



**HAL**  
open science

# Offre locale d'équipements collectifs de garde d'enfants et offre de travail des mères : application au Luxembourg, au moyen de modèles multiniveaux

Audrey Boussein Boussein-Frizon

## ► To cite this version:

Audrey Boussein Boussein-Frizon. Offre locale d'équipements collectifs de garde d'enfants et offre de travail des mères : application au Luxembourg, au moyen de modèles multiniveaux. Economies et finances. Université Nancy 2, 2009. Français. NNT : 2009NAN20003 . tel-01748934

**HAL Id: tel-01748934**

**<https://hal.univ-lorraine.fr/tel-01748934>**

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



## 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](mailto: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.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php)

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>

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

OFFRE LOCALE D'EQUIPEMENTS COLLECTIFS DE GARDE D'ENFANTS  
ET OFFRE DE TRAVAIL DES MERES

APPLICATION AU LUXEMBOURG, AU MOYEN DE MODELES MULTINIVEAUX

THESE

pour l'obtention du grade  
de Docteur ès Sciences économiques  
présentée et soutenue publiquement  
le 7 juillet 2009

par

**Audrey Boussein-Frizon**

**Membres du jury :**

**Mme Maryse Gadreau**, Professeur émérite de Sciences économiques, Université de Bourgogne, rapporteur

**Mme Agnès Gramain**, Professeur de Sciences économiques, Université de Nancy 2

**M. Pierre Morin**, Administrateur INSEE, Professeur associé, Université de Metz

**Mme Hélène Périvier**, Economiste sénior à l'OFCE, rapporteur

**M. Jean-Claude Ray**, Professeur de Sciences économiques, Université de Nancy 2, directeur de la thèse

**Mme Anne Solaz**, Chargée de recherches à l'INED



LE CORPS ENSEIGNANT  
de la Faculté de Droit, Sciences Economiques et Gestion  
Année universitaire 2008-2009

**DOYEN**

**M. Olivier CACHARD**

**DOYENS HONORAIRES**

MM. TALON, GROSS, JAQUET, CRIQUI

**PROFESSEURS EMERITES**

M. VITU, Professeur de Droit Pénal  
M. CHARPENTIER Jean, Professeur d'Economie  
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, Professeur de Droit Privé

**PROFESSEURS**

M. RAY Jean-Claude	Professeur de Sciences Economiques
M. SEUROT François	Professeur de Sciences Economiques
M. SEUVIC Jean-François	Professeur de Droit Privé
M. MOUTON Jean-Denis	Professeur de Droit Public
M. BUZELAY Alain	Professeur de Sciences Economiques
M. JACQUOT François	Professeur de Droit Privé
M. CRIQUI Etienne	Professeur de Science Politique
M. BILLORET Jean-Louis	Professeur de Sciences Economiques
M PIERRE-CAPS Stéphane	Professeur de Droit Public
M. GOSSEREZ Christian	Professeur de Droit Public
M. GARTNER Fabrice	Professeur de Droit Public
M. EBOUE Chicot	Professeur de Sciences Economiques
M. MAZIAU Nicolas ( <i>Détachement</i> )	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 Olivier	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 LEMONNIER-LESAGE Virginie	Professeur d'Histoire du Droit
Mme SPAETER-LOEHRER Sandrine	Professeur de Sciences Economiques
Mme UBAUD-BERGERON Marion	Professeur de Droit Public
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

### MAITRES DE CONFERENCES

M. BOURGAUX Claude	Maître de Conférences de Droit Privé
M. PELLISSIER Dominique	Maître de Conférences de Sciences Economiques
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 Economiques
M. GUIGOU Jean-Daniel	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. GASSER Jean-Michel	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme JANKELIOWITCH-LAVAL Eliane	Maître de Conférences de Sciences Economiques
M. AIMAR Thierry ( <i>Détachement</i> )	Maître de Conférences de Sciences Economiques
Mme KUHN Nicole	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme BALESTRIERO Véronique	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme ETIENNOT Pascale	Maître de Conférences de Droit Privé
Mme DANTONEL-COR Nadine	Maître de Conférences de Droit Public
Mme BARBIER Madeleine	Maître de Conférences d'Histoire du Droit
M. FOURMENT François	Maître de Conférences de Droit Privé
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. FERREY 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

#### **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  
Mme DIEHL Christel  
M. PERRIN Yves

PRAG de Mathématiques  
PRAG d'Anglais  
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 de formation-recherche du Fond National de la Recherche du Grand-Duché de Luxembourg.



# Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer toute ma reconnaissance à Monsieur le Professeur Jean-Claude Ray, mon directeur de thèse, pour avoir accepté de m'encadrer pendant cette thèse, pour tout le temps qu'il y a consacré et pour m'avoir fait bénéficier de son savoir et de son expérience. Ses conseils, ses encouragements et son enthousiasme communicatif m'ont permis de mener à bien ce travail. Je souhaite aussi adresser mes vifs remerciements à mes superviseurs au CEPS/INSTEAD, Monsieur Pierre Hausman, directeur du centre, et Madame Anne Reinstadler, chercheur. Nos réunions de travail à quatre m'ont été d'une aide précieuse, sur le plan scientifique comme sur le plan humain, pour réaliser ce travail.

J'exprime également mes remerciements à tous les membres du jury, et en particulier à Mesdames Maryse Gadreau et Hélène Périvier pour avoir accepté d'être rapporteurs.

Mon travail a aussi bénéficié de l'intérêt de Madame Marie-Josée Jacobs, Ministre de la Famille et de l'Intégration du Grand-Duché de Luxembourg, de Monsieur Pierre Jaeger, Premier Conseiller de Gouvernement, et de Monsieur Michel Neyens, Président de la Caisse Nationale des Prestations Familiales du Grand-Duché de Luxembourg, qui m'ont également apporté un soutien actif à l'occasion de l'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants.

J'ai eu la chance pendant trois années d'être boursière du Fond National de la Recherche (FNR) du Grand-Duché de Luxembourg. J'ai par ailleurs bénéficié de la formation mise en place par l'école doctorale Sciences Juridiques, Politiques, Economiques et de Gestion de l'Université Nancy 2, et notamment des enseignements en méthodes statistiques.

Mes remerciements s'adressent aussi à Messieurs Gaston Schaber et Georges Schroeder, présidents successifs du CEPS/INSTEAD, et Messieurs Pierre Hausman,

directeur du centre, et Frédéric Berger, responsable de l'Unité de Recherche Population et Emploi, pour m'avoir intégrée au Centre, pour la confiance qu'ils m'ont témoignée et pour m'avoir permis d'achever la thèse dans de si bonnes conditions. J'exprime mes sincères remerciements à tous mes collègues de l'Unité de Recherche Population et Emploi pour m'avoir fait bénéficier d'un environnement de travail propice à la réalisation de la thèse, ainsi que pour leur soutien amical tout au long de ces années (en particulier Anne, Blandine, Fred, Jacques, Lucile et Mireille). Je tiens aussi à remercier l'équipe de production de données du CEPS/INSTEAD, et tout particulièrement Maxime Di Blasi, Nadine Friob, Eric Guastali, Monique Pels et Anne Villeret, pour l'aide apportée à l'occasion de l'enquête, ainsi que les responsables des structures d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg qui ont accepté de participer à cette enquête. Merci également à Begoña Levices, responsable du centre de documentation du CEPS/INSTEAD, pour son aide efficace lors de la recherche de documents, et à Marc Schneider, géographe au sein de l'Unité de Recherche Géode du CEPS/INSTEAD, pour avoir créé la base de données contenant les distances entre les communes luxembourgeoises.

Enfin, toutes mes pensées vont à mes proches, et tout particulièrement à mes parents et à Jérôme.

# Sommaire

## **Introduction**

### **Chapitre 1 La prise en compte de contraintes d'offre de garde d'enfants dans le cadre d'un modèle néoclassique standard d'offre de travail des mères de jeunes enfants**

Section 1 Le cadre d'analyse commun : le modèle néoclassique d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants

Section 2 La prise en compte, dans les modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, des contraintes d'offre de modes de garde formelle

Section 3 L'application à la garde d'enfants du modèle de rationnement discret avec règles de priorité

### **Chapitre 2 L'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de garde d'enfants : revue de littérature empirique**

Section 1 L'introduction de contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants

Section 2 L'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants : des mesures différentes selon les auteurs

Section 3 L'impact, dans la littérature, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants

### **Chapitre 3 Une analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs au moyen de modèles multiniveaux**

Section 1 Une analyse du rôle de la disponibilité locale des modes de garde collectifs à partir d'une base de données originale

Section 2 Une analyse au moyen d'un outil original de mesure de la disponibilité locale des modes de garde collectifs

- Section 3 Le choix du modèle et les variables retenues pour l'analyse
- Section 4 Une analyse multiniveaux de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs

## **Conclusion**

## **Bibliographie**

## **Annexes**

## **Table des matières**



# Introduction

L'incidence négative, sur l'offre de travail des femmes, de la présence de jeunes enfants est un résultat établi dans la littérature économique. Pour expliquer cette relation, les économistes soulignent que les enfants représentent des coûts, monétaires et en temps, qui pourraient décourager l'offre de travail des mères. La prise en charge, totale ou partielle, de ces coûts apparaît alors comme un moyen d'action pour les pouvoirs publics s'ils ont à coeur d'encourager l'emploi des mères de jeunes enfants. Forts de cette explication, dans le cadre de la Stratégie Européenne pour l'Emploi, les Etats-membres de l'Union Européenne se sont engagés à mettre en place une série de mesures en faveur de l'emploi des mères de jeunes enfants, parmi lesquelles le développement de l'offre de modes de garde d'enfants.

Au Luxembourg, le gouvernement, conscient de l'effet, désincitatif à l'emploi, de la présence d'enfants en bas âge, et soucieux d'y remédier, a entrepris, depuis une quinzaine d'années, une politique active en faveur du développement des capacités d'accueil de la petite enfance. Cette politique s'est manifestée par une augmentation importante du nombre de places dans les structures collectives publiques d'accueil de jeunes enfants : le nombre de places y a été multiplié par 3,5 entre 1992 et 2005<sup>1</sup>. En 2006, le Premier Ministre, Monsieur Jean-Claude Juncker, annonçait la volonté du gouvernement de poursuivre et d'intensifier les efforts entrepris au cours des années précédentes. Lors de la déclaration du gouvernement sur la situation économique, sociale et financière du pays, le Premier Ministre s'est en effet engagé à multiplier par 3,75 le nombre de places existantes dans les structures d'accueil de jeunes enfants

---

<sup>1</sup>Sources : Rapports d'activité du Ministère de la Famille et de l'Intégration du Grand-Duché de Luxembourg, 1993-2006.

entre 2006 et 2013, pour une dépense annuelle estimée à 230-250 millions d'euros<sup>2</sup>.

Dans un contexte budgétaire globalement resserré, une analyse de l'impact de l'effet, sur l'emploi des mères des jeunes enfants, du développement de l'offre des services d'accueil de jeunes enfants s'avère alors intéressante pour les pouvoirs publics au sens où les résultats obtenus pourraient apporter un éclairage sur l'opportunité d'une extension future de cette mesure, ou de son maintien, eu égard à son coût relativement élevé. La thèse vise ainsi à identifier l'effet, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de l'offre de services d'accueil de jeunes enfants.

Dans la littérature économique spécialisée, pour analyser l'offre de travail des mères de jeunes enfants, les auteurs (entre autres Heckman, 1974; Connelly, 1992; Michalopoulos *et al.*, 1992; Ribar, 1992, 1995; Averett *et al.*, 1997; Kimmel, 1998; Michalopoulos et Robins, 2002; Powell, 2002) utilisent un modèle néoclassique standard d'offre de travail, adapté pour tenir compte de la garde d'enfants. L'adaptation du modèle standard consiste à intégrer la nécessité, pour les parents, de faire garder leurs enfants pendant toute la durée où ils ne peuvent pas s'en occuper en raison de leur activité sur le marché du travail<sup>3</sup>. Dans ces modèles, les alternatives à la garde parentale sont la garde *formelle*, et, dans certains modèles, la garde *informelle*. La garde formelle désigne les modes de garde institutionnels : les structures collectives (publiques ou privées), les nourrices ou les assistantes maternelles ; la garde informelle, quant à elle, correspond à la garde fournie gratuitement, ou en échange de services non marchands, par l'entourage.

A l'exception de Blau et Robins (1988), qui se distinguent en ce qu'ils adoptent

---

<sup>2</sup>Plusieurs objectifs sont assignés à cette mesure de politique sociale tels que, notamment, réduire le risque de pauvreté monétaire des enfants et aider l'intégration des enfants étrangers ; mais notre intérêt ne porte ici que sur l'objectif en termes d'emploi des mères de jeunes enfants.

<sup>3</sup>Dans ces modèles, les possibilités, pour les parents, de travailler tout en s'occupant de leurs enfants, comme cela peut être le cas, par exemple, pour les commerçants, ne sont pas envisagées.

un modèle d'offre de travail familiale de type unitaire<sup>4</sup>, tous les auteurs modélisent uniquement l'offre de travail de la mère. En employant des modèles dans lesquels seule l'offre de travail de la mère est modélisée, ces auteurs-là considèrent que l'arbitrage entre le travail marchand et la garde d'enfants ne concerne que la mère. Les choix auxquels la mère est supposée faire face sont alors les suivants : soit elle décide de participer au marché du travail et elle a alors besoin de faire garder son(ses) enfant(s) pendant toute sa durée de travail, soit elle choisit de ne pas exercer d'activité professionnelle et s'occupe elle-même de son(ses) enfant(s). Ces auteurs ignorent ainsi l'existence d'un processus de co-décision en matière d'offre de travail des conjoints et en matière de garde d'enfants (et donc tout le processus de négociation préalable à ces choix)<sup>5</sup>. Pour justifier l'hypothèse d'exogénéité de l'offre de travail du conjoint à celle de la femme, Michalopoulos *et al.* (1992) avancent comme argument, fréquemment repris dans les études postérieures, que les décisions des conjoints en termes d'emploi répondent à une logique séquentielle au sens où la femme fait son choix d'offre de travail conditionnellement au choix de son conjoint.

Cette façon de considérer la manière dont se forment les décisions d'offre de travail au sein des couples pourrait être cohérente avec un schéma traditionnel d'organisation familiale mais elle est moins convaincante si l'on admet que, dans de nombreux couples, ce schéma est dépassé. Pour cette raison, l'hypothèse d'exogénéité de l'offre de travail du conjoint pourrait être une hypothèse forte. Cette limite nous semble cependant pouvoir être atténuée pour deux raisons. En premier lieu, pour les pays où perdure encore, au sein de nombreux couples, un partage sexué des rôles, comme cela peut être le cas pour les pays du Sud ou bien le Luxembourg,

---

<sup>4</sup>Dans les modèles d'offre de travail familiale de type unitaire, le ménage est considéré comme un agent unique, doté de sa propre fonction d'utilité. Cette fonction d'utilité dépend, entre autres, de la consommation totale de biens du ménage et du loisir de chaque membre du ménage. La maximisation de cette fonction d'utilité sous une contrainte budgétaire unique (la consommation et les revenus de chaque membre du ménage sont agrégés) donne les offres de travail de chacun des membres du ménage.

<sup>5</sup>Le modèle d'offre de travail familiale, de type unitaire, utilisé par Blau et Robins (1988) ne permet pas non plus d'étudier le processus de négociation au sein du couple. Le modèle unitaire occulte en effet les préférences individuelles de chacun des membres du ménage et, de ce fait, il ignore que ceux-ci peuvent avoir des comportements de type égoïste ou altruiste, ainsi que la négociation interne au ménage pouvant en résulter (cf. Chiappori, 1988, 1992).

le modèle d'offre de travail individuelle apparaît moins éloigné de la réalité comparativement à d'autres pays, tels que, par exemple la France ou les pays nordiques, réputés plus égalitaires en termes de répartition des rôles au sein du couple<sup>6</sup>. En second lieu, la non prise en compte du rôle du conjoint dans la garde d'enfants est une limite amoindrie lorsque la garde informelle est introduite dans le modèle car l'intervention du conjoint dans la garde d'enfants, si elle n'est pas explicitement analysée, peut être prise en compte implicitement via la possibilité, pour les mères, de confier leur(s) enfant(s) à un mode de garde *informelle*, que constitue la garde par le conjoint.

Dans ces modèles d'offre de travail des mères de jeunes enfants, les auteurs supposent, de façon implicite, que les mères ont accès aux modes de garde demandés. Les mères sont en effet toutes supposées pouvoir confier leurs enfants à un mode de garde informelle<sup>7</sup> et elles sont également supposées pouvoir faire appel à un mode de garde formelle si elles le demandent. Dans ces modèles, l'existence de contraintes liées à l'offre de modes de garde formelle n'est pas envisagée.

D'avantage en conformité avec la réalité, d'autres auteurs (notamment Gustaffson et Stafford, 1992; Van Dijk et Siegers, 1996; Kreyenfeld et Hank, 2000; Van Ham et Büchel, 2006; Wrohlich, 2006; Del Boca et Vuri, 2007) abandonnent, au contraire, l'hypothèse selon laquelle les parents ont accès sans entrave aux modes de garde demandés. Ces auteurs conservent le même cadre théorique que les autres auteurs mais ils se distinguent en postulant l'existence d'un *problème de rationnement*— qui concerne, faute de données disponibles, les modes de garde collectifs. Le rationnement est défini, pour ce qui concerne le secteur public, par le fait que, au tarif en vigueur, le nombre de places offertes est inférieur au nombre de places demandées. L'existence d'un problème de rationnement est alors supposée avoir un effet négatif sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants puisque les possibilités, pour les mères, de confier leur(s) enfant(s) à un mode de garde collectif pendant qu'elles

---

<sup>6</sup>Cf. Thévenon (1999), Meulders et O'Dorchai (2002) ou Périvier (2004) pour une analyse des modèles d'emploi en Europe.

<sup>7</sup>Cette hypothèse est traditionnellement posée depuis le célèbre article de Heckman (1974). Elle est discutable car certaines familles sont plus ou moins isolées que d'autres et pourraient, de ce fait, avoir moins de possibilités de recours à l'aide informelle. Ce peut être le cas par exemple de familles étrangères récemment installées dans le pays.

travaillent sont restreintes ; la garde informelle, substitut plus ou moins parfait, est supposée réduire cet effet désincitatif.

Cette thèse s'inscrit dans ce deuxième groupe de travaux et elle le complète en proposant une réflexion sur la façon de définir les contraintes liées à l'offre de modes de garde collectifs. Cette réflexion aboutit à poser les termes d'une problématique originale, qui consiste à considérer que les mères appartiennent à des groupes relativement homogènes au regard de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. Ces groupes sont définis par le fait que les mères faisant partie d'un groupe sont celles qui à la fois habitent dans la même localité et ont les mêmes chances d'obtenir la ou les places demandées. En effet, compte tenu de l'existence de règles de priorité dans les structures collectives, nous supposons que les mères qui partagent les mêmes caractéristiques au regard de ces règles et qui habitent à proximité les unes des autres (et sont donc à égales distances des structures collectives situées aux alentours) font face au même environnement en termes d'offre de places dans les structures collectives et de demande : pour les femmes d'un même groupe, les chances de voir leur demande satisfaite sont donc similaires. Les similitudes entre les mères d'un même groupe créent ainsi une dépendance qui nous amène à renoncer aux modèles économétriques classiques au profit de modèles multiniveaux, qui, eux, autorisent l'absence d'indépendance des observations.

