la relation entre les allocations chômage perçues par les chômeurs et leurs durées de chômage et établir si cette relation varie avec le cycle économique et le temps passé au chômage	Modèle à hasards proportionnels en temps discret (fonction de lien cloglog) sans contrainte paramétrique pour la fonction de hasard de base Applique une correction pour l'hétérogénéité individuelle suivant Heckman et Singer (1984) (distribution discrète non-paramétrique des erreurs caractérisant chaque individu) Testent si les effets des allocations chômage varient d'une part, avec le cycle économique et d'autre part, avec la durée déjà passée au chômage Note : estiment le modèle séparément pour les hommes et les femmes	Données administratives norvégiennes, renseignant sur toutes les durées de chômage des chômeurs âgés de moins de 60 ans durant les années '90 (N=100,000 chômeurs, soit 103.000 épisodes)	Variable expliquée : le hasard mensuel de sortie du chômage Variables d'intérêt : (a) le taux de remplacement (b) la durée potentielle d'indemnisation Variables de contrôle : Le nombre d'années d'éducation suivis, le statut marital, le nombre d'enfants, statut d'immigrant (des pays hors OCDE), un indicateur du cycle économique (estimé), le mois calendaire, le mois d'entrée au chômage, la région, l'expérience professionnelle, le revenu moyen pendant la carrière professionnelle, les catégories de revenus antérieurs	Dans toutes les phases du cycle économique, et pendant toute la durée des épisodes de chômage, une réduction des allocations chômage conduit à une hausse du hasard de sortie du chômage. L'effet d'une variation marginale des allocations est beaucoup plus prononcé pour les hommes que pour les femmes, alors qu'une perte significative (arrêt de payement des allocations) affecte plus ces dernières. Une réduction des durées maximales d'indemnisation aurait un effet important de réduction des durées de chômage. L'élasticité de la durée moyenne de chômage par rapport aux taux de remplacement est d'environ -0,95 pour les hommes et -0,35 pour les femmes (une baisse de 10% des allocations réduit une durée de chômage de 10 mois d'un mois (pour les hommes) ou de1-2 semaines (pour les femmes). Les effets sont stables au cours des épisodes de chômage. A l'approche de l'épuisement des allocations chômage, le hasard de sortie du chômage augmente de 60% pour les femmes et 40% pour les hommes.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Addison et Portugal (2004)	Exploite des variations dans le niveau de la durée potentielle d'indemnisation entre différents états des Etats-Unis d'Amérique Modèle à hasards proportionnels mixte (un terme d'erreur pour contrôler l'hétérogénéité non-observée entre individus, supposé suivre une loi Gamma) Utilise une spécification constante par morceaux (16 intervalles) pour la dépendance de durée et introduit des effets des allocations qui varient avec le temps (avant l'épuisement, au moment de l'épuisement et après l'épuisement). Permet à l'effet des variables explicatives autres que les allocations de changer d'abord à 4 semaines, puis dans une spécification ultérieure à 26 semaines (ce qui ne change pas l'effet estimé des allocations chômage).	Données rétrospectives sur une durée de 3 ans collectées par le Displaced Worker Supplement (DWS) associé au Current Population Survey en 1998 ; Echantillon d'épisodes connus par des individus âgés entre 20 et 61 ans, travaillant à temps plein au moment de l'enquête et qui ont travaillé dans un secteur autre que l'agriculture (N=2762 individus)	Variable expliquée : Le hasard de sortie du chômage Variable d'intérêt : Le montant des allocations chômage perçues Variables de contrôle : L'âge, le statut marital, l'ancienneté dans l'emploi tenu avant l'entrée au chômage, le niveau d'éducation, la race, l'affiliation syndicale, réception d'un préavis du licenciement, la faillite de l'ancien employeur, le taux de chômage de l'état au moment de l'entrée au chômage, l'état des Etats-Unis dans lequel vit le chômeur	Avant l'épuisement des indemnités, le hasard de sortie du chômage des chômeurs indemnisés est de 37,8% moindre que celui des chômeurs non indemnisés. Au moment de l'épuisement des allocations chômage le hasard de sortie des chômeurs indemnisés est 2,54 fois plus grand que celui des chômeurs non-indemnisé. Après l'épuisement des indemnités, le hasard de sortie du chômage reste de 27% plus élevée pour les chômeurs qui avaient perçu une indemnisation par rapport au hasard de sortie caractérisant les chômeurs non indemnisés Note : le paramètre de la loi Gamma caractérisant les facteurs omis a convergé vers zéro, ce qui indique l'absence d'hétérogénéité non observée

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Lalive et Zweilmuller (2004) Objet : Evaluer l'effet d'une prolongation de la durée potentielle d'indemnisation du chômage et analyser le rôle de l'endogénéité des réformes apportées à l'indemnisation du chômage	Prennent en compte la nature endogène des réformes des allocations chômage Approche quasi-expérimentale de différences en différences en différences, qui exploite 3 réformes de l'indemnisation du chômage affectant certaines régions de l'Autriche : d'abord prolongation des durées potentielles d'indemnisation de 30 à 209 semaines (en 1988), changement (en 1991), puis suppression de la prolongation (en 1993). Estimation d'un modèle à hasards proportionnels par la maximisation de la fonction de vraisemblance partielle (Cox, 1972), écarts types corrigés (pour la dépendance des hasards des individus au sein de la région) par la méthode de Lin et Wei (1989) Considère censurés tous les épisodes de chômage où la sortie est vers une autre destination que l'emploi.	Données administratives autrichiennes (provenant du registre de sécurité sociale et du registre des chômeurs) de la période 1972-1998. Toute la population d'épisodes de chômage dont le début si situe entre janvier 1986 et décembre 1995, qui sont connus par des hommes âgés entre 45 et 54 ans ont été suivis jusqu'à décembre 1998 (N=312076 épisodes)	Variable expliquée : le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : Participation au programme REBP (qui a prolongé de la durée potentielle d'indemnisation de 30 à 209 semaines) Variables de contrôle : Statut marital, niveau d'éducation, occupation, nationalité, heures de travail dans le nouvel emploi, rappel à l'ancien emploi, secteur d'activité dans l'emploi antérieur, trimestre d'entrée au chômage, historique de chômage, expérience en emploi, taux régional de chômage pour la période 45-54 ans.	L'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation de 30 à 209 semaines réduit le taux de sortie du chômage de 17% et prolonge la durée moyenne de chômage d'environ 9 semaines (soit une augmentation de 0,055jours/semaine) L'effet de la mise en œuvre de la prolongation des durées potentielles d'indemnisation est symétrique à l'effet de l'élimination de cette prolongation. La prise en compte de l'endogénéité des réformes des indemnisations du chômage est importante : si cette endogénéité n'est pas prise en compte, la baisse du hasard de sortie du chômage associé au programme REBP serait estimé à 40% au lieu de 17%.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Bennmarker, Carling et Holmlund (2005) Objet : Estimer l'effet d'un supplément d'indemnisation du chômage qui prolonge la durée potentielle d'indemnisation et l'ampleur de l'effet d'éligibilité provoqué par la hausse des allocations chômage en Suède	Réforme 2001 : augmentation de 17% des allocations chômage pour les 20 premières semaines d'indemnisation (ce qui donne lieu à une dégressivité des allocations à 20 semaines) Réforme 2002 : Augmentation substantielle des allocations chômage pour les épisodes de chômage dépassant 20 semaines (jusqu'au maximum 60 semaines) et une hausse supplémentaire des allocations chômage pour les 20 premières semaines de chômage. Approche quasi-expérimentale de différences en différences, comparant le hasard de sortie du chômage des chômeurs affectées/ non-affectées par les réformes (groupes définis selon des seuils de taux de salaire) Estimation d'un modèle à hasard proportionnels en temps discret avec hasard de base non-paramétrique (fonction de lien cloglog)	Exploite deux sources de données : (1) HÄNDEL - base de données maintenue par le National Labor Market Board (AMS). Contient des informations concernant tous les épisodes de chômage enregistrés auprès de l'administration et (2) ASTAT – base de données maintenue par l'AMS, mais données fournies par les agences d'assurance chômage. Renseigne sur les montants des allocations chômage versées et sur les salaires avant l'épisode de chômage.	Variable expliquée : Le hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage Les taux de remplacement varient selon (a) genre, (b) temps (avant/entre/ après les réformes), (c) la durée passée au chômage (chômage courte durée/ longue durée) et (d) percentile du salaire avant d'entrer au chômage Variables de contrôle : Le taux de chômage local, l'âge, le log du montant du salaire avant l'entrée au chômage, le niveau d'éducation atteint, l'expérience antérieure de travail, la disponibilité à accepter un emploi à temps partiel, l'occupation, la citoyenneté, la région, le temps calendaire, le moment de sortie du chômage, le moment d'entrée au chômage, la participation à des mesures d'aide au retour à l'emploi, le nombre d'expériences de chômage, le temps total demeuré au chômage dans le passé	Pas d'effet significatif des réformes sur la durée du chômage. Effet des réformes pour les hommes : baisse de la probabilité de réemploi avec la hausse du taux de remplacement Effet pour les femmes : l'hausse de la probabilité de retrouver un emploi dans tous les groupes de traitement suivant l'hausse du taux de remplacement Explication : possible interaction de ces réformes du système d'assurance chômage avec une réforme simultané du système de garde d'enfants

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Lalive, Van Ours Zweimüller, (2006) Objet : étudier comment les changements dans le taux de remplacement et la durée potentielle de chômage affectent la durée de chômage	Approche quasi-expérimentale de différences en différences en différences exploitant une réduction des durées potentielles d'indemnisation du chômage mise en œuvre en Autriche en août 1989 Estiment un modèle à hasards proportionnels en temps discret par la maximisation de la fonction de vraisemblance	Données administratives autrichiennes (provenant du registre de sécurité sociale et du registre des chômeurs) pour la période 1972 à mai 1999. (N=225821 épisodes)	Variable expliquée : La durée hebdomadaire de chômage Variables d'intérêt : La participation au programme REBP (qui a prolongé la durée potentielle d'indemnisation et a augmenté le taux attendu de remplacement) Variables de contrôle : l'âge, le statut marital, le genre, le niveau d'éducation, le revenu du mois précédant l'entrée au chômage, le rappel à l'ancien emploi, l'occupation, employé industrie saisonnière, industrie manufacturière, le temps passé en dehors de l'emploi, l'ancienneté dans le poste, le trimestre d'entrée au chômage	L'augmentation du taux de remplacement a un effet beaucoup moindre sur le taux de sortie du chômage que celui de la durée potentielle d'indemnisation. L'augmentation du taux de remplacement diminue le hasard de sortie du chômage pendant la période d'indemnisation, et n'a plus d'effet après l'épuisement des allocations. Si les indemnités de chômage augmentent de 30 à 39 semaines, la durée potentielle d'indemnisation produit une prolongation de 0,35 jours pour chaque semaine supplémentaire d'indemnisation ; la prolongation n'a plus d'effet sur le hasard de sortie du chômage après 54 semaines de chômage ; si l'augmentation de la durée potentielle d'indemnisation est de 30 à 52 semaines, l'effet est celui d'une prolongation de 0,7 jours par semaine supplémentaire d'indemnisation et il cesse après 62 semaines. L'effet de la prolongation de la durée potentielle d'indemnisation est différent selon l'âge des chômeurs : pour les travailleurs Une hausse du taux de remplacement de 15% prolonge la durée de chômage autant que le ferait une augmentation de la durée potentielle d'indemnisation de 30%.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Van Ours et Vodopivec (2006) Objet : évaluer l'effet de la diminution de la durée potentielle d'indemnisation sur la durée de chômage	Approche quasi-expérimentale de différences en différences exploitant une réduction des durées potentielles d'indemnisation du chômage en Slovénie mise en œuvre en octobre 1998 qui a réduit à environ la moitié la durée potentielle d'indemnisation du chômage pour tous les chômeurs sauf les chômeurs les moins expérimentés et les plus jeunes Estiment des modèles à hasards proportionnels, avec fonction de hasard de base constante par morceaux, par la maximisation de la fonction de vraisemblance Estimation séparée pour les hommes et pour les femmes	Données administratives slovènes concernant les épisodes de chômage et les épisodes d'emploi pendant l'intervalle d'août 1997 à décembre 1999 (N=20049 individus, dont 9196 hommes et 10853 femmes)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variable d'intérêt : la durée potentielle d'indemnisation (en mois) Note : la réforme à introduit des réductions de 6 mois à 3 mois, de 9 mois à six mois, de 12 mois à 6 mois et de 18 mois à 9 mois d'indemnisation Variables de contrôle : L'âge du chômeur, le niveau d'éducation atteint, le statut familial, l'état de santé, les années d'expérience professionnelle	Pour chaque semaine de réduction de la durée potentielle d'indemnisation de chômage, la durée du chômage a diminué d'environ 1,3 semaine La réduction de la durée potentielle d'indemnisation de 6 mois à 3 mois n'a pas d'effet statistiquement significatif (toutes les autres réductions produisent des effets statistiquement significatifs). Un pic du hasard de sortie du chômage existe au moment de l'épuisement des allocations chômage

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Pellizzari (2006) Objet: Etudier l'interaction des systèmes d'assurance chômage, d'assistance chômage et d'allocations familiales pour déterminer le hasard de sortie du chômage. Montrer que les chômeurs qui sont éligibles à des allocations familiales après l'épuisement des allocations chômage sont moins sensibles à la perte des allocations chômage	Modèle à hasards proportionnels, conjugué avec une approche quasi-expérimentale de différences en différences La dépendance de durée du hasard est spécifiée par un polynôme de 3^{e} degré (fonction de lien cloglog) 1 seul modèle est estimé sur les données poolées concernant 11 pays européens ; Considère les épisodes de chômage où la sortie est vers l'inactivité comme des épisodes censurés avant le retour à l'emploi. Contrôle pour l'hétérogénéité individuelle non observée suivant Heckman et Singer (1984) (terme d'erreur individuel supposé suivre une loi normale). Ce contrôle de l'effet d'éventuels facteurs individuels omis n'altère pas les coefficients estimés pour les autres facteurs explicatifs inclus dans le modèle.	Données de l'enquête panel « European Community Househols Panel » (ECHP), vagues 1994-2001 pour 10 pays : Autriche, Allemagne, Belgique, France, Danemark, Finlande, Irlande, Italie, Portugal, Espagne, Royaume-Uni Analyse un échantillon d'hommes chefs de ménage, ayant des enfants, âgés entre 25 et 50 ans, en bonne santé, qui ne perçoivent pas des prestations de retraite, et qui déclarent être propriétaires de leur demeure pendant toute la durée de l'épisode de chômage (N=12460 épisodes, soit 111900 personnes-mois)	Variable expliquée : Le hasard mensuel de sortie du chômage Variables d'intérêt : (1) taux de remplacement du salaire antérieur par les indemnités de chômage (2) nombre de trimestres d'indemnisation qui restent encore au chômeur (jeu de dummies) Note : l'effet du taux de remplacement peut varier au cours de l'épisode de chômage : il est supposé constant durant trois intervalles (les premiers deux mois, puis pour les mois 2 à 6, et après 6 mois), mais l'ampleur de l'effet peut varier entre ces trois intervalles distincts. L'auteur n'indique pas les raisons qui ont justifié le choix de ces seuils. Variables de contrôle : genre, âge, état de santé, niveau d'éducation, perception d'indemnités d'assistance sociale, taux de chômage régional, taux de chômage national sur le long terme	Pour l'ensemble de l'échantillon, une hausse de 10 points de pourcentage des allocations réduit de 4,7% le hasard de sortie du chômage. Le hasard de sortie du chômage est d'environ 35% plus élevé dans l'intervalle de 4 à 6 mois avant l'épuisement de l'indemnisation par rapport aux intervalles précédents. L'approche de l'épuisement des allocations d'assistance chômage a un effet positif sur le hasard de sortie du chômage, mais une lecture prudente s'impose (très faible taille de l'échantillon). Pour le groupe de contrôle, un effet des indemnités de chômage se manifeste uniquement *après* le 6^{e} mois de chômage. Après 6 mois de chômage, une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de remplacement réduit le hasard de sortie du chômage d'environ 14%. Entre 4 et 6 mois avant l'épuisement des allocations chômage, le hasard de sortie est 1,7 fois plus important par rapport aux intervalles antérieurs, et entre 2 et 4 mois avant l'épuisement, le hasard de sotie est 1,9 fois plus grand qu'auparavant. Pour le groupe traité, les allocations chômage ont un effet *positif* sur le hasard de sortie du chômage pendant les premiers 6 mois de chômage, et n'ont plus d'effet ensuite. Il n'existe pas de pic à l'approche de l'épuisement des allocations chômage.

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Card, Chetty, Weber (2007) Objet : Mesurer l'ampleur du pic de sorties du chômage au moment de l'épuisement des indemnités de chômage	Exploite une différence dans les conditions d'éligibilité entre les travailleurs qui ont travaillé un peu moins de 36 mois et un peu plus de 36 mois, et qui ont droit à 20 et 30 semaines d'allocations chômage respectivement. Modèle à hasards proportionnels de type Cox, à risques concurrents (emploi vs. autre destination), conjugué à une approche de différences en différences	Données administratives autrichiennes renseignant toutes les pertes d'emploi entre 1981 et 2001 Sélection des épisodes connus par de individus âges entre 20 et 50 ans, indemnisés et ayant travaillé (a) au moins 12 mois pour leur dernier employeur et (b) entre 33 à 38 mois (36±3 mois) au cours des derniers 5 ans. (N=92696 épisodes)	Variable expliquée : hasard hebdomadaire de sortie du chômage Variable d'intérêt : durée restante d'indemnisation du chômage (intervalles de 3 semaines : 9-12, 5-8, 3-4 et 1-2 semaines avant l'épuisement, 0 (moment de l'épuisement), et 1-2, 3-4, 5-8, 9-12 semaines après l'épuisement) Variables de contrôle : âge, salaire antérieur, occupation (ouvriers/cadres), nationalité autrichienne, région, occupation, taille de l'ancien employeur	L'éligibilité pour l'indemnisation pendant 30 semaines (au lieu de 20 semaines) augmente la durée moyenne de chômage de 6% Le taux de sortie du chômage au cours de la semaine d'épuisement est 1,15 fois plus élevé que celui de la semaine précédente et reste important pendant les deux semaines suivant la sortie du chômage L'augmentation du hasard de sortie est plus important pour les sorties vers le non-emploi que vers l'emploi

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Lalive (2007) <u>Objet :</u> Analyser l'effet sur la durée du chômage, d'une prolongation substantielle de la durée potentielle de l'indemnisation du chômage	Exploite une réforme des allocations chômage en Autriche, qui a prolongé l'indemnisation du chômage pour les chômeurs âgés de plus de 50 ans, selon leur région de résidence, de 13 semaines et de 170 semaines respectivement Approche quasi-expérimentale de régression discontinue selon un seuil d'âge des chômeurs Modèles de régression linéaire estimés par moindres carrés ordinaires, séparément pour les hommes et les femmes (les valeurs de R^2 ne sont pas présentés)	Données provenant du registre de sécurité sociale autrichien ; Analyse la population d'individus étant entrés au chômage entre août 1989 et juillet 1991, âgés entre 46 et 53 ans et 11 mois à l'entrée au chômage, qui ont un historique d'emploi continu au cours des derniers 25 ans avant l'entrée au chômage et qui n'ont pas travaillé dans le secteur de l'industrie sidérurgique (N=40028 individus)	Variables expliquées : (1) durée de chômage (en semaines) (2) proportion de chômeurs sortant du chômage vers un emploi (3) durée jusqu'à la reprise d'un emploi (en semaines) (4) différence du logarithme naturel des revenus journaliers du chômeur dans l'emploi obtenu en sortant du chômage par rapport à ceux que le chômeur avait obtenu dans l'emploi avant l'entrée au chômage (mesure de la qualité de l'emploi accepté en sortant du chômage) Variable d'intérêt : La participation au programme REBP (qui a prolongé de la durée potentielle d'indemnisation) Variables de contrôle : L'âge, le genre, le statut marital au moment de l'entrée au chômage, le secteur d'emploi avant l'entrée au chômage	Une augmentation de 13 semaines de la durée potentielle d'indemnisation n'affecte ni la durée de chômage des hommes ni leur durée de reprise d'emploi ; en revanche, elle prolonge de 6 semaines la durée moyenne de chômage des femmes et de 3 semaines la durée moyenne de reprise d'emploi de celles-ci. Une prolongation de plus de 3 ans dans la durée potentielle d'indemnisation du chômage, augmente la durée de retour à l'emploi de 1,7 semaine pour les hommes et 2,9 semaine pour les femmes (soit environ 0,02 semaine de prolongation pour chaque semaine d'indemnisation supplémentaire)

Auteur(s) et objet	Méthodologie	Données utilisées	Variables expliquée(s), d'intérêt et de contrôle	Résultats relatifs à la variable d'intérêt
Lalive (2008) Objet : tester si la prolongation des allocations chômage décourage la recherche d'emploi et prolonge ainsi les durées individuelles de chômage	Exploite une réforme des allocations chômage en Autriche, qui a prolongé l'indemnisation du chômage pour les chômeurs âgés de plus de 50 ans, selon leur région de résidence, de 13 semaines et de 170 semaines respectivement Approche quasi-expérimentale de régression discontinue selon un seuil d'âge et un seuil géographique (région de résidence) Modèles de régression linéaire estimés par moindres carrés ordinaires, séparément pour les hommes et les femmes : R^2 entre 0,01 et 0,08 pour les modèles concernant les hommes et R^2 entre 0,1 et 0,2 pour les modèles concernant les femmes	Données administratives autrichiennes (provenant du registre de sécurité sociale et du registre des chômeurs) pour la période 1972-1998. Analyse la population d'individus étant entrés au chômage entre janvier 1986 jusqu'à décembre 1987 et entre août 1989 et juillet 1991, âgés entre 46 et 53 ans et 11 mois à l'entrée au chômage, qui ont un historique d'emploi continu au cours des derniers 25 ans avant l'entrée au chômage résidence à moins de 70 min de trajet en voiture des régions où les allocations chômage ont été prolongées (N=19018 épisodes)	Variable expliquée : durée de chômage (en semaines) Variable d'intérêt : Participation au programme REBP (qui a prolongé de la durée potentielle d'indemnisation de 30 à 209 semaines) Variables de contrôle : L'âge, le sexe, le statut marital au moment de l'entrée au chômage, le secteur d'emploi avant l'entrée au chômage, le lieu de résidence du chômeur	Selon le seuil d'âge, une augmentation de la durée potentielle de l'indemnisation du chômage de 30 à 209 semaines augmente la durée moyenne de chômage de 14,8 semaines pour les hommes et de 74,8 semaines pour les femmes Selon le seuil des régions de résidence, une augmentation de la durée potentielle de l'indemnisation du chômage de 30 à 209 semaines augmente la durée moyenne de chômage de 13,6 semaines pour les hommes et de 50,6 semaines pour les femmes

Annexe 4- Pourcentage de valeurs manquantes pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage

Cette annexe présente le pourcentage de valeurs manquantes enregistrées pour les variables décrivant, pour chaque épisode de chômage, la disponibilité du chômeur à reprendre un emploi, la recherche d'un emploi par le chômeur, son enregistrement auprès de l'agence publique de l'emploi et la raison de la séparation de son dernier emploi.