Adoptant cette problématique, et afin de répondre à la question du rôle de l'offre de services d'accueil de jeunes enfants sur l'offre de travail des mères, la thèse est organisée autour de trois chapitres. Le **premier chapitre** présente une analyse théorique sur la façon de définir les contraintes d'offre de modes de garde d'enfants. Cette réflexion est menée à partir de l'analyse critique de la littérature relative aux modèles d'offre de travail des mères de jeunes enfants qui intègrent les contraintes d'offre de garde formelle. Avant tout, sont soulignées les principales caractéristiques du cadre théorique commun aux auteurs. Puis la façon dont les auteurs appréhendent, dans ce cadre théorique commun, les contraintes d'offre de services de garde d'enfants est analysée. Au terme de cette synthèse, nous proposons une application originale du modèle de rationnement discret avec règles de priorité (Moulin, 2001) à la garde d'enfants. Cette application permet de mettre en lumière les déterminants spécifiques

du rationnement individuel en garde formelle et souligne que, en conservant le cadre classique d'analyse, compte tenu des spécificités de la garde formelle, il n'est pas possible de déterminer qui est rationnée et qui ne l'est pas. Ce constat nous amène alors à privilégier une analyse en termes de disponibilité locale des modes de garde formelle ; la disponibilité est définie à partir des chances, pour les mères, d'obtenir la ou les places demandées, compte tenu de l'offre et de la demande locales, des règles de priorité, et de la proximité des structures d'accueil vis-à-vis de leur domicile.

Une revue de littérature empirique est ensuite réalisée dans le **deuxième chapitre**. Son objectif est double. Il s'agit, d'une part, de déterminer comment les auteurs mesurent les contraintes liées à l'offre de garde formelle, en confrontant la mesure empirique de ces contraintes avec la définition théorique, et, d'autre part, d'examiner les modèles utilisés par les auteurs, ainsi que les résultats obtenus.

Outre leur intérêt en termes d'apport de connaissances, les enseignements de cette synthèse critique de littérature empirique permettent d'amorcer la mise en évidence des apports méthodologique et empirique de la thèse présentés dans le troisième et dernier chapitre. Ce **troisième chapitre** présente notre analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Notre analyse se distingue des travaux empiriques de la littérature spécialisée sous trois aspects principaux. Le premier élément de différenciation concerne l'usage d'une base de données originale, associant des données existantes – les données du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, et des données administratives – à des données collectées auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg dans le cadre d'une enquête *ad hoc*. Le second élément de différenciation réside en la mise en oeuvre d'un indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants conforme à la définition théorique à laquelle nous sommes parvenue dans le premier chapitre. Enfin, le dernier élément de différenciation tient à l'emploi de modèles multiniveaux, spécifiquement adaptés à notre problématique.

Les résultats de notre analyse empirique mettent en exergue l'impact significatif et positif, sur la probabilité des mères de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Une fois prise en compte la dépendance des observations, avec une technique spécifiquement adaptée, la disponibilité locale des modes de garde exerce donc un effet positif sur la participation des mères de jeunes enfants

au marché du travail.

La **conclusion générale** souligne les principaux résultats obtenus dans la thèse et dresse des pistes pour des analyses futures.





# Chapitre 1

## La prise en compte de contraintes d'offre de garde d'enfants dans le cadre d'un modèle néoclassique standard d'offre de travail des mères de jeunes enfants

Les analyses du rôle exercé par les contraintes d'offre de garde formelle sont menées dans le cadre néoclassique standard d'un modèle d'offre de travail individuelle appliqué aux mères de jeunes enfants<sup>1</sup>. L'introduction de la garde d'enfants dans le modèle standard d'offre de travail individuelle trouve ses fondements théoriques dans les modèles de production domestique (Becker, 1965; Gronau, 1977) et les travaux relatifs à la qualité de l'enfant (Becker et Lewis, 1973). En l'occurrence, dans les modèles d'offre de travail adaptés au cas des mères de jeunes enfants, les mères sont supposées retirer de la satisfaction non seulement de la consommation de biens

---

<sup>1</sup>Bien que les modèles concernent les femmes en couple, l'offre de travail du conjoint est supposé exogène à celle de la mère. La mère est ainsi considérée comme étant la seule personne au sein du ménage qui prend les décisions en termes de garde d'enfants.

et de loisir, mais également de la qualité de leur enfant<sup>2</sup>. La garde d'enfants est introduite sous la forme d'un service intermédiaire, input de la fonction de production de qualité de l'enfant ; ce service peut être produit au sein de la sphère domestique, au moyen du temps de loisir de la mère, et/ou acquis sur le marché ; elle ne concerne que le plus jeune enfant de la famille.

Dans ces modèles, les mères ont le choix entre travailler et confier leur enfant à un mode de garde extérieur, ou bien ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leur enfant. La garde maternelle a pour alternative la garde formelle, et, dans certains cas, la garde informelle<sup>3</sup>. Les auteurs étudiés ici considèrent, dans ce cadre théorique, l'existence de contraintes d'offre de services de garde d'enfants ; ces contraintes témoignent d'une situation de rationnement, c'est-à-dire d'une situation où, au tarif en vigueur, l'offre de services de garde d'enfants s'avère insuffisante pour satisfaire l'ensemble de la demande. Ces contraintes d'offre, parce qu'elles réduisent les possibilités de recours à la garde formelle, sont supposées exercer un effet désincitatif sur l'offre de travail des mères. Les auteurs se distinguent les uns des autres par la façon dont ils introduisent, dans le cadre théorique commun des modèles standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants, l'existence de contraintes liées à l'offre de services de garde formelle.

---

<sup>2</sup>Dans les modèles étudiés ici, le nombre d'enfants est supposé exogène ; le choix du nombre d'enfants (et l'arbitrage entre qualité et quantité de l'enfant) est donc laissé de côté. L'hypothèse de quantité fixe du nombre d'enfants revient à ignorer les décisions liées à la fertilité. Cette hypothèse est cohérente avec le cadre statique de ces modèles au sens où celui-ci n'est pas adapté pour modéliser, de façon satisfaisante, les décisions relatives à la fécondité, qui sont des décisions ayant une dimension temporelle.

<sup>3</sup>Le critère de prix utilisé pour définir la garde formelle en opposition à la garde informelle pourrait, dans certains cas, ne pas être adapté à la réalité. En effet, comme le fait remarquer Wrohlich (2006), il serait plus exact de définir la garde formelle comme l'ensemble des modes de garde institutionnels, plutôt que comme l'ensemble des modes de garde payants. En l'occurrence, dans les structures collectives subventionnées, la prise en charge des frais de garde peut, dans certains cas (pour les familles les plus modestes), rendre gratuite la garde dans ce type de structures, alors qu'il s'agit bien de garde formelle. Au contraire, la garde informelle, quant à elle, peut être payante dans certains cas (cas d'une nourrice employée au noir). Mais les données existantes ne renseignent généralement pas sur le caractère payant ou non de la garde informelle. Ainsi, parce que les éventuels échanges marchands auxquels la garde informelle peut donner lieu sont inobservés, la garde informelle est, dans les études, considérée comme étant gratuite.

La façon dont sont intégrées les contraintes d'offre de services de garde formelle dans le cadre standard du modèle d'offre de travail des mères de jeunes enfants est, dans ce premier chapitre, au coeur de nos préoccupations. A la lumière des enseignements tirés de cette synthèse critique, nous présentons ensuite la démarche que nous avons mise au point pour tenir compte des contraintes d'offre de services de garde formelle. Au préalable, nous présentons, de façon succincte, le cadre théorique des modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, que partagent tous les auteurs.

## **1.1 Le cadre d'analyse commun : le modèle néoclassique d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants**

Cette section vise à décrire de façon concise le cadre théorique commun à partir duquel les auteurs analysent l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, du rationnement en services de garde d'enfants. Pour cela, nous présentons ici les principales caractéristiques des modèles d'offre de travail des mères de jeunes enfants et de choix du mode de garde, c'est-à-dire la description de la relation entre ces deux décisions et leurs déterminants respectifs<sup>4</sup>.

Notre présentation est structurée selon que la garde informelle est ou non prise en compte dans les modèles. Cette caractéristique est importante car lorsque la garde informelle n'est pas intégrée au modèle, ce dernier offre une vision simplifiée des choix auxquels les mères font face et, pour cette raison, il pourrait conduire à une interprétation erronée de l'impact, sur l'offre de travail des mères, du rationnement en garde formelle.

### **1.1.1 Modèles où la garde informelle n'est pas prise en compte**

Parmi la littérature spécialisée, les analyses de Stolzenberg et Waite (1984), Gustaffson et Stafford (1992), Merkle (1993), Van Dijk et Siegers (1996) et Van Ham

---

<sup>4</sup>Pour une synthèse critique détaillée des modèles théoriques d'offre de travail des mères de jeunes enfants, voir Perraudin et Pucci (2007).

et Büchel (2006) ont en commun d'être fondées sur un cadre théorique qui ignore les possibilités de garde informelle<sup>5</sup>.

Ce paragraphe présente, de façon synthétique, comment, dans ce cadre, les mères forment leurs choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants. En premier, les divers arguments de la fonction d'utilité de la mère sont successivement examinés. Puis, c'est au tour des contraintes de temps et de budget d'être présentées. Enfin, les principaux enseignements de ce modèle d'offre de travail et de garde d'enfants sont soulignés.

#### 1.1.1.1 Les arguments de la fonction d'utilité de la mère

Dans la majorité des analyses, l'utilité de la mère<sup>6</sup> est supposée dépendre du loisir (noté  $L$ ), d'un bien composite autre que la garde d'enfants (noté  $C$ ) et d'un troisième argument, qui, selon les auteurs, désigne la qualité de l'enfant ou la qualité de la garde d'enfants (noté  $Q$ ). La fonction d'utilité<sup>7</sup> de la mère est supposée s'écrire de la façon suivante :  $U = U(C, L, Q)$ .

En revanche, dans les modèles de Gustaffson et Stafford (1992), ainsi que de Merkle (1993), le temps de loisir de la mère n'apparaît pas directement dans la fonction d'utilité : comme nous allons le voir, c'est un input de la fonction de production du bien de consommation et de la fonction de production de qualité de la garde de l'enfant. Chez ces auteurs, la fonction d'utilité de la mère s'écrit donc :  $U = U(C, Q)$ .

Les différents arguments de la fonction d'utilité de la mère sont tour à tour définis ci-dessous.

---

<sup>5</sup>Les auteurs ne décrivent pas toujours de façon explicite les modèles théoriques qu'ils utilisent. En l'occurrence, seuls Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993) présentent de façon détaillée (et formelle) le modèle utilisé ; les autres auteurs se contentent d'une présentation succincte et littéraire.

<sup>6</sup>La mère est dotée d'une relation de préférence ayant les propriétés habituelles (complète, transitive, continue, monotone et strictement convexe).

<sup>7</sup>La fonction d'utilité est supposée avoir les propriétés habituelles (elle est continue, croissante et quasi-concave).

### *Le loisir*

Le loisir est défini comme le temps de la mère qui n'est pas employé sur le marché du travail : le loisir comprend donc, entre autres, le temps que la mère consacre à son enfant<sup>8</sup>. Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993), eux, se distinguent de la façon suivante. Ces auteurs font explicitement la différence entre le temps consacré à la garde d'enfants et le temps alloué aux autres activités domestiques : ce sont ainsi deux usages du temps distincts.

### *La consommation*

La consommation désigne la consommation d'un bien composite qui exclut la garde d'enfants (parce que celle-ci est au coeur de l'analyse, elle fait l'objet d'un traitement séparé). Dans le cas particulier des modèles de Gustaffson et Stafford (1992) et dans celui de Merkle (1993), le bien composite peut être acquis sur le marché et/ou produit au sein de la sphère domestique (grâce au temps que la mère consacre aux tâches domestiques). Les inputs de production du bien composite sont supposés être le temps que la mère passe aux tâches domestiques ( $h_d$ ), un bien marchand intermédiaire ( $X$ ), ainsi que, pour Merkle, un vecteur ( $\vartheta$ ) de caractéristiques exogènes supposées rendre compte de la technologie de production. La fonction de production du bien composite peut ainsi s'écrire de la façon suivante :  $C = C(X, h_d, \vartheta)$ .

Les autres auteurs, eux, ignorent la production domestique, dont le résultat pourrait être en tout ou partie substituable au bien composite marchand.

### *La qualité de la garde d'enfant*

Dans tous les modèles présentés ici, à l'exception de celui de Gustaffson et Stafford (1992), la qualité de l'enfant se résume en fait à la qualité de la garde qu'il reçoit, ce qui peut se comprendre puisque le choix du mode de garde est au centre de ces modèles. La qualité de la garde est supposée dépendre de la durée de garde formelle, de la durée de garde maternelle et d'un vecteur de caractéristiques, différentes selon les auteurs, supposées exogènes aux décisions d'offre de travail et de

---

<sup>8</sup>L'hypothèse adoptée par tous les auteurs est que la famille n'a besoin de faire garder qu'un seul enfant ; il s'agit du plus jeune lorsque la famille compte plusieurs enfants.

garde d'enfants<sup>9</sup>. Certains auteurs ajoutent, parmi cet ensemble de caractéristiques exogènes, une mesure de l'adéquation entre l'offre de garde formelle et la demande. Comme nous le verrons par la suite, c'est de cette façon qu'est prise en compte, dans leur modèle, l'éventualité d'un rationnement en modes de garde formels. Pour tous les auteurs, hormis Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993) comme nous allons le voir, la qualité de la garde d'enfants s'écrit donc de la façon suivante :

$$Q = Q(L, h, \theta) \tag{1.1}$$

où  $Q$  est la qualité de la garde,  $L$  est le loisir de la mère (qui correspond au temps de garde maternelle),  $h$  est la durée de travail de la mère (puisque, dans ces modèles, la durée de travail de la mère est égale à la durée de garde formelle), et  $\theta$  est un vecteur de caractéristiques supposées affecter la production de la qualité de la garde de l'enfant.

Chez Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993), puisque le temps que la mère consacre à son enfant ( $h_m$ ) est explicitement distingué du temps qu'elle consacre aux autres activités domestiques ( $h_d$ ), il convient donc de remplacer, dans l'expression ci-dessus, le temps de loisir par le temps de garde maternelle, soit :

---

<sup>9</sup>Dans les analyses de l'offre de travail des mères de jeunes enfants portant sur les E-U, les auteurs intègrent, parmi ce vecteur de caractéristiques, un indicateur de la qualité de la garde formelle. Dans ces modèles, la qualité de la garde formelle est supposée exogène au choix d'offre de travail et de garde d'enfants de la mère : elle ne constitue donc pas une variable de choix. Cet élément distingue les modèles des auteurs dont il est question ici des modèles des auteurs qui étudient l'impact du coût de la garde d'enfants. En effet, dans ces modèles-ci, les familles sont supposées être face à un continuum de qualités de garde formelle et le coût de la garde formelle est supposé être fonction de sa qualité : via le choix de la qualité de la garde formelle, les familles sont donc en mesure de choisir le coût de la garde formelle. Par exemple, en choisissant une garde formelle de faible qualité, le coût de la garde formelle peut être réduit. Ces deux hypothèses (l'existence d'un continuum de qualités de garde formelle et le coût de la garde formelle fonction de sa qualité), bien adaptées à la situation des E-U, ne sont pas posées par les auteurs étudiés ici. Les arguments généralement mis en avant sont les suivants : dans les pays sur lesquels portent les analyses (les pays d'Europe continentale pour la plupart), d'une part, compte tenu des normes imposées par la réglementation, la qualité de la garde formelle peut être considérée comme étant homogène et, d'autre part, les tarifs des modes de garde ne sont pas libres ; il n'apparaît donc pas réaliste de supposer qu'il existe une multitude de qualités différentes de garde formelle, ni de supposer que les familles déterminent le coût de la garde d'enfants.

$$Q = Q(h_m, h, \theta) \tag{1.2}$$

Il s'agit maintenant de décrire les contraintes auxquelles la mère fait face.

### 1.1.1.2 Les contraintes de la mère

La mère effectue son choix d'offre de travail et de garde d'enfants dans un environnement lui imposant des contraintes. Ces contraintes sont de deux ordres : une contrainte de temps et une contrainte de budget.

#### *La contrainte de temps*

La contrainte de temps stipule comment la mère partage son temps entre le loisir et le travail. A l'exception de Gustaffson et Stafford (1992) et de Merkle (1993), les auteurs opposent le temps que la mère passe sur le marché du travail au temps consacré au loisir (défini comme incluant les activités domestiques, parmi lesquelles le temps consacré à la garde d'enfants)<sup>10</sup>. En reprenant les notations utilisées jusqu'à présent, et en notant  $T$  le temps total de la mère, la contrainte de temps de la mère s'écrit ici de la façon suivante :

$$L + h = T \tag{1.3}$$

La seule alternative à la garde non maternelle est ici la garde formelle : lorsque la mère décide de travailler, elle a donc besoin de faire garder son enfant pendant toute la durée où elle ne peut pas s'en occuper en raison de son activité sur le marché du travail.

Dans les modèles de Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993), le temps consacré à la garde d'enfants et le temps consacré aux autres activités domestiques étant explicitement distingués, la contrainte de temps de la mère s'écrit donc de la façon suivante :

$$h_m + h_d + h = T \tag{1.4}$$

---

<sup>10</sup>Dans les modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, la possibilité, pour une mère, de travailler tout en s'occupant de son enfant est exclue.

Dans le modèle de Gustaffson et Stafford, tout comme dans celui de Merkle, dès lors que la mère est occupée par son activité professionnelle ou par des tâches domestiques, elle a besoin de faire garder son enfant.

En distinguant de la sorte les différents emplois que les mères peuvent faire de leur temps, les modèles de Gustaffson et Stafford (1992) et de Merkle (1993) autorisent l'analyse des différents ajustements auxquels ces femmes procèdent en réponse à une modification de leur environnement telle que, par exemple, une variation du taux de salaire. Les modèles de ces auteurs permettent en effet de bien distinguer les effets, sur les choix d'offre de travail et de garde d'enfants, d'une modification de la productivité de la garde maternelle et d'une modification de la productivité de la mère dans les activités domestiques. Cependant, en dépit de cet avantage, force est de constater qu'ils sont les seuls auteurs à adopter un découpage aussi fin du temps total de la mère, alors que leurs travaux sont antérieurs à la plupart des auteurs dont il est question ici.

Pour expliquer cette différence entre les auteurs, nous pouvons avancer deux explications. Une première explication pourrait être la complexité accrue d'un modèle distinguant finement les différentes allocations du temps de la mère ; cette complexité a un coût qui semble être faiblement compensé par le gain en termes de prédictions relatives aux décisions d'offre de travail et de garde d'enfants (cf. Gronau, 1986). En effet, un modèle plus simple, où le temps total de l'individu est supposé se partager entre une activité sur le marché du travail et le loisir, permet de décrire les principaux mécanismes en oeuvre dans les décisions d'offre de travail et de garde d'enfants.

Une deuxième explication pourrait être la difficulté à définir précisément le temps consacré à la garde d'enfants et le temps consacré à d'autres tâches domestiques. Dans la réalité, ces deux types d'activités sont en effet souvent imbriqués étroitement et parfois mêmes réalisés simultanément, de sorte que les distinguer peut être une tâche difficile et artificielle. En outre, en précisant comme ils le font de quelle façon se partage le temps de loisir des mères, Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993) font l'hypothèse que lorsque les mères ne travaillent pas, elles s'occupent de leurs enfants et/ou se consacrent aux autres tâches domestiques. Cette vision de l'emploi du temps des mères nous semble quelque peu extrême : elle ne permet pas de rendre compte de la diversité du temps que les mères consacrent à des activités



personnelles (supposé uniformément nul).

### *La contrainte de budget*

Les revenus de la mère sont constitués de la somme de ses revenus du travail et de ses revenus externes, qui intègrent ses revenus de transferts sociaux et les revenus du ménage dans lequel elle vit (les revenus de son conjoint et les revenus de transferts de son ménage<sup>11</sup>). Les dépenses de la mère sont limitées à l'acquisition d'un bien composite<sup>12</sup>, et de la garde formelle. Le coût de la garde formelle est supposé exogène à l'offre de travail de la mère<sup>13</sup>. La contrainte budgétaire s'exprime donc de la façon suivante :

$$C = Y + (w - p_f)h \quad (1.5)$$

où  $Y$  désigne tous les revenus de la mère hormis ses revenus du travail,  $w$  est le taux de salaire,  $p_f$  est le prix de la garde formelle, et  $h$  est son temps de travail.

Dans les modèles de Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993), la contrainte budgétaire de la mère est quelque peu différente puisque ce sont les dépenses occasionnées par l'acquisition du bien marchand intermédiaire, input de la fonction de production du bien de consommation final, qui apparaissent. En conservant les mêmes notations, la contrainte budgétaire de la mère s'écrit donc, dans ces deux modèles, de la façon suivante<sup>14</sup> :

$$X = Y + (w - p_f)h \quad (1.6)$$

---

<sup>11</sup>Les revenus du patrimoine sont ignorés. Le cadre statique adopté par les auteurs exclut toute prise en compte de phénomènes d'épargne ou d'emprunt.

<sup>12</sup>Le prix du bien composite est normalisé à l'unité, sans perte de généralité.

<sup>13</sup>Cette hypothèse est une hypothèse simplificatrice : le coût de la garde formelle peut en effet varier selon les caractéristiques des familles, et notamment selon le revenu total de la famille, qui intègre donc le revenu tiré de l'activité professionnelle de la mère. Lors de leur application empirique, les auteurs, pour la plupart, tiennent compte du fait que toutes les familles pourraient ne pas être confrontées à un tarif identique de la garde formelle.

<sup>14</sup>Le prix du bien intermédiaire  $X$  est supposé égal à l'unité.

Nous présentons maintenant les principaux enseignements de ces modèles d'offre de travail et de garde d'enfants.

### 1.1.1.3 Les principaux enseignements de ce type de modèles

Dans le type de modèles présentés ici, les choix de la mère sont supposés être les suivants : soit elle décide de travailler et elle a alors besoin de faire appel à un service de garde formelle pendant toute la durée où elle travaille, soit elle décide de ne pas travailler et s'occupe elle-même de son enfant. La seule alternative à la garde maternelle est la garde formelle. Ce cadre théorique est certes simplifié par rapport à la réalité, ne serait-ce que parce que l'aide apportée par les membres de la famille, tels que les grands-parents, ou les membres de l'entourage, à titre gratuit ou en échange de services non marchands, est ignorée, mais il permet tout de même de mettre en lumière les déterminants des décisions d'offre de travail et de garde d'enfants, ainsi que les mécanismes en oeuvre.

Les modèles décrits ici suggèrent ainsi d'ajouter le prix de la garde formelle et les caractéristiques exogènes supposées affecter la production de qualité de la garde d'enfants aux déterminants traditionnels<sup>15</sup> du modèle standard d'offre de travail individuelle (tels que les déterminants des préférences, le taux de salaire et les revenus du ménage). Les enseignements suivants sont mis en lumière :

- (i) à l'instar du modèle standard d'offre de travail individuelle, le **salaire de réserve**, qui détermine la condition de participation au marché du travail, est égal au taux marginal de substitution entre le loisir et la consommation et au prix de la garde formelle. Une mère décidera de travailler si le salaire obtenu lui permet de financer les dépenses de garde d'enfants et la consommation couvrant la réduction de l'utilité due au renoncement de son temps de loisir<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup>Cf. Killingsworth et Heckman (1986).

<sup>16</sup>L'utilité marginale du loisir (le numérateur du taux marginal de substitution) ne s'interprète pas de la même façon que dans le modèle standard d'offre de travail : en effet, puisque le temps de garde maternelle est intégré au temps de loisir, l'utilité marginale du loisir mesure ici l'accroissement de satisfaction que la mère obtient en allouant une unité supplémentaire de son temps à une combinaison de temps consacré à la garde de son enfant et de temps consacré aux autres activités non marchandes.

- (ii) dans les modèles de Gustaffson et Stafford (1992) et de Merkle (1993), où le temps de loisir de la mère n'apparaît pas comme un tout mais est distingué selon qu'il est consacré à la garde de l'enfant ou bien aux autres tâches domestiques, la condition de participation au marché du travail s'exprime différemment. En l'occurrence, le salaire de réserve est égal à la somme du prix de la garde formelle et du taux marginal de substitution entre la qualité de l'enfant et la consommation (ou utilité marginale de la qualité relativement à la consommation), multiplié par la différence entre la productivité marginale de la garde maternelle et la productivité marginale de la mère dans la production domestique.
- (iii) une augmentation du prix de la garde formelle a pour effet d'accroître le salaire de réserve ; l'impact, sur la participation au marché du travail, d'une hausse du prix de la garde formelle est donc supposé négatif.
- (iv) l'impact, sur le nombre d'heures de travail, d'une augmentation du prix de la garde formelle (équivalente à une réduction du salaire net des frais de garde d'enfants) est a priori indéterminé puisque l'effet de substitution, négatif, compense l'effet revenu, positif. Mais en admettant que l'effet de substitution domine l'effet revenu (hypothèse généralement posée dans le cas d'une augmentation du taux de salaire), une hausse du prix de la garde formelle est alors supposée avoir un effet négatif sur le nombre d'heures travaillées.

Les modèles décrits dans ce paragraphe constituent une simplification des choix auxquels les mères de jeunes enfants font face, et ce parce que les possibilités de recours à l'aide informelle sont ignorées. Le risque est alors d'aboutir à des conclusions erronées quant aux choix des mères. En effet, comme le souligne Blau (2001a), avec un modèle qui ignore l'aide informelle, l'impact, sur l'offre de travail de certaines mères, du coût de la garde d'enfants pourrait être surestimé : cet impact est nul pour les femmes qui confient leur enfant à un mode de garde informelle ; il est limité pour les femmes qui combinent garde formelle et informelle. Par analogie, dans le cadre d'une analyse de l'effet du rationnement en modes de garde formelle (effet dont la mise en évidence est au coeur de nos préoccupations), le risque pourrait être de mal apprécier l'impact, sur l'offre de travail de certaines mères, de ces contraintes : cet impact pourrait en effet être différent selon que les mères ont accès ou non à un

mode de garde informelle.

Afin de décrire au mieux les choix d’offre de travail et de modes de garde d’enfants auxquels les mères font face, il apparaît alors nécessaire de considérer les possibilités de recours à la garde informelle. Les modèles qui intègrent l’aide informelle sont présentés dans le paragraphe suivant.

### 1.1.2 La prise en compte de la garde informelle dans les modèles d’offre de travail des mères et de garde d’enfants

Les modèles d’offre de travail des mères et de garde d’enfants sur lesquels sont fondées les analyses de Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Chiuri (2004), Choné *et al.* (2004), Guillot (2004), Simonsen (2006), Wetzels (2005), Wrohlich (2006), ou encore Del Boca et Vuri (2007) reprennent le cadre général présenté précédemment et le complètent en intégrant la garde informelle<sup>17</sup>. Nous nous contentons donc ici de mettre en évidence les particularités de ce type de modèles, et plus précisément comment y sont intégrées les possibilités de recours à l’aide informelle.

Dans la majorité de ces analyses, à l’instar des modèles précédents, l’utilité de la mère est supposée dépendre d’un bien composite (qui exclut la garde d’enfants), du loisir et de la qualité de la garde d’enfants, soit :  $U = U(C, L, Q)$ . Hormis pour Del Boca (2002), le bien composite  $C$  ne peut être obtenu que sur le marché (i.e. les possibilités de production domestique de ce bien ne sont pas prises en compte, ce que fait en revanche Del Boca, 2002). La qualité de la garde d’enfants est supposée être une fonction des temps de garde maternelle ( $L$ ), formelle ( $h_f$ ) et informelle ( $h_{inf}$ ), ainsi que d’un vecteur de caractéristiques supposées affecter la qualité de la garde pour Guillot (2004), vecteur noté  $\theta$  comme précédemment. La qualité de la garde d’enfants est donc supposée s’exprimer de la façon suivante :

$$Q = Q(L, h_f, h_{inf}, \theta) \tag{1.7}$$

Wrohlich (2006), elle, distingue explicitement le temps que la mère alloue à la garde de son enfant (noté  $h_m$ ) du temps qu’elle consacre aux autres activités en

---

<sup>17</sup>Kreyenfeld et Hank (2000), Chiuri (2004), Simonsen (2006) ou encore Wetzels (2005) ne présentent pas de façon formelle le modèle théorique sur lequel est fondée leur analyse.

dehors du marché du travail (noté  $h_d$ )<sup>18</sup>. Il convient alors de remplacer, dans l'expression 1.7 ci-dessus,  $L$  par le temps de garde maternelle  $h_m$ , soit :

$$Q = Q(h_m, h_f, h_{inf}, \theta) \quad (1.8)$$

Del Boca (2002), Choné *et al.* (2004), Del Boca *et al.* (2005), Del Boca et Vuri (2007) se distinguent en ce que, dans leurs modèles, la qualité de la garde d'enfants n'est pas un argument de la fonction d'utilité de la mère. Autrement dit, les préférences de la mère sont supposées porter uniquement sur le loisir et la consommation d'un bien composite final. Cette hypothèse est à mettre en relation avec les données dont disposent les auteurs. En effet, l'absence de données sur le volume d'heures de garde ne permet pas d'intégrer au modèle, à la manière des auteurs présentés précédemment, les heures de garde formelle comme un déterminant de la qualité de la garde d'enfants. Comme l'expliquent Choné *et al.* (2004), un moyen de contourner cette difficulté est de faire l'hypothèse simplificatrice que les mères ont besoin de produire une certaine quantité de garde d'enfants, de quelque nature que ce soit (notée  $\bar{Q}$ )<sup>19</sup>. La fonction de production de la quantité de garde d'enfants peut s'écrire de la façon suivante :

$$\bar{Q} = Q(L, G, h_{inf}, \theta) \quad (1.9)$$

où  $G$  représente la quantité de garde formelle,  $\theta$  désigne un vecteur de caractéristiques exogènes supposées affecter la production de quantité de garde d'enfants. A partir de cette expression, les auteurs expriment la quantité de garde formelle de la façon suivante :

$$G = G(L, \bar{Q}, h_{inf}, \theta) \quad (1.10)$$

Dans les modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, les possibilités de garde

---

<sup>18</sup>Wrohlich (2006) rejoint en cela Gustaffson et Stafford (1992) et Merkle (1993). Mais, chez Wrohlich (2006),  $h_d$  n'est pas réduit au temps consacré aux tâches domestiques autres que la garde d'enfants : il intègre non seulement ce temps-ci mais également tout le temps consacré aux autres activités non marchandes.

<sup>19</sup>Cette quantité est supposée exogène à l'offre de travail et au choix du mode de garde d'enfants.

informelle sont donc introduites, selon les auteurs, via la fonction de production de qualité de la garde d'enfants ou via la fonction de quantité totale de garde d'enfants. Mais, comme l'explique Ribar (1992), en se contentant d'intégrer la garde informelle de cette façon, le modèle aboutirait à une solution où la demande de garde informelle serait infinie : il ne serait en effet jamais optimal pour une mère de choisir un autre mode de garde que la garde informelle puisque celle-ci est gratuite, et donc relativement plus avantageuse que la garde formelle (dont le prix est  $p_f$ ) et que la garde maternelle (dont le coût d'opportunité est égal à  $w$ ). Pour éviter cela, Ribar propose deux solutions :

- imposer une durée maximale à la garde informelle
- imposer un coût implicite à la garde informelle.

Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) optent pour la première solution, tandis que Guillot (2004), Choné *et al.* (2004) et Del Boca et Vuri (2007) optent pour le second choix, comme nous allons le voir<sup>20</sup>.

### 1.1.2.1 Deux façons différentes d'introduire les possibilités d'aide informelle

Pour éviter que la prise en compte, dans le modèle d'offre de travail des mères de jeunes enfants, des possibilités d'aide informelle n'aboutisse à conclure à une demande de garde informelle infinie, Ribar (1992) préconise deux solutions : limiter la quantité de garde informelle que peut obtenir la mère ou bien imposer un coût implicite à la garde informelle. Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) limitent la durée de garde formelle que la mère peut obtenir ; Guillot (2004), Choné *et al.* (2004) et Del Boca et Vuri (2007), eux, imposent un coût implicite à la garde informelle.

#### *L'introduction d'une durée maximale de la garde formelle*

Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) imposent une durée maximale à la durée de garde informelle que la mère peut obtenir. Concrètement, le nombre d'heures de garde informelle ne peut excéder une valeur donnée, soit :  $h_{inf} \leq \bar{h}_{inf}$ .

---

<sup>20</sup>Les informations données par les autres auteurs sont très succinctes ; elles ne nous permettent pas de les rattacher à l'un ou l'autre des deux groupes.

Cette contrainte permet de tenir compte de la contrainte de temps de la personne chargée de s'occuper de l'enfant : cela revient en effet à considérer que, de par ses autres activités, la personne qui offre l'aide informelle est limitée dans la quantité de temps qu'elle peut allouer à la garde de l'enfant.

Guillot (2004), Choné *et al.* (2004) et Del Boca et Vuri (2007), eux, choisissent d'imposer un coût implicite à la garde informelle.

### *L'introduction du coût implicite de la garde informelle*

Bien que, par définition, la garde informelle soit considérée comme étant gratuite, Guillot (2004), Choné *et al.* (2004) et Del Boca et Vuri (2007) lui attribuent un coût implicite, comme il est d'usage de le faire dans la littérature spécialisée sur l'offre de travail des mères et la garde d'enfants. Cela revient à tenir compte du fait que ce mode de garde, bien qu'il ne donne pas lieu à un échange monétaire, peut toutefois impliquer des coûts non monétaires<sup>21</sup>. Ces auteurs se distinguent toutefois par la façon dont est introduit, dans leur modèle, le coût implicite de la garde informelle. En l'occurrence, les auteurs procèdent de deux façons différentes.

La première façon, qui vient spontanément à l'esprit, consiste à introduire, dans la contrainte budgétaire, les dépenses de garde informelle ; ces dépenses sont définies comme étant le produit du prix implicite unitaire de la garde informelle (noté  $p_{inf}$ ) et de la quantité de garde informelle ( $h_{inf}$ ). Guillot (2004) et Del Boca et Vuri (2007) suivent cette démarche. Guillot précise que le prix implicite de la garde informelle correspond à la valeur des biens de consommation ou services que la mère est supposée transférer en retour. Dans ces modèles, la contrainte budgétaire prend alors la forme suivante :

$$C = Y + wh - p_{inf}h_{inf} - p_f h_f \quad (1.11)$$

où  $h_{inf}$  et  $h_f$  sont respectivement la durée de garde informelle et la durée de garde formelle,  $p_{inf}$  et  $p_f$  sont respectivement le prix implicite de la garde informelle et le

---

<sup>21</sup>Ce peut être le cas, par exemple, d'une mère qui confie son enfant à un membre de sa famille, sans le rémunérer ; en échange de ce service, il est possible que la mère rende des services à son tour à cette personne.

prix de la garde formelle<sup>22</sup>.

La deuxième façon consiste à intégrer directement le coût implicite de la garde informelle dans la fonction d'utilité de la mère. C'est le choix fait par Choné *et al.* (2004)<sup>23</sup>.

Concrètement, les auteurs introduisent, dans la fonction d'utilité de la mère, une variable indicatrice du recours à la garde formelle. L'hypothèse est que le recours à la garde formelle plutôt qu'à la garde informelle augmente la satisfaction de la mère. Dans ce modèle, la variable binaire relative au recours à la garde formelle (notée  $F$ ) est non seulement un argument de la fonction d'utilité, mais elle intervient également dans la contrainte budgétaire (croisée avec les dépenses de garde formelle), ainsi que dans la fonction de production de la qualité de l'enfant, c'est-à-dire :

$$\begin{cases} U = U(C, L, F) \\ C = Y + wh - F \times D(G) \\ G = G(L, \bar{Q}, \theta) \end{cases} \quad (1.12)$$

où  $D(G)$  représente les dépenses de garde formelle. Choné *et al.* (2004) ne disposent pas de données relatives à la durée de garde formelle de l'enfant ; ils ne peuvent ainsi pas faire le lien entre le coût de la garde formelle et la durée de garde formelle. Les auteurs font l'hypothèse que les dépenses de garde formelles dépendent directement de la durée de travail de la mère, ce qui explique pourquoi, dans la contrainte budgétaire, ce sont les dépenses globales de garde formelle ( $D(G)$ ) qui apparaissent, et non le produit du prix unitaire de la garde formelle ( $p_f$ ) et de la durée de garde formelle ( $h_f$ ).

---

<sup>22</sup>A l'instar des modèles précédents, le prix de la garde formelle est supposée exogène aux choix d'offre de travail des mères et de garde d'enfants.

<sup>23</sup>Ces auteurs suivent en cela la démarche de Ribar (1995). Contraint par les données à sa disposition, qui ne le renseignent pas sur la durée de garde des enfants, Ribar renonce à introduire le coût de la garde informelle dans la contrainte budgétaire de son modèle. Pour tenir compte néanmoins du coût implicite de la garde informelle, l'auteur considère que ce coût équivaut à une perte d'utilité pour la mère ; de ce fait, il peut être intégré directement à la fonction d'utilité de la mère. L'idée astucieuse de Ribar est alors d'introduire, dans la fonction d'utilité, une variable indicatrice du recours à la garde formelle, égale à 1 si la mère utilise la garde formelle et 0 si elle utilise la garde informelle : ainsi, le recours à l'aide informelle, plutôt qu'à la garde formelle, est source de désutilité pour la mère.



Comme nous l'avons vu, la façon dont est introduite la garde informelle diffère selon les auteurs. Nous allons voir maintenant qu'elle n'est pas neutre quant aux résultats qui peuvent être mis en évidence.

### **1.1.2.2 Les principaux enseignements des modèles où la garde informelle est prise en compte**

Les enseignements qui peuvent être tirés sont différents selon les modèles utilisés, ce qui résulte du traitement accordé à la garde informelle. En l'occurrence, selon le type de modèles utilisé par les auteurs, il leur est possible ou non de définir les prix de réserve de la garde formelle et de la garde informelle.