Ces pourcentages sont tout d'abord calculés dans le Tableau A4.1 à partir d'un total qui est l'ensemble des épisodes de chômage observés dans les données ECHP pertinents pour notre analyse : les épisodes de chômage appartenant à des chômeurs qui ont perçu une indemnité au titre de l'assurance chômage, âgés entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré comme statut principal sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage la retraite, le travail indépendant ou l'inactivité économique et qui ont participé au panel dans l'année précédant leur entrée au chômage (de manière à ce que nous puissions fusionner les valeurs de ces variables avec l'information sur l'entrée au chômage, qui est recueillie avec un délai d'une année). Nous déterminons ces pourcentages séparément pour chacun des pays analysés afin de montrer que dans certains pays une partie des informations sur les facteurs déterminant le droit aux indemnités de chômage n'a pas été recueillie et que même lorsque les questions ont été posées le taux de non-réponse est très important pour toutes les variables sauf celle concernant la recherche d'un emploi par le chômeur.

Mais nous n'estimons pas le modèle économétrique à partir de la totalité des durées de chômage qui remplissent les critères mentionnés ci-dessous : nous ne retenons pas les épisodes de chômage des individus qui déclarent ne pas rechercher un emploi, ni ceux pour lesquels les chômeurs n'ont pas été indemnisés au titre de l'assurance chômage, ni ceux qui sont censures à gauche. De plus, au sein des épisodes de chômage qui satisfont aussi les trois critères susmentionnées, nous ne retenons que le sous échantillon du premier épisode non-censuré à gauche observé pour chaque individu. Afin de donner un aperçu des proportions de valeurs manquantes concernant les variables analysées ici dans l'échantillon nous soumettons à une

analyse économétrique, le Tableau A4.2 présente le pourcentage de valeurs manquantes pour les mêmes variables, calculés cette fois ci par rapport à ce nouveau total. On retrouve à nouveau des proportions de valeurs manquantes extrêmement élevées, qui rendent impossible l'exploitation de ces variables dans nos analyses statistiques, à l'exception de la variable concernant la recherche d'un emploi.

La variable renseignant la recherche d'un emploi présente une proportion négligeable de valeurs manquantes dans tous les pays analysés sauf en Allemagne et au Luxembourg. Le taux élevé de valeurs manquantes observé dans ces deux pays s'explique par le fait que dans ces pays la question concernant la recherche d'un emploi n'a pas été posée aux personnes qui tenaient un emploi au moment de l'enquête. De ce fait, pour tous les épisodes de chômage ayant commencé dans l'année N après la date de l'enquête de l'année N, la question concernant la recherche d'un emploi n'aurait pas été posée. L'information concernant la recherche d'un emploi ne sera donc exploitée que dans sept des neuf pays analysés.

Tableau A4.1: Pourcentage de valeurs manquantes, par rapport à l'ensemble des épisodes de chômage de notre champ d'analyse, pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage

		Pourcentage de valeurs manquantes de la variable concernant…			
Pays (en ordre alphabétique)	Nombre d'épisodes de chômage	… la disponibilité du chômeur à reprendre un emploi[189]	… la recherche d'un emploi[190]	… l'enregistrement auprès de l'agence publique de l'emploi[191]	… la raison de la séparation du dernier emploi[192]
Allemagne	3803	57	54	58	30
Autriche	1456	72	1	78	18
Danemark	1709	65	0	65	11
Espagne	8495	55	1	57	24
Grèce	3605	57	1	63	35
France	5021	41	0	40	52
Italie	5570	62	0	65	51
Luxembourg	634	100	80	87	100
Portugal	2449	61	1	63	25
Total (UE9)	*32742*	*57*	*8*	*59*	*35*

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : 3803 épisodes observés en Allemagne entrent dans le champ de notre analyse. Pour 57% des 3803 épisodes, l'information concernant la disponibilité à reprendre un emploi n'est pas connue ; pour 54% des 3803 épisodes, nous ne savons pas si le chômeur est à la recherche d'un emploi ; nous ne pouvons pas déterminer s'il y a eu enregistrement auprès d'une agence publique de l'emploi pour 58% des 3803 épisodes ; nous ne disposons pas de l'information concernant la raison de la séparation du dernier emploi pour 30% des 3803 épisodes.

[189] La variable ECHP retenue est la variable PS008, qui correspond à la question « Si un emploi vous serait offert à présent, êtes-vous disponible à commencer le travail endéans les deux prochaines semaines ? »

[190] La variable ECHP retenue est la variable PS001, qui correspond à la question « Etes-vous à la recherche d'un emploi ? »

[191] La variable ECHP retenue est la variable PS010, qui correspond à la question « Etes-vous inscrit auprès de l'agence publique de l'emploi ? »

[192] La variable ECHP retenue est la variable PJ004, qui correspond à la question « Quelle est la raison pour laquelle vous vous êtes séparé de votre dernier emploi ? »

Tableau A4.2 : Pourcentage de valeurs manquantes, par rapport à l'échantillon du premier épisode de chômage non-censuré à gauche pour chaque individu, pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage

		Pourcentage de valeurs manquantes de la variable concernant…			
Pays (en ordre alphabétique)	Nombre d'épisodes de chômage	… la disponibilité du chômeur à reprendre un emploi[193]	… la recherche d'un emploi[194]	… l'enregistrement auprès de l'agence publique de l'emploi[195]	… la raison de la séparation du dernier emploi[196]
Allemagne	1490	67	66	67	35
Autriche	521	71	1	71	16
Danemark	759	60	0	60	11
Espagne	1248	45	1	45	8
Grèce	337	57	0	57	23
Italie	268	80	0	80	29
France	1039	40	0	40	38
Luxembourg	166	100	97	97	100
Portugal	283	46	0	46	10
Total (UE9)	*6111*	*57*	*19*	*57*	*25*

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : 1490 des épisodes observés en Allemagne sont inclus dans notre analyse économétrique. Pour 67% de ces épisodes, l'information concernant la disponibilité à reprendre un emploi n'est pas connue ; pour 66% de ces épisodes, nous ne savons pas si le chômeur est à la recherche d'un emploi ; l'enregistrement auprès d'une agence publique de l'emploi n'est pas déterminé pour 67% des 1490 épisodes ; l'information concernant la raison de la séparation du dernier emploi manque dans 35% des cas.

[193] La variable ECHP retenue est la variable PS008, qui correspond à la question « Si un emploi vous serait offert à présent, êtes-vous disponible à commencer le travail endéans les deux prochaines semaines ? »

[194] La variable ECHP retenue est la variable PS001, qui correspond à la question « Etes-vous à la recherche d'un emploi ? »

[195] La variable ECHP retenue est la variable PS010, qui correspond à la question « Etes-vous inscrit auprès de l'agence publique de l'emploi ? »

[196] La variable ECHP retenue est la variable PJ004, qui correspond à la question « Quelle est la raison pour laquelle vous vous êtes séparé de votre dernier emploi ? »

Annexe 5 – Justification de l'exclusion de notre analyse de six des pays de l'EU15

Nous montrons dans cette annexe les motifs nous ayant conduite à ne pas étudier les épisodes de chômage observés dans six des pays participant au panel ECHP, à savoir les Pays-Bas, la Suède, l'Irlande, le Royaume-Uni, la Finlande et la Belgique.

Tout d'abord, les Pays-Bas et la Suède n'ont pas été inclus dans l'analyse parce que les enquêtes effectuées dans ces pays n'ont pas recueilli l'information concernant le calendrier mensuel du statut sur le marché du travail des personnes enquêtées. Nous nous sommes donc trouvée dans l'impossibilité de délimiter des épisodes de chômage mensuels pour les personnes ayant répondu aux enquêtes ECHP dans ces deux pays.

Ensuite, l'Irlande et le Royaume-Uni ne font pas partie de notre étude car, dans ces deux pays, les montants des indemnités de chômage à percevoir par les chômeurs sont calculés non pas dans une logique de maintien du niveau de vie du chômeur, mais dans celle d'un filet de sécurité, le montant alloué étant forfaitaire[197].

Les épisodes de chômage survenus en Finlande n'ont pas été analysés, car les données dont nous disposons ne nous ont pas permis pas de déterminer les types d'indemnisation du chômage auquel s'attendait chaque chômeur. Le système d'indemnisation du chômage finlandais comprenait, au cours de la période étudiée, trois types d'indemnisations : les chômeurs pouvaient percevoir une indemnité de base, un supplément relatif au salaire (qui, ensemble, constituaient des indemnités d'assurance chômage) et une prestation conditionnelle aux revenus, qui est une

[197] Ceci n'est pas vrai de l'Irlande pendant la période 1993-1995, qui avait octroyé aux chômeurs indemnisés un supplément proportionnel aux gains en plus des prestations forfaitaires. Ce supplément était cependant dépendant du revenu salarié obtenu au cours de l'année fiscale antérieure, qui, en Irlande à cette période (et jusqu'à l'année 2001), commençait le 6 avril de l'année calendaire et finissait le 5 avril de l'année calendaire suivante. La détermination de ce salaire de référence n'est pas possible à partir des données dont nous disposons, car son calcul fait intervenir les revenus perçus individuellement de avril à mars, et non pas les revenus annuels perçus de janvier à décembre, qui sont ceux qui sont renseignés dans l'ECHP. Ceci nous a amenée à exclure de notre analyse les épisodes de chômage observés en Irlande au cours de cette période.

prestation d'assistance chômage. L'indemnité de base était payée à tous les chômeurs âgés de 17 à 64 ans ayant travaillé au moins 18h par semaine, pendant au moins 6 mois au cours des 24 derniers mois avant l'entrée au chômage, inscrits auprès de l'agence publique de l'emploi, disponibles pour reprendre un emploi et étant activement à la recherche d'un emploi. En revanche, le supplément relatif au salaire ne pouvait être perçu que par les chômeurs ayant également souscrit volontairement à une assurance supplémentaire. Or l'identification des chômeurs ayant souscrit à une telle assurance volontaire est impossible sur la base des données que nous exploitons. Si des données complémentaires, renseignant la proportion de chômeurs ayant souscrit à l'assurance supplémentaire ou ayant perçu des indemnités au titre de cette assurance, avaient montré que presque la totalité des chômeurs avaient souscrit et/ou bénéficié de ce supplément relatif aux gains, nous aurions pu considérer que tous les chômeurs observés dans l'ECHP avaient souscrit à l'assurance volontaire et, par conséquent, s'attendaient au moment de leur entrée au chômage à percevoir ce traitement. Inversement, si seule une petite minorité des chômeurs en Finlande avaient souscrit à cette assurance, nous aurions pu considérer qu'aucun des chômeurs déclarant un épisode de chômage dans l'ECHP ne s'attendait à percevoir des indemnités au titre de cette assurance supplémentaire. Mais, en fait, environ la moitié des chômeurs en Finlande ont bénéficié de ces prestations relatives au salaire pendant la période que nous étudions (Koskela et Uusitalo, 2003, p. 22). Ceci implique qu'en l'absence d'informations concernant la souscription à l'assurance chômage volontaire en Finlande, nous rencontrons un problème important pour mesurer des attentes des chômeurs quant à leur indemnisation : en faisant des hypothèses concernant les indemnités attendues par chaque chômeur, nous nous tromperions dans environ 50% des cas. Nous ne sommes donc pas en mesure d'effectuer, pour les épisodes de chômage survenus en Finlande, une classification des épisodes selon des profils attendus d'indemnisation du chômage et, par conséquent, nous les excluons de notre analyse.

Enfin, l'étude de l'impact des indemnisations attendues d'assurance chômage sur les durées de chômage observées en Belgique n'a pas été possible à cause de contraintes statistiques[198], ce qui nous a amenée à exclure également ce pays de notre analyse.

[198] Les dispositions légales concernant la durée potentielle d'indemnisation en Belgique prévoient une indemnisation illimitée, sauf pour quelques rares situations de chômage de longue durée où l'indemnisation du chômage est

Annexe 6 – Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques leur correspondant

La présente annexe indique le nombre et le pourcentage, par rapport à l'ensemble d'épisodes de chômage déclarés dans l'ECHP pour chaque pays, d'épisodes que nous ne pouvons pas analyser à cause du manque de l'information concernant les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs qui ont connu ces périodes de chômage. Nous recensons ici d'un côté, le manque systématique de ces informations pour les épisodes de chômage ayant commencé au cours de la première année du panel (ce manque est généré par la collecte rétrospective des données concernant le statut sur le marché du travail) et, d'autre côté, pour les épisodes ayant commencé à partir de la deuxième année de la période d'observation, nous examinons l'absence d'information causé par la présence inconstante des personnes enquêtés dans les vagues successives du panel[199].

---

suspendue (quand la durée de chômage d'un individu est supérieure, en 1995, au double, puis, de 1997 à 2001, à 1,5 fois la durée régionale moyenne du chômage pour la catégorie d'âge et de sexe du chômeur (OECD, 1995 ; OECD, 1997 ; OECD, 1999 ; OECD, 2001). De fait, cette durée potentielle d'indemnisation n'est pas illimitée, car elle est bornée par l'âge de la retraite : chaque chômeur peut, en principe, s'attendre à être indemnisé au titre de l'assurance chômage jusqu'à ce qu'il atteigne l'âge à partir duquel il peut obtenir une pension de vieillesse. De ce fait, la durée potentielle d'indemnisation constitue une fonction linéaire de l'âge du chômeur, ce qui pose des difficultés importantes pour l'estimation de modèles économétriques : si nous choisissions d'inclure l'âge du chômeur tout aussi bien que la durée potentielle d'indemnisation dans notre modèle, ceci produirait un phénomène de multicolinéarité parfaite entre ces deux variables et nous obligerait à n'introduire qu'une de ces variables dans le modèle. Notre objectif est certes différent, puisqu'il consiste à inclure comme variable explicative non pas la durée potentielle d'indemnisation en tant que telle, mais plutôt les profils attendus d'indemnisation du chômage, définis par le croisement entre les taux attendus d'indemnisation et les durées potentielles d'indemnisation. Cependant, la réglementation belge nous obligerait à créer autant de modalités de la variable profil qu'il y a d'âges distincts des chômeurs en Belgique. Ici aussi, il y aurait donc multicolinéarité entre la variable profil et la variable âge. Au vu de ces difficultés, nous avons choisi de ne pas analyser dans cette étude les durées de chômage observées en Belgique.

[199] Il s'agit ici de caractéristiques d'âge, de sexe et de nombre d'enfants de la personne enquêté. Nous attribuons une absence simultané de ces trois éléments à une absence de l'enquêté pour la vague en cause du panel.

Tableau A6 - Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques leur correspondant

Pays	Nombre total d'épisodes de chômage observés	Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques …				Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels les caractéristiques sociodémographiques sont connues	
		…parce qu'ils ont débuté dans la première année du panel		…parce que le chômeur n'a pas participé dans le panel l'année suivant son entrée au chômage (pour les épisodes observés à partir de la deuxième année du panel seulement)			
Allemagne	6322	1300	(21%)	449	(9%)	4573	(72%)
Autriche	2296	451	(20%)	200	(11%)	1645	(72%)
Danemark	3273	1008	(31%)	348	(15%)	1917	(59%)
Espagne	13803	2972	(21%)	1244	(11%)	9587	(69%)
France	7163	1472	(21%)	352	(6%)	5339	(75%)
Grèce	5710	1337	(23%)	331	(8%)	4042	(71%)
Italie	8843	1859	(21%)	700	(10%)	6284	(71%)
Luxembourg	1010	181	(18%)	169	(20%)	660	(65%)
Portugal	4110	802	(20%)	443	(13%)	2865	(70%)
Total (UE9)	52530	11382	(22%)	4236	(10%)	36912	(70%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : parmi l'ensemble des 6322 épisodes de chômage observés en Allemagne, nous ne connaissons pas les données sociodémographiques correspondantes à 1300 épisodes (soit 21% des 6322 épisodes) parce que ces épisodes ont débuté dans la première année du panel ; pour 449 épisodes (soit 9% des épisodes observés à partir de la deuxième année du panel) nous ne disposons pas d'information concernant les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs parce que le chômeur n'a pas participé dans le panel l'année suivant son entrée au chômage. Seuls 4573 épisodes, soit 72% du nombre total de 6322 épisodes observés, peuvent être inclus dans notre analyse économétrique.

Annexe 7 – Distribution des entrées et des sorties du chômage selon les mois calendaires et selon le statut de censure, par pays

Cette annexe présente graphiquement, pour chacun des pays inclus dans notre analyse, l'affectation par mois calendaires des entrées et des sorties du chômage des épisodes de chômage observés pour lesquels nous disposons de données sociodémographiques[200]. Nous distinguons, au sein de chaque mois calendaire, les épisodes de chômage censurés à droite des épisodes non-censurés.

Il est à noter que pour l'axe vertical des graphiques ci-dessous, axe qui indique le nombre d'entrées au chômage à chaque mois calendaire et de sorties du chômage à chaque mois calendaire respectivement, nous n'avons pas utilisé la même échelle pour tous les pays. L'emploi d'une échelle variable ne soulève pourtant pas de problème de comparaison des graphiques, car l'objectif n'est pas la comparaison entre pays, mais la comparaison du nombre d'entrées ou de sorties par mois calendaire au sein de chaque pays.

[200] Le nombre total d'épisodes observés dans les neuf pays analysés pour lesquels nous disposons également d'informations concernant les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs est de 36912

Graphique A7.1 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en France

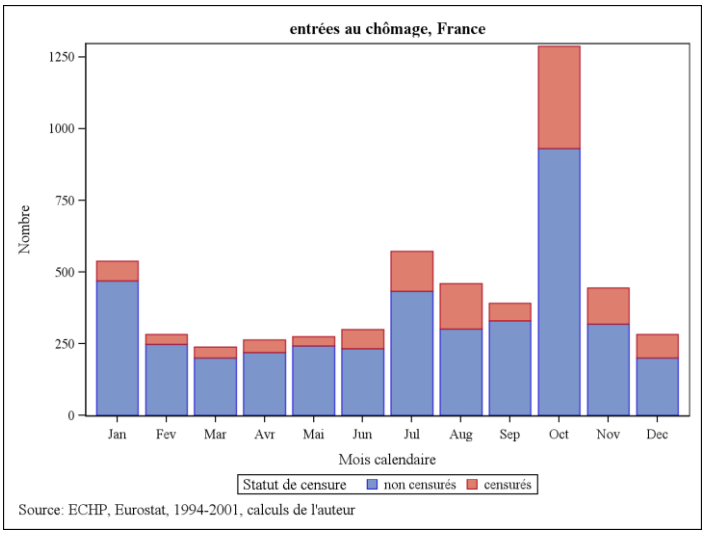


Tableau A7. 1 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en France

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	539	10.1
Février	282	5.3
Mars	239	4.5
Avril	263	4.9
Mai	275	5.2
Juin	300	5.6
Juillet	573	10.7
August	461	8.6
Septembre	391	7.3
Octobre	1288	24.1
Novembre	445	8.3
Décembre	283	5.3
TOTAL	5339	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.2 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en France

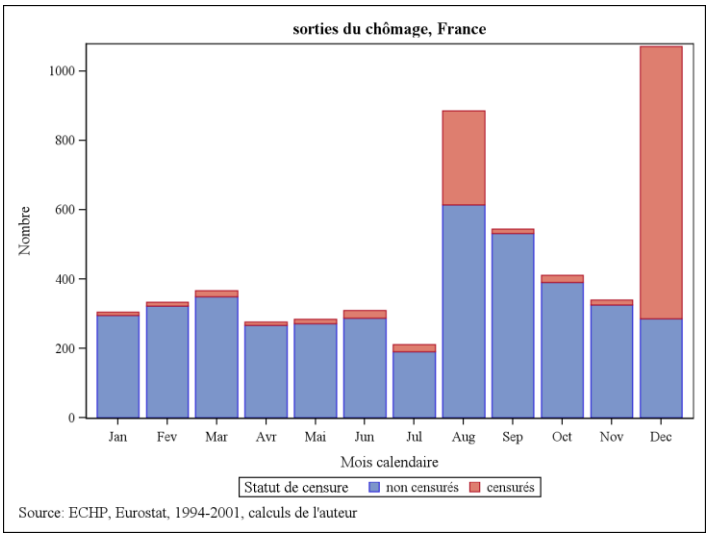


Tableau A7. 2- Pourcentage de sorties du chômage à chaque mois calendaire en France

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	305	5.7
Février	334	6.3
Mars	366	6.9
Avril	276	5.2
Mai	284	5.3
Juin	310	5.8
Juillet	212	4.0
August	886	16.6
Septembre	545	10.2
Octobre	411	7.7
Novembre	339	6.3
Décembre	1071	20.1
TOTAL	5339	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.3 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Danemark

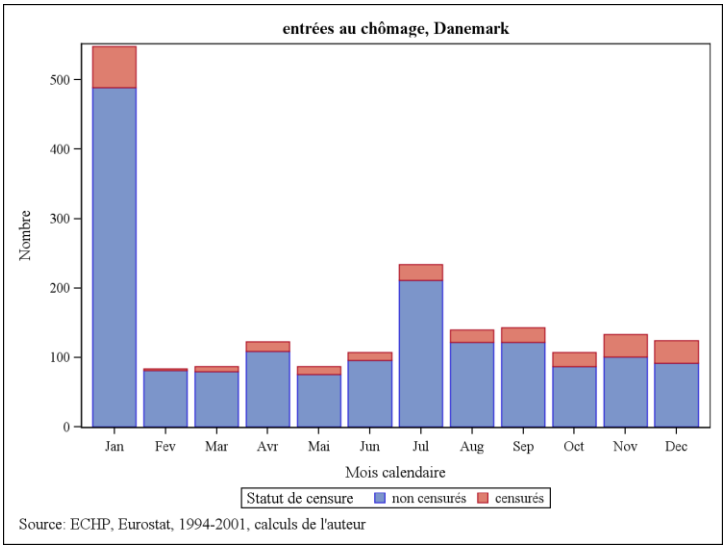


Tableau A7. 3 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire au Danemark

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	548	28.6
Février	84	4.4
Mars	87	4.5
Avril	123	6.4
Mai	87	4.5
Juin	107	5.6
Juillet	234	12.2
August	140	7.3
Septembre	143	7.5
Octobre	107	5.6
Novembre	133	6.9
Décembre	124	6.5
TOTAL	1917	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.4 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Danemark

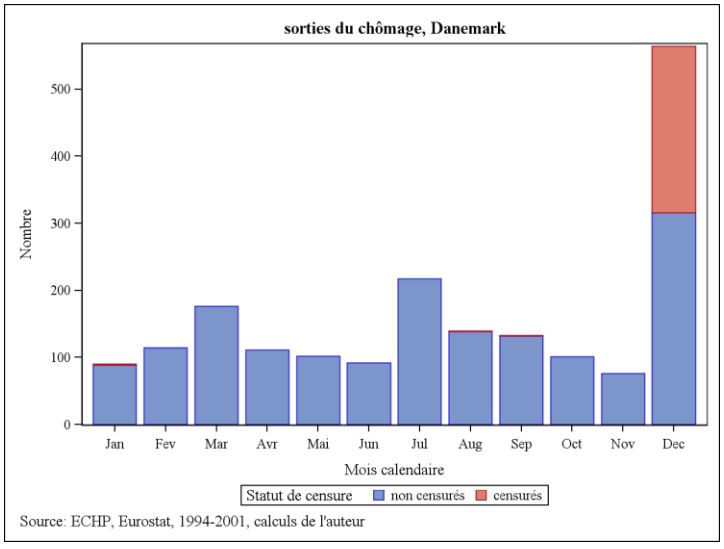


Tableau A7. 4 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire au Danemark

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	90	4.7
Février	115	6.0
Mars	176	9.2
Avril	111	5.8
Mai	102	5.3
Juin	92	4.8
Juillet	217	11.3
August	140	7.3
Septembre	133	6.9
Octobre	101	5.3
Novembre	76	4.0
Décembre	564	29.4
TOTAL	1917	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.5 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Italie

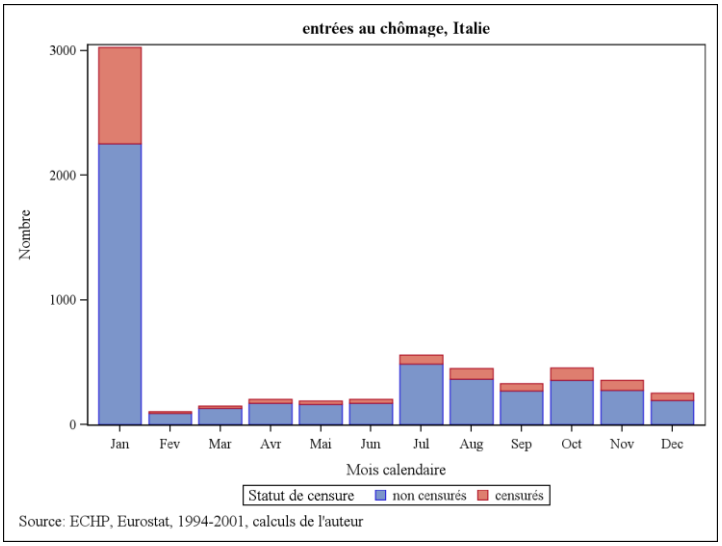


Tableau A7. 5– Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Italie

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	3027	48.2
Février	104	1.7
Mars	149	2.4
Avril	204	3.2
Mai	191	3.0
Juin	204	3.2
Juillet	560	8.9
August	451	7.2
Septembre	331	5.3
Octobre	457	7.3
Novembre	354	5.6
Décembre	252	4.0
TOTAL	6284	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.6 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Italie

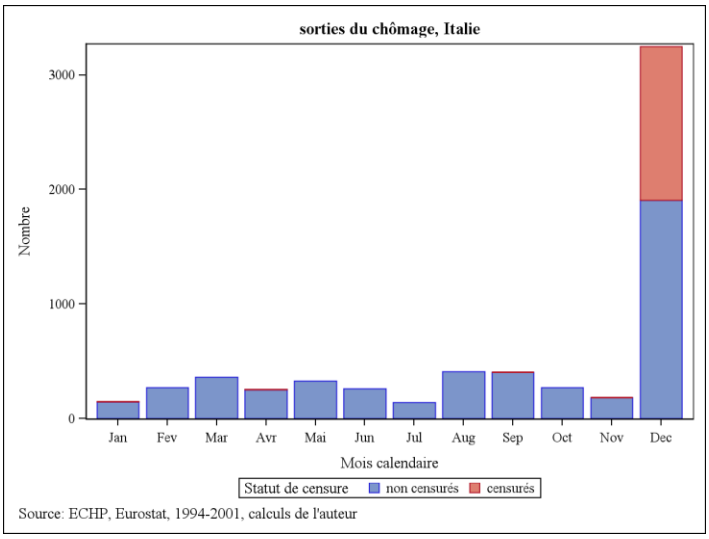


Tableau A7. 6 Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Italie

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	149	2.4
Février	269	4.3
Mars	364	5.8
Avril	254	4.0
Mai	328	5.2
Juin	263	4.2
Juillet	139	2.2
August	411	6.5
Septembre	405	6.4
Octobre	271	4.3
Novembre	183	2.9
Décembre	3248	51.7
TOTAL	6284	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.7 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Grèce

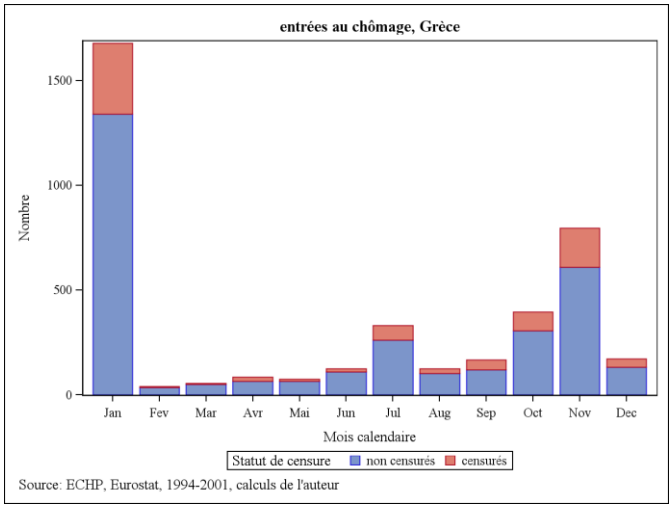


Tableau A7. 7 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Grèce

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	1678	41.5
Février	41	1.0
Mars	56	1.4
Avril	84	2.1
Mai	76	1.9
Juin	124	3.1
Juillet	330	8.2
August	124	3.1
Septembre	166	4.1
Octobre	395	9.8
Novembre	796	19.7
Décembre	172	4.3
TOTAL	4042	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.8 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Grèce

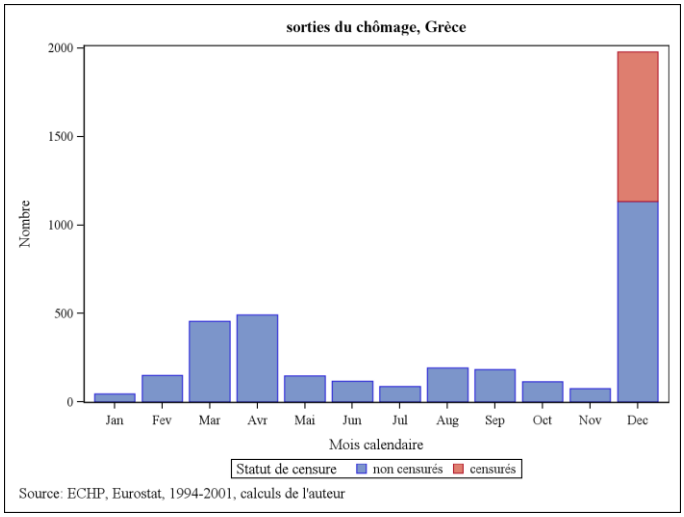


Tableau A7. 8 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Grèce

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	45	1.1
Février	149	3.7
Mars	457	11.3
Avril	493	12.2
Mai	148	3.7
Juin	117	2.9
Juillet	88	2.2
August	192	4.8
Septembre	183	4.5
Octobre	115	2.8
Novembre	77	1.9
Décembre	1978	48.9
TOTAL	4042	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.9 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Espagne

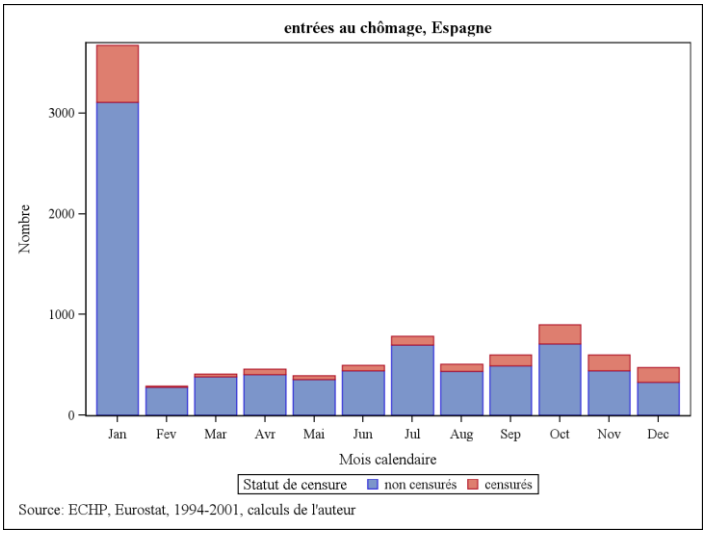


Tableau A7. 9 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Espagne

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	3675	38.3
Février	291	3.0
Mars	412	4.3
Avril	457	4.8
Mai	391	4.1
Juin	499	5.2
Juillet	784	8.2
August	507	5.3
Septembre	600	6.3
Octobre	897	9.4
Novembre	598	6.2
Décembre	476	5.0
TOTAL	9587	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.10 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Espagne

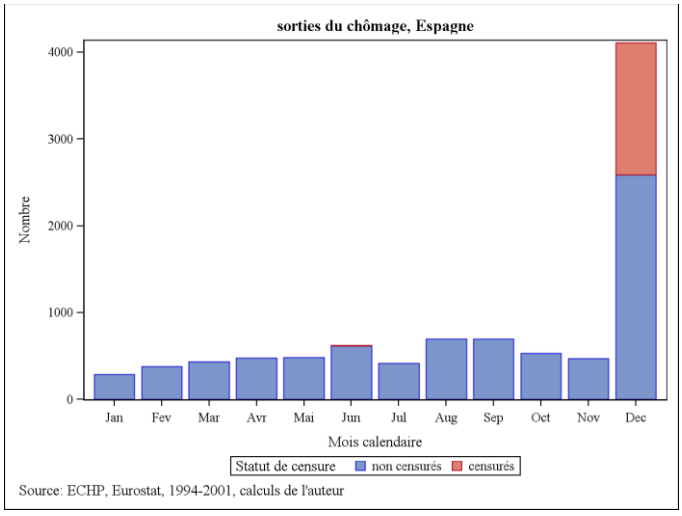


Tableau A7. 10 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Espagne

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	290	3.0
Février	377	3.9
Mars	433	4.5
Avril	473	4.9
Mai	480	5.0
Juin	619	6.5
Juillet	414	4.3
August	693	7.2
Septembre	697	7.3
Octobre	532	5.5
Novembre	470	4.9
Décembre	4109	42.9
TOTAL	9587	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.11 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Portugal

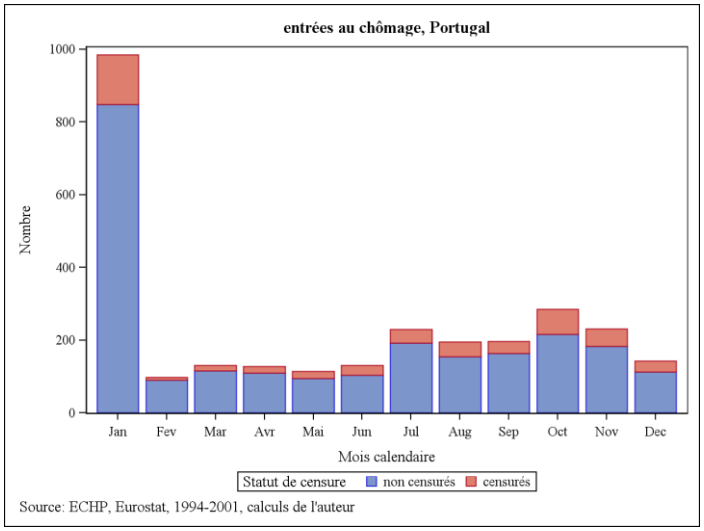


Tableau A7. 11 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Portugal

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	985	34.4
Février	97	3.4
Mars	131	4.6
Avril	127	4.4
Mai	114	4.0
Juin	131	4.6
Juillet	230	8.0
August	195	6.8
Septembre	197	6.9
Octobre	285	9.9
Novembre	231	8.1
Décembre	142	5.0
TOTAL	2865	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.12 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Portugal

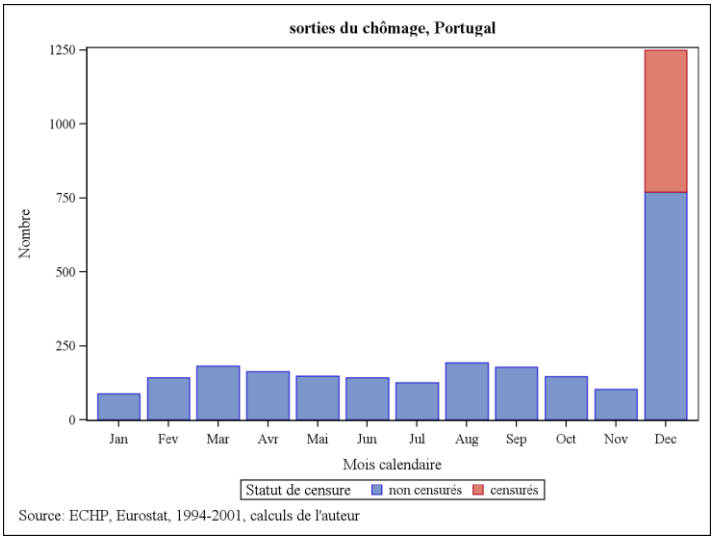


Tableau A7. 12 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Portugal

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	88	3.1
Février	143	5.0
Mars	183	6.4
Avril	164	5.7
Mai	148	5.2
Juin	142	5.0
Juillet	126	4.4
August	193	6.7
Septembre	179	6.2
Octobre	146	5.1
Novembre	103	3.6
Décembre	1250	43.6
TOTAL	2965	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.13 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Autriche

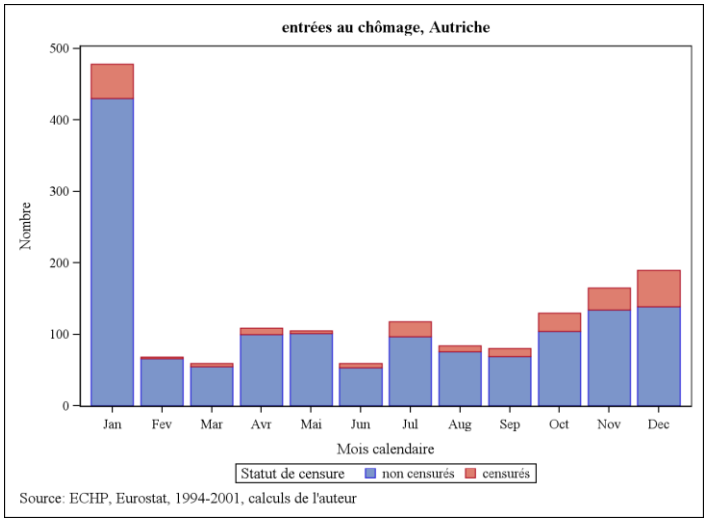


Tableau A7. 13 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Autriche

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	478	29.1
Février	68	4.1
Mars	59	3.6
Avril	109	6.6
Mai	105	6.4
Juin	59	3.6
Juillet	118	7.2
August	84	5.1
Septembre	80	4.9
Octobre	130	7.9
Novembre	165	10.0
Décembre	190	11.6
TOTAL	1645	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.14 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Autriche

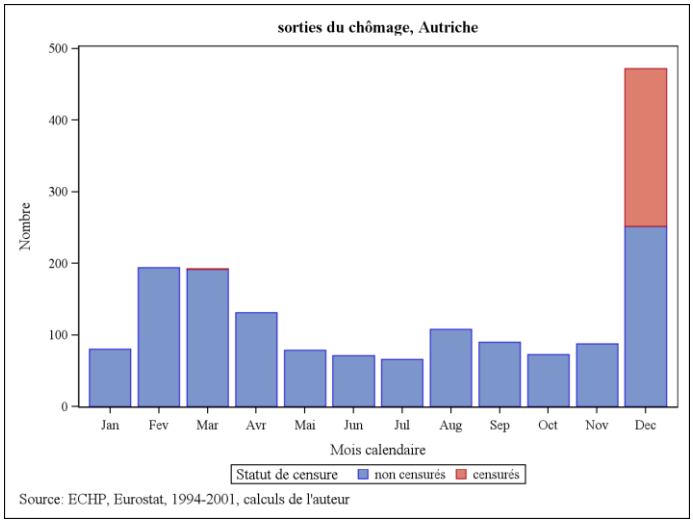


Tableau A7. 14 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Autriche

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	80	4.9
Février	194	11.8
Mars	193	11.7
Avril	131	8.0
Mai	79	4.8
Juin	71	4.3
Juillet	66	4.0
August	108	6.6
Septembre	90	5.5
Octobre	73	4.4
Novembre	88	5.3
Décembre	472	28.7
TOTAL	1645	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.15 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Allemagne

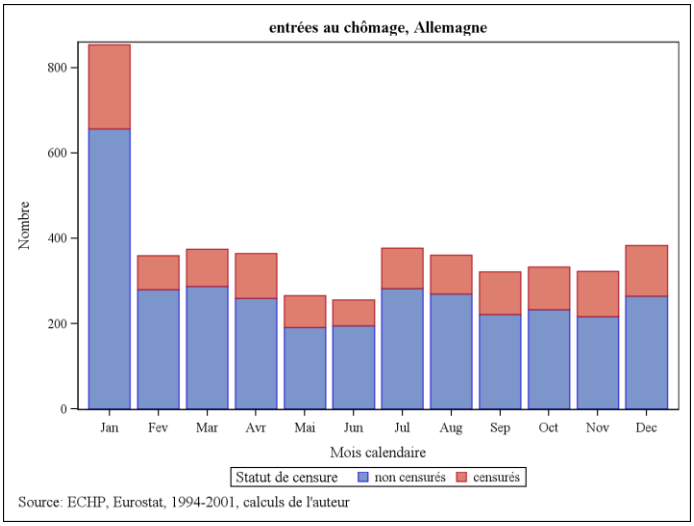


Tableau A7. 15 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Allemagne

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	854	18.7
Février	359	7.9
Mars	375	8.2
Avril	364	8.0
Mai	266	5.8
Juin	256	5.6
Juillet	377	8.2
August	361	7.9
Septembre	321	7.0
Octobre	333	7.3
Novembre	323	7.1
Décembre	384	8.4
TOTAL	4573	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.16 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure en Allemagne