En effet, dans le cas où les auteurs affectent un coût implicite à la garde informelle et l'introduisent dans la contrainte budgétaire (Guillot, 2004; Del Boca et Vuri, 2007), la résolution du programme d'optimisation sous les contraintes de temps et de budget permet d'exprimer le salaire de réserve et les prix de réserve de la garde formelle et de la garde informelle, c'est-à-dire la condition de participation au marché du travail, la condition de recours à la garde formelle et la condition de recours à la garde informelle. Il n'en va pas de même pour le modèle de Choné *et al.* (2004). Puisque le coût unitaire de la garde formelle n'est pas explicité, il n'est pas possible de déduire le prix de réserve de la garde formelle (il n'est pas non plus possible de déterminer le prix de réserve de la garde informelle). Ce qui est en revanche possible, c'est de déterminer, de façon implicite, les dépenses de réserve du recours à la garde formelle.

Enfin, dans les modèles de Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006), la garde informelle est implicite : elle se déduit de la différence entre la durée de travail de la mère et la durée de garde formelle de l'enfant. Ce type de modèles se contente ainsi de mettre en évidence les conditions de recours à la garde formelle (le recours à la garde informelle en est déduit) ; il ne permet pas d'exprimer le prix de réserve de la garde informelle, ni mêmes les dépenses de réserve de la garde formelle. Mais, en procédant de cette façon, les modèles de Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) ont pour avantage de rendre possible la combinaison de garde formelle et de garde

informelle, ce qui n'est pas le cas dans les autres modèles<sup>24</sup>.

En plus des enseignements mis en évidence précédemment, la prise en compte de l'aide informelle souligne les deux points suivants :

- (i) une augmentation du taux marginal de substitution entre le loisir et la consommation ou une augmentation du taux marginal de substitution entre la qualité de la garde et la consommation tend à accroître le salaire de réserve et donc à réduire la participation au marché du travail
- (ii) le recours à la garde formelle augmente avec le taux marginal de substitution entre la qualité de la garde et la consommation et avec le coût implicite de la garde informelle (lorsque le coût implicite de la garde informelle est introduit dans la contrainte budgétaire)

En outre, ces modèles d'offre de travail et de garde d'enfants suggèrent d'ajouter, à la liste des déterminants des décisions d'offre de travail et du mode de garde d'enfants, des variables relatives à la disponibilité de ce mode de garde, ainsi que des variables relatives au coût implicite de la garde informelle<sup>25</sup>.

Comme nous l'avons vu au cours de cette section, les adaptations faites au modèle standard d'offre de travail individuelle afin de tenir compte de la garde d'enfants portent sur les aspects suivants : d'une part, la définition d'une fonction de production de qualité de la garde d'enfants ou de volume global de quantité de garde d'enfant selon les auteurs, et d'autre part, l'introduction, dans la contrainte budgétaire, du coût de la garde d'enfants. Ces modèles d'offre de travail et de garde d'enfants peuvent être classés en deux groupes. Le premier groupe de travaux a pour point commun d'ignorer la garde informelle. Pour cette raison, ce type de modèles ne permet pas d'analyser de façon satisfaisante le comportement d'emploi des mères car il ne prend pas en compte le fait que certaines mères peuvent confier gratuitement leurs enfants à des membres de leur entourage. Le deuxième groupe de

---

<sup>24</sup>Dans le modèle de Del Boca et Vuri (2007), la combinaison de la garde formelle et informelle est également possible. Les auteurs fixent des limites à la durée de travail de la mère, à la durée de garde formelle de façon à ce que la différence entre les deux soit positive : cette différence leur permet d'intégrer la possibilité de combiner les gardes formelle et informelle.

<sup>25</sup>Comme nous le verrons dans le chapitre suivant, faute de données disponibles, ces déterminants suggérés par les modèles théoriques sont difficiles à mettre en oeuvre concrètement.

travaux répond à cette critique : les mères y sont en effet supposées avoir le choix entre s'occuper elles-mêmes de leurs enfants, faire appel à la garde formelle ou bien se tourner vers la garde informelle.

Jusqu'à présent, nous n'avons pas fait mention d'éventuelles contraintes liées à l'offre de garde formelle. Nous expliquons maintenant de quelle manière les auteurs s'y sont pris pour tenir compte, dans ce cadre théorique, des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde formelle.

## **1.2 La prise en compte, dans les modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, des contraintes d'offre de modes de garde formelle**

Les auteurs présentés dans ce chapitre ont pour point commun de tenir compte, dans leur modèle, des contraintes que peut exercer une offre de modes de garde formelle en quantité insuffisante pour satisfaire la demande. L'intérêt accordé à ces contraintes n'est cependant pas le même selon les auteurs. En effet, pour Stolzenberg et Waite (1984), Merkle (1993), Chiuri (2004), Simonsen (2006), Van Ham et Büchel (2006), Wrohlich (2006) ou encore Del Boca et Vuri (2007), le rôle des contraintes liées à l'offre de modes de garde formelle est au coeur de leur analyse. Pour les autres auteurs (Gustaffson et Stafford, 1992; Van Dijk et Siegers, 1996; Kreyenfeld et Hank, 2000; Del Boca, 2002; Choné *et al.*, 2004; Guillot, 2004; Wetzels, 2005), la mise en évidence de l'impact, sur les décisions d'offre de travail et de garde d'enfants, des contraintes liées à l'offre de garde formelle n'est pas l'objet central de leur analyse, qui porte principalement sur le rôle du coût de la garde d'enfants<sup>26</sup>.

Hormis cet élément de différenciation, la manière dont les contraintes d'offre de services de garde formelle sont prises en compte nous permet également de distinguer

---

<sup>26</sup>Il nous semble que, pour ces auteurs-là, la prise en compte des contraintes liées à l'offre de garde formelle est motivée par des contraintes techniques : pour obtenir une estimation non biaisée de l'impact de la variable d'intérêt, il est nécessaire de ne pas omettre les facteurs explicatifs susceptibles d'être corrélés avec cette variable, ce qui est vraisemblablement le cas de l'offre de garde formelle, et donc des contraintes qu'elle peut représenter en cas de pénurie.

les auteurs entre eux. Plus précisément, la façon dont ces contraintes sont introduites dans les modèles correspond, de façon plus ou moins explicite, à des modalités différentes du rationnement, c'est-à-dire :

- le rationnement **global**, qui définit une situation où, au prix en vigueur, l'offre de modes de garde formelle est inférieure à la demande
- le rationnement **individuel**, qui renvoie à la situation d'un individu qui, bien que disposé à payer le tarif demandé, voit sa demande de garde formelle non satisfaite faute d'offre suffisante.

Ces différences relatives aux modalités du rationnement prises en compte par les auteurs servent de fil directeur à notre présentation. Nous commentons, dans le premier paragraphe, les travaux dans lesquels le rationnement est défini au niveau global, puis, dans le deuxième paragraphe, les travaux dans lesquels le rationnement est défini au niveau individuel.

### 1.2.1 Le rationnement global

Dans les modèles de Stolzenberg et Waite (1984), Van Dijk et Siegers (1996), Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Chiuri (2004), Choné *et al.* (2004), Guillot (2004), Simonsen (2006), Wetzels (2005) ou encore Van Ham et Büchel (2006), les contraintes d'offre de garde formelle sont traitées à la manière d'un effet externe négatif. Pour en tenir compte, les auteurs introduisent, dans la fonction de production domestique  $Q$ , un indicateur de l'adéquation, au sein d'une zone donnée, entre l'offre et la demande de garde formelle<sup>27</sup> : cet indicateur est supposé faire partie du vecteur  $\theta$  des caractéristiques exogènes affectant la production de qualité de garde d'enfants.

Del Boca (2002) approfondit un peu cet aspect de son modèle en décrivant sa façon de procéder. Dans le modèle de cet auteur<sup>28</sup>, la fonction d'utilité de la mère est supposée prendre la forme suivante :  $U = U(C, Q)$ , avec  $C$  le bien composite

---

<sup>27</sup>Il s'agit en l'occurrence d'un taux local d'équipement en garde formelle, calculé comme le rapport entre les capacités d'accueil et le nombre d'enfants d'un groupe d'âge donné. Comme nous l'expliquerons en détail dans le chapitre suivant, cette mesure est critiquable.

<sup>28</sup>Cf. voir le paragraphe 1.1.2 pour une description générale du cadre théorique.

marchand (qui exclut la garde d'enfants) et  $Q$  la quantité de garde d'enfants. La quantité de garde d'enfants  $Q$ , conditionnellement au nombre d'enfants ( $n$ ) que compte la famille, est supposée dépendre du temps de garde maternelle ( $h_m$ ), et d'un ensemble ( $\theta$ ) de caractéristiques exogènes :  $Q = Q(h_m, \theta; n)$ .

Del Boca postule que l'augmentation de la disponibilité de l'offre de garde formelle pourrait réduire la quantité de temps nécessaire à la mère pour obtenir un niveau donné de garde d'enfants. En reprenant les notations utilisées jusqu'à présent et en considérant  $\theta$  le vecteur de paramètres caractérisant  $Q$  lorsque la disponibilité locale de l'offre de garde formelle s'établit à un certain niveau, et  $\theta'$  le vecteur de paramètres correspondant lorsque la disponibilité est plus élevée, Del Boca postule que, pour  $h'_m < h_m$  et  $\forall n$ , les deux relations suivantes sont satisfaites :

$$Q(h_m, \theta'; n) > Q(h_m, \theta; n) \quad (1.13)$$

$$Q(h'_m, \theta'; n) = Q(h_m, \theta; n) \quad (1.14)$$

La première relation indique que, pour un nombre donné d'enfants  $n$  et pour le même input de temps de garde maternelle  $h_m$ , une quantité plus importante de garde d'enfants peut être produite lorsque la disponibilité de la garde formelle est plus importante. La deuxième relation stipule que, lorsque la disponibilité de garde formelle est plus élevée, il est possible de produire la même quantité de garde d'enfants avec moins d'input de temps de garde maternelle.

Del Boca (2002) ne va pas plus loin dans son analyse. En l'occurrence, s'agissant de la deuxième relation, Del Boca ne précise pas si, pour les mères, le temps ainsi libéré est consacré à accroître leur offre de travail<sup>29</sup>.

Stolzenberg et Waite (1984), Van Dijk et Siegers (1996), Kreyenfeld et Hank (2000), Chiuri (2004) et Simonsen (2006) s'inscrivent également dans la même démarche que Del Boca (2002) puisque ces auteurs tiennent compte des contraintes d'offre de garde formelle au moyen d'un indicateur de disponibilité locale des modes de garde formelle. Mais, contrairement à Del Boca, ces auteurs ne se limitent pas à

---

<sup>29</sup>L'auteur indique seulement que, en l'absence d'hypothèses quant à la forme de la fonction de production domestique  $Q(h_m, \theta, n)$ , il ne lui est pas possible de déduire l'effet, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité de l'offre de modes de garde formelle.

faire le lien entre la disponibilité locale de la garde formelle et la fonction de production domestique : ils postulent que la disponibilité locale de la garde formelle a un effet positif sur l'offre de travail des mères. C'est également l'hypothèse posée par Gustaffson et Stafford (1992), Choné *et al.* (2004), Guillot (2004) et Wetzels (2005)<sup>30</sup>.

En considérant le rationnement à un niveau global, c'est-à-dire en utilisant une mesure qui confronte l'offre agrégée et la demande agrégée au sein d'une zone donnée pour appréhender les contraintes liées à l'offre de garde formelle, ces auteurs ignorent que les parents, en raison de certaines de leurs caractéristiques, ne sont pas tous égaux face au rationnement. Lorsque, au sein d'une zone géographique donnée, l'offre de garde formelle est en quantité insuffisante pour satisfaire l'ensemble de la demande, certaines mères parviennent à obtenir une place pour leur enfant tandis que d'autres voient leur demande non satisfaite. L'allocation des mères dans chacun de ces deux groupes, le groupe des demandes satisfaites et le groupe des demandes non satisfaites, dépend vraisemblablement des caractéristiques individuelles et familiales des mères en question. En effet, dans la réalité, il est fréquent que l'allocation des places disponibles se fasse au moyen de règles de priorité<sup>31</sup>. En conséquence, certaines mères, parce qu'elles répondent aux conditions d'admission prioritaires, pourraient réussir plus facilement que d'autres à obtenir une place pour leurs enfants.

Pour tenir compte de ces différences individuelles, il apparaît alors nécessaire de considérer le rationnement au niveau individuel (et non au niveau global). C'est ce

---

<sup>30</sup>Rappelons que l'analyse du rôle du rationnement en garde formelle n'est pas l'objectif de Gustaffson et Stafford (1992), Choné *et al.* (2004), Guillot (2004) et Wetzels (2005) : leur intérêt porte sur l'analyse de l'impact du coût de la garde d'enfants sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Dans leur modèle, ces auteurs introduisent néanmoins un indicateur de la disponibilité locale en garde formelle, indicateur qui est supposé, de façon plus ou moins explicite, faire partie des inputs de la fonction de production de la qualité de la garde d'enfant. De ce point de vue, les modèles de Gustaffson et Stafford (1992), Choné *et al.* (2004), Guillot (2004) et Wetzels (2005) rejoignent ceux de Stolzenberg et Waite (1984), Van Dijk et Siegers (1996), Kreyenfeld et Hank (2000) et Del Boca (2002). C'est pourquoi nous avons choisi de classer tous ces auteurs ensemble.

<sup>31</sup>Cf. Amerijkx et Humblet (2008) pour une description des conditions d'admission prioritaire dans certains pays de l'OCDE.

que font les auteurs présentés dans le paragraphe suivant.

## 1.2.2 Le rationnement individuel

Merkle (1993), Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008), Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006) et Del Boca et Vuri (2007) définissent le rationnement en garde formelle à un niveau individuel. Ces auteurs se distinguent selon qu'ils considèrent la garde formelle comme un service **divisible** ou un service **indivisible**. Cette caractéristique de la garde formelle est en effet discriminante puisqu'elle correspond à deux définitions différentes du rationnement individuel : le rationnement **individuel continu** et le rationnement **individuel discret**. Dans le premier cas, où la garde d'enfants est supposée être un service divisible, les contraintes d'offre de garde formelle se manifestent sous la forme d'une réduction de la quantité de garde formelle pouvant être acquise : sont définies comme étant rationnées les mères qui n'ont pas pu obtenir la quantité de garde formelle demandée. Dans le second cas, la garde d'enfants est considérée comme un service indivisible ; les contraintes d'offre se traduisent alors sous la forme d'une exclusion : sont considérées comme étant rationnées les mères qui n'ont pas pu obtenir la place demandée. Certains auteurs combinent ces deux modalités du rationnement individuel : dans leur modèle, le rationnement individuel porte non seulement sur l'obtention ou non d'une place dans un service de garde d'enfants (rationnement individuel discret) mais également sur la durée de la place en question (rationnement individuel continu).

La présentation des modèles des auteurs est réalisée selon la définition du rationnement individuel en garde formelle utilisée.

### 1.2.2.1 Le rationnement individuel continu

Pour étudier l'impact, sur le choix d'offre de travail et du mode de garde d'enfants, des contraintes liées à l'offre de garde formelle, Merkle (1993) applique les outils de la théorie microéconomique du consommateur rationné<sup>32</sup>. Concrètement,

---

<sup>32</sup>Pour un exposé du modèle microéconomique du consommateur rationné, voir notamment Deaton (1981) et Neary et Roberts (1980).

Merkle introduit une contrainte supplémentaire dans son modèle d'offre de travail et de garde d'enfants : une contrainte de quantité de garde formelle. En conservant les notations utilisées jusqu'à présent, le modèle de Merkle peut s'écrire de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 U &= U(C, Q) \\
 C &= C(X, h_d; \vartheta) \\
 Q &= Q(h_m, h_f; \theta) \\
 \text{s.c. } &\begin{cases} T &= h + h_m + h_d \\ X &= Y + (w - p_f)h \\ h_f &\leq \bar{h}_f \end{cases}
 \end{aligned}$$

Dans un premier temps, nous présentons comment Merkle (1993) applique le modèle du consommateur rationné à l'analyse des décisions d'offre de travail des mères et de garde d'enfants. Nous soulignons ensuite les résultats auxquels l'auteur parvient. Enfin, nous concluons sur les limites de cette approche.

### 1.2.2.1.1 Exposé de la démarche

L'analyse du comportement du consommateur rationné consiste à répondre à l'interrogation suivante : de quelle façon dont se comporterait ce consommateur s'il n'était pas rationné ? La réponse à cette question passe par l'expression de la demande du consommateur rationné en fonction de la demande du consommateur non rationné, ce qui permet de mener une analyse en statique comparative. Pour y parvenir, deux outils clés sont utilisés : la résolution du programme dual du consommateur (qui consiste ici à déterminer les variables de choix telles que la dépense totale est minimisée sous la contrainte d'obtenir un niveau donné de qualité de garde d'enfants) et les **prix virtuels**, qui sont les prix qui inciteraient un consommateur non rationné à se comporter de la même façon que s'il était rationné, c'est-à-dire ici à faire les mêmes choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup>Voir Neary et Roberts (1980) pour une démonstration.



Lorsqu'il n'y a **pas de problème de rationnement**, le temps de garde formelle ( $h_f$ ) est une variable de choix, au côté du temps de garde maternelle ( $h_m$ ). La dépense nécessaire pour parvenir à produire un niveau de qualité donné de garde d'enfants  $Q$  peut donc s'écrire de la façon suivante :

$$e(p_f, w, \tilde{Q}) = \min_{h_m, h_f} [p_f h_f + w h_m; Q(h_m, h_f, \theta) = \tilde{Q}] \quad (1.15)$$

où  $e()$  est la fonction de dépenses de la mère.

Lorsque la quantité de garde formelle que la mère peut obtenir ne peut excéder un certain niveau, i.e. en cas d'**existence d'un problème de rationnement**, seul le temps de garde maternelle est une variable de choix ; dans ce cas, la fonction de dépenses de la mère, notée  $\bar{e}$ , s'exprime de la façon suivante :

$$\bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = \min_{h_m} [p_f \bar{h}_f + w h_m; Q(h_m, \bar{h}_f, \theta) = \tilde{Q}] \quad (1.16)$$

En cas de **non rationnement**, les dérivées partielles de la fonction de dépenses  $e$  par rapport à  $p_f$  et  $w$ , qui donnent respectivement les **fonctions de demande compensée** de garde formelle ( $h_f$ ) et de garde maternelle ( $h_m$ ), s'expriment de la façon suivante :

$$\frac{\partial e(p_f, w, \tilde{Q})}{\partial p_f} = h_f^c(p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.17)$$

$$\frac{\partial e(p_f, w, \tilde{Q})}{\partial w} = h_m^c(p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.18)$$

De la même manière, **en cas de rationnement**, les **fonctions de demande compensée** de ( $h_f$ ) et de ( $h_m$ ) sont obtenues en dérivant partiellement la fonction de dépenses  $\bar{e}$  par rapport à  $p_f$  et par rapport à  $w$ , soit :

$$\frac{\partial \bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q})}{\partial p_f} = \bar{h}_f^c(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = \bar{h}_f \quad (1.19)$$

$$\frac{\partial \bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q})}{\partial w} = \bar{h}_m^c(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.20)$$

Les fonctions de dépenses  $e$  et  $\bar{e}$  peuvent alors être réécrites ainsi :

$$e(p_f, w, \tilde{Q}) = p_f h_f^c(p_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.21)$$

$$\bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = p_f \bar{h}_f + w \bar{h}_m^c(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.22)$$

La fonction de dépenses  $e$  est le niveau minimal de dépenses nécessaire pour atteindre le niveau de qualité de la garde  $\tilde{Q}$  si le prix de la garde formelle est  $p_f$ , si le coût d'opportunité de la garde maternelle est  $w$  et si  $[h_f^c(p_f, w, \tilde{Q}); h_m^c(p_f, w, \tilde{Q})]$  désigne la combinaison de garde formelle et de garde maternelle correspondante. Lorsque la mère est rationnée en garde formelle, la fonction de dépense  $\bar{e}$  définit le niveau minimal de dépenses qu'elle devra engager pour obtenir le niveau de qualité de garde d'enfants  $\tilde{Q}$  compte tenu des prix  $p_f$  et de  $w$  et compte tenu de  $[\bar{h}_f; h_m^c(p_f, w, \tilde{Q})]$ , qui est le panier de garde formelle et de garde maternelle associé.

Une fois les fonctions de dépenses ainsi définies (cf. équations 1.21 et 1.22), il est possible de les relier entre elles en utilisant le concept de **prix virtuels**. Les prix virtuels sont les prix qui conduiraient l'individu non rationné à se comporter de la même façon que s'il était rationné. Autrement dit, valorisée aux prix virtuels, la combinaison de garde formelle et de garde maternelle choisie par la mère non rationnée est identique à celle choisie en cas de rationnement. Sachant que, par définition, le prix virtuel de la garde maternelle est égal à son prix réel, c'est-à-dire  $w$ , et en notant  $\bar{p}_f$  le prix virtuel de la garde formelle, on peut alors écrire :

$$h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) = \bar{h}_f \quad (1.23)$$

$$h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) = \bar{h}_m^c(\bar{h}_f, \bar{p}_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.24)$$

En substituant les fonctions de demande de la mère non rationnée évaluées aux prix virtuels aux fonctions de demande de la mère rationnée, on peut écrire l'équation 1.22 de la façon suivante :

$$\bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = p_f \bar{h}_f + w \bar{h}_m^c(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.25)$$

$$\Leftrightarrow \bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = p_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) \quad (1.26)$$

On réécrit l'équation 1.25 de façon à faire apparaître, dans le terme de droite, la fonction de dépense de la mère non rationnée évaluée aux prix virtuels, soit :

$$\begin{aligned}
\bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) &= p_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) \\
&= p_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) - [\bar{p}_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q})] \\
&\quad + [\bar{p}_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + w h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q})] \\
&= e(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + p_f - \bar{p}_f h_f^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q})
\end{aligned} \tag{1.27}$$

Finalement, on obtient donc :

$$\bar{e}(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = e(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) + (p_f - \bar{p}_f) \bar{h}_f \tag{1.28}$$

De l'équation 1.28, on conclut que le prix virtuel de la garde formelle est une fonction implicite de  $\bar{h}_f$ ,  $w$  et  $\tilde{Q}$  :

$$\begin{aligned}
\bar{p}_f &= \bar{p}_f(\bar{h}_f, w, \tilde{Q}) \\
\text{avec } \frac{\partial \bar{p}_f}{\partial \bar{h}_f} &> 0, \quad \frac{\partial \bar{p}_f}{\partial \tilde{Q}} > 0
\end{aligned} \tag{1.29}$$

Compte tenu du prix virtuel de la garde formelle, la fonction de demande compensée de garde maternelle en présence d'une contrainte de quantité de garde formelle, donnée précédemment par l'équation 1.24, peut maintenant s'écrire sous la forme d'une demande non contrainte, soit :

$$h_m^c(\bar{h}_f, p_f, w, \tilde{Q}) = h_m^c(\bar{p}_f, w, \tilde{Q}) \tag{1.30}$$

La dérivée partielle de la fonction de demande compensée de garde maternelle par rapport à la quantité contrainte de garde formelle  $\bar{h}_f$  s'écrit de la façon suivante :

$$\frac{\partial \bar{h}_m^c}{\partial \bar{h}_f} = \frac{\partial h_m^c}{\partial \bar{p}_f} \frac{\partial \bar{p}_f}{\partial \bar{h}_f} \tag{1.31}$$

### 1.2.2.1.2 Résultats de l'analyse de l'impact du rationnement individuel continu

Les fonctions de demande de la mère rationnée, définies dans le point précédent, ont les mêmes propriétés que celles de la mère non rationnée. Ainsi, lorsque la fonction de dépenses  $\bar{e}$  (i.e. le niveau minimal de dépenses nécessaire pour atteindre le niveau de qualité  $\bar{Q}$ , compte tenu de  $p_f$ , de  $w$  et de la quantité limitée de garde formelle ( $\bar{h}_f$ ) pouvant être obtenue), est égale à la dépense totale (notée  $R$ ), les fonctions de demande compensée (ou hicksienne) sont identiques aux fonctions de demande non compensée (ou marshallienne). De ces identités, il est alors possible de déduire les relations de Slutsky et de procéder à l'analyse, en statique comparative, du comportement de la mère rationnée.

A partir de l'équation 1.31, Merkle (1993) peut mettre en évidence l'impact d'une modification de la contrainte de quantité (i.e. du niveau maximal de quantité de garde formelle pouvant être obtenu) sur l'allocation du temps de la mère. Conformément au résultat mis en évidence dans le modèle du consommateur rationné, Merkle souligne qu'une modification de la contrainte de quantité de garde formelle a seulement un effet de substitution, ce qui a pour conséquence que, en l'absence d'effet de revenu qui aurait agit en sens contraire, il est possible de déduire le sens de l'effet de cette modification. En l'occurrence, l'auteur souligne qu'une variation à la hausse de  $\bar{h}_f$  a pour effet de réduire le prix virtuel de la garde formelle et conduit à une réduction du temps de garde maternelle, qui est l'unique substitut à la garde formelle dans le modèle de Merkle. Réciproquement, une baisse de  $\bar{h}_f$  augmente le prix virtuel de la garde formelle et se traduit par une augmentation du temps de garde maternelle. Ces résultats sont valables pour un niveau donné de qualité de garde d'enfants.

Le modèle de Merkle (1993) a ceci de particulier qu'il est le seul modèle, à notre connaissance, à proposer une application, décrite formellement, de la théorie microéconomique du consommateur rationné à la problématique des contraintes d'offre de garde formelle. Mais, en dépit de cette particularité, intéressante en ce qu'elle permet une analyse en statique comparative, il demeure que la démarche de Merkle est sujette à critiques. Nous expliquons maintenant quelles sont ces limites.

### 1.2.2.1.3 Les limites de l'application du modèle du consommateur de rationné proposée par Merkle (1993)

Pour analyser le rôle des contraintes d'offre de garde formelle, Merkle (1993) mobilise les outils de la théorie du consommateur rationné. Cette démarche présente, à nos yeux, deux limites.

En premier lieu, Merkle (1993) ne définit pas ce que représente la limite haute de la contrainte de quantité de garde formelle ( $\bar{h}_f$ ). L'auteur indique seulement qu'il s'agit d'une quantité fixe, exogène au comportement d'offre de travail et de garde d'enfants. Cette indication pourrait laisser penser que ce que Merkle (1993) désigne par  $\bar{h}_f$  pourrait être la quantité de garde formelle offerte au niveau local<sup>34</sup>. Si tel est le cas, cette contrainte ne nous semble pas avoir de sens : en effet, elle mettrait en relation une grandeur micro, la quantité de garde formelle demandée par la mère, et une grandeur macro, la quantité de garde offerte au niveau local.

En second lieu, l'analyse du comportement du consommateur rationné vis-à-vis d'un bien est fondée sur le concept de prix virtuels, définis comme étant les prix qui inciteraient le consommateur non rationné à se comporter de la même manière que s'il était rationné, c'est-à-dire à choisir la même quantité de biens. Les prix virtuels permettent d'exprimer la demande du consommateur rationné vis-à-vis d'un bien en fonction de la demande en cas de non rationnement : aux prix virtuels, le panier de biens choisi par le consommateur non rationné est identique au panier de biens choisi par le consommateur rationné. Mais, lorsque le problème de rationnement est tel que certains individus n'obtiennent pas du tout le bien en question, ce qui nous semble être le cas de la garde formelle, les prix virtuels ne peuvent pas être calculés puisque la consommation de ce bien est nulle. Il n'est alors pas possible d'exprimer la demande du consommateur rationné en fonction de celle du consommateur non rationné ; l'analyse du comportement du consommateur rationné ne peut alors pas être menée.

Comme nous venons de le voir, dans le modèle de Merkle, la garde d'enfants

---

<sup>34</sup>Dans son application empirique, l'auteur utilise d'ailleurs le taux local d'équipement en services de garde formelle pour tenir compte des contraintes de quantité de garde formelle.

est considérée comme un service divisible, de sorte que sont définies comme étant rationnées les femmes qui n'ont pu obtenir la quantité de garde d'enfants désirée. Cette définition ne nous semble pas adaptée à la réalité. En effet, lorsque, globalement, à un prix donné, l'offre de modes de garde formelle s'avère insuffisante pour satisfaire l'ensemble de la demande, deux cas de figure se présentent : soit la mère a réussi à obtenir une place, soit elle n'a pas pu en obtenir une (du moins pour le moment). Cette définition du rationnement est mise en oeuvre dans les modèles de Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008), Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006) et Del Boca et Vuri (2007), présentés dans les paragraphes suivants.

### 1.2.2.2 Le rationnement individuel discret

Bien que Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) n'analysent pas l'offre de travail des mères de jeunes enfants (mais leur choix de mode de garde conditionnellement au fait de travailler), nous avons néanmoins choisi de présenter leurs modèles dans cette synthèse de la littérature. La raison en est qu'en adaptant à la garde d'enfants les modèles de files d'attente, Viitanen et Chevalier (2003), tout comme Wrohlich (2008), proposent un traitement des contraintes d'offre de garde d'enfants davantage en conformité avec la réalité, nous semble-t-il, que celui proposé par les auteurs présentés jusqu'ici. En effet, dans le modèle de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008), le rationnement en garde d'enfants est défini au niveau individuel (et non à un niveau agrégé) et la garde d'enfants est considérée comme un service indivisible (et non divisible).

Cette définition du rationnement est également utilisée par Del Boca et Vuri (2007). Outre cet avantage, le modèle de Del Boca et Vuri présente l'intérêt de mettre l'accent sur la dimension locale du rationnement en garde d'enfants, dimension oubliée par les autres auteurs.

Les modèles de ces auteurs sont successivement présentés : en premier, nous commentons les modèles de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) ; puis, nous présentons le modèle de Del Boca et Vuri (2007).

### 1.2.2.2.1 L'adaptation à la garde d'enfants des modèles de files d'attente : les modèles de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008)

Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) appliquent à la garde d'enfants les modèles de file d'attente de Poirier (1980) et Abowd et Farber (1982) en vue d'étudier l'impact, sur le choix du mode de garde d'enfants, d'une offre de garde en quantité insuffisante pour satisfaire l'ensemble de la demande<sup>35</sup>. Bien que ces auteurs n'analysent pas l'offre de travail des mères de jeunes enfants (mais leur choix de mode de garde conditionnellement au fait de travailler) et que leur objectif soit de mettre en évidence l'ampleur du rationnement global, nous avons néanmoins choisi de présenter leurs modèles. La raison en est que la façon dont y est défini le rationnement s'avère, à nos yeux, relativement bien adaptée à la réalité.

Dans leur analyse, Viitanen et Chevalier, tout comme Wrohlich, traitent la garde d'enfants comme un service **indivisible** : dans leur modèle, c'est une place dans un service de garde qui est demandée/offerte, et non un continuum d'heures de garde. Plus précisément, la mère est supposée demander ou non une place dans un service de garde pour son enfant. Dans le cas où la mère demande une place, elle rejoint la file d'attente des demandeurs ; dans le cas contraire, elle est supposée s'occuper elle-même de son enfant. De son côté, le fournisseur de services de garde d'enfants décide d'offrir ou non la place demandée. L'existence de contraintes d'offre de garde d'enfants est ici supposée se traduire par une réduction des chances d'obtenir la place demandée (et non pas par une réduction de la quantité de garde qui peut être acquise).

En considérant la garde formelle comme un service indivisible (et non comme un service divisible), la définition du rationnement en garde d'enfants est modifiée<sup>36</sup> :

---

<sup>35</sup>L'objectif de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) est de déterminer la taille de la file d'attente, i.e. de mesurer le déséquilibre entre l'offre de garde formelle et la demande. Ces auteurs cherchent donc à mesurer l'ampleur du rationnement global ; dans leur modèle, la mise en évidence de l'impact du rationnement individuel n'est qu'une étape, et non pas la fin de l'analyse. Parce que notre synthèse a pour objet de présenter de quelle façon les contraintes liées à l'offre de garde formelle sont prises en compte dans la littérature, c'est sous cet angle que nous commentons les travaux de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008).

<sup>36</sup>Viitanen et Chevalier (2003), ainsi que Wrohlich (2008), ne soulignent pas cette différence entre leurs travaux et les travaux des auteurs présentés précédemment.

dans les modèles où la garde d'enfants est supposée être un service indivisible, sont rationnées les mères qui n'ont pas obtenu la place demandée alors que dans les modèles où la garde d'enfants est supposée être un service divisible, sont rationnées les mères qui n'ont pas pu obtenir la quantité de garde désirée. La définition du rationnement en garde d'enfants utilisée par Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008), ainsi que la façon dont sont traitées les contraintes d'offre en garde formelle nous semblent plus satisfaisantes que ce que font les auteurs présentés précédemment.

En dépit de cet avantage, les travaux de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) soulèvent cependant des limites<sup>37</sup>. En premier lieu, le rôle des caractéristiques individuelles et familiales en mesure d'affecter la probabilité d'obtenir la place demandée est à peine discuté par les auteurs. Seule Wrohlich (2008) suggère que le fait de bénéficier de conditions d'admission prioritaire pourrait avoir un effet sur la probabilité d'obtenir la place demandée. En effet, Wrohlich souligne que les enfants des familles monoparentales sont prioritaires dans les structures publiques. L'auteur précise alors que, pour tenir compte de cette priorité d'admission, elle intègre le fait d'être au non une famille monoparentale parmi les déterminants de la probabilité d'obtenir la place demandée. Une seule caractéristique est donc prise en compte, ce qui constitue une limite au regard des conditions d'admission prioritaires, qui ne sont pas exclusivement accordées aux familles monoparentales, mais également aux familles à bas revenus (cf. Amerijckx et Humblet, 2008). Viitanen et Chevalier (2003), eux, se contentent d'indiquer que la probabilité d'obtenir la place demandée dépend de certaines caractéristiques individuelles et familiales des mères, ainsi que des caractéristiques de leur localité de résidence, mais les auteurs ne dressent pas la liste de ces caractéristiques, et n'en précisent pas non plus les effets attendus sur la probabilité d'obtenir la place demandée.

---

<sup>37</sup>Notre critique porte ici uniquement sur les limites relatives à la façon dont les contraintes d'offre de garde d'enfants sont traitées. Nous ne discutons donc pas ici du fait que Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) modélisent uniquement le choix du mode de garde d'enfants conditionnellement au fait de travailler. Ce type d'analyse est pourtant critiquable : depuis plusieurs décennies, la littérature spécialisée (cf. entre autres Blau et Robins, 1988; Connelly, 1992; Ribar, 1992, 1995; Michalopoulos *et al.*, 1992) a mis en exergue que l'offre de travail des mères et le choix du mode de garde d'enfants sont deux décisions simultanées, décisions qu'il convient donc de modéliser conjointement. Cette limite est d'ailleurs soulignée par Wrohlich (2008) elle-même.



En second lieu, Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) laissent de côté la dimension locale des contraintes d'offre de garde d'enfants. Certes, ces auteurs postulent que la probabilité d'obtenir la place demandée dépend des caractéristiques de la localité de résidence<sup>38</sup>. Mais cette hypothèse est critiquable car elle revient à ignorer l'offre de garde formelle des localités autres que celle de résidence, qui pourrait pourtant influencer le comportement des mères en termes de choix du mode de garde pour leurs enfants. Il est en effet possible que la probabilité d'obtenir la place demandée soit faible dans la localité de résidence et qu'elle soit, au contraire, élevée dans une localité voisine ; cela pourrait inciter certaines mères à se tourner vers les structures localisées dans les localités où leurs chances d'obtenir la place demandée sont les plus fortes, que ces localités soient leur localité de résidence ou non.

En outre, nous pouvons déduire que, en faisant cette hypothèse, les auteurs considèrent que la demande des mères en termes de garde formelle concerne uniquement une place dans un service de garde situé dans leur localité de résidence. Cela revient, nous semble-t-il, à considérer que les mères sont indifférentes aux places des différents services de garde d'enfants de leur localité de résidence : par conséquent, au sein d'une même localité, les places dans les services de garde d'enfants sont considérées comme étant interchangeables. Cette hypothèse pourrait être une hypothèse forte du fait de la taille de la zone de résidence. En effet, plus la zone de résidence est de grande taille, plus il nous semble difficile de supposer que les mères sont indifférentes aux divers services de garde d'enfants. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les mères préfèrent vraisemblablement les places situées à proximité de leurs lieux de vie, c'est-à-dire leur lieu de résidence, mais aussi leur lieu de travail, et celui de leur conjoint si elles vivent en couple, aux autres places.

En résumé, les critiques adressées à l'encontre de Viitanen et Chevalier (2003) et de Wrohlich (2008) tiennent à ce que, à nos yeux, ces auteurs négligent deux aspects importants du rationnement individuel en garde d'enfants : d'une part, le rôle des caractéristiques individuelles et familiales, du fait des règles de priorité existantes

---

<sup>38</sup>Dans la partie empirique de leur analyse, on comprend que le taux local d'équipement en structures de garde d'enfants et une variable indicatrice de la localité de résidence sont supposées rendre compte des caractéristiques de la localité de résidence.

dans les services de garde d'enfants, et d'autre part, le rôle de la dimension locale. Le modèle de Del Boca et Vuri (2007) répond en partie à ces critiques. En effet, ces auteurs intègrent, à leur modèle, la dimension locale du rationnement individuel. Le point suivant est consacré à l'exposé de leur modèle.

#### **1.2.2.2 Le modèle de Del Boca et Vuri (2007) : l'introduction de la dimension spatiale au travers du concept d'ensemble acceptable, aux yeux des parents, des modes de garde d'enfants**

A la différence de Viitanen et Chevalier (2003) et de Wrohlich (2008), Del Boca et Vuri (2007) analysent à la fois le choix d'offre de travail et de garde d'enfants. Le modèle utilisé par ces auteurs s'inscrit dans le cadre général des modèles d'offre de travail et celui de garde d'enfants où la garde informelle est prise en compte (cf. paragraphe 1.1.2 de la section 1.1). S'agissant de la prise en compte des contraintes d'offre de garde formelle, Del Boca et Vuri se distinguent de tous les auteurs présentés jusqu'à présent en ce qu'elles soulignent l'importance de la dimension locale dans l'analyse du rôle du rationnement individuel en garde d'enfants.