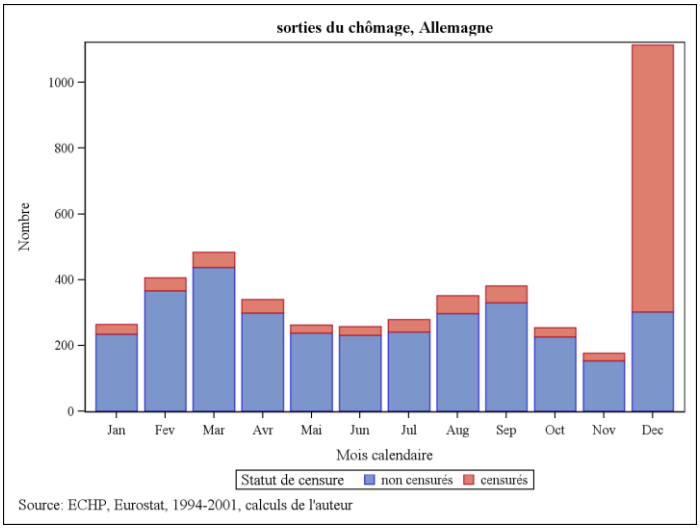


Tableau A7. 16 – Pourcentage de sorties au chômage à chaque mois calendaire en Allemagne

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	264	5.8
Février	406	8.9
Mars	484	10.6
Avril	340	7.4
Mai	262	5.7
Juin	258	5.6
Juillet	279	6.1
August	352	7.7
Septembre	382	8.4
Octobre	255	5.6
Novembre	177	3.9
Décembre	1114	24.4
TOTAL	4573	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.17 – Distribution des entrées au chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Luxembourg

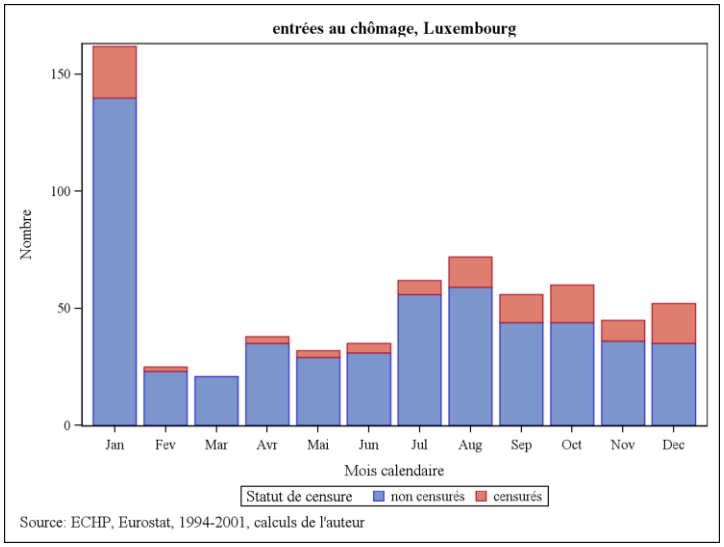


Tableau A7. 17 – Pourcentage d'entrées au chômage à chaque mois calendaire en Luxembourg

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	162	24.5
Février	25	3.8
Mars	21	3.2
Avril	38	5.8
Mai	32	4.8
Juin	35	5.3
Juillet	62	9.4
August	72	10.9
Septembre	56	8.5
Octobre	60	9.1
Novembre	45	6.8
Décembre	52	7.9
TOTAL	660	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Graphique A7.18 – Distribution des sorties du chômage selon les mois calendaires et le statut de censure au Luxembourg

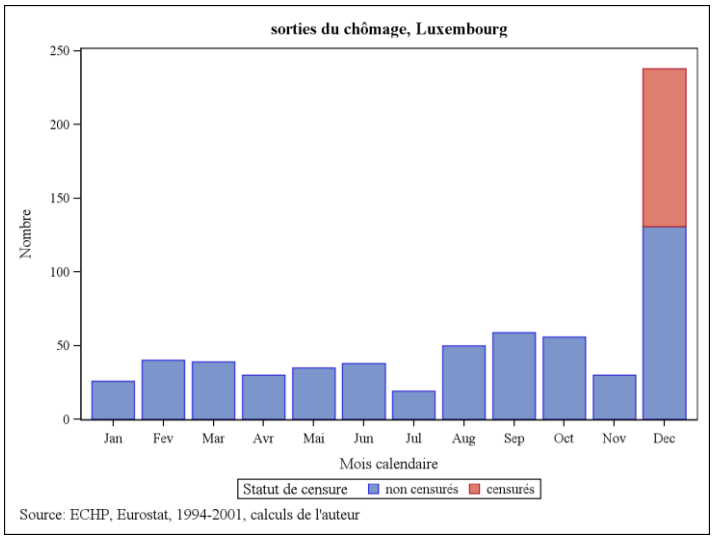


Tableau A7. 18 – Pourcentage de sorties du chômage à chaque mois calendaire en Luxembourg

Mois calendaire	Effectif d'épisodes	Pourcentage d'épisodes
Janvier	26	3.9
Février	40	6.1
Mars	39	5.9
Avril	30	4.5
Mai	35	5.3
Juin	38	5.8
Juillet	19	2.9
August	50	7.6
Septembre	59	8.9
Octobre	56	8.5
Novembre	30	4.5
Décembre	238	36.1
TOTAL	660	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Annexe 8 – Pourcentage des épisodes de chômage dans chaque pays, pour lesquels ont pu être vérifié(s) le(s) critère(s) de durée de contribution à l'assurance chômage et la période de référence prise en compte pour déterminer si le chômeur a contribué suffisamment longtemps à l'assurance chômage

Dans les pays que nous analysons, les règles d'indemnisation du chômage conditionnent l'octroi des allocations chômage à une durée de cotisation minimale. Ainsi, dans chaque pays, plusieurs règles de type « le chômeur doit avoir cotisé aux fonds d'assurance chômage pendant un certain nombre de mois, au cours d'une période de référence d'un nombre donné de mois » sont appliquées aux chômeurs afin de déterminer s'ils ont droit à une indemnisation.

Dans cette annexe nous présentons, suite à une analyse menée pays par pays, dans quelle proportion de cas le statut d'activité du chômeur a pu être vérifié pendant l'intégralité des périodes de référence correspondantes à chacun de ces critères de durée de cotisation, et ensuite, dans quelle proportion des cas une cotisation au moins égale à la durée de cotisation minimale a été réalisée par le chômeur. Ces proportions sont déterminées par rapport à un total représenté par les premiers épisodes de chômage non-censurés à gauche observés pour chaque individu.

Tableau A8 – Pourcentage d'épisodes, au sein de chaque pays, pour lesquels les différents critères de cotisation à l'assurance chômage a été vérifiées et pour lesquels les périodes de référence associées à chaque critère ont été vérifiés

Pays (en ordre alphabétique)	Critère(s) de durée de cotisation applicable(s)	Chômeurs concernés	Période de référence et proportion d'épisodes pour lesquels le statut du chômeur est connu pendant toute la période de référence	Durée de cotisation minimale et proportion d'épisodes qui satisfont à cette condition
Allemagne	au moins 12 mois au cours des 36 derniers mois	tous	36 mois de référence ont pu être vérifiés pour 40% des épisodes	entre 12 et 15 mois de contribution ont été observés pour 16% des épisodes
	au moins 16 mois au cours des 84 derniers mois	tous	84 mois de référence n'ont jamais pu être vérifiés	entre 16 et 19 mois de contribution ont été observés pour 9% des épisodes
	au moins 20 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 20 et 23 mois de contribution ont été observés pour 8% des épisodes
	au moins 24 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 24 et 27 mois de contribution ont été observés pour 6% des épisodes
	au moins 28 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 28 et 31 mois de contribution ont été observés pour 5% des épisodes
	au moins 32 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 32 et 35 mois de contribution ont été observés pour 5% des épisodes
	au moins 36 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 36 et 39 mois de contribution ont été observés pour 5% des épisodes
	au moins 40 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 40 et 43 mois de contribution ont été observés pour 4% des épisodes
	au moins 44 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 44 et 47 mois de contribution ont été observés pour 4% des épisodes
	au moins 48 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 48 et 51 mois de contribution ont été observés pour 3% des épisodes
	au moins 52 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 52 et 55 mois de contribution ont été observés pour 2% des épisodes
	au moins 56 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 56 et 59 mois de contribution ont été observés pour 3% des épisodes
	au moins 60 mois au cours des 84 derniers mois	tous		entre 60 et 63 mois de contribution ont été observés pour 2% des épisodes
	au moins 64 mois au cours des 84 derniers mois	tous		64 mois ou plus de contribution ont été observés pour 6% des épisodes

…/…

…/…

Pays (en ordre alphabétique)	Critère(s) de durée de cotisation applicable(s)	Chômeurs concernés	Période de référence et proportion d'épisodes pour lesquels le statut du chômeur est connu pendant toute la période de référence	Durée de cotisation minimale et proportion d'épisodes qui satisfont à cette condition
Autriche	au moins 6 mois au cours des 12 derniers mois	âgés de moins de 25 ans à l'entrée au chômage	12 mois de référence ont pu être vérifiés pour 81% des épisodes concernés	6 mois ou plus de contribution ont été observés pour 51% des épisodes concernés
	au moins 12 mois au cours des 24 derniers mois	tous	24 mois de référence ont pu être vérifiés pour 48% des épisodes	12 mois ou plus de contribution ont été observés pour 62% des épisodes concernés
	au moins 36 mois au cours des 60 derniers mois	âgés de moins de 40 ans à l'entrée au chômage	60 mois de référence ont pu être vérifiés pour 6% des épisodes concernés	36 mois ou plus de contribution ont été observés pour 15% des épisodes concernés
	au moins 73 mois au cours des 120 derniers mois	âgés entre 40 et 49 ans à l'entrée au chômage	120 mois (10 ans) de référence n'ont jamais pu être vérifiés	73 mois ou plus de contribution ont été observés pour 5% des épisodes concernés
	au moins 109 mois au cours des 180 derniers mois	âgés de 50 ans ou plus à l'entrée au chômage	180 mois (15 ans) de référence n'ont jamais pu être vérifiés	109 mois (≈ 9 ans) de contribution n'ont jamais été observés
Danemark	au moins 6 mois au cours des 36 derniers mois	entrés au chômage avant l'année 1997	36 mois de référence ont pu être vérifiés pour 31% des épisodes	6 mois ou plus de contribution ont été observés pour 74% des épisodes concernés
	au moins 12 mois au cours des 36 derniers mois	entrés au chômage à partir de l'année 1997		12 mois ou plus de contribution ont été observés pour 56% des épisodes concernés

…/…

…/…

Pays (en ordre alphabétique)	Critère(s) de durée de cotisation applicable(s)	Chômeurs concernés	Période de référence et proportion d'épisodes pour lesquels le statut du chômeur est connu pendant toute la période de référence	Durée de cotisation minimale et proportion d'épisodes qui satisfont à cette condition
Espagne	entre 12 et 18 mois au cours des 72 derniers mois	tous	72 mois de référence ont pu être vérifiés pour 6% des épisodes	entre 12 et 18 mois de contribution ont été observés pour 10% des épisodes
	entre 19 et 24 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 19 et 24 mois de contribution ont été observés pour 6% des épisodes
	entre 25 et 30 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 25 et 30 mois de contribution ont été observés pour 3% des épisodes
	entre 31 et 36 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 31 et 36 mois de contribution ont été observés pour 3% des épisodes
	entre 37 et 42 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 37 et 42 mois de contribution ont été observés pour 1% des épisodes
	entre 43 et 48 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 43 et 48 mois de contribution ont été observés pour 1% des épisodes
	entre 49 et 54 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 49 et 54 mois de contribution ont été observés pour 1% des épisodes
	entre 55 et 60 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 55 et 60 mois de contribution ont été observés pour 1% des épisodes
	entre 61 et 66 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 61 et 66 mois de contribution ont été observés pour 0,3% des épisodes
	entre 67 et 72 mois au cours des 72 derniers mois	tous		entre 67 et 72 mois de contribution ont été observés pour 0,3% des épisodes
France	au moins 4 mois au cours des 8 derniers mois	tous	8 mois de référence ont pu être vérifiés pour 83% des épisodes	4 mois ou plus de contribution ont été observés pour 56% des épisodes
	au moins 6 mois au cours des 12 derniers mois	tous	12 mois de référence ont pu être vérifiés pour 83% des épisodes	6 mois ou plus de contribution ont été observés pour 54% des épisodes
	au moins 8 mois au cours des 12 derniers mois	tous		8 mois ou plus de contribution ont été observés pour 47% des épisodes
	au moins 14 mois au cours des 24 derniers mois	tous	24 mois de référence ont pu être vérifiés pour 53% des épisodes	14 mois ou plus de contribution ont été observés pour 36% des épisodes
	au moins 27 mois au cours des 36 derniers mois	tous	36 mois de référence ont pu être vérifiés pour 35% des épisodes	27 mois ou plus de contribution ont été observés pour 19% des épisodes

…/…

…/…

Pays (en ordre alphabétique)	Critère(s) de durée de cotisation applicable(s)	Chômeurs concernés	Période de référence et proportion d'épisodes pour lesquels le statut du chômeur est connu pendant toute la période de référence	Durée de cotisation minimale et proportion d'épisodes qui satisfont à cette condition
Grèce	au moins 5 mois au cours des 14 derniers mois	tous	14 mois de référence ont pu être vérifiés pour 64% des épisodes	5 mois ou plus de contribution ont été observés pour 52% des épisodes
	au moins 8 mois au cours des 24 derniers mois	tous	24 mois de référence ont pu être vérifiés pour 51% des épisodes	8 mois ou plus de contribution ont été observés pour 48% des épisodes
	au moins 162 mois de contribution	tous	162 mois (13,5 ans) de référence n'ont jamais pu être vérifiés	162 mois (13,5 ans) ou plus de contribution n'ont jamais été observés
Italie	au moins 12 mois au cours des 24 derniers mois	tous	24 mois de référence ont pu être vérifiés pour 59% des épisodes	12 mois ou plus de contribution ont été observés pour 36% des épisodes
Luxembourg	au moins 6 mois au cours des 12 derniers mois	tous	12 mois de référence ont pu être vérifiés pour 70% des épisodes	6 mois ou plus de contribution ont été observés pour 58% des épisodes
	au moins 20, 25 ou 30 ans d'affiliation à l'assurance pension	âgés de 50 ans ou plus à l'entrée au chômage	240 mois (20 ans), 25ans (300) ou (360 mois) 30 ans de référence n'ont jamais pu être vérifiés	240 mois (20 ans), 25ans (300) ou (360 mois) 30 ans de contribution n'ont jamais été observés
Portugal	au moins 22 mois au cours des 24 derniers mois	tous	24 mois de référence ont pu être vérifiés pour 53% des épisodes	22 mois ou plus de contribution ont été observés pour 28% des épisodes

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Annexe 9 – Proportion d'épisodes de chômage dans chaque pays, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage mais le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait

Cette annexe montre, pays par pays, pour quelle proportion des épisodes de chômage l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait. Nous présentons dans le Tableau A9.1 cette proportion au sein de l'ensemble des durées de chômage qui se situent dans notre champ d'analyse : il s'agit de chômeurs ayant entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré comme statut principal sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage la retraite, le travail indépendant ou l'inactivité économique, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite et qui n'ont pas déclaré ne pas rechercher un emploi[201]. Ensuite, dans le Tableau A9.2, nous déterminons cette proportion par rapport à l'échantillon qui inclut seulement le premier épisode de chômage non censuré à gauche enregistré pour chaque individu.

[201] Nous calculons ici les pourcentages par rapport à un total, pour l'ensemble des neuf pays, de 27735 épisodes de chômage et non pas de 32742 épisodes comme nous l'avons fait au Tableau A4.1 car, à ce stade de l'analyse, nous avons exclu parmi les 32742 épisodes pertinent pour notre étude 5007 épisodes de chômage connus par des individus qui indiquent ne pas rechercher un emploi.

Tableau A9.1 – Proportion d'épisodes, au sein de l'ensemble des épisodes de chômage de notre champ d'analyse, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait

Pays (en ordre alphabétique)	Nombre total d'épisodes dans le champ d'analyse	Nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage et pourcentage par rapport au nombre total d'épisodes observés	Nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que même le critère minimal de durée de contribution n'a pas été satisfait et pourcentage par rapport au nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage
Allemagne	3737	3093 (83%)	956 (31%)
Autriche	1242	1047 (84%)	170 (16%)
Danemark	1492	1360 (91%)	393 (29%)
Espagne	7079	2970 (42%)	753 (25%)
France	4451	2949 (66%)	630 (21%)
Grèce	2836	907 (32%)	58 (6%)
Italie	4301	898 (20%)	261 (29%)
Luxembourg	592	247 (42%)	33 (13%)
Portugal	2005	565 (28%)	363 (64%)
TOTAL	27735	14036 (51%)	3617 (26%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : 3797 épisodes de chômage observés en Allemagne se situent dans notre champ d'analyse. Les chômeurs déclarent avoir été indemnisés pour seuls 3093 épisodes (soit 83% des 3737 épisodes). Pour 956 épisodes de chômage, soit 31% des 3093 épisodes de chômage de l'échantillon allemand pour lesquels les chômeurs déclarent avoir été indemnisés, le critère minimal de cotisation à l'assurance chômage n'a pas été satisfait.

Tableau A9.2 – Proportion d'épisodes au sein de l'échantillon d'épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait

Pays (en ordre alphabétique)	Nombre total d'épisodes retenus en vue de l'analyse économétrique	Nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage et pourcentage par rapport au nombre total d'épisodes observés	Nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que même le critère minimal de durée de contribution n'a pas été satisfait et pourcentage par rapport au nombre d'épisodes pour lequel l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage
Allemagne	2284	1816 (80%)	597 (33%)
Autriche	732	574 (78%)	144 (25%)
Danemark	942	841 (89%)	256 (32%)
Espagne	3617	1270 (35%)	410 (33%)
Grèce	1626	363 (22%)	49 (13%)
France	2246	1343 (60%)	280 (21%)
Italie	2561	300 (12%)	75 (25%)
Luxembourg	437	180 (41%)	20 (11%)
Portugal	1335	360 (27%)	190 (53%)
TOTAL	15780	7047 (45%)	2030 (29%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : parmi les épisodes de chômage pertinents pour notre analyse observés en Allemagne, 2284 constituent le premier épisode de chômage non censuré à gauche enregistré pour chaque individu. Les chômeurs déclarent avoir été indemnisés seulement pour 1816 épisodes (soit 80% des 2284 épisodes). Pour 597 épisodes de chômage, soit 33% des 1816 épisodes de chômage analysés pour lesquels les chômeurs déclarent avoir perçu une indemnité, le critère minimal de cotisation à l'assurance chômage n'a pas été satisfait.

Annexe 10 – Description de la démarche suivie afin d'identifier les épisodes de chômage déclarés dans l'ECHP

Cette annexe décrit la démarche que nous avons suivie afin d'identifier les épisodes de chômage renseignées par l'ECHP et de structurer la base de données de sorte que les épisodes de chômage (et non pas les individus) soient l'unité d'observation.

Cette démarche consisté à examiner tout d'abord, pour chaque individu et pour toute la période d'observation, le statut sur le marché du travail déclaré mensuellement. Ensuite, si l'individu déclare avoir été au chômage pendant au moins un mois de l'année N, d'autres critères qui caractérisent le statut de chômeur ont été vérifiés : il s'agit de l'enregistrement auprès d'une agence publique d'emploi, du fait d'être à la recherche d'un emploi ou d'être disponible pour reprendre le travail endéans deux semaines si une offre appropriée se présentait. La vérification de ces critères objectifs pour les chômeurs auto déclarés dans l'ECHP s'est toutefois heurtée, pour tous les critères sauf celui concernant la recherche d'un emploi[202], à un nombre très important[203] de données manquantes. Par conséquent, nous avons exploité uniquement l'information concernant la recherche d'un emploi, et ce en excluant du champ de notre l'analyse les personnes ayant déclaré ne pas avoir d'emploi et ne pas en chercher un[204].

---

[202] Pour les épisodes de chômage observés en Allemagne et au Luxembourg, les proportions de valeurs manquantes pour la question concernant la recherche d'un emploi sont de 54% et 80% respectivement, alors que pour le reste des pays ce taux ne dépasse pas 1%. Cette différence considérable dans les taux de valeurs manquantes observés s'explique par le fait qu'en Allemagne et au Luxembourg la question concernant la recherche d'un emploi n'a pas été posée aux personnes qui détenaient un emploi au moment de l'enquête, alors que, dans les autres pays, cette question a été posée à toutes les personnes enquêtées. Ainsi, ont été collectées dans tous les pays sauf en Allemagne et au Luxembourg, les réponses des individus qui étaient employés au moment de l'enquête et qui avaient entamé la recherche d'un autre emploi en anticipant une expérience de chômage.

[203] Les pourcentages de valeurs manquantes observées pour ces questions sont documentés dans l'

Annexe 4.

[204] Nous avons renoncé à l'utilisation des autres critères, à la fois aux fins d'identification des épisodes de chômage consignés par l'ECHP selon des critères plus objectifs et dans la distinction entre épisodes de chômage

Ainsi, dans l'échantillon d'épisodes de chômage que nous avons retenu, entre au chômage tout individu qui se déclare chômeur pour une durée d'au moins un mois et qui ne déclare, au moment de l'enquête, se trouver sans emploi et ne pas être à la recherche d'un emploi[205].