Plus précisément, selon Del Boca et Vuri, le rationnement individuel en garde d'enfants ne peut être défini qu'au regard d'un *ensemble acceptable*, aux yeux des familles, de services de garde d'enfants. Pour ces auteurs, la localisation des services de garde constitue un facteur d'acceptabilité. Afin d'illustrer leur propos, les auteurs prennent l'exemple suivant. Soit une quarantaine de structures de garde d'enfants dans une zone géographique déterminée. Compte tenu de leur prix, de leur distance au lieu de résidence et au lieu de travail éventuel des parents, et de la qualité de chacune de ces structures, il se pourrait que, au final, seules dix structures sur les quarante apportent un gain d'utilité à la mère. Pour Del Boca et Vuri, les mères peuvent être considérées comme étant rationnées si, parmi ces dix structures, aucune place pour leur enfant n'est disponible ; bien que des places puissent être libres dans les 30 autres structures, ces places ne seront pas choisies/utilisées par les familles en question car elles ne font pas partie de leur ensemble de choix. Avant toutes choses, il apparaît alors que la définition du rationnement dépend de la volonté des mères de modifier le périmètre de leur *ensemble acceptable*, ce qui nous semble être une limite. Mais les auteurs ne sont pas explicites sur cet aspect de leur définition.

Pour tenir compte de l'hypothèse d'*ensemble acceptable*, Del Boca et Vuri introduisent, dans leur modèle, la probabilité que le recours à la garde formelle, assimilée ici à la garde publique, fasse partie de l'ensemble de choix de la mère. Avant de présenter le modèle de ces auteurs, précisons que Del Boca et Vuri ne se contentent pas d'introduire les contraintes liées à l'offre de garde publique : elles tiennent compte également de l'existence potentielle de contraintes d'offre d'emploi. En effet, à la manière du traitement accordé aux contraintes d'offre de garde publique, elles introduisent, dans leur modèle, la probabilité que la mère reçoive une offre d'emploi située au-delà de son salaire de réserve<sup>39</sup>, probabilité qui dépend d'un ensemble de caractéristiques individuelles supposées affecter les chances d'obtenir une offre d'emploi de cet type.

Compte tenu de ces éléments, dans le modèle de Del Boca et Vuri (2007), les mères sont supposées choisir entre, d'une part, participer ou non au marché du travail et d'autre part, recourir ou non à la garde publique. Les combinaisons de ces divers choix, ainsi que l'utilité qui leur est associée, peuvent être résumées de la façon suivante :

$y_1$	$y_2$	$V(y_1, y_2)$
0	0	$V(0, 0)$
1	0	$V(1, 0)$
0	1	$V(0, 1)$
1	1	$V(1, 1)$

où  $y_1$  désigne le choix de participer au marché du travail,  $y_2$  le choix de recourir à un service de garde publique, et  $V(y_1, y_2)$  l'utilité retirée de la combinaison correspondante.

Dans ce modèle, la probabilité que la mère participe au marché du travail ( $y_1 = 1$ ) et utilise la garde publique ( $y_2 = 2$ ) est égale à la probabilité que l'utilité retirée de

---

<sup>39</sup>Le modèle est un modèle statique : il s'agit ici de la probabilité de recevoir une offre d'emploi, avec un salaire offert supérieur au salaire de réseve, à la période donnée.

la combinaison de ces deux choix soit supérieure à l'utilité retirée des autres combinaisons de choix, multipliée par la probabilité que la mère reçoive une offre d'emploi située au-dessus de son salaire de réserve (notée  $\theta(X_1)$ , avec  $X_1$  les caractéristiques individuelles supposées affecter la probabilité d'obtenir une offre d'emploi de ce type) et par la probabilité que la garde publique fasse partie de l'ensemble de choix (notée  $\delta(X_2)$ , où  $X_2$  désigne les caractéristiques supposées affecter la probabilité d'obtenir une place dans un service de garde publique), soit :

$$\begin{aligned}
 P(y_1 = 1, y_2 = 1) = \\
 P[V(1, 1) - V(1, 0) > 0, V(1, 1) - V(0, 1) > 0, V(1, 1) - V(0, 0) > 0] \\
 \times \theta(X_1) \times \delta(X_2) \qquad (1.32)
 \end{aligned}$$

En effet, selon les hypothèses des auteurs, si la mère participe au marché du travail, c'est qu'elle a obtenu une offre d'emploi (avec un salaire supérieur à son salaire de réserve), et si elle recourt à la garde publique, c'est que celle-ci fait partie de son ensemble de choix ; cette combinaison est choisie si l'utilité qui en est retirée est supérieure à celle de toutes les autres combinaisons emploi/recours à la garde publique.

Pour exprimer les autres cas, c'est-à-dire ne pas participer au marché du travail et/ou ne pas utiliser la garde publique, Del Boca et Vuri soulignent qu'il faut tenir compte que ces choix ont pu être faits soit dans une situation où les mères ne sont contraintes ni par l'offre de garde publique, ni par les offres d'emploi, soit, au contraire, dans une situation où l'une et/ou l'autre de ces contraintes existent. Lorsque les mères sont confrontées à une seule de ces deux contraintes ou bien aux deux contraintes, les choix d'offre de travail et de garde d'enfants sont limités : les mères n'ont plus quatre choix, mais seulement deux choix, voire un seul dans le cas extrême où les deux contraintes coexistent.

Concrètement, les auteurs expliquent, de la façon suivante, comment exprimer la probabilité que la mère participe au marché du travail et n'utilise pas la garde publique. Si la mère participe au marché du travail, c'est qu'elle a, au préalable, reçu une offre d'emploi : le choix de participer au marché du travail n'est donc pas contraint. Si la mère n'utilise pas de garde publique, ce peut être pour deux raisons : soit la garde publique ne fait pas partie des options disponibles (la mère

est contrainte), soit, au contraire, la garde publique est une option disponible mais l'utilité retirée de son utilisation est inférieure à celle procurée par les autres combinaisons de choix (où la garde publique n'en fait pas partie). La probabilité que la mère travaille et n'utilise pas la garde publique (ie  $P(y_1 = 1, y_2 = 0)$ ) s'écrit donc de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
P(y_1 = 1, y_2 = 0) = & \\
& P(V(1, 0) - V(1, 1) > 0, V(1, 0) - V(0, 1) > 0, V(1, 0) - V(0, 0) > 0) \\
& \quad \times \theta(X) \times \delta(X) \\
& + P(V(1, 0) - V(0, 0) > 0) \times \theta(X) \times (1 - \delta(Z)) \tag{1.33}
\end{aligned}$$

Les deuxième et troisième ligne de l'équation 1.33 donnent la probabilité que le choix  $(1, 0)$  soit le meilleur des quatre choix possibles, multipliée par la probabilité que la mère soit face à cet ensemble de choix. La dernière ligne de l'équation donne la probabilité que l'utilité retirée du choix  $(1, 0)$  soit supérieure à celle de  $(0, 0)$ , multipliée par la probabilité que la mère soit confrontée à cet ensemble de choix.

De la même manière, Del Boca et Vuri expriment la probabilité que la mère ne travaille pas et utilise la garde publique ( $P(y_1 = 0, y_2 = 1)$ ). Dans ce cas, la garde publique fait partie de l'ensemble de choix auquel la mère fait face. La décision de ne pas participer au marché du travail peut résulter de deux choses : soit les choix où la mère ne participe pas au marché du travail procurent davantage d'utilité que les choix alternatifs, soit la participation au marché du travail n'est pas disponible parce que la mère n'a reçu aucune offre d'emploi. La probabilité de ne pas participer au marché du travail et d'utiliser la garde publique ( $P((y_1 = 0, y_2 = 1))$ ) s'écrit donc :

$$\begin{aligned}
P((y_1 = 0, y_2 = 1) = & \\
& P(V(0, 1) - V(1, 1) > 0, V(0, 1) - V(1, 0) > 0, V(0, 1) - V(0, 0) > 0) \\
& \quad \times \theta(X) \times \delta(Z) \\
& + P(V(0, 1) - V(0, 0) > 0) \times (1 - \theta(X)) \times \delta(Z) \tag{1.34}
\end{aligned}$$

La probabilité que la mère ne travaille pas et n'utilise pas de garde publique ( $y_1 = 0, y_2 = 0$ ) est celle dont l'expression est la plus lourde. En effet, il faut tenir

compte du fait que ce choix a été sélectionné par la mère parmi quatre ensemble de choix distincts :

$$\begin{aligned}
P(d_E = 0, d_{CC} = 0) = & \\
P(V(0,0) - V(1,1) > 0, V(0,0) - V(1,0) > 0, V(0,0) - V(0,1) > 0) & \\
\times \theta(X) \times \delta(Z) & \\
+ P(V(0,0) - V(0,1) > 0) \times (1 - \theta(X)) \times \delta(Z) & \\
+ P(V(0,0) - V(0,1) > 0) \times \theta(X) \times (1 - \delta(Z)) & \\
+ (1 - \theta(X)) \times (1 - \delta(Z)) & \tag{1.35}
\end{aligned}$$

Dans l'équation 1.35, la dernière ligne donne la probabilité que ni le travail, ni la garde publique ne soient des options disponibles : dans ce cas, la mère n'a pas d'autre choix que de ne pas travailler et de ne pas recourir à la garde publique.

Selon Del Boca et Vuri (2007), le fait, pour une mère, d'être rationnée se traduit par une réduction de la probabilité que la garde publique fasse partie des options disponibles ( $\delta(X_2)$ ). Les auteurs concluent que, pour une mère, le fait d'être rationnée pourrait réduire la probabilité qu'elle travaille et utilise la garde publique ( $P(y_1 = 1, y_2 = 1)$ ) et accroître la probabilité qu'elle ne travaille pas et n'utilise pas la garde publique ( $P(y_1 = 0, y_2 = 0)$ ). Mais ces auteurs ne précisent pas quel est l'impact du rationnement sur les deux autres probabilités (à savoir la probabilité de travailler et de ne pas utiliser la garde formelle,  $P(y = 1, y_2 = 0)$ , et la probabilité de ne pas travailler et d'utiliser la garde formelle,  $P(y_1 = 0, y_2 = 1)$ ).

Pour vérifier leur hypothèse quant à l'effet du rationnement sur les décisions d'offre de travail et de garde d'enfants, Del Boca et Vuri procèdent à un exercice de simulation. Le tableau 1.1 résume les résultats qu'obtiennent les auteurs en mettant en relation leur hypothèse théorique avec les résultats de la simulation. En l'occurrence, l'exercice de simulation permet aux auteurs de conclure que, toutes choses égales par ailleurs, le fait, pour une mère, d'être rationnée réduit la probabilité de travailler et d'utiliser la garde formelle ( $P(y_1 = 1, y_2 = 1)$ ) et augmente la probabilité de ne pas travailler et de ne pas utiliser la garde formelle ( $P(y_1 = 0, y_2 = 0)$ ). Ces résultats sont conformes à ceux attendus. Mais s'agissant des autres combinaisons, les auteurs indiquent que les résultats sont plutôt ambigus. En effet, pour une mère,

le fait d'être rationnée accroît la probabilité de participer au marché du travail et de ne pas utiliser de garde formelle ( $P(y_1 = 1, y_2 = 0)$ ), ce qui peut sembler conforme à l'intuition, mais il accroît aussi la probabilité de ne pas participer au marché du travail et d'utiliser la garde formelle ( $P(y_1 = 0, y_2 = 1)$ ).

TAB. 1.1 – Les hypothèses de Del Boca et Vuri (2007) quant à l'effet du rationnement individuel sur les choix d'offre de travail et de garde d'enfants, et leur validation par simulation

<b>Choix de participation au marché du travail et de recours à la garde publique</b>	<b>Signe attendu de l'effet du rationnement individuel</b>	<b>Signe obtenu par simulation</b>
$P(y_1 = 1, y_2 = 1)$	-	-
$P(y_1 = 0, y_2 = 0)$	+	+
$P(y_1 = 1, y_2 = 0)$	n.d.	+
$P(y_1 = 0, y_2 = 1)$	n.d.	+

n.d. : non disponible

$y_1 = 1$  si la mère participe au marché du travail, 0 sinon

$y_2 = 1$  si la mère utilise la garde formelle (publique ici), 0 sinon

Bien que Del Boca et Vuri (2007) proposent une approche innovante avec le concept d'ensemble acceptable, aux yeux des parents, de services de garde d'enfants, leur modèle présente toutefois des limites. En premier lieu, ces auteurs assimilent la probabilité que la garde publique fasse partie de l'ensemble de choix acceptable aux yeux des mères à une variable macro, le taux local d'équipement en structures d'accueil de jeunes enfants. Del Boca et Vuri indiquent que cette probabilité est une fonction des caractéristiques du ménage qui sont déterminantes pour obtenir une place dans un service de garde, mais elles ne précisent pas quelles sont ces caractéristiques<sup>40</sup>.

En outre, alors que Del Boca et Vuri soulignent que la localisation des services

---

<sup>40</sup>Dans la partie empirique de leur travail, pour mesurer la probabilité que les services de garde d'enfants fassent partie de l'ensemble de choix acceptable de la mère, Del Boca et Vuri (2007) utilisent non pas une (ou des) variable(s) caractérisant le ménage mais un indicateur macro : en effet, comme nous le verrons dans le chapitre suivant, ces auteurs utilisent une variable binaire indiquant si la région de résidence de la mère fait partie des 3 régions les mieux placées (sur 18) en termes de capacités d'accueil des services de garde publiques, ce qui apparaît assez éloigné de leur définition théorique.

de garde au regard du domicile familial et des lieu(s) de travail du(des) parent(s) constitue un élément clé de l'acceptabilité des services de garde d'enfants, cet élément n'est nulle part, de quelque façon que ce soit, pris en compte dans le modèle.

Enfin, la garde formelle correspond uniquement à la garde collective dans le secteur public ; les autres modes de garde payants sont laissés de côté. Ces modes de garde pourraient toutefois être des substituts à la garde dans le secteur public et, de ce fait, réduire l'impact, sur la décision d'offre de travail et de mode de garde d'enfants, du rationnement en garde publique. Cette critique est toutefois à nuancer car, en Italie, pays sur lequel porte l'analyse de Del Boca et Vuri, l'offre de modes de garde formelle provient essentiellement du secteur collectif public ; les autres modes de garde formels (telles que les structures collectives privées ou les nourrices) sont quasi-inexistants<sup>41</sup>.

Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) s'inscrivent également dans le groupe de travaux où le rationnement est défini à un niveau individuel. Mais elles se différencient cependant des autres auteurs en ce que leur définition du rationnement combine à la fois un caractère discret et un caractère continu. Les modèles de ces auteurs sont présentés dans le point suivant.

### **1.2.2.3 Le rationnement individuel discret et continu**

Tout en conservant la logique d'un service indivisible et, par là, un raisonnement en termes de rationnement individuel discret, Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) tiennent compte également de la durée de garde d'enfants. Plus précisément, ces auteurs soulignent que, pour certaines familles qui réussissent à obtenir une place pour leur enfant, la place obtenue pourrait être d'une durée inférieure à la durée souhaitée. En appliquant la définition utilisée dans le point précédent, ces familles ne seraient pas considérées comme étant rationnées puisqu'elles ont bien eu une place pour leur enfant ; mais elles obtiennent une quantité de garde en termes de durée moindre que la quantité désirée. Ce type de situation correspond à deux

---

<sup>41</sup>Voir l'annexe A pour un aperçu de l'organisation du système d'accueil de jeunes enfants en Italie en particulier, et dans les pays sur lesquels sont fondées les analyses des auteurs étudiés dans la thèse en général.



modalités du rationnement individuel : un rationnement discret (i.e. ne pas obtenir la place demandée) et un rationnement continu (i.e. ne pas obtenir la durée de garde demandée).

Afin de parvenir à tenir compte de ce type de situation, Del Boca *et al.* (2005) et Wrohlich (2006) adoptent des façons de faire différentes. Leurs modèles sont présentés tour à tour.

### 1.2.2.3.1 Le modèle de Del Boca *et al.* (2005) : la prise en compte des règles de priorité et des contraintes liées aux plages d'ouverture des structures d'accueil

Le modèle de Del Boca *et al.* (2005) a ceci d'original qu'il tient compte explicitement de l'existence de **conditions d'admission prioritaire** dans les structures collectives publiques (qui pourraient exclure certaines familles) et des **contraintes liées aux plages d'ouverture** des structures collectives (qui pourraient ne pas correspondre aux besoins des familles).

Le modèle de Del Boca *et al.* s'intègre dans le cadre théorique général du modèle d'offre de travail des mères et de garde d'enfants, dans lequel est intégrée la garde informelle<sup>42</sup>. Dans leur modèle, les auteurs distinguent la garde maternelle, la garde informelle et ils différencient, parmi la garde formelle, la garde dans le secteur public et la garde dans le secteur privé. En plus des traditionnelles contraintes de budget et de temps, Del Boca *et al.* (2005) introduisent trois contraintes supplémentaires à leur modèle.

Une de ces trois contraintes impose une limite supérieure au nombre d'heures de garde informelle que peut obtenir la mère, soit :  $h_{inf} \leq \bar{h}_{inf}$ . L'introduction d'une limite supérieure à la durée de garde informelle permet notamment de tenir compte de la disponibilité de la garde informelle<sup>43</sup>. Les auteurs soulignent que, en Italie à la fin des années quatre-vingt dix (pays et période sur lesquels porte leur analyse), l'aide informelle est principalement apportée par les grands-parents ; or le temps que

---

<sup>42</sup>Voir précédemment le paragraphe 1.1.2 de la section 1.1

<sup>43</sup>Imposer une limite supérieure à la garde informelle est aussi un moyen d'éviter que le modèle ne conduise à prédire une demande de garde informelle infinie (cf. infra).

les grands-parents peuvent consacrer à la garde informelle n'est pas illimité : il est en effet contraint par leurs activités sur et/ou en dehors du marché du travail, ou bien par leur état de santé (s'ils sont âgés).

Les deux autres contraintes visent à traduire les contraintes d'offre de garde d'enfants du secteur public. La première de ces deux contraintes est désignée par les auteurs comme étant une *contrainte d'éligibilité* à la garde dans le secteur public. Cette contrainte stipule que le revenu total de la famille doit être inférieur à un certain niveau pour que la famille en question puisse être admissible dans le secteur public, soit :  $Y + wh \leq \bar{Y}$ . L'emploi de cette contrainte vise à tenir compte des conditions d'admission prioritaire accordées aux familles à bas revenus.

La deuxième des contraintes relatives à la garde dans le secteur public porte sur le nombre d'heures de garde : les auteurs imposent une limite supérieure au nombre d'heures. En notant  $h_{pub}$  la durée de garde dans le secteur public, cette contrainte s'écrit de la façon suivante :  $h_{pub} \leq \bar{h}_{pub}$ . Pour Del Boca *et al.*, il s'agit ainsi de tenir compte du fait que, lorsque les familles obtiennent une place pour leur enfant dans le secteur public, il est possible que la durée de garde associée soit inférieure à celle désirée. En l'occurrence, les auteurs soulignent que les plages d'ouverture des structures publiques ne sont pas forcément compatibles avec ceux d'une activité sur le marché du travail ; de ce fait, la durée pendant laquelle les enfants peuvent être gardés dans le public pourrait être inadaptée à l'exercice d'une activité professionnelle.

Formellement, en reprenant les notations utilisées jusqu'à présent, le modèle de Del Boca *et al.* (2005) peut être résumé de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 & U = U(C, L) \\
 \text{s.c. } & \left\{ \begin{array}{l} T = L + h \\ C = Y + (w - p_f)h \\ Y + wh \leq \bar{Y} \\ h_{pub} \leq \bar{h}_{pub} \\ h_{inf} \leq \bar{h}_{inf} \end{array} \right.
 \end{aligned}$$

Dans ce modèle ainsi spécifié, les mères sont supposées choisir leur offre de travail

et le mode de garde d'enfant tels que l'utilité retirée de ces décisions, compte tenu des différentes contraintes auxquelles elles sont confrontées, est la plus élevée.