Le fait que, dans l'ECHP, le statut de chômeur soit auto-déclaré limite la portée des comparaisons de notre échantillon avec des données d'origine administrative ou recueillies par des organisations internationales étudiant le phénomène de chômage, car ces institutions imposent, pour définir quelles personnes sont concernées par le chômage, les critères objectifs que nous avons évoqués[206]. Ceci limite la pertinence d'éventuelles comparaisons entre les résultats produits par notre étude et ceux produits par des recherches utilisant d'autres données empiriques.

Soulignons que la sortie du chômage que nous enregistrons dépend également de l'appréciation de l'enquêté, et qu'une telle sortie ne marque pas toujours le retour à l'emploi. En effet, les sorties du chômage peuvent avoir comme destination l'emploi mais aussi l'abandon de la recherche d'un emploi, l'inscription à un programme de formation

---

indemnisés et non-indemnisés. Une discussion plus ample des limites imposées à notre étude par les données empiriques que nous exploitons a été présentée dans le paragraphe 3.1.3.

[205] L'information idéale concernant la recherche d'un emploi serait la suivante : lors de chaque mois de chômage, le chômeur est-il à la recherche d'un emploi ? Or les individus ne sont interrogés qu'une fois par année, et ce sur leur recherche d'emploi au moment de l'enquête (nous avons retenu la variable ECHP PS001, qui correspond à la question « Etes-vous à la recherche d'un emploi ? »). L'information recueillie dans l'ECHP ne permet donc pas de savoir si une personne au chômage à d'autres moments qu'au cours du mois de l'enquête était alors effectivement à la recherche d'un emploi. Nous exploitons néanmoins cette information annuelle sur la recherche d'un emploi car c'est la seule qui est disponible. Elle nous conduit à exclure les personnes qui déclarent, au moment de l'enquête, ne pas avoir d'emploi et ne pas rechercher du travail. Notons que le nombre important de valeurs manquantes en Allemagne et au Luxembourg ne gênent pas l'application de ce critère, car ces valeurs manquantes correspondent à des personnes qui ont un emploi au moment de l'enquête et à qui la question concernant la recherche d'un emploi n'a donc pas été posée.

[206] Citons, à titre d'exemple, la définition du chômeur donnée par le Bureau International du Travail (BIT, 1982) qui est fréquemment utilisée dans la littérature : un individu en âge de travailler est chômeur s'il est simultanément sans emploi, à la recherche d'un emploi (cette recherche devant remplir certains critères procéduraux tels que l'inscription à un bureau de placement public ou privé, la candidature auprès d'employeurs etc.) et s'il est disponible pour commencer à travailler dans les 15 jours suivant la présentation d'une offre d'emploi.

professionnelle ou la reprise de la scolarisation générale, la maternité, la maladie, la retraite ou encore le placement sous un régime de travailleur handicapé[207]. Dans les analyses empiriques présentées dans cette thèse, nous n'avons cependant pas examiné d'éventuelles différences entre ces diverses destinations de sortie, et nous opposons ainsi uniquement le statut de chômeur à celui de non-chômeur. Ce choix analytique, justifié par la complexité des modèles économétriques mis en œuvre, devra être gardé à l'esprit lors de l'interprétation des résultats obtenus.

[207] Dans l'échantillon d 27735 épisodes de chômage connus par des individus ayant entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré comme statut principal sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage la retraite, le travail indépendant ou l'inactivité économique, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite et qui n'ont pas déclaré ne pas rechercher un emploi, la distribution des sorties vers chacune de ces destinations est la suivante : 67% vers l'emploi, 3% vers un travail indépendant, 1% vers un emploi non-payé dans une entreprise familiale, 4% vers des activités d'éducation ou de formation, 4% vers des activités au foyer, la garde d'enfants ou d'autres personnes et 2% vers d'autres destinations assimilés à l'inactivité économique. Pour le reste de 19% de l'échantillon, le statut du chômeur après la sortie du chômage est inconnu, en raison de leur censure à droite.

Annexe 11 – Ages légaux de retraite et retraite anticipée dans chacun des neuf pays analysés

Dans cette annexe, nous présentons un bilan des âges légaux de retraite et de retraite anticipée qui étaient en vigueur, pendant la période d'observation de l'ECHP, pour chacun des neufs pays analysés.

Pays	Age légal de la retraite (les âges sont indiqués en années)	Anticipation (les âges sont indiqués en années)
Allemagne	- 1993-2000 : 65	1993-2000 : Hommes et femmes : - à l'âge de 63 (ou 60 en cas d'invalidité professionnelle, d'autre invalidité ou handicap grave) après 35 années d'assurance - à l'âge de 60 ans après 180 mois de cotisation, si un an de chômage au cours des 18 derniers mois et 8 ans d'assurance au cours des 10 dernières années.
Autriche	1995-2000 : hommes : 65 ; femmes : 60	1995-2000 : hommes : 60 ; femmes : 55 ans
Danemark	- 1993-1999 : 67 - 2000 : 67 (ou 65 ans, pour ceux qui atteignent l'âge de 60 ans le 1er juillet 1999 ou après cette date)	1993-2000 : Pension anticipée : pension octroyée aux personnes de plus de 50 ans pour des raisons sociales et/ou de santé. Pension partielle : les salariés et les travailleurs indépendants de 60 à 67 ans qui réduisent leurs heures de travail peuvent toucher une pension partielle et en même temps continuer à travailler à heures réduites.
Espagne	1993-2000 : 65	1993-2000 : Les personnes assurées selon le système aboli le 1.01.1967 seront habilitées à prendre leur pension de retraite dès l'âge de 60 ans. Le montant de la pension de retraite sera adapté en fonction du nombre d'années de cotisation et suivant une échelle de coefficients (diminution de 8% ou 7% par année de retraite anticipée)
France	1993-2000 : 60	1993-2000 : néant
Luxembourg	1993-2000 : 65	1993-2000 : - à partir de l'âge de 60 ans, à condition de justifier de 480 mois d'assurance effective ou assimilée - à partir de l'âge de 57 ans, à condition de justifier de 480 mois d'assurance effective.

…/…

…/…

Pays	Age légal de la retraite (les âges sont indiqués en années)	Age légal de la retraite anticipée (les âges sont indiqués en années)
Grèce	1993-2000 : *Assurées* pour la première fois *avant le 31.12.1992 :* hommes : 65 ; femmes : 60 *Assurés* pour la première fois *à partir du 1.01.1993 :* hommes : 65 ; femmes : 65	1993-2000 : *Assurées* pour la première fois *avant le 31.12.1992 :* (1) Avec pension pleine : - à partir de 60 (55 pour les femmes) en cas de travaux pénibles ou insalubres ; - ouvriers du bâtiment : 58 ans (hommes), 53 ans (femmes) - à partir de 62 (57 pour les femmes), à condition d'avoir 10000 jours d'assurance, - à partir de 58 (hommes et femmes) à condition d'avoir 10050 jours d'assurance. Pour les hommes cette limite d'âge s'augmente progressivement de 58 à 60 ans à partir du 1.1.1998. (2) Avec pension réduite de 6% par an (1/200 par mois) : à partir de 60 (55 pour les femmes) Les personnes assurées pour la première fois à partir du 1.01.1993 ne prendront pas à la retraite pendant la période d'observation de notre étude, donc nous ne détaillons pas les règles les concernant.
Italie	- 1993 : hommes : 60 ; femmes : 55 - 1994 : hommes : 61 ; femmes : 56 - 1995 : hommes : 62 ; femmes : 57 - 1996 : hommes : 62 (jusqu'au 31.6.1996) 63 (à partir du 1.7.1996) femmes : 57 (jusqu'au 31.6.1996) 58 (à partir du 1.7.1996) - 1997 : hommes : 63 ; femmes : 58 - 1998 : hommes : 63 (jusqu'au 31.6.1998) 64 (à partir du 1.7.1998) femmes : 58 (jusqu'au 31.6.1998) 59 (à partir du 1.7.1998) - 1999 : hommes : 64 ; femmes : 59 - 2000 : hommes : 65 ; femmes : 60	1993-2000 : - 5 ans au maximum avant l'âge normal de la retraite si l'entreprise est en crise économique. Pension d'ancienneté: - 1993-1995 : quel que soit l'âge, après 35 années de cotisation, pour autant que le pensionné ne travaille plus - 1996 : à l'âge de 52 et après 36 ans de cotisation, ou après 37 ans de cotisations indépendamment de l'âge - 1998 : à l'âge de 54 et après 35 ans de cotisation, ou après 37 ans de cotisations indépendamment de l'âge - 1999-2000 : à l'âge de 55 et après 35 ans de cotisation, ou après 37 ans de cotisations indépendamment de l'âge
Portugal	1993 : hommes : 65 ; femmes : 62 1994 : hommes : 65 ; femmes : 62,5 1995 : hommes : 65 ; femmes : 63 1996 : hommes : 65 ; femmes : 63,5 1997 : hommes : 65 ; femmes : 64 1998 : hommes : 65 ; femmes : 64,5 1999-2000 : hommes et femmes: 65	- 1993-2000 : chômeurs à partir de 60 ans. En cas de travail pénible ou insalubre, à partir de 55 ans (seulement les professions légalement prévues). - 2000 : Assurés âgés de 55 ans au moins, ayant accompli une période de 30 années civiles avec enregistrement de cotisations.

Source : Commission Européenne, Tableaux comparatifs MISSOC, 1993-2000

Annexe 12 – Distribution des épisodes non-indemnisés selon les différents pays

L'objectif de cette annexe est de montrer pour quelle proportion des épisodes de chômage observés dans les neufs pays que nous analysons les chômeurs ne déclarent avoir perçu aucune indemnisation liée à leur situation de chômage. Nous considérons qu'un épisode de chômage a été indemnisé si le chômeur déclare avoir perçu des indemnités liés au chômage pendant l'année où l'épisode de chômage débute[208].

Les 27735 épisodes de chômage non-censurés à gauche dont nous présentions la distribution selon le pays et selon la perception d'une indemnité de chômage sont connus par des chômeurs ayant entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré comme statut principal sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage la retraite, le travail indépendant ou l'inactivité économique, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite et qui n'ont pas déclaré ne pas rechercher un emploi.

Pays	Nombre d'épisodes de chômage (1) = (2) + (3)	Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels les chômeurs déclarent avoir perçu une indemnité (2)	Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels les chômeurs déclarent ne pas avoir perçu d'indemnité (3)
Allemagne	3737	2839 (76%)	898 (24%)
Autriche	1242	975 (79%)	267 (21%)
Danemark	1492	1180 (79%)	310 (21%)
Espagne	7079	2289 (41%)	4190 (59%)
Grèce	2836	874 (31%)	1962 (69%)
France	4451	2387 (54%)	2064 (46%)
Italie	4301	697 (16%)	3604 (84%)
Luxembourg	592	224 (38%)	368 (62%)
Portugal	2005	343 (17%)	1662 (83%)
TOTAL	27735	12410 (45%)	15325 (55%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : parmi les 3737 épisodes de chômage pertinents pour notre analyse observés en Allemagne, 2839 épisodes (soit 76% des 3737 épisodes) sont des épisodes de chômage pour lesquels l'individu a déclaré avoir perçu des indemnités. Pour 898 épisodes de chômage, soit 24% des 3737 épisodes pertinents en Allemagne, les chômeurs déclarent ne pas avoir été indemnisés.

[208] Compte tenu des très courts délais de carence appliqués dans les pays que nous analysons (mis à part la France), il nous semble raisonnable de supposer que, si un individu a perçu des indemnités relatives à un épisode de chômage, les indemnités correspondant à l'épisode en question lui ont été versées au cours de l'année où l'épisode de chômage a commencé.

Annexe 13 – Liste de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Dans cette annexe nous dressons une liste de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage que nous avons définis, sur la base d'une revue des règles d'indemnisation du chômage d'une part, et des données empiriques disponibles dans l'ECHP d'autre part. Nous présentons une liste de critères selon lesquels nous avons associé à un épisode de chômage à un profil, ainsi que la durée potentielle d'indemnisation attendue et le taux de remplacement de l'ancien salaire par les allocations chômage attendu à chaque moment de l'épisode de chômage.

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
10100	Italie, chômeurs ayant cotisé 12 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	6	30
20100	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 12 et 16 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, avec enfant(s)	6	67
20200	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 12 et 16 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, sans enfant	6	60
20300	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 16 et 20 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, avec enfant(s)	8	67
20400	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 16 et 20 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, sans enfant	8	60
20500	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 20 et 24 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, avec enfant(s)	10	67
20600	Allemagne, chômeurs ayant cotisé entre 20 et 24 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, sans enfant	10	60
20700	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 24 et 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé plus que 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de moins de 42 ans, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé plus que 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 45 ans, avec enfant(s)	12	67

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
20800	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 24 et 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé plus que 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de moins de 42 ans, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé plus que 28 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 45 ans, sans enfant	12	60
20900	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 28 et 32 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 28 et 32 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, avec enfant(s)	14	67
21000	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 28 et 32 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 28 et 32 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, sans enfant	14	60
21100	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 32 et 36 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP„ entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 32 et 36 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, avec enfant(s)	16	67
21200	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 32 et 36 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 32 et 36 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, sans enfant	16	60
21300	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 36 et 40 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 36 et 40 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé 40 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés entre 42 et 44 ans, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé 40 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés entre 45 et 47 ans, avec enfant(s)	18	67

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
21400	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 36 et 40 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 42 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 36 et 40 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 45 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé 40 mois ou plus mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés entre 42 et 44 ans, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé 40 mois ou plus mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés entre 45 et 47 ans, sans enfant	18	60
21500	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 40 et 44 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP entrés au chômage avant 1997, âgés de 45 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 40 et 44 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 48 ans ou plus, avec enfant(s)	20	67
21600	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 40 et 44 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 45 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 40 et 44 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 48 ans ou plus, sans enfants	20	60
21700	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 44 et 48 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 45 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 44 et 48 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 48 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé 48 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés entre 44 et 49 ans, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé 48 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés entre 47 et 52 ans, avec enfant(s)	22	67

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
21800	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 44 et 48 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 45 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 44 et 48 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 48 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé 48 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés entre 44 et 49 ans, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé 48 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés entre 47 et 52 ans, sans enfant	22	60
21900	Allemagne : chômeurs ayant cotisé entre 48 et 52 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 49 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé entre 48 et 52 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 52 ans ou plus, avec enfant(s)	24	67
22000	Allemagne :, chômeurs ayant cotisé entre 48 et 52 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 49 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé entre 48 et 52 mois au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 52 ans ou plus, sans enfant	24	60
22100	Allemagne : chômeurs ayant cotisé 52 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 49 ans ou plus, avec enfant(s) OU chômeurs ayant cotisé 52 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 52 ans ou plus, avec enfant(s)	26	67
22200	Allemagne : chômeurs ayant cotisé 52 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage avant 1997, âgés de 49 ans ou plus, sans enfant OU chômeurs ayant cotisé 52 mois ou plus au cours des 84 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de 52 ans ou plus, sans enfant	26	60
30100	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 12 et 18 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	4	70
30200	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 19 et 24 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	6	70
30300	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 25 et 30 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 2 Total : 8	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30400	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 31 et 36 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 4 Total : 10	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
30500	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 37 et 42 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 6 Total : 12	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30600	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 43 et 48 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 8 Total : 14 mois	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30700	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 49 et 54 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 10 Total : 16	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30800	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 55 et 60 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 12 Total : 18	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
30900	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 61 et 66 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 14 Total : 20	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
31000	Espagne, chômeurs ayant cotisé entre 67 et 72 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 16 Total : 22	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
31100	Espagne, chômeurs ayant cotisé plus que 72 mois pendant les mois observés dans l'ECHP	Per. 1 : 6, Per. 2 : 18 Total : 24	Per. 1 : 70, Per. 2 : 60
40100	Grèce, chômeurs ayant cotisé moins de 5 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels	Per. 1 : 5, Per. 2 : 3, Total : 8	Per. 1 : 40, Per. 2 : 20
40200	Grèce, chômeurs ayant cotisé moins de 5 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels	Per. 1 : 5, Per. 2 : 3 Total : 8	Per. 1 : 50, Per. 2 : 25
40300	Grèce, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels	Per. 1 : 6, Per. 2 : 3 Total : 9	Per. 1 : 50, Per. 2 : 25
40400	Grèce, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels	Per. 1 : 6, Per. 2 : 3 Total : 9	Per. 1 : 40, Per. 2 : 20
40500	Grèce, chômeurs ayant cotisé 7 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels OU chômeurs ayant cotisé 8 mois, travailleurs manuels, âgés de moins de 49 ans	Per. 1 : 8, Per. 2 : 3 Total : 11	Per. 1 : 40, Per. 2 : 20
40600	Grèce, chômeurs ayant cotisé 7 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels OU chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels, âgés de moins de 49 ans	Per. 1 : 8, Per. 2 : 3 Total : 11	Per. 1 : 50, Per. 2 : 25
40700	Grèce, chômeurs ayant cotisé 9 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels, âgés de moins de 49 ans	Per. 1 : 10, Per. 2 : 3 Total : 13	Per. 1 : 40, Per. 2 : 20
40800	Grèce, chômeurs ayant cotisé 9 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels, âgés de moins de 49 ans	Per. 1 : 10, Per. 2 : 3 Total : 13	Per. 1 : 50, Per. 2 : 25
40900	Grèce, chômeurs ayant cotisé 10 mois ou plus au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels, âgés de moins de 49 ans OU chômeurs ayant cotisé 8 mois ou plus au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs manuels, âgés de 49 ans ou plus	Per. 1 : 12, Per. 2 : 3 Total : 15	Per. 1 : 40, Per. 2 : 20
41000	Grèce, chômeurs ayant cotisé 10 mois ou plus, travailleurs intellectuels, âgés de moins de 49 ans OU chômeurs ayant cotisé 8 mois ou plus au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, travailleurs intellectuels, âgés de 49 ans ou plus	Per. 1 : 12, Per. 2 : 3 Total : 15	Per. 1 : 50, Per. 2 : 25

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
50100	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de moins de 25 ans	10	65
50200	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 25 et 30 ans, OU chômeurs entrés au chômage à partir de mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de moins de 30 ans	12	65
50300	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 30 et 35 ans	15	65
50400	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 35 et 40 ans OU chômeurs entrés au chômage à partir de mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 30 et 40 ans	18	65
50500	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 40 et 45 ans	21	65
50600	Portugal : chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 45 et 50 ans OU chômeurs entrés au chômage à partir de mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 40 et 45 ans	24	65
50700	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés entre 50 et 55 ans	27	65
50800	Portugal, chômeurs entrés au chômage entre 1994 et mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de plus de 55 ans OU chômeurs entrés au chômage à partir de mai 1999, ayant cotisé au moins 22 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de moins de 45 ans	30	65
60100	France, chômeurs ayant cotisé 4 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile	4	56
60200	France, chômeurs ayant cotisé 4 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile	4	54
60300	France, chômeurs ayant cotisé 4 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile	4	47
60400	France, chômeurs ayant cotisé 4 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile	4	43

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
60500	France, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile	Per. 1 : 4, Per. 2 : 3 Total : 7	Per. 1 : 75. Per. 2 : 64
60600	France, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile	Per. 1 : 4, Per. 2 : 3 Total : 7	Per. 1 : 72, Per. 2 : 61
60700	France, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile	Per. 1 : 4, Per. 2 : 3 Total : 7	Per. 1 : 62, Per. 2 : 53
60800	France, chômeurs ayant cotisé 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile	Per. 1 : 4, Per. 2 : 3 Total : 7	Per. 1 : 57, Per. 2 : 48
60900	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 4, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 3, Total : 15	Per. 1 : 75, Per. 2 : 62 Per. 3 : 52, Per. 4 : 35
61000	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 4, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 3, Total : 15	Per. 1 : 72, Per. 2 : 60 Per. 3 : 50, Per. 4 : 34
61100	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 4, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 3, Total : 15	Per. 1 : 62, Per. 2 : 51 Per. 3 : 43, Per. 4 : 29
61200	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 4, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 3, Total : 15	Per. 1 : 57, Per. 2 : 47 Per. 3 : 39, Per. 4 : 27
61300	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 2 Total : 21	Per. 1 : 75, Per. 2 : 64 Per. 3 : 54, Per. 4 : 46 Per. 5 : 39
61400	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 2 Total : 21	Per. 1 : 72, Per. 2 : 61 Per. 3 : 52, Per. 4 : 44 Per. 5 : 37
61500	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 2 Total : 21	Per. 1 : 62, Per. 2 : 53 Per. 3 : 45, Per. 4 : 38 Per. 5 : 32
61600	France, chômeurs ayant cotisé 8 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 2 Total : 21	Per. 1 : 57, Per. 2 : 48 Per. 3 : 41, Per. 4 : 35 Per. 5 : 30
61700	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de moins de 25 ans OU chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 3 Total : 30	Per. 1 : 75, Per. 2 : 62 Per. 3 : 52, Per. 4 : 35 Per. 5 : 29, Per. 6 : 25 Per. 7 : 20
61800	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de moins de 25 ans OU chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 3 Total : 30	Per. 1 : 72, Per. 2 : 60 Per. 3 : 50, Per. 4 : 34 Per. 5 : 28, Per. 6 : 24 Per. 7 : 19

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
61900	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de moins de 25 ans OU chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 3 Total : 30	Per. 1 : 62, Per. 2 : 51 Per. 3 : 43, Per. 4 : 29 Per. 5 : 24, Per. 6 : 30 Per. 7 : 17
62000	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de moins de 25 ans OU chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, entrés au chômage à partir de 1997, âgés de moins de 50 ans	Per. 1 : 7, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 3 Total : 30	Per. 1 : 57, Per. 2 : 47 Per. 3 : 39, Per. 4 : 27 Per. 5 : 22, Per. 6 : 19 Per. 7 : 15
62100	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés entre 25 et 50 ans	Per. 1 : 9, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 1 Total : 30	Per. 1 : 75, Per. 2 : 62 Per. 3 : 52, Per. 4 : 35 Per. 5 : 29, Per. 6 : 25 Per. 7 : 20
62200	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés entre 25 et 50 ans	Per. 1 : 9, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 1 Total : 30	Per. 1 : 72, Per. 2 : 60 Per. 3 : 50, Per. 4 : 34 Per. 5 : 28, Per. 6 : 24 Per. 7 : 19
62300	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés entre 25 et 50 ans	Per. 1 : 9, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4 ,Per. 6 : 4, Per. 7 : 1 Total : 30	Per. 1 : 62, Per. 2 : 51 Per. 3 : 43, Per. 4 : 29 Per. 5 : 24, Per. 6 : 20 Per. 7 : 17
62400	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés entre 25 et 50 ans	Per. 1 : 9, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 1 Total : 30	Per. 1 : 57, Per. 2 : 47 Per. 3 : 39, Per. 4 : 27 Per. 5 : 22, Per. 6 : 19 Per. 7 : 15
62500	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 15, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 4, Per. 9 : 2, Total : 45	Per. 1 : 75, Per. 2 : 64 Per. 3 : 54, Per. 4 : 46 Per. 5 : 39, Per. 6 : 33 Per. 7 : 29, Per. 8 : 24 Per. 9 : 20
62600	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 15, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4 , Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 4, Per. 9 : 2 Total : 45	Per. 1 : 72, Per. 2 : 61 Per. 3 : 52, Per. 4 : 44 Per. 5 : 37, Per. 6 : 32 Per. 7 : 27, Per. 8 : 23 Per. 9 : 19
62700	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 15, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 4, Per. 9 : 2 Total : 45	Per. 1 : 62, Per. 2 : 53 Per. 3 : 45, Per. 4 : 38 Per. 5 : 32, Per. 6 : 27 Per. 7 : 24, Per. 8 : 20 Per. 9 : 17
62800	France, chômeurs ayant cotisé 14 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, entrés au chômage avant 1996, âgés de 50 ans ou plus	Per. 1 : 15, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 4, Per. 9 : 2 Total : 45	Per. 1 : 57, Per. 2 : 48 Per. 3 : 41, Per. 4 : 35 Per. 5 : 30, Per. 6 : 25 Per. 7 : 22, Per. 8 : 18 Per. 9 : 15
62900	France, chômeurs ayant cotisé 27 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le premier quartile, âgés entre 50 et 55 ans	Per. 1 : 20, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 1, Total : 45	Per. 1 : 75, Per. 2 : 64 Per. 3 : 54, Per. 4 : 46 Per. 5 : 39, Per. 6 : 33 Per. 7 : 29, Per. 8 : 24

…/…

…/…

Code profil	Critères selon lesquels un épisode de chômage est associé à un profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage	Durée d'indemnisation attendue (en mois)	Taux attendu de remplacement (en % de l'ancien salaire)
63000	France, chômeurs ayant cotisé 27 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le deuxième quartile, âgés entre 50 et 55 ans	Per. 1 : 20, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 1 Total : 45	Per. 1 : 72, Per. 2 : 61 Per. 3 : 52, Per. 4 : 44 Per. 5 : 37, Per. 6 : 32 Per. 7 : 27, Per. 8 : 23
63100	France, chômeurs ayant cotisé 27 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le troisième quartile, âgés entre 50 et 55 ans	Per. 1 : 20, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4 Per. 7 : 4, Per. 8 : 1 Total : 45	Per. 1 : 62, Per. 2 : 53 Per. 3 : 45, Per. 4 : 38 Per. 5 : 32, Per. 6 : 27 Per. 7 : 24, Per. 8 : 20
63200	France, chômeurs ayant cotisé 27 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, ancien salaire dans le quatrième quartile, âgés entre 50 et 55 ans	Per. 1 : 20, Per. 2 : 4, Per. 3 : 4, Per. 4 : 4, Per. 5 : 4, Per. 6 : 4, Per. 7 : 4, Per. 8 : 1 Total : 45	Per. 1 : 57, Per. 2 : 48, Per. 3 : 41, Per. 4 : 35, Per. 5 : 30, Per. 6 : 25, Per. 7 : 22, Per. 8 : 18
70100	Luxembourg, chômeurs ayant cotisé au moins 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, avec enfant(s)	12	85
70200	Luxembourg, chômeurs ayant cotisé au moins 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, sans enfant	12	80
80100	Danemark, chômeurs entrés au chômage avant 1996, ayant cotisé au moins 6 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	84	90
80200	Danemark, chômeurs entrés au chômage entre 1996 et 1998, ayant cotisé au moins 12 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	60	90
80300	Danemark, chômeurs entrés au chômage en 1999, ayant cotisé au moins 12 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	54	90
80400	Danemark, chômeurs entrés au chômage en 2000, ayant cotisé au moins 12 mois au cours des 36 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	48	90
90100	Autriche, chômeurs ayant cotisé au moins 6 mois au cours des 12 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de moins de 25 ans OU chômeurs ayant cotisé au moins 12 mois au cours des 24 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP	5	56
90200	Autriche, chômeurs ayant cotisé au moins 36 mois au cours des 60 mois précédant leur entrée au chômage pour lesquels le statut sur le marché du travail du chômeur a été observé dans l'ECHP, âgés de moins de 40 ans	7	56
90300	Autriche, chômeurs ayant cotisé au moins 73 mois pendant les mois observés dans l'ECHP, âgés entre 40 et 50 ans	9	56

Source : construit par l'auteur sur la base des tableaux MISSOC (Commission Européenne, 1994-2001), de la collection « Benefits and Wages: gross/net replacement rates, country specific files and tax/benefit models », OCDE (1995-2001) et des données de l'ECHP

Guide de lecture : nous considérons comme chômeurs s'attendant à être indemnisés selon le profil 30300 les chômeurs qui ont déclaré un épisode de chômage en Espagne, et dont l'historique du statut sur le marché du travail observé dans l'ECHP indique qu'ils ont travaillé (et sont donc supposés avoir cotisé aux fonds d'assurance chômage) entre 25 et 30 mois au cours des 72 mois précédant leur entrée au chômage ; le profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage 30300 prévoit une indemnisation à un taux de 70% de l'ancien salaire pendant les premiers 6 mois d'indemnisation, puis une indemnisation à la hauteur de 60% de l'ancien salaire pendant 2 mois suivantes (soit une durée potentielle d'indemnisation du chômage de 8 mois, à un taux de remplacement décroissant en deux paliers).

Annexe 14 – Distribution des épisodes de chômage analysés selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Dans cette annexe nous présentons le résultat de la classification des épisodes de chômage retenus dans notre analyse économétrique selon les 90 profils attendus d'indemnisation du chômage que nous avons identifiés suite à la revue des règles d'indemnisation du chômage applicables dans les neuf pays que nous analysons au cours de la période des années 1993 à 2000. Les règles d'indemnisation du chômage en question sont présentées dans l'Annexe 1.

La taille de l'échantillon que nous analysons est de 6111 épisodes de chômage : nous rappelons que parmi les 14036 épisodes de chômage *indemnisés* pertinents pour notre analyse, l'échantillon d'épisodes de chômage *indemnisés au titre de l'assurance chômage* comprend seulement 12410 épisodes de chômage, parce que nous considérons que 1626 des 14036 épisodes sont indemnisés au titre de l'assistance chômage et non pas de l'assurance chômage. Parmi les 12410 épisodes de chômage indemnisés, seuls les premiers épisodes non-censurés à gauche observés pour chaque individu ont été retenus, ce qui réduit la taille de notre échantillon à 6111 épisodes de chômage.

Tableau A14 – Distribution des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage

Pays	Profil	Effectif	% UE9
Allemagne	20100	280	4,6
	20200	262	4,3
	20300	74	1,2
	20400	56	0,9
	20500	61	1,0
	20600	44	0,7
	20700	323	5,3
	20800	205	3,3
	20900	15	0,2
	21000	5	0,1
	21100	13	0,2
	21200	7	0,1
	21300	33	0,5
	21400	16	0,3
	21500	7	0,1
	21600	5	0,1
	21700	39	0,6
	21800	19	0,3
	21900	1	0,1
	22000	4	0,1
	22100	10	0,2
	22200	11	0,2
Autriche	90100	439	7,2
	90200	76	1,2
	90300	6	0,1
Danemark	80100	456	7,5
	80200	207	3,4
	80300	50	0,8
	80400	46	0,7
Espagne	30100	742	12,1
	30200	160	2,6
	30300	87	1,4
	30400	81	1,3
	30500	40	0,6
	30600	52	0,8
	30700	30	0,5
	30800	23	0,4
	30900	12	0,2
	31000	11	0,2
	31100	10	0,2
France	60100	66	1,1
	60200	5	0,1
	60300	19	0,3
	60400	2	0,1
	60500	65	1,1
	60600	7	0,1

Pays	Profil	Effectif	% UE9
France	60700	26	0,4
	60800	4	0,1
	60900	136	2,2
	61000	13	0,2
	61100	35	0,6
	61200	10	0,2
	61300	5	0,1
	61500	1	0,1
	61700	229	3,7
	61800	21	0,3
	61900	117	1,9
	62000	69	1,1
	62100	69	1,1
	62200	13	0,2
	62300	42	0,7
	62400	19	0,3
	62500	8	0,13
	62700	3	0,1
	62800	6	0,1
	62900	28	0,5
	63000	1	0,1
	63100	11	0,2
	63200	9	0,1
Grèce	40100	24	0,4
	40200	58	0,9
	40300	1	0,1
	40400	6	0,1
	40500	6	0,1
	40600	4	0,1
	40700	3	0,1
	40800	3	0,1
	40900	67	1,1
	41000	165	2,7
Italie	10100	268	4,4
Luxembourg	70100	67	1,1
	70200	99	1,6
Portugal	50100	43	0,7
	50200	70	1,1
	50300	36	0,6
	50400	46	0,7
	50500	33	0,5
	50600	28	0,5
	50700	16	0,3
	50800	11	0,2
Total	-	6111	100

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : 280 des épisodes de chômage analysés en Allemagne sont associés au profil 20100. Ces épisodes représentent 4,6% de l'ensemble des épisodes de chômage de neuf pays que nous analysons.

Annexe 15 – Ampleur de phénomène de censure dans l'ensemble des épisodes de chômage observés dans l'ECHP, selon les pays

Le tableau ci-dessous donne un aperçu, à la fois en termes d'effectifs et de pourcentages, de l'importance du phénomène de censure à gauche et à droite dans l'ensemble des épisodes observés dans les données ECHP connus par des chômeurs ayant entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré comme statut principal sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage la retraite, le travail indépendant ou l'inactivité économique, qui n'ont pas quitté le chômage pour la retraite, qui n'ont pas déclaré ne pas rechercher un emploi et qui indiquent avoir perçu des indemnités liés à leur statut de chômeur. Les calculs sont effectués séparément pour les différents pays :

Tableau A15 - Ampleur de phénomène de censure dans l'ensemble des épisodes de chômage observés dans l'ECHP, selon les pays

Pays (en ordre alphabétique)	Nombre d'épisodes de chômage observés (1)	Nombre et pourcentage d'épisodes censurés seulement à gauche (2)	Nombre et pourcentage d'épisodes censurés seulement à droite (3)	Nombre et pourcentage d'épisodes censurés à gauche et à droite (4)	Nombre et pourcentage d'épisodes non-censurés (5) = (1) - (2) - (3) - (4)	Nombre et pourcentage d'épisodes non-censurés et censurés seulement à droite (6) = (5) + (3)
Allemagne	2839	212 (7%)	621 (22%)	143 (5%)	1863 (66%)	2484 (88%)
Autriche	975	0 (0%)	103 (11%)	1 (0%)	871 (73%)	974 (84%)
Danemark	1182	3 (<1%)	148 (13%)	1 (0%)	1030 (87%)	1178 (100%)
Espagne	2889	8 (<1%)	347 (12%)	0 (0%)	2534 (88%)	2881 (100%)
France	2387	143 (6%)	490 (21%)	84 (4%)	1670 (70%)	2160 (91%)
Grèce	874	1 (<1%)	146 (17%)	0 (4%)	727 (83%)	873 (100%)
Italie	697	3 (<1%)	59 (8%)	0 (7%)	635 (91%)	694 (100%)
Luxembourg	224	0 (0%)	35 (16%)	0 (0%)	189 (84%)	224 (100%)
Portugal	343	0 (0%)	78 (23%)	0 (0%)	265 (77%)	343 (100%)
TOTAL	12410	370 (3%)	2027 (16%)	229 (2%)	9784 (79%)	11811 (95%)

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : en Allemagne, 2839 épisodes de chômage entrent dans le champ de notre analyse ; 212 des épisodes en Allemagne (soit 7% des 2839 épisodes de chômage) sont censurés uniquement à gauche ; 621 des 2839 épisodes (soit 22% des épisodes de chômage en Allemagne) sont censurés seulement à gauche ; 143 des 2839 épisodes (soit 5% des épisodes de chômage en Allemagne) sont censurés à la fois à droite et à gauche ; 1863 des 2839 épisodes de chômage (soit 66% des épisodes de chômage en Allemagne) ne sont pas censurés ; 2484 des 2839 épisodes de chômage (soit 88% des épisodes de chômage en Allemagne) sont censurés à droite ou non-censurés.

Annexe 16 – Distribution des durées de chômage observées pour les épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique

Cette annexe montre la distribution des durées de chômage observée pour l'échantillon d'épisodes que nous exploitons afin de réaliser notre analyse empirique. Cet échantillon, dont la taille est de 6111 épisodes, inclut les premières épisodes non-censurés à gauche connus par des chômeurs indemnisés au titre de l'assurance chômage ayant entre 18 et 54 ans, qui n'ont pas déclaré être à la retraite ou être travailleur indépendant pendant l'année précédant l'entrée au chômage, qui n'ont pas affirmé ne pas rechercher un emploi et qui ne quittent pas le chômage pour la retraite ou pour satisfaire le stage militaire obligatoire.

Tableau A16 - Distribution des durées de chômage observées pour les épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique

Durée de chômage (en mois)	Effectif d'épisodes	Pourcentage du total d'épisodes observés	Effectif cumulé	Pourcentage cumulé
1	814	13,32	814	13,32
2	878	14,37	1692	27,69
3	767	12,55	2459	40,24
4	501	8,20	2960	48,44
5	355	5,81	3315	54,25
6	410	6,71	3725	60,96
7	244	3,99	3969	64,95
8	252	4,12	4221	69,07
9	212	3,47	4433	72,54
10	171	2,80	4604	75,34
11	125	2,05	4729	77,39
12	286	4,68	5015	82,07
13	102	1,67	5117	83,73
14	79	1,29	5196	85,03
15	86	1,41	5282	86,43
16	72	1,18	5354	87,61
17	46	0,75	5400	88,37
18	57	0,93	5457	89,30
19	38	0,62	5495	89,92
20	41	0,67	5536	90,59
21	41	0,67	5577	91,26
22	37	0,61	5614	91,87
23	31	0,51	5645	92,37
24	89	1,46	5734	93,83
25	20	0,33	5754	94,16
26	21	0,34	5775	94,50
27	29	0,47	5804	94,98
28	17	0,28	5821	95,25

…/…

…/…

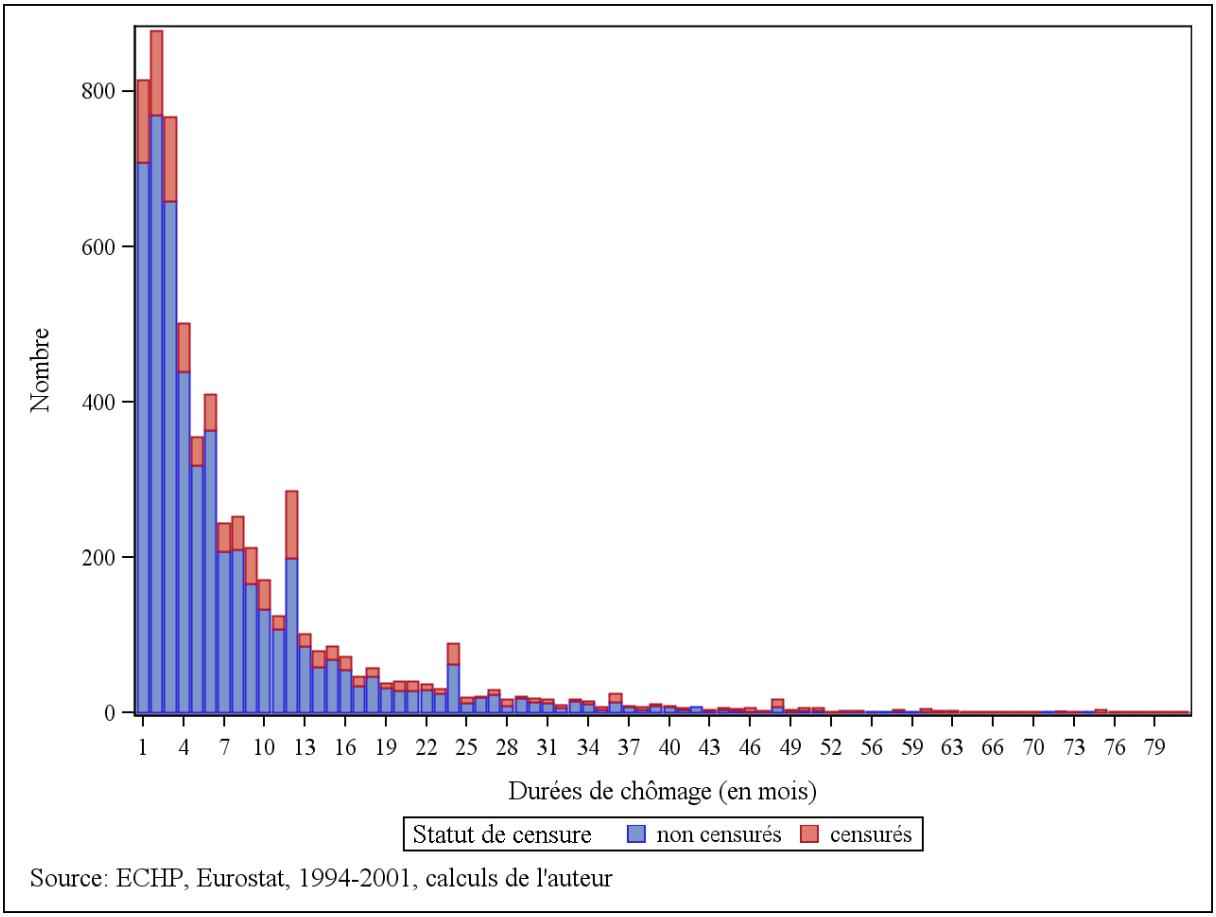
Durée de chômage (en mois)	Effectif d'épisodes	Pourcentage du total d'épisodes observés	Effectif cumulé	Pourcentage cumulé
29	21	0,34	5842	95,60
30	19	0,31	5861	95,91
31	17	0,28	5878	96,19
32	10	0,16	5888	96,35
33	17	0,28	5905	96,63
34	15	0,25	5920	96,87
35	7	0,11	5927	96,99
36	25	0,41	5952	97,40
37	9	0,15	5961	97,55
38	7	0,11	5968	97,66
39	11	0,18	5979	97,84
40	9	0,15	5988	97,99
41	6	0,10	5994	98,09
42	7	0,11	6001	98,20
43	4	0,07	6005	98,27
44	6	0,10	6011	98,36
45	5	0,08	6016	98,45
46	6	0,10	6022	98,54
47	3	0,05	6025	98,59
48	17	0,28	6042	98,87
49	4	0,07	6046	98,94
50	6	0,10	6052	99,03
51	6	0,10	6058	99,13
52	1	0,02	6059	99,15
53	3	0,05	6062	99,20
54	3	0,05	6065	99,25
56	2	0,03	6067	99,28
57	2	0,03	6069	99,31
58	4	0,07	6073	99,38
59	1	0,02	6074	99,39
60	5	0,08	6079	99,48
61	3	0,05	6082	99,53
63	3	0,05	6085	99,57
64	1	0,02	6086	99,59
65	1	0,02	6087	99,61
66	1	0,02	6088	99,62
68	2	0,03	6090	99,66
69	1	0,02	6091	99,67
70	2	0,03	6093	99,71
71	1	0,02	6094	99,72
72	2	0,03	6096	99,75
73	2	0,03	6098	99,79
74	1	0,02	6099	99,80
75	4	0,07	6103	99,87
76	1	0,02	6104	99,89
77	2	0,03	6106	99,92
78	1	0,02	6107	99,93
79	1	0,02	6108	99,95
80	1	0,02	6109	99,97
84	2	0,03	6111	100,00

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Guide de lecture : Parmi les 6111 épisodes de chômage, 25 épisodes de chômage ont une durée de 36 mois (soit 0,41% des 6111 épisodes). 5952 épisodes de chômage, soit 97,4% des 6111 épisodes ont une durée inférieure ou égale à 36 mois.