### *Les limites du modèle de Del Boca et al. (2005)*

Dans leur modèle, Del Boca *et al.* considèrent que certaines mères pourraient obtenir une place pour leur enfant d'une durée inférieure à la durée désirée. Ces auteurs supposent implicitement que ces femmes accepteraient par défaut une place pour leur enfant d'une durée inférieure à la durée dont elles auraient besoin, ce qui peut sembler peu réaliste et constitue ainsi une première limite de leur analyse.

Une deuxième limite du modèle de Del Boca *et al.* porte sur la façon dont est traitée la dimension liée aux règles de priorité. Certes, contrairement à un bon nombre d'auteurs, Del Boca *et al.* ne se contentent pas de souligner l'existence de conditions d'admission prioritaire puisqu'elles les intègrent à leur modèle via la contrainte d'éligibilité. Néanmoins, avec cette contrainte d'éligibilité, qui ne porte que sur les revenus du ménage, les auteurs simplifient la réalité puisque, comme elles l'indiquent d'ailleurs en guise de limite à leur propre analyse, les règles de priorité portent sur d'autres caractéristiques familiales que les revenus.

En outre, Del Boca *et al.* n'approfondissent pas la dimension locale dans leur analyse du rôle du rationnement individuel. A l'instar de la grande majorité des autres auteurs, la prise en compte de la dimension locale est limitée à la caractérisation de l'offre de garde d'enfants au niveau de la localité de résidence : les mères résidant dans la même localité sont supposées partager le même contexte en termes d'offre de garde d'enfants.

Enfin, soulignons comme dernière limite<sup>44</sup> du modèle de Del Boca *et al.* (2005) l'opposition entre le secteur public et le secteur privé au regard du problème de rationnement : les auteurs se limitent en effet à envisager une pénurie de places dans

---

<sup>44</sup>Nous pourrions également souligner, comme autre limite, que dans la partie empirique de leur analyse, Del Boca *et al.* (2005) étudient le choix du mode de garde d'enfants conditionnellement à l'emploi de la mère. Del Boca *et al.* ne proposent donc pas d'analyse de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, du rationnement individuel. Cependant, comme nous l'avons mentionné lors du commentaire des modèles de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) (voir le point 1.2.2.2.1), notre propos est ici de commenter la façon dont sont traitées les contraintes d'offre de garde formelle et non de proposer une critique de l'ensemble de l'analyse.

le secteur public et elles ignorent que le secteur privé pourrait aussi être concerné. Les contraintes d'offre de garde formelle sont donc supposées porter uniquement sur les services de garde publics ; le secteur privé est, au contraire, supposé être suffisamment développé, que ce soit en termes de places et/ou de durée, pour satisfaire l'ensemble des demandes. Cette hypothèse nous semble forte. En effet, à court terme, les possibilités d'ajustement de l'offre à la demande peuvent être considérées comme inexistantes ; il est alors possible que, au tarif en vigueur, les capacités d'accueil du secteur privé ne soient pas suffisantes au regard de la demande. Ainsi, un problème de rationnement peut survenir tant dans le secteur public que dans le secteur privé.

A l'instar du modèle de Del Boca *et al.* (2005), dans le modèle de Wrohlich (2006), la définition du rationnement individuel discret est complétée via la prise en compte de la durée de la place : les places à temps complet sont distinguées des places à temps partiel, ce qui permet à l'auteur de tenir compte du fait que, parmi les parents qui ont eu une place pour leur enfant, certains d'entre eux ont obtenu une place d'une durée inférieure à la durée demandée. La façon de faire de Wrohlich est toutefois différente de celle de Del Boca *et al.*, comme nous allons le voir maintenant.

### 1.2.2.3.2 Le modèle de Wrohlich (2006) : l'augmentation du coût potentiel de la garde d'enfants en raison du rationnement

Le modèle de Wrohlich (2006) s'inscrit dans le cadre théorique des modèles d'offre de travail et de garde d'enfants dans lesquels la garde informelle est prise en compte<sup>45</sup>. Formellement, le modèle peut être résumé de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 U &= U(C, L, Q) \\
 Q &= Q(h_m, h_f, h_{inf}) \\
 \text{s.c. } \left\{ \begin{array}{l} T &= h_m + h_d + h \\ C &= Y + (w - c^{\text{potentiel}})h \\ h_{inf} &< \bar{h}_{inf} \end{array} \right.
 \end{aligned}$$

---

<sup>45</sup>Pour une présentation générale du cadre théorique, voir le paragraphe 1.1.2

A l'instar de Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006) complète la définition de la garde formelle en tenant compte de sa durée : la garde formelle peut être à temps complet ou non. Autres points communs avec Del Boca *et al.*, Wrohlich distingue, parmi la garde formelle, la garde publique et la garde privée et elle considère que la pénurie de modes de garde formelle ne porte que sur le secteur public. Mais hormis ces similitudes, le modèle de Wrohlich se distingue toutefois de celui de Del Boca *et al.* par la façon dont sont intégrées les contraintes d'offre de garde formelle.

Plus précisément, Wrohlich considère que lorsque, faute de places en nombre suffisant, la garde dans les structures publiques n'est pas disponible, les familles ont toujours la possibilité de se tourner vers les autres modes de garde payants, mais à un prix plus élevé. Dans son modèle, l'auteur suppose ainsi que les contraintes d'offre de garde dans le secteur public ont pour effet d'accroître les dépenses potentielles de garde d'enfants.

Pour tenir compte de cette hypothèse, Wrohlich définit un coût *potentiel* comme étant la somme du prix d'une place dans une structure publique pondéré par la probabilité d'obtenir une place dans ce type de structures, et du prix d'une place dans les autres modes de garde payants pondéré par la probabilité d'obtenir une place dans ces autres structures. En conformité avec le fait que, dans son modèle, la garde formelle peut être à temps complet ou bien à temps partiel, Wrohlich détermine deux coûts potentiels de la garde d'enfants (un par durée de garde). En outre, Wrohlich suppose que les parents qui n'ont pas pu obtenir de place à temps complet dans le secteur public pourraient se tourner vers une place à mi-temps dans le secteur public (à condition que celle-ci leur soit accordée) et vers une place à mi-temps dans le secteur privé. Moyennant ces hypothèses, l'auteur exprime respectivement le coût potentiel de la garde à temps complet (noté  $c_{tc}^{potentiel}$ ) et le coût potentiel de la garde à mi-temps (noté  $c_{tp}^{potentiel}$ ) de la façon suivante :

$$c_{tc}^{potentiel} = c_{tc}^{pub} \cdot prob_{tc} + (c_{tc}^{pub} + c_{tc}^{priv}) \cdot prob_{tc} + (1 - prob_{tp} - prob_{tc}) \cdot c_{tc}^{priv} \quad (1.36)$$

$$c_{tp}^{potentiel} = c_{tp}^{pub} \cdot prob_{tp} + c_{tp}^{priv} \cdot (1 - prob_{tp}) \quad (1.37)$$

où  $c_{tc}^{pub}$  est le prix d'une place à temps complet dans les structures publiques,  $c_{tp}^{pub}$  est le prix d'une place à mi-temps dans les structures publiques,  $c_{tc}^{priv}$  est le prix d'une

place à temps complet dans les structures privées,  $c_{tp}^{priv}$  est le prix d'une place à mi-temps dans les structures privées,  $prob_{tc}$  est la probabilité d'obtenir une place à temps complet dans une structure publique,  $prob_{tp}$  est la probabilité d'obtenir une place à mi-temps dans une structure publique.

La mère est supposée choisir l'état qui lui procure l'utilité maximale compte tenu des contraintes de temps et de budget, la contrainte de budget présentant ici la particularité d'intégrer le coût *potentiel* de la garde d'enfants (et non le prix de la garde formelle, comme c'est traditionnellement le cas).

Le fait, pour une mère, de ne pas avoir obtenu la place demandée, c'est-à-dire le fait d'être rationnée, est ici différencié selon qu'il s'agit d'une place à temps complet ou d'une place à mi-temps. Grâce à cette distinction, Wrohlich considère donc non seulement une contrainte d'accès à la garde d'enfants, telle que les familles ne peuvent pas obtenir la place demandée mais également, pour les parents qui réussissent tout de même à obtenir une place, une contrainte en termes d'heures de garde pouvant être finalement obtenues. Sous cet aspect des choses, le modèle de Wrohlich (2006) rejoint donc celui de Del Boca *et al.* (2005); comme celui-ci, le modèle de Wrohlich soulève des limites.

### ***Les limites du modèle de Wrohlich (2006)***

A l'instar de Del Boca *et al.*, Wrohlich considère que certains parents sont prêts à accepter par défaut une place d'une durée inférieure à celle désirée, ce qui paraît peu adapté à la réalité. En outre, l'auteur considère que, lorsque les parents n'ont pas pu obtenir une place à temps complet, ils pourraient accepter, comme substitut, deux places à mi-temps. Cette hypothèse nous semble peu adaptée à la réalité. D'une part, au regard du mode d'organisation des structures d'accueil de jeunes enfants, les places sont généralement proposées à temps complet, et non à mi-temps, ce qui rend peu plausible la possibilité de combiner deux places à mi-temps. D'autre part, à supposer que ce type d'arrangement soit néanmoins possible, il pourrait, en pratique, être difficile à mettre en oeuvre (il faudrait en effet que les parents puissent se libérer pour amener leurs enfants d'une structure à une autre).

Une seconde limite de l'analyse de Wrohlich, partagée également avec celle de Del Boca *et al.*, est constituée par l'opposition, au regard du rationnement, entre le

secteur public et le secteur privé. En effet, Wrohlich considère que les contraintes d'offre de garde formelle portent uniquement sur la garde dans le secteur public. Selon elle, les autres modes de garde payants sont toujours une option disponible pour les familles à condition d'y mettre le prix. Cette hypothèse nous semble contestable car elle est conditionnée à un fonctionnement du marché de la garde d'enfants tel que les prix jouent bien leur rôle de variables d'ajustement. Or, à court terme, il est raisonnable de penser que les prix sont rigides et qu'ils ne remplissent donc pas ce rôle.

En lien avec cette limite, l'hypothèse que le prix d'une place, à temps complet ou à mi-temps, dans le secteur privé est toujours plus élevé que son équivalent dans le secteur public nous semble n'être qu'en partie vraie : cette hypothèse est vraisemblablement vérifiée pour certaines mères, celles qui, compte tenu de leur situation familiale, bénéficient des tarifs les plus bas dans le secteur public, mais elle ne l'est pas forcément pour l'ensemble des mères.

Une autre limite du modèle de Wrohlich (2006), limite partagée par la plupart des autres modèles, est que le rôle des conditions d'admission prioritaire est laissé de côté. Wrohlich se borne en effet à indiquer que la probabilité, pour une mère, d'obtenir une place correspond au taux local d'équipement en services de garde publics. Ce faisant, l'auteur considère qu'au sein d'une même localité, toutes les mères ont les mêmes chances d'obtenir une place pour leur enfant. Comme nous l'avons souligné, cette hypothèse peut être contestable en raison de l'existence de conditions d'admission prioritaire accordées à certains types de familles.

Enfin, comme les autres auteurs, dans le modèle de Wrohlich, seule l'offre de garde d'enfants du lieu de résidence est supposée affecter les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde. Cela revient, d'une part, à ignorer le rôle que peut jouer l'offre de garde d'enfants des autres localités et d'autre part, à considérer que les places dans les services de garde d'enfants situées dans une localité donnée sont substituables. Or, pour les raisons évoquées précédemment, ces hypothèses sont discutables.

Cette section avait pour objectif de montrer de quelle façon les auteurs définissent le rationnement en garde d'enfants et, par là, de préciser l'hypothèse quant à

son effet sur les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde. Nous avons souligné que les auteurs se distinguent par la façon dont ils définissent, de façon plus ou moins explicite, le rationnement en garde formelle. En l'occurrence, le classement des auteurs que nous avons réalisé est fondé, en premier lieu, sur l'opposition entre un rationnement défini à un niveau global et un rationnement défini à un niveau individuel. Puis, parmi les auteurs qui raisonnent en termes de rationnement individuel, nous distingué les auteurs selon qu'ils considèrent le rationnement individuel comme continu, discret, ou bien comme une combinaison des deux.

En dépit de ces différences, relatives aux modalités du rationnement prises en compte, les modèles de ces auteurs soulèvent des critiques comparables. En l'occurrence, le traitement accordé aux dimensions du rationnement relatives aux règles de priorité, d'une part, et à la dimension locale, d'autre part, se révèle, à nos yeux, peu satisfaisant. En outre, dans les travaux où le rationnement est défini au niveau individuel, les auteurs assimilent la probabilité d'obtenir la place demandée à un indicateur macro de l'adéquation entre l'offre de garde d'enfants et la demande, agrégées au niveau local. Pour cette raison, nous sommes amenée à conclure que, quelle que soit la définition mise en oeuvre dans le modèle des auteurs, c'est le rôle d'une variable macro qui est étudié<sup>46</sup>.

A la suite de cette synthèse de la littérature spécialisée, nous expliquons maintenant de quelle façon nous comptons prendre en considération les contraintes d'offre de garde formelle dans notre propre analyse.

### **1.3 L'application à la garde d'enfants du modèle de rationnement discret avec règles de priorité**

La synthèse critique de la littérature menée dans la section précédente nous a permis de mettre en lumière deux limites importantes, à nos yeux, de la façon dont les auteurs appréhendent le rationnement en garde formelle : l'existence de règles de priorité et la dimension locale du rationnement sont ignorées par la quasi-totalité des

---

<sup>46</sup>Cette conclusion est confirmée lors de la synthèse empirique de la littérature spécialisée (cf. chapitre 2).



auteurs. Une fois ce constat établi, nous nous sommes alors interrogée sur les moyens de prendre en compte, de façon satisfaisante, ces deux éléments dans la perspective de déterminer le rationnement individuel en garde formelle.

Pour répondre à cette interrogation, nous nous sommes tournée vers la littérature relative au rationnement. Lors de nos recherches, nous avons constaté que les problématiques abordées dans ce champ de la littérature économique portent notamment sur les aspects suivants<sup>47</sup> :

- l’analyse du comportement des consommateurs rationnés vis-à-vis d’un bien (ou plusieurs) divisible(s) (Howard, 1977; Neary et Roberts, 1980; Deaton, 1981; Stiglitz et Weiss, 1981; Jackson, 1991)
- la détermination de l’ampleur du rationnement global, de la taille de la file d’attente (Deacon et Sonstelie, 1989; Polterovitch, 1993; Besley *et al.*, 1999; Barros et Olivella, 2000)
- l’identification du(des) mode(s) d’allocation, entre les agents économiques, de la ressource sur laquelle porte la pénurie, conditionnellement au respect de critères pré-définis (Wijkander, 1988; Ergin, 2000; Moulin, 2001, 2002; Moulin et Stong, 2002; Chambers, 2003)

Bien que les objectifs poursuivis par ce champ de la littérature ne soient pas les nôtres, puisque nous cherchons un moyen de déterminer, d’une façon qui soit adaptée à la réalité, le rationnement en garde formelle, l’exploration de cette littérature nous a néanmoins permis d’identifier le type de modèles de rationnement pertinent pour notre analyse : le modèle *de rationnement discret avec règles de priorité*. Le qualificatif discret fait référence à la nature indivisible du service et les règles de priorité désignent la façon dont le service est alloué entre les différents demandeurs, c’est-à-dire la méthode de rationnement.

Cette section explique la démarche que nous avons suivie pour déterminer le rationnement individuel en garde formelle. Elle est organisée autour de trois paragraphes. Dans le premier paragraphe, nous attirons l’attention sur les hypothèses simplificatrices que nous adoptons dans notre analyse. Puis, dans le deuxième paragraphe, nous appliquons le modèle de rationnement discret avec règles de priorité au

---

<sup>47</sup>Cette liste est non exhaustive.

cas de l'offre de garde formelle. Cet exercice nous permet de mettre en évidence les caractéristiques particulières de l'offre de garde collective, à savoir la co-existence de règles de priorité différentes selon le type de services de garde d'enfants, la façon dont sont définies ces règles et l'existence de plusieurs points d'offre de garde d'enfants, plus ou moins distants les uns des autres. Enfin, dans le dernier paragraphe, nous présentons la façon dont nous appréhendons les contraintes d'offre de services de garde d'enfants. Plus précisément, nous expliquons de quelle manière nous tenons compte des singularités de notre objet d'étude au moyen d'un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, de voir sa demande satisfaite.

### 1.3.1 Les hypothèses simplificatrices

Notre application à la garde collective du modèle de rationnement discret avec règles de priorité est réalisée à partir du modèle standard décrit par Moulin (2001). En réalisant cette application, nous posons des hypothèses qui peuvent s'avérer être des hypothèses fortes. Ces hypothèses concernent, d'une part, la définition de l'offre de garde formelle sujette à pénurie et, d'autre part, le prix de la garde formelle, comme nous allons le voir ci-dessous.

#### 1.3.1.1 L'hypothèse relative à la définition de l'offre de garde d'enfants sujette à pénurie

Comme dans la littérature spécialisée, dans notre analyse, l'offre de garde **formelle** définit l'offre de garde **payante**, c'est-à-dire la garde dans les structures collectives (publiques ou privées) et la garde par les nourrices, les assistantes maternelles et toute autre personne privée dont l'activité professionnelle déclarée est la garde d'enfants. A priori, il nous semble que, à court terme, les contraintes d'offre de modes de garde peuvent concerner tous les modes de garde formels, qu'il s'agisse de structures collectives publiques, privées ou bien des nourrices. En effet, en théorie, une situation de rationnement global, i.e. une situation où, au prix en vigueur, l'offre est insuffisante pour satisfaire la demande, est traditionnellement supposée être la conséquence de la rigidité des prix (cf. Drèze, 1975). A court terme, il nous semble raisonnable de considérer que les prix sont fixes, et qu'ils ne peuvent donc pas jouer leur rôle de variable d'ajustement. Par conséquent, nous pourrions envisager que

l'ensemble des modes de garde formelle pourrait être sujet à pénurie.

Mais, dans notre analyse, comme dans un bon nombre de travaux, les contraintes liées à l'offre de garde formelle se limitent aux contraintes liées à l'offre de garde collective, et ce en raison des données disponibles. Par conséquent, seule l'offre de garde collective est supposée sujette à pénurie, ce qui revient à considérer que la garde par une nourrice est une option qui est toujours à portée des parents, à condition que ceux-ci soient disposés à payer le prix demandé pour obtenir ce service. Cette hypothèse est critiquable car, dans la réalité, il n'est pas évident que toutes les mères, prêtes à payer le tarif demandé, puissent employer une nourrice ; ces femmes devraient alors être considérées comme étant rationnées. Néanmoins, faute de données disponibles sur l'existence de nourrices, seules les contraintes d'offre relatives à la garde collective sont étudiées, à la manière de ce que font la quasi-totalité des auteurs.