L'histogramme des durées des 6111 épisodes de chômage que nous retenons en vue de l'analyse économétrique dans l'ensemble des pays étudiés présentée dans le graphique ci-dessous nous permet de distinguer les durées des épisodes non censurés de celles correspondant à des épisodes censurés à droite :

Graphique A16 – Distribution des durées de chômage enregistrés pour les épisodes non-censurés et pour les épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche



Source: ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Le Graphique A16 illustre que la forme de la distribution des épisodes de chômage est de telle nature que l'analyse des durées de chômage de jusqu'à 36 mois ne produit pas de perte importante d'informations concernant les durées de chômage dont la longueur dépasse ce seuil. Cette conclusion est également appuyée par les valeurs des quartiles qui caractérisent les distributions des durées de chômage non censurés et censurés, respectivement :

Statut de censure	Premier quartile	Deuxième quartile	Troisième quartile
Episodes non censurés	2	4	9
Episodes censurés à droite	3	8	15

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Annexe 17 – Résultats des tests statistiques de l'homogénéité, au sein de chacun des pays, des fonctions de survie estimées séparément pour chaque groupe de chômeurs caractérisés par un même profil attendu d'indemnisation du chômage

L'objectif de cette annexe est de montrer les résultats de seize tests statistiques – deux tests pour chacun des huit pays concernés[209] – que nous avons appliqués afin de déterminer si, au sein de chaque pays, les fonctions de survie estimées pour chaque groupe de chômeurs caractérisés par un même profil attendu d'indemnisation du chômage sont différentes d'un point de vue statistique.

L'hypothèse nulle de ces tests est l'égalité entre les J fonctions de survie estimées pour chaque profil attendu d'indemnisation et à chaque intervalle temporel t ($S_{1t}=S_{2t}=\ldots=S_{Jt}$, pour toute valeur de t) et les indicateurs statistiques calculés représentent des sommes de déviations entre le nombre d'événements observés et le nombre d'événements attendus à chaque intervalle et dans chaque groupe. Ce qui différencie les deux tests entre eux est que le test de Log-rank accorde plus d'importance aux écarts entre les fonctions de survie à des durées plus avancées, alors que le test de Wilcoxon donne plus de poids aux écarts dans les premiers intervalles temporels (Allison, 1995, p, 39).

[209] Nous rappelons qu'en Italie il existe un seul profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage. Par conséquent, dans ce pays, l'application d'un test d'homogénéité des fonctions de survie caractérisant les épisodes rattachés à différents profils attendus d'indemnisation est dénuée de sens.

Tableau A17 – Résultats des tests statistiques d'homogénéité des fonctions de survie au sein de chaque pays

Pays (en ordre alphabétique)	Test de Log-rank			Test de Wilcoxon		
	χ^2	degrés de liberté	p	χ^2	degrés de liberté	p
Allemagne	31	21	0,07	30	21	0,09
Autriche	4	2	0,15	2	2	0,29
Danemark	8	3	0,05	8	3	0,02
Espagne	10	10	0,46	9	10	0,32
France	201	28	<0,001	202	28	<0,001
Grèce	30	9	0,004	39	9	<0,001
Luxembourg	6	1	0,01	2	1	0,19
Portugal	24	7	0,0008	18	7	0,01

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Les résultats de ces tests statistiques ne permettent pas de rejeter, à un seuil de 0,05, l'hypothèse d'une homogénéité des fonctions de survie en Espagne, en Autriche et au Luxembourg (nous donnons plus de poids au test de Wilcoxon, car la plupart des durées de chômage sont courtes) et ils infirment, à ce même seuil de probabilité, l'hypothèse de l'homogénéité des fonctions de survie en France, au Danemark, en Grèce et au Portugal. Les résultats pour l'Allemagne sont considérés marginalement significatifs aussi, ce qui indique une différence entre les fonctions de survie correspondant aux épisodes de chômage associées à des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage différents.

Annexe 18 – Mois de chômage à partir duquel les effectifs de chômeurs associés à chaque profil attendu d'indemnisation au risque de sortie baissent à moins de 20 individus

Cette annexe indique, pour chaque groupe d'épisodes de chômage rattachés à un même profil attendu d'indemnisation, le mois à partir duquel l'effectif de chômeurs exposés au risque de sortie du chômage baisse en dessous de 20, et nombre de chômeurs encore à risque de sortie du chômage au mois en question. Les écarts types estimés pour la fonction de survie ne doivent pas être interprétés lorsqu'ils ont été estimés sur la base de moins de 20 individus.

Pays (par ordre alphabétique)	Code du profil	Mois de chômage où le nombre de chômeurs exposés au risque de sortie du chômage est de moins de 20 personnes (1)	Nombre d'individus à risque de sortie du chômage au mois indiqué dans la colonne (1)
Allemagne	20100	25	17
	20200	19	18
	20300	11	15
	20400	9	19
	20500	7	19
	20600	6	17
	20700	25	19
	20800	17	18
	20900	1	15
	21000	1	5
	21100	1	13
	21200	1	7
	21300	6	18
	21400	1	16
	21500	1	7
	21600	1	5
	21700	6	19
	21800	1	19
	21900	1	1
	22000	1	4
	22100	1	10
	22200	1	11
Autriche	90100	23	19
	90200	5	18
	90300	1	6
Danemark	80100	27	17
	80200	13	19
	80300	3	19
	80400	3	18

…/…

…/…

Espagne	30100	34	19
	30200	21	19
	30300	12	18
	30400	14	18
	30500	9	16
	30600	7	19
	30700	6	17
	30800	2	17
	30900	1	12
	31000	1	11
	31100	1	10
Grèce	40100	3	13
	40200	6	18
	40300	1	1
	40400	1	6
	40500	1	6
	40600	1	4
	40700	1	3
	40800	1	3
	40900	5	18
	41000	15	17
Italie	10100	16	19
France	60100	6	19
	60200	1	5
	60300	1	19
	60400	1	2
	60500	9	17
	60600	1	7
	60700	1	17
	60800	1	4
	60900	23	18
	61000	1	13
	61100	2	17
	61200	1	10
	61300	1	5
	61500	1	1
	61700	26	17
	61800	1	19
	61900	11	19
	62000	5	15
	62100	13	19
	62200	1	13
	62300	6	15
	62400	1	19
	62500	1	8
	62700	1	3
	62800	1	6
	62900	5	19
	63000	1	1
	63100	1	11
	63200	1	9
Luxembourg	70100	13	16
	70200	12	12

…/…

…/…

Portugal	50100	11	16
	50200	11	19
	50300	11	19
	50400	11	18
	50500	12	19
	50600	6	17
	50700	1	16
	50800	1	11

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Annexe 19 - Fonctions de lien que nous avons examinées en vue de notre choix de modèle économétrique

Dans un modèle linéaire généralisé, la fonction de lien relie le prédicteur linéaire à la variable expliquée : si nous désignons par y la réponse et par X le vecteur des variables explicatives, la fonction de lien f définit la relation $y = f(\beta X)$.

Dans le cas des modèles de durée en temps discret, la variable expliquée est la probabilité (conditionnelle) caractérisant la survenance de l'événement d'intérêt, qui prend nécessairement des valeurs non-négatives et au plus égales à l'unité. Ainsi, la fonction f ne peut être la transformation linéaire, car si $\hat{y} = \hat{\beta}X$, le modèle spécifié pourrait conduire, pour certaines valeurs de X, à des valeurs prédites inadmissibles (négatives ou supérieures à l'unité) de la fonction de hasard en temps discret.

Afin de surmonter cette difficulté, la littérature statistique propose la spécification de modèles économétriques qui n'estiment pas la fonction de hasard elle-même, mais une transformation de celle-ci. Les transformations les plus couramment utilisées sont la transformation logit, qui définit le logarithme des rapports de chances (angl. « log-odds »), et la transformation log-log complémentaire (souvent abrégée « cloglog »), qui définit le logarithme de l'opposé du logarithme de la probabilité de non-occurrence de l'événement d'intérêt : pour une probabilité p donnée, la transformation log-log complémentaire est :

$$cloglog(p) = log\big(-log(1-p)\big)$$

alors que la transformation logit s'écrit :

$$logit(p) = ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$$

Pour la modélisation des phénomènes continus dont la durée est mesurée sur une échelle temporelle discrète, tel qu'est le cas pour notre analyse des durées de chômage à partir d'observations mensuelles du statut de chaque individu sur le marché du travail, l'application d'une transformation cloglog est en théorie à préférer à l'utilisation d'une fonction de lien logit (Allison, 1995, p. 216 ; Singer et Willett, p. 426). Mais lorsque le hasard de l'événement d'intérêt est faible, ce qui est le cas dans notre analyse, la différence entre les fonctions de hasard de base estimés en utilisant une fonction de lien logit et une fonction de lien cloglog

est très faible (Singer et Willett, 2003, p. 424 ; Allison, 1982, p. 73) et nous a permis le choix d'une fonction de lien logit.

Le choix d'une fonction de lien logit plutôt qu'une fonction cloglog n'introduit pas de différences sensibles concernant l'estimation de la fonction de hasard de base, mais les effets des variables explicatives sont estimés selon des hypothèses différentes (hasards proportionnels pour le modèle cloglog et rapports de chance proportionnels pour le modèle logit), et l'interprétation donnée aux effets estimés est très différente pour les deux modèles : l'application d'un modèle logit permet de déterminer le changement dans le rapport de chances de l'événement d'intérêt qui se produit pour chaque variation unitaire d'une variable explicative, alors que les coefficients estimés par un modèle cloglog peuvent être interprétés comme des taux de hasard de l'événement d'intérêt en temps continu : ils indiquent de combien augmentera le hasard de l'événement d'intérêt pour une augmentation d'une unité de la variable explicative.

C'est donc à l'interprétation des coefficients de régression estimés par notre modèle logit – en terme de rapports des chances, et non pas de taux de hasard comme cela aurait été le cas si on avait choisi une fonction de lien cloglog – que se limitent donc les conséquences de l'application d'une fonction de lien logit dans notre modèle économétrique.

Annexe 20 – Présentation comparative des effets des facteurs explicatifs estimés par des modèles de durée à deux niveaux utilisant différentes spécifications pour la fonction de hasard de base

Cette annexe présente les odds ratios indiquant les effets, sur le hasard de sortie du chômage, des caractéristiques des chômeurs et de leur indemnisation (pactole attendu) tels qu'ils sont estimés par des modèles de durée à deux niveaux exploitant des fonctions de hasard de base différentes.

Les résultats de trois spécifications sont présentées de manière comparative dans les Tableau A20.1 : dans le modèle M1, la fonction de hasard de base est constante par morceaux mensuels ; ensuite, le modèle M4b spécifie une fonction de hasard de base contraignant l'effet du temps passé au chômage sur le logit du hasard de sortie du chômage à être exponentiel, avec toutefois la possibilité de d'augmenter ponctuellement aux mois 12 et 24 de la période de chômage (où nous observons des pics artificiels de la fonction de hasard de sortie du chômage) ; enfin, pour le modèle M6, qui est le modèle que nous avons retenu dans notre analyse et que nous présentons ici simplement pour comparaison, les coefficients sont estimés par un modèle utilisant la même fonction de hasard de base que celle spécifiée dans le cas du modèle M4b, mais en ajoutant une interaction entre le temps passé au chômage et l'âge des chômeurs d'une part, et le temps passé au chômage et le niveau d'éducation atteint par le chômeur d'autre part (le modèle relaxe ainsi l'hypothèse d'un effet constant du temps passé au chômage sur le logit du hasard de sortie du chômage).

Tableau A20.1 - Odds ratios indiquant les effets, sur le hasard de sortie du chômage, des caractéristiques des chômeurs et du pactole attendu, estimés par des modèles de durée à deux niveaux spécifiant des fonctions de hasard de base différentes

Paramètre	Modèle (M1)		Modèle (M4b)		Modèle (M6)	
	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »
Partie fixe du modèle:						
Temps passé au chômage	omis (voir Annexe 21)		omis		omis	
Age (réf. 18-23)						
24-29	0,85*	[0,75 ; 0,95]	0,85*	[0,76 ; 0,95]	1,09	[0,88 ; 1,36]
30-35	0,74*	[0,65 ; 0,84]	0,74*	[0,65 ; 0,84]	0,90	[0,72 ; 1,13]
36-41	0,64*	[0,56 ; 0,74]	0,65*	[0,57 ; 0,75]	0,79	[0,62 ; 1,00]
42-48	0,58*	[0,50 ; 0,67]	0,59*	[0,51 ; 0,68]	0,81	[0,64 ; 1,04]
49-54	0,48*	[0,41 ; 0,56]	0,49*	[0,42 ; 0,57]	0,83	[0,63 ; 1,07]
exp_t × (24-29 ans)					0,85*	[0,75 ; 0,95]
exp_t × (30-35 ans)					0,88*	[0,78 ; 0,99]
exp_t × (36-41 ans)					0,88*	[0,78 ; 0,99]
exp_t × (42-48 ans)					0,81*	[0,72 ; 0,92]
exp_t × (49-54 ans)					0,73*	[0,64 ; 0,83]
Niveau d'éducation (réf. bas)						
moyen	1,04	[0,96 ; 1,13]	1,04	[0,96 ; 1,13]	1,24*	[1,08 ; 1,43]
haut	1,17*	[1,05 ; 1,31]	1,18*	[1,06 ; 1,31]	1,22*	[1,02 ; 1,47]
exp_t ×moyen					0,90*	[0,84 ; 0,96]
exp_t ×haut					0,98	[0,90 ; 1,06]
Sexe (réf. homme)						
femme	0,81*	[0,75 ; 0,87]	0,81*	[0,75 ; 0,87]	0,80*	[0,75 ; 0,86]
Présence d'enfants dans le ménage (réf. absence)						
au moins un enfant	1,08	[0,99 ; 1,18]	1,08	[0,99 ; 1,18]	1,08	[0,99 ; 1,18]
Présence d'un conjoint (réf. absence)						
Vivant en couple	1,08	[0,99 ; 1,18]	1,08	[0,99 ; 1,18]	1,07	[0,98 ; 1,17]
Salaire appartenant au quartile du salaire national… (réf. premier quartile)						
deuxième quartile du salaire	1,73*	[1,52 ; 1,97]	1,73*	[1,51 ; 1,97]	1,74*	[1,52 ; 1,98]
troisième quartile du salaire	1,90*	[1,65 ; 2,19]	1,89*	[1,64 ; 2,18]	1,91*	[1,65 ; 2,20]
quatrième quartile du salaire	2,47*	[2,12 ; 2,88]	2,04*	[2,06 ; 2,79]	2,43*	[2,08 ; 2,83]
Citoyen du pays						
non (réf. oui)	0,74*	[0,65 ; 0,85]	0,75*	[0,65 ; 0,86]	0,75*	[0,65 ; 0,86]
Statut d'activité dans l'année précédant l'entrée au chômage (réf. emploi)						
chômage	0,35*	[0,32 ; 0,39]	0,37*	[0,33 ; 0,41]	0,36*	[0,33 ; 0,40]
inactivité économique	1,50*	[1,15 ; 1,96]	1,50*	[1,15 ; 1,95]	1,53*	[1,17 ; 1,99]

…/…

…/…

Paramètre	Modèle (M1) Odds ratio	Modèle (M1) Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »	Modèle (M4b) Odds ratio	Modèle (M4b) Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »	Modèle (M6) Odds ratio	Modèle (M6) Intervalle de confiance à 0,95% des « odds-ratio »
Année d'entrée au chômage (réf. 1994)						
1995	0,89*	[0,81 ; 0,99]	0,89*	[0,81 ; 0,99]	0,90*	[0,81 ; 0,99]
1996	1,00	[0,89 ; 1,13]	1,00	[0,89 ; 1,12]	1,00	[0,89 ; 1,13]
1997	1,11	[0,98 ; 1,26]	1,10	[0,97 ; 1,25]	1,12	[0,98 ; 1,27]
1998	1,12	[0,98 ; 1,28]	1,10	[0,97 ; 1,26]	1,12	[0,98 ; 1,28]
1999	1,25*	[1,06 ; 1,46]	1,23*	[1,05 ; 1,43]	1,24*	[1,06 ; 1,45]
2000	0,93	[0,77 ; 1,12]	0,90	[0,75 ; 1,09]	0,92	[0,76 ; 1,11]
Pays (réf. Allemagne)						
Danemark	5,01*	[2,65 ; 9,44]	5,93*	[3,23 ; 10,88]	5,49*	[3,00 ; 10,0]
France	1,07	[0,89 ; 1,29]	1,06	[0,88 ; 1,26]	1,06	[0,88 ; 1,28]
Italie	1,65*	[1,13 ; 2,42]	1,64*	[1,12 ; 2,40]	1,65*	[1,13 ; 2,42]
Grèce	1,29*	[1,01 ; 1,65]	1,28*	[1,00 ; 1,64]	1,27*	[1,00 ; 1,63]
Portugal	0,67*	[0,52 ; 0,85]	0,67*	[0,53 ; 0,85]	0,65*	[0,51 ; 0,83]
Autriche	2,02*	[1,50 ; 2,71]	1,96*	[1,47 ; 2,63]	1,95*	[1,45 ; 2,61]
Espagne	0,91	[0,74 ; 1,10]	0,91	[0,75 ; 1,11]	0,91	[0,75 ; 1,11]
Luxembourg	1,34	[0,96 ; 1,87]	1,35	[0,97 ; 1,89]	1,33	[0,95 ; 1,86]
Pactole espéré, à chaque mois, pour le restant de la période totale d'indemnisation	0,98*	[0,96 ; 0,99]	0,97*	[0,96 ; 0,98]	0,97*	[0,96 ; 0,99]
Partie aléatoire du modèle:						
σ_u^2 (variance de niveau 2)	0,026		0,026		0,026	
Ecart type asymptotique estimé pour la variance de niveau 2	0,01		0,01		0,01	
Taille de l'échantillon (en personnes-mois)	N=37618		N=37618		N=37618	
Indicateurs de qualité d'ajustement du modèle :						
-2 Log Vraisemblance	23570		23721		23685	
AIC	23706		23793		23771	
BIC	23876		23883		23879	
-2 Log Vraisemblance conditionnelle à la constante aléatoire	23496		23647		23611	
Nombre de paramètres à estimer	68		36		43	
Proportion de la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par le modèle(R^2)	0,18		0,19		0,20	

Note : les * indiquent une significativité statistique des coefficients au seuil p<0,05.

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Annexe 21 – Fonctions de hasard de base estimées par différents modèles de durée à deux niveaux

Nous présentons dans cette annexe les paramètres de régression caractérisant les fonctions de hasard de base estimés par les modèles M1, M3, M4b et M6 respectivement. Ces modèles de durée à constante aléatoire spécifient soit des fonctions de hasards de base non-paramétriques (modèles M1 et M3, dont les paramètres estimant la fonction de hasard de base sont présentés dans le Tableau A21.1), soit des fonctions de hasard de base paramétriques (modèles M4b et M6, pour lesquels les paramètres sont indiqués dans le Tableau A21.2).

Le modèle M1 est un modèle de durée à deux niveaux en temps discret « vide » - c'est-à-dire un modèle qui spécifie uniquement une dépendance du temps constante par morceaux mensuels du hasard de sortie du chômage. Le modèle M3 utilise la même spécification de la fonction de hasard de base, mais inclut aussi des facteurs explicatifs autres que le temps passé au chômage[210].

[210] Les facteurs explicatifs pris en compte sont les suivants : l'âge du chômeur au moment de son entrée au chômage, le sexe du chômeur, le niveau d'éducation atteint par le chômeur avant de connaître le chômage, le quartile national du salaire qu'avait obtenu le chômeur pendant l'année précédant son entrée au chômage, le statut sur le marché du travail dans l'année précédant l'entrée au chômage, le chômeur est citoyen (ou non) du pays où il déclare l'épisode de chômage, la présence d'enfants dans le ménage du chômeur, l'existence d'un conjoint, l'année de l'entrée au chômage, le pays et le pactole espéré.

Tableau A21.1 – Paramètres des fonctions de hasard de base estimées par les modèles de durée n'imposant pas de contrainte paramétrique pour l'effet du temps passé au chômage sur le logit du hasard de sortie du chômage

Mois de chômage	Modèle (M1)			Modèle (M3)		
	Coefficient	Ecart type	p-value	Coefficient	Ecart type	p-value
1	réf.	-.	-	réf.	-	-
2	0,28	0,06	0,000	0,34	0,06	0,000
3	0,34	0,06	0,000	0,48	0,06	0,000
4	0,12	0,07	0,060	0,35	0,07	0,000
5	-0,06	0,07	0,377	0,24	0,08	0,002
6	0,23	0,07	0,001	0,62	0,08	0,000
7	-0,18	0,08	0,029	0,31	0,09	0,001
8	-0,17	0,09	0,078	0,29	0,10	0,004
9	-0,23	0,10	0,030	0,22	0,11	0,052
10	-0,30	0,12	0,017	0,11	0,13	0,419
11	-0,40	0,14	0,003	-0,04	0,15	0,782
12	0,29	0,12	0,014	0,67	0,13	0,000
13	-0,18	0,15	0,237	0,09	0,16	0,573
14	-0,72	0,20	0,000	-0,46	0,21	0,030
15	-0,24	0,17	0,170	0,06	0,18	0,748
16	-0,45	0,23	0,046	-0,15	0,24	0,514
17	-0,85	0,28	0,002	-0,53	0,28	0,063
18	-0,41	0,24	0,089	-0,09	0,25	0,710
19	-0,80	0,33	0,015	-0,50	0,34	0,140
20	-0,71	0,33	0,032	-0,44	0,34	0,193
21	-1,35	0,46	0,003	-1,12	0,46	0,016
22	-0,37	0,32	0,242	-0,16	0,33	0,634
23	-1,33	0,51	0,009	-1,17	0,52	0,023
24	0,16	0,28	0,562	0,29	0,30	0,330
25	-0,80	0,46	0,083	-0,76	0,47	0,109
26	-0,44	0,43	0,306	-0,32	0,44	0,467
27	-0,53	0,47	0,257	-0,43	0,48	0,370
28	-1,30	0,72	0,070	-1,12	0,71	0,115
29	-0,24	0,47	0,614	-0,02	0,48	0,960
30	-0,66	0,59	0,265	-0,44	0,60	0,462
31	-0,99	0,72	0,169	-0,78	0,72	0,277
32	-1,72	1,03	0,097	-1,47	0,98	0,135
33	-0,17	0,53	0,751	-0,01	0,54	0,987
34	-0,98	1,04	0,347	-0,62	0,99	0,533
35	-4,56	6,09	0,454	-3,89	4,89	0,426
36	-4,56	6,14	0,458	-3,92	4,97	0,431

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Le Tableau A21.2 ci-dessous présente les paramètres caractérisant la fonction de hasard de base estimés par les modèles imposant un effet exponentiel du temps passé au chômage sur le hasard de sortie du chômage. Les deux modèles permettent au hasard d'augmenter ponctuellement à 12 et à 24 mois de chômage et contrôlent l'effet de tous les facteurs explicatifs énumérés à la note 210. La différence qui existe entre le modèle M4b et le modèle M6 tient à ce que ce dernier spécifie un effet variable du temps sur le hasard de sortie du chômage, en fonction de l'âge des chômeurs et du niveau d'éducation qu'ils ont atteint.

Tableau A21.2 – Fonctions de hasard de base estimées par les modèles de durée contraignant le temps passé au chômage à avoir un effet exponentiel sur le logit du hasard de sortie du chômage

Paramètre de la fonction du hasard de base	Modèle M4b			Modèle M6		
	Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% de l'odds-ratio		Odds ratio	Intervalle de confiance à 0,95% de l'odds-ratio	
Exp_temps	0,88**	0,85	0,92	1,12*	1,01	1,24
12^{e} mois	0,58**	0,47	0,73	0,60**	0,48	0,74
24^{e} mois	0,48*	0,27	0,85	0,44**	0,25	0,79

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Note : ** indique une significativité statistique des coefficients au seuil p<0,01.

* indique une significativité statistique des coefficients au seuil p<0,05.

Annexe 22 – Coefficients de régression et écarts types estimés par le modèle de durée à constante aléatoire que nous avons retenu

Cette annexe indique les coefficients de régression estimés par le modèle de durée à deux niveaux à constante aléatoire M6.

Paramètre	Coefficient	Ecart type	t-value
Partie fixe du modèle:			
Constante	-0,83	0,36	-2,30
Temps passé au chômage			
Exp_t	0,11	0,05	2,12
mois 12	-0,52	0,11	-4,54
mois 24	-0,82	0,30	-2,74
Age			
18-23	réf.	réf.	réf.
24-29	0,09	0,11	0,78
30-35	-0,11	0,12	-0,92
36-41	-0,24	0,12	-1,96
42-48	-0,21	0,12	-1,66
49-54	-0,19	0,14	-1,43
exp_t × 24-29	-0,17	0,06	-2,79
exp_t × 30-35	-0,13	0,06	-2,19
exp_t × 36-41	-0,13	0,06	-2,17
exp_t × 42-48	-0,21	0,06	-3,37
exp_t × 49-54	-0,31	0,06	-4,84
Niveau d'éducation			
bas	réf.	réf.	réf.
moyen	0,22	0,07	3,07
haut	0,20	0,09	2,14
exp_t × moyen	-0,11	0,03	-3,20
exp_t × haut	-0,02	0,04	-0,53
Genre			
homme	réf.	réf.	réf.
femme	-0,22	0,04	-6,00
Présence d'enfants dans le ménage			
Pas d'enfants	réf.	réf.	réf.
Au moins un enfant	0,08	0,05	1,78
Existence d'un conjoint			
Ne vivant pas en couple	réf.	réf.	réf.
Vivant en couple	0,07	0,04	1,61

…/…

…/…

Paramètre	Coefficient	Ecart type	t-value
Année d'entrée au chômage			
1994	réf.	réf.	réf.
1995	-0,11	0,05	-2,13
1996	0,00	0,06	0,06
1997	0,11	0,07	1,69
1998	0,11	0,07	1,65
1999	0,22	0,08	2,68
2000	-0,09	0,10	-0,90
Salaire appartenant au quartile du salaire national			
premier quartile du salaire national	réf.	réf.	réf.
deuxième quartile du salaire national	0,55	0,07	8,25
troisième quartile du salaire national	0,65	0,07	8,89
quatrième quartile du salaire national	0,89	0,08	11,33
Citoyen du pays			
oui	réf	réf	réf
non	-0,29	0,07	-4,16
Statut d'activité dans l'année précédant l'entrée au chômage			
emploi	réf.	réf.	réf.
chômage	-1,01	0,05	-19,41
inactivité économique	0,42	0,14	3,11
Pays			
Allemagne	réf.	réf.	réf.
Danemark	1,70	0,31	5,54
France	0,06	0,10	0,61
Italie	0,50	0,19	2,60
Grèce	10	0,24	0,13
Portugal	-0,43	0,12	-3,47
Autriche	0,67	0,15	4,46
Espagne	-0,10	0,10	-0,96
Luxembourg	0,29	0,17	1,68
Caractéristiques des profils :			
Pactole espéré	-0,03	0,01	-4,22
Partie aléatoire du modèle:			
σ_u^2 (variance de niveau 2)		0,026	
Ecart type asymptotique estimé pour la variance de niveau 2		0,01	
Taille de l'échantillon (en personnes-mois)		N=37618	

Source : ECHP, Eurostat, 1994-2001, calculs de l'auteur

Note : les valeurs supérieures en

Table de matières

Chapitre 1 Choix d'un modèle théorique pour l'analyse de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée du chômage 23

1.1 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées de chômage dans un marché parfaitement concurrentiel : le modèle néoclassique du choix travail-loisir 24

1.1.1 Présentation du modèle néoclassique du choix travail-loisir 24

1.1.2 Application du modèle du choix travail-loisir à l'étude de l'effet des allocations chômage sur la décision de participation au marché du travail et sur la durée du chômage 26

1.2 Analyse de l'impact des allocations chômage sur les durées individuelles de chômage dans un marché imparfait : la théorie de la recherche d'emploi 31

1.2.1 Présentation du modèle élémentaire de recherche d'emploi 32

1.2.1.1 Définition des gains occasionnés par une embauche 34

1.2.1.2 La stratégie optimale de recherche d'emploi en vue de la maximisation de la valeur présente de l'espérance de revenu 37

1.2.1.3 Le salaire de réservation et ses déterminants 39

1.2.2 Prédictions du modèle élémentaire de recherche d'emploi concernant la distribution des durées individuelles de chômage et les facteurs qui influencent la durée moyenne de chômage 41

1.2.2.1 Définition de la probabilité de sortie du chômage et de la durée moyenne de chômage 41

1.2.2.2 Analyse de l'impact des paramètres du modèle sur le taux de salaire de réservation et sur la durée de chômage 43

1.2.3 Extension du modèle élémentaire de recherche d'emploi : exploration du rôle explicatif d'un concept de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 47

1.2.3.1 Caractérisation de l'évolution avec le temps des allocations chômage au moyen de profils attendus d'indemnisation du chômage 48

1.2.3.2 Le processus de recherche d'emploi en présence d'allocations chômage dégressives par paliers 52

Chapitre 2 Synthèse des travaux empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage 61

2.1 Revue des méthodes employées dans la littérature empirique 64

2.1.1 Les stratégies d'identification de l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage 65

2.1.1.1 Mise en évidence de l'effet des allocations du chômage par l'analyse des conséquences des réformes des règles d'indemnisation 66

2.1.1.2 Mise en évidence de l'effet des allocations chômage par la comparaison des chômeurs indemnisés différemment 73

2.1.2 Le traitement, dans la littérature empirique existante, de l'effet d'éventuels facteurs omis 78

2.1.3 Les spécifications choisies afin de modéliser l'effet des allocations chômage sur la durée du chômage 84

2.1.3.1 Les paramètres des allocations chômage dont l'effet sur la durée du chômage a été analysé 85

2.1.3.2 Les arguments en faveur de la modélisation du niveau relatif des allocations chômage par rapport aux revenus salariaux plutôt que du montant absolu de ces allocations 87

2.1.3.3 Le taux de remplacement du salaire par les allocations chômage : une notion à définitions multiples 93

2.1.3.3.1 Le niveau des allocations chômage est rapporté aux revenus salariaux futurs ou passés 96

2.1.3.3.2 Prise en compte des revenus individuels du chômeur ou des revenus du ménage où vit le chômeur 100

2.1.3.3.3 Calcul d'une valeur fixe pour le taux de remplacement ou prise en compte de l'évolution des revenus avec le temps passé au chômage 101

2.1.3.3.4 Différentes unités de temps choisies pour le calcul du niveau des allocations chômage 103

2.2 Revue des résultats des études empiriques concernant l'impact des allocations chômage sur la durée individuelle de chômage 104

2.2.1 Résultats empiriques concernant l'effet du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage 106

2.2.2 Résultats empiriques concernant l'effet de la durée potentielle d'indemnisation sur la durée du chômage 116

2.2.3 Résultats empiriques concernant l'effet de la dégressivité des allocations chômage sur la durée du chômage 124

Chapitre 3 Analyse de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage sur la durée des épisodes de chômage 127

3.1 Les données exploitées 128

3.1.1 Présentation de la source des données mobilisées : un panel comparatif réalisé dans les pays de l'EU15 129

3.1.2 Discussion des conséquences de la stratégie de collecte de données du panel ECHP pour notre analyse des durées de chômage 131

3.1.3 Revue des limites encourues par notre analyse du fait d'informations non renseignées par les données ECHP 135

3.1.4 La sélection des épisodes de chômage en vue de l'analyse économétrique 140

3.2 La démarche de classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage et de construction de la variable caractérisant la générosité de ces profils 146

3.2.1 La classification des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 147

3.2.2 Le calcul du pactole espéré pour mesurer la générosité des profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 152

3.3 Analyse du phénomène de censure affectant les données exploitées 155

3.3.1 Bilan de l'importance du phénomène de censure 155

3.3.2 Examen de la nature potentiellement informative ou non-informative de la censure qui affecte nos données 158

3.4 Analyse descriptive des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs analysés et de leurs durées de chômage....162

3.4.1 Caractéristiques socio-économiques des chômeurs dont nous analysons la durée de chômage....163

3.4.2 Analyse descriptive des durées de chômage dans l'échantillon que nous exploitons....166

3.4.2.1 Description des durées de chômage observées....167

3.4.2.2 Estimation des fonctions mensuelles de hasard et de survie au chômage pour caractériser la distribution des durées de chômage étudiées....171

3.4.2.3 Examen de la relation entre les profils attendus d'indemnisation du chômage et la durée de chômage....175

3.5 Nos choix méthodologiques concernant l'analyse économétrique de l'impact des profils attendus d'indemnisation du chômage et du pactole espéré sur la durée de chômage.182

3.5.1 Estimation de l'effet des profils attendus d'indemnisation du chômage sur le hasard de sortie du chômage par le biais d'un modèle multiniveaux....182

3.5.2 La spécification choisie pour le modèle de durée....187

3.5.2.1 Modèle en temps discret plutôt qu'en temps continu....187

3.5.2.2 Examen de l'adéquation de différentes spécifications de l'effet du temps sur le hasard de sortie du chômage....193

3.5.2.3 Les variables explicatives dont notre modèle économétrique contrôle l'effet sur le hasard de sortie du chômage....198

3.5.3 Formalisation mathématique de notre modèle en vue de l'estimation par une régression logistique à constante aléatoire sur données poolées....201

3.6 Résultats économétriques : les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage expliquent 6% de la variabilité du hasard de sortie du chômage et le pactole espéré contribue à expliquer la variance entre profils....209

3.6.1 Analyse de l'ajustement aux donnés mobilisées des différentes spécifications économétriques....212

3.6.2 Présentation des paramètres estimés par le modèle de durée à deux niveaux avec une constante aléatoire 219
3.6.3 La prise en compte des caractéristiques socioéconomiques des chômeurs et du pactole espéré augmente sensiblement la variance du hasard de sortie du chômage expliquée par le modèle économétrique.....222

Liste des annexes

Annexe 1 – Revue des règles d'indemnisation du chômage au titre de l'assurance chômage qui étaient en vigueur dans les neuf pays analysés durant la période des années 1993 à 2000 251

Annexe 2 – Ecriture mathématique d'un modèle structurel et d'un modèle correspondant en forme réduite 269

Annexe 3 – Tableau synthétique décrivant tour à tour, selon l'ordre chronologique, les principales caractéristiques des analyses concernant l'impact, sur la durée des épisodes de chômage, des allocations chômage 271

Annexe 4- Pourcentage de valeurs manquantes pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage 317

Annexe 5 – Justification de l'exclusion de notre analyse de six des pays de l'EU15 321

Annexe 6 – Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques leur correspondant 323

Annexe 7 – Distribution des entrées et des sorties du chômage selon les mois calendaires et selon le statut de censure, par pays 325

Annexe 8 – Pourcentage des épisodes de chômage dans chaque pays, pour lesquels ont pu être vérifié(s) le(s) critère(s) de durée de contribution à l'assurance chômage et la période de référence prise en compte pour déterminer si le chômeur a contribué suffisamment longtemps à l'assurance chômage 335

Annexe 9 – Proportion d'épisodes de chômage dans chaque pays, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage mais le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait 340

Annexe 10 – Description de la démarche suivie afin d'identifier les épisodes de chômage déclarés dans l'ECHP 343

Annexe 11 – Ages légaux de retraite et retraite anticipée dans chacun des neuf pays analysés 347

Annexe 12 – Distribution des épisodes non-indemnisés selon les différents pays.....349

Annexe 13 – Liste de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 351

Annexe 14 – Distribution des épisodes de chômage analysés selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 361

Annexe 15 – Ampleur de phénomène de censure dans l'ensemble des épisodes de chômage observés dans l'ECHP, selon les pays 363
Annexe 16 – Distribution des durées de chômage observées pour les épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique 364
Annexe 17 – Résultats des tests statistiques de l'homogénéité, au sein de chacun des pays, des fonctions de survie estimées séparément pour chaque groupe de chômeurs caractérisés par un même profil attendu d'indemnisation du chômage 367
Annexe 18 – Mois de chômage à partir duquel les effectifs de chômeurs associés à chaque profil attendu d'indemnisation au risque de sortie baissent à moins de 20 individus 369
Annexe 19 - Fonctions de lien que nous avons examinées en vue de notre choix de modèle économétrique 373
Annexe 20 – Présentation comparative des effets des facteurs explicatifs estimés par des modèles de durée à deux niveaux utilisant différentes spécifications pour la fonction de hasard de base 375
Annexe 21 – Fonctions de hasard de base estimées par différents modèles de durée à deux niveaux 378
Annexe 22 – Coefficients de régression et écarts types estimés par le modèle de durée à constante aléatoire que nous avons retenu 381

Liste des graphiques

Graphique 1 – Illustration des différences de salaire de réserve qu'un individu fixe en absence d'allocations chômage (à gauche) et en présence de telles indemnités (à droite) 27
Graphique 2 – Contraintes budgétaires d'un individu au chômage, en présence et en l'absence d'allocations chômage 29
Graphique 3 – Illustration graphique de la stratégie optimale de recherche d'emploi poursuivie par le chômeur : la maximisation de la valeur actualisée de l'espérance de revenu 37
Graphique 4 – Effets de la dégressivité des allocations chômage sur l'évolution du salaire de réservation fixé par le chômeur 55
Graphique 5 – Distributions des durées de chômage des épisodes non-censurés et des épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche 168
Graphique 6 - Distributions des durées de chômage des épisodes non-censurés et des épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche, par pays 170
Graphique 7 – Valeurs mensuelles du hasard de sortie du chômage, estimées pour l'échantillon de chômeurs de l'ensemble des neuf pays analysés 172
Graphique 8 – Valeurs mensuelles de la probabilité de survie au chômage, estimées pour l'échantillon de chômeurs de l'ensemble des neuf pays analysés 173
Graphique 9 – Fonctions de survie au chômage estimées séparément pour les épisodes de chômage associés à chaque profil attendu d'indemnisation d'assurance chômage 177
Graphique 10 – Illustration à l'aide d'un exemple fictif, de l'effet qu'a, sur le hasard de base estimé pour chaque groupe par un modèle de durée à deux niveaux, l'introduction d'un terme d'erreur de niveau groupe 206
Graphique A16 – Distribution des durées de chômage enregistrés pour les épisodes non-censurés et pour les épisodes censurés à droite, dans l'échantillon UE9 des premiers épisodes non-censurés à gauche 366

Liste des tableaux

Tableau 1 – Classification des différentes études empiriques étudiant l'effet du niveau des allocations chômage sur la durée du chômage selon le recours à un indicateur absolu ou relatif du montant des allocations chômage 90
Tableau 2 – Définitions des taux de remplacement pris en compte par les différentes études de l'effet du taux de remplacement sur le hasard de sortie du chômage 95
Tableau 3 – Résultats empiriques concernant l'impact du niveau des allocations chômage sur la durée des épisodes de chômage 107
Tableau 4 – Résultats empiriques concernant la durée des allocations chômage sur la durée du chômage 117
Tableau 5 – Quelques exemples de profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage, construits pour les épisodes de chômage observés en Italie et en Espagne 151
Tableau 6– Ampleur du phénomène de censure dans l'échantillon des premiers épisodes de chômage non censurés à gauche, découpé selon les pays 157
Tableau 7 – Distribution des épisodes de chômage censurés, selon le moment de la censure et son caractère potentiellement informatif 159
Tableau 8 – Caractéristiques socioéconomiques des chômeurs au moment de leur entrée au chômage 164
Tableau 9 – Table de survie pour l'échantillon des épisodes de chômage que nous analysons 191
Tableau 10 - Qualité d'ajustement des modèles vides utilisant différentes spécifications de l'effet du temps sur le logit du hasard de sortie du chômage 194
Tableau 11 – Comparaison du degré d'ajustement des modèles économétriques utilisant différentes spécifications pour la fonction de hasard de base 214
Tableau 12 – Comparaison du degré d'ajustement de différents modèles économétriques non-proportionnels 217
Tableau 13 – Effets estimés par le modèle de durée à deux niveaux expliquant le hasard de sortie du chômage dans les neuf pays analysés 220
Tableau A1.1 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Allemagne .. 252
Tableau A1.2 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Autriche 254

Tableau A1.3 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Danemark ... 256
Tableau A1.4 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Espagne..... 259
Tableau A1.5 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en France 260
Tableau A1.6 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Grèce..... 262
Tableau A1.7 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage en Italie 263
Tableau A1.8 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Luxembourg 265
Tableau A1.9 – Règles d'indemnisation au titre de l'assurance chômage au Portugal..... 267
Tableau A4.1: Pourcentage de valeurs manquantes, par rapport à l'ensemble des épisodes de chômage de notre champ d'analyse, pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage 319
Tableau A4.2 : Pourcentage de valeurs manquantes, par rapport à l'échantillon du premier épisode de chômage non-censuré à gauche pour chaque individu, pour les variables autres que la durée minimale de cotisation qui déterminent le droit à l'indemnisation d'assurance chômage 320
Tableau A6 - Nombre et pourcentage d'épisodes de chômage pour lesquels nous ne connaissons pas les données sociodémographiques leur correspondant 324
Tableau A8 – Pourcentage d'épisodes, au sein de chaque pays, pour lesquels les différents critères de cotisation à l'assurance chômage a été vérifiées et pour lesquels les périodes de référence associées à chaque critère ont été vérifiés 336
Tableau A9.1 – Proportion d'épisodes, au sein de l'ensemble des épisodes de chômage de notre champ d'analyse, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait 341
Tableau A9.2 – Proportion d'épisodes au sein de l'échantillon d'épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique, pour lesquels l'individu déclare avoir perçu des indemnités de chômage alors que le critère de durée minimale de contribution applicable dans le pays n'a pas été satisfait 342
Tableau A14 – Distribution des épisodes de chômage selon les profils attendus d'indemnisation d'assurance chômage 362
Tableau A15 - Ampleur de phénomène de censure dans l'ensemble des épisodes de chômage observés dans l'ECHP, selon les pays 363

Tableau A16 - Distribution des durées de chômage observées pour les épisodes de chômage retenus en vue de l'analyse économétrique 364
Tableau A17 – Résultats des tests statistiques d'homogénéité des fonctions de survie au sein de chaque pays 368
Tableau A20.1 - Odds ratios indiquant les effets, sur le hasard de sortie du chômage, des caractéristiques des chômeurs et du pactole attendu, estimés par des modèles de durée à deux niveaux spécifiant des fonctions de hasard de base différentes 376
Tableau A21.1 – Paramètres des fonctions de hasard de base estimées par les modèles de durée n'imposant pas de contrainte paramétrique pour l'effet du temps passé au chômage sur le logit du hasard de sortie du chômage 379
Tableau A21.2 – Fonctions de hasard de base estimées par les modèles de durée contraignant le temps passé au chômage à avoir un effet exponentiel sur le logit du hasard de sortie du chômage 380