Outre cette hypothèse, qui restreint la pénurie en garde d'enfants aux modes de garde collectifs, nous ne distinguons pas les structures collectives selon qu'elles sont publiques ou privées ; en d'autres termes, les deux types de garde sont pris en compte dans l'analyse mais les différences qui pourraient exister entre la garde publique et la garde privée sont ignorées. Ce choix nous conduit à faire l'hypothèse, simplificatrice, que la demande des mères porte sur une place (ou plusieurs si elles ont plusieurs enfants en âge d'être gardés) dans une structure collective, qu'elle soit publique ou privée.

Une autre hypothèse simplificatrice de notre analyse tient au traitement accordé au prix de la garde formelle, comme nous allons le voir maintenant.

### **1.3.1.2 L'hypothèse relative au prix de la garde d'enfants**

Dans le modèle de rationnement discret avec règles de priorité, que nous allons transposer à notre cas d'étude, le prix du service analysé est supposé unique. Ce n'est pas le cas, du moins pour le Luxembourg, des structures collectives d'accueil de jeunes enfants. En l'occurrence, pour les services collectifs subventionnés, les organismes qui subventionnent ces services imposent, en contre partie, l'application de tarifs différents selon certaines caractéristiques familiales, dont notamment les

revenus. Dès lors, une place dans une structure collective n'a pas le même prix selon ces caractéristiques.

Au Luxembourg<sup>48</sup>, pour ce qui est des structures collectives **publiques**, la contribution financière demandée aux parents dépend de leurs revenus, ainsi que du nombre d'enfants à charge que compte la famille. Quant aux structures collectives **privées**, il n'est pas non plus possible de considérer que le prix d'une place y est unique : l'Etat y sous-loue des places aux familles à bas revenus n'ayant pas pu obtenir de place dans les structures collectives publiques, et cette sous-location se fait selon les règles tarifaires en vigueur dans les structures publiques<sup>49</sup>. Ainsi, une place dans le privé aura un prix différent selon que la famille appartient ou non à la catégorie des familles à bas revenus bénéficiant du système de sous-location par l'Etat, et, pour les places sous-louées, le prix ne sera pas le même selon les revenus et le nombre d'enfants à charge des familles qui bénéficient de ces places.

En conséquence, dans notre cas, tant dans les structures collectives publiques que dans les structures collectives privées, le rationnement individuel n'est pas indépendant ni des revenus du ménage dans lequel vit la mère, et donc, par là, de son offre de travail, ni du nombre d'enfants à charge. Par exemple, imaginons une mère rationnée au prix  $p_1$ , prix qui lui est demandé compte tenu notamment des revenus de son ménage. Toutes choses égales par ailleurs, supposons que suite à une modification de son offre de travail, les revenus de son ménage augmentent de sorte que le prix  $p_2$  qui lui est maintenant demandé est supérieur à  $p_1$ . A ce nouveau prix, la mère en question n'est plus disposée à payer le tarif exigé : elle ne peut donc pas être considérée comme étant rationnée<sup>50</sup>. L'existence de tarifs différents pour un même service amène donc à préciser, de la façon suivante, la définition du rationnement individuel discret avec règles de priorité : sont rationnées les mères qui, au prix qui leur serait demandé compte tenu de leurs caractéristiques, seraient disposées à payer

---

<sup>48</sup>L'annexe B présente, entre autres, des informations sur les subventions accordées par l'Etat luxembourgeois aux structures collectives d'accueil de jeunes enfants. L'annexe C, elle, fournit des informations sur la tarification de la garde d'enfants au G-D de Luxembourg.

<sup>49</sup>Pour des précisions quant au système de sous-location des places par l'Etat, voir l'annexe B.

<sup>50</sup>Comme le souligne Blau (2001b), cette situation où des prix trop élevés au regard de ce que certaines mères sont disposées à payer constitue certes un problème social, parce que cette situation aboutit à écarter certains enfants des structures d'accueil, mais, du point de vue de l'analyse économique, ce n'est pas un problème de rationnement.

mais qui n'obtiennent pas la place demandée, faute d'offre suffisante.

Cependant, lors de la transposition à la garde collective du modèle de rationnement discret avec règles de priorité et à l'instar des autres auteurs, nous laissons de côté l'existence de tarifs différents pour un même service. Le prix de la garde d'enfants est ainsi supposé fixe et exogène aux décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde d'enfants.

Nous présentons maintenant une application à la garde collective du modèle de rationnement discret avec règles de priorité. Comme nous allons le voir, cette application permet de souligner les caractéristiques particulières de l'offre de garde collective.

### **1.3.2 Une application à la garde collective du modèle de rationnement discret avec règles de priorité**

L'examen de la littérature relative au rationnement nous enseigne que le type de modèles de rationnement adapté à notre objet d'étude est le *modèle de rationnement discret avec règles de priorité*. En effet, dans le cas de l'offre de garde collective, d'une part, c'est bien une place (ou plusieurs selon le nombre d'enfants) dans une structure qui est offerte/demandée, et non pas une quantité divisible à volonté et d'autre part, l'allocation des places disponibles entre les différents demandeurs obéit à des règles de priorité. Dans ce modèle, sont alors définis comme étant rationnés les individus qui seraient disposés à payer le prix demandé pour bénéficier du service, mais que la méthode de rationnement exclut faute d'offre suffisante.

Ce paragraphe met en exergue les particularités de l'offre de garde collective au regard du cas général envisagé dans la littérature relative au rationnement discret avec règles de priorité, ainsi que leurs conséquences sur la détermination du rationnement individuel. Au préalable, le premier point offre une présentation générale du modèle de rationnement discret avec règles de priorité. L'objectif est essentiellement illustratif; les particularités de notre cadre d'étude sont, à ce stade, volontairement laissées de côté. Dans le deuxième point, en transposant le cadre général à notre objet d'étude, nous soulignons que l'offre de garde collective se caractérise, d'une

part, par la co-existence de plusieurs méthodes de rationnement et, d'autre part, par des règles de priorité définies de telle façon que les mères ne peuvent être classées les unes par rapport aux autres. Une autre caractéristique particulière de l'offre de garde collective est son immobilité géographique, caractéristique qui fait l'objet du troisième point.

### 1.3.2.1 Présentation du cas général

Notre présentation du modèle de rationnement discret avec règles de priorité s'inspire de la présentation du cas général envisagé par Moulin (2001).

Une situation de **rationnement discret** entre les mères  $i = (1, 2, \dots, N)$  est définie par une série de demandes individuelles  $X = (x_1, x_2, \dots, x_N)$  telles que  $x_i$  peut prendre un nombre fini de valeurs positives<sup>51</sup>, et un nombre global et fixe  $q$  de places dans les services de garde d'enfants à répartir entre les mères, tel que la quantité  $q$  est insuffisante pour satisfaire l'ensemble des demandes, soit<sup>52</sup> :

$$q < \sum_{i=1}^N x_i \quad (1.38)$$

La façon dont le nombre de places  $q$  est réparti entre les  $N$  mères est définie par la **méthode de rationnement**. La méthode de rationnement détermine, pour chacune des mères de  $N$ , si elles obtiennent ou non la ou les places demandées (noté  $y_i$ ). Dans le cas où la mère  $i$  a obtenu la ou les places demandées (i.e.  $y_i = x_i$ ), elle n'est pas rationnée ; au contraire, dans le cas où la mère  $i$  n'a pas obtenu ce qu'elle avait demandé, elle est rationnée ( $y_i < x_i$ ).

La méthode de rationnement est fondée sur les règles de priorité. Ces règles de priorité sont supposées être définies de telle manière qu'il est possible de classer l'ensemble des mères par ordre de priorité. Soit  $\sigma$  l'ordre de priorité de l'ensemble des mères ( $i = (1, 2, \dots, N)$ ) :  $\sigma(1) = i$  signifie que la mère  $i$  a la priorité de rang 1 parmi l'ensemble des mères,  $\sigma(2) = j$  signifie que la mère  $j$  a la priorité de rang 2 parmi l'ensemble des mères, etc. L'ordre de priorité est supposé être une relation transitive

---

<sup>51</sup> $x_i = 1$  signifie que la mère demande une place dans un structure collective,  $x_i = 2$  signifie que la mère demande deux places, etc.

<sup>52</sup>Le prix est ici normalisé à l'unité.

et complète : d'une part, si  $i$  a un degré de priorité supérieur à  $j$  et si  $j$  a un degré de priorité supérieur à  $k$ , alors  $i$  a un degré de priorité supérieur à  $k$  et, d'autre part, l'ensemble des mères  $i = (1, 2, \dots, N)$  est classé. Ces hypothèses relatives à l'ordre de priorité<sup>53</sup> permettent de conclure quant au rationnement individuel. En outre, l'ordre de priorité est supposé être exogène au modèle.

Notons  $r_\sigma(N, q, X)$  la méthode de rationnement associée à l'ordre de priorité  $\sigma$  de  $N$ <sup>54</sup>. La méthode de rationnement définit ce que reçoit chaque mère, et en particulier la mère  $i$ , soit :

$$y_i = r_\sigma(N, q, X) \quad (1.39)$$

Dès lors que le nombre de places  $q$ , la série de demandes individuelles  $X$  et l'ordre de priorité  $\sigma$  de  $N$  sont connus, il est possible d'identifier les mères qui sont servies au niveau de leur demande individuelle ( $y_i = x_i$ ), et qui ne sont donc pas rationnées, ainsi que celles qui n'obtiennent pas la(les) place(s) demandée(s) ( $y_i < x_i$ ) et qui sont donc rationnées. En effet, comme le souligne Moulin (2001), il existe un nombre unique  $i^*$ ,  $0 \leq i^* \leq N$ , à partir duquel il est possible déterminer ce que reçoit chaque mère ( $y_i$ ), soit :

$$\sum_{i=1}^{i^*} x_i \leq q < \sum_{i=1}^{i^*+1} x_i$$

avec :

$$\begin{aligned} y_i &= x_i \quad \forall \{i = 1, \dots, i^*\} \\ y_{i^*+1} &= q - \sum_{i=1}^{i^*} x_i \\ y_j &= 0 \quad \forall \{j = i^* + 2, \dots, N\} \end{aligned}$$

Toutes les mères du sous-ensemble  $\{i = 1, \dots, i^* + 1\}$  de  $N$  sont servies à la hauteur de leur demande : elles ne sont donc pas rationnées. Les autres femmes, au

---

<sup>53</sup>Comme nous allons le voir par la suite, ces hypothèses sont remises en cause dans notre cas.

<sup>54</sup>La méthode de rationnement dépend à la fois du nombre de mères et de la série de demandes individuelles : les deux ne sont pas forcément équivalentes puisque chacune des mères peut demander une ou plusieurs places, soit :

$$N \leq \sum_{i=1}^N x_i$$

contraire, sont rationnées puisqu'elles voient leur demande non (entièrement) satisfaite.

Pour l'instant, nous avons exposé le cas général du modèle de rationnement discret avec règles de priorité en ignorant volontairement les caractéristiques particulières de l'offre de garde collective. Mais au regard du cas général envisagé dans la littérature, l'offre de garde collective se distingue par la co-existence de plusieurs méthodes de rationnement, par la façon dont sont définies les règles de priorité et par son immobilité géographique. Le point suivant est consacré aux deux premières particularités, et notamment à leurs conséquences sur la détermination du rationnement individuel.

### **1.3.2.2 La co-existence de plusieurs méthode de rationnement et la définition des règles de priorité remettent en cause l'hypothèse d'un ordre de priorité unique, transitif et exogène**

Le processus d'allocation des places disponibles dans les structures collectives entre les demandeurs diffère, dans le cas luxembourgeois du moins, selon le type de structures collectives (i.e. structures collectives publiques ou privées). En d'autres termes, chaque type de structures collectives est caractérisé par sa propre méthode de rationnement<sup>55</sup>. En l'occurrence, au Luxembourg, dans le secteur **public**, les règles de priorité portent sur les caractéristiques suivantes :

- la commune de résidence
- le type de famille (monoparentale ou biparentale)
- la situation d'activité professionnelle du/des parents
- les revenus de la famille
- la présence d'un enfant déjà admis au sein de la structure

Notons que ces caractéristiques ne sont pas classées par ordre d'importance, puisqu'un tel ordre n'existe pas.

---

<sup>55</sup>Voir l'annexe G pour davantage de détails quant aux règles de priorité dans les structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg.



Le secteur **privé**, lui, n'applique pas de critères d'admission prioritaire relatifs à la situation familiale ou financière des familles, ou encore à leur lieu de résidence. Dans ces structures, l'allocation des places disponibles se fait uniquement selon la règle « *premier inscrit, premier servi* » ; c'est donc la position sur la liste d'inscription, si elle existe, qui constitue une condition d'admission prioritaire.

Dans notre cadre d'étude, puisque deux types de structures existent, chacune ayant des règles de priorité différentes, ce sont donc deux méthodes de rationnement qui co-existent, telles que :

$$r_\alpha(N, q_{pub}, X) \neq r_\beta(N, q_{priv}, X) \quad (1.40)$$

$$\text{avec } (q_{pub} + q_{priv}) = q < \sum_{i=1}^N x_i$$

Il en résulte que le rang de priorité de chacune des mères peut être différent d'un type de structures à un autre puisque la méthode de rationnement n'est pas la même selon le type de structures<sup>56</sup>. En particulier, la mère  $i$  peut avoir un rang de priorité dans le secteur public ( $\alpha$ ) qui soit différent de son rang dans le secteur privé ( $\beta$ ), c'est-à-dire :

$$\left. \begin{array}{l} \alpha(r) = i \\ \beta(t) = i \end{array} \right\} r \neq t$$

En outre, la façon dont sont définies les règles de priorité ne permet pas d'ordonner l'ensemble des mères les une par rapport aux autres. En effet, dans le secteur public, ces règles sont édictées de telle façon qu'elles ne permettent pas de classer (par ordre décroissant de priorité) les mères au sein du groupe des mères dont les caractéristiques sont reconnues comme étant prioritaires. Il est certes possible d'opposer les prioritaires aux non prioritaires (par exemple, en scindant les mères selon leur situation familiale, i.e. les mères isolées d'un côté et les autres mères d'un autre côté) mais il n'est pas possible d'ordonner de façon hiérarchique les mères bénéficiant de priorités d'admission. En l'occurrence, la façon dont sont édictées les conditions

---

<sup>56</sup>Pour l'instant, par souci de simplification, les conséquences, sur le rang de priorité, de l'immobilité géographique de l'offre de garde d'enfants sont laissées de côté. Ces conséquences seront discutées ultérieurement, dans le point 1.3.2.3.

d'admission prioritaire dans le secteur public ne permet pas de déterminer qui de la mère isolée ou de la mère vivant dans une famille biparentale à bas revenus est classée avant l'autre. En d'autres termes, l'examen des caractéristiques des mères au regard des règles de priorité dans le secteur public permet seulement d'identifier les mères prioritaires parmi l'ensemble des mères, mais cet examen ne permet pas de toutes les ordonner les unes par rapport aux autres.

Ainsi, la co-existence de deux méthodes de rationnement, parce qu'elle conduit à deux ordres de priorité, et la définition des règles de priorité, parce qu'elle ne permet pas de classer par ordre de priorité l'ensemble des mères les unes par rapport aux autres, ont pour conséquence de mettre en cause l'hypothèse du modèle général d'un ordre de priorité unique et transitif. Or la détermination de ce que reçoit chaque mère ( $y_i$ ), et donc le rationnement individuel, est conditionnée au respect de cette hypothèse. Comme nous l'expliquerons dans le prochain paragraphe, ce constat nous amène à laisser de côté une définition binaire du rationnement, opposant les non rationnées aux rationnées, pour passer à une définition en termes de chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite.

Enfin, la définition des règles de priorité dans le secteur public a pour conséquence de rendre l'ordre de priorité endogène à l'offre de travail des mères. En effet, dans le secteur public, une priorité d'admission porte sur le statut professionnel et une autre sur les revenus du ménage (liés à la situation d'emploi de la mère). Par conséquent, puisque le fait de travailler ou non entre dans la définition des règles de priorité dans le secteur public (directement via la priorité accordé aux femmes en emploi et indirectement via leurs revenus), alors qu'il s'agit du comportement que l'on cherche à expliquer, cet ordre ne peut pas être considéré comme étant exogène<sup>57</sup>.

Une autre caractéristique particulière de notre objet d'étude tient à son immobilité géographique. Le point suivant lui est spécifiquement consacré.

---

<sup>57</sup>Nous verrons dans le chapitre 3 comment nous traitons le caractère endogène, à l'offre de travail des mères, des règles de priorité dans le secteur public.

### 1.3.2.3 L'immobilité géographique de l'offre de garde d'enfants

Une autre singularité de notre objet d'étude<sup>58</sup> réside en l'immobilité géographique de l'offre de garde collective. En effet, l'offre de garde collective est uniquement disponible sur les divers lieux de sa production, les structures collectives ; c'est aux parents qu'il revient de se rendre sur les divers lieux où ce service est offert.

Du fait de cette particularité, puisque c'est aux parents qu'il incombe de se déplacer jusqu'aux structures collectives, la proximité de ces structures vis-à-vis de leur domicile et/ou de leur(s) lieu(x) de travail s'avère être un élément potentiellement déterminant de leur choix du(des) service(s) auquel(auxquels) confier leurs enfants, voire du choix de faire garder leurs enfants, et donc de travailler. Nous supposons que, pour des raisons de commodités, les parents préfèrent vraisemblablement faire garder leurs enfants dans une structure située à proximité de leur domicile et/ou de leur(s) lieu(x) de travail éventuel(s)<sup>59</sup>.

Compte tenu de cette hypothèse, à l'instar de Del Boca et Vuri (2007), il est raisonnable de considérer que, pour une mère, le fait de ne disposer d'aucune place libre à proximité de ses lieux de vie témoigne de contraintes d'offre en services de garde d'enfants, même si des places libres sont disponibles dans des structures localisées à d'autres endroits. Par conséquent, la localisation des services de garde d'enfants vis-à-vis du domicile des parents et/ou de leur(s) lieu(x) de travail et le

---

<sup>58</sup>Dans le cas classique, l'offre de biens est généralement supposée disponible en tous points du marché grâce à l'activité de distribution qui l'y rend présente quels que soient les lieux de production. Ce n'est cependant pas toujours le cas des services (par exemple, peu de coiffeurs viennent à domicile, peu de moniteurs de tennis se déplacent...).

<sup>59</sup>Cette assertion n'est pas nécessairement vraie pour tous les parents. Par exemple, pour les parents qui travaillent et qui ont des horaires dits atypiques, la proximité d'un autre mode de garde d'enfants en mesure de prendre le relais de la structure collective pourrait être un élément déterminant du choix du service de garde, même si celui-ci est plus éloigné du domicile et/ou du lieu de travail que d'autres services. Pour simplifier, nous laissons de côté ces cas particuliers. Nous supposons ici que les parents préfèrent aux autres services ceux qui sont situés à proximité de leur domicile et/ou de leur(s) lieu(x) de travail.

fait, pour une mère, d'obtenir ou non la ou les places demandées peuvent être liés<sup>60</sup>.

En outre, l'application des règles de priorité ne se fait pas à un niveau agrégé, pour l'ensemble des structures d'un type donné, mais par chacune des structures d'un type donné. En conséquence, il apparaît que la mise en oeuvre, par chacune des structures, des règles de priorité entre en relation avec la demande locale, et donc avec les caractéristiques en termes de règles de priorité de la population locale des demandeurs. Lorsque la distribution, dans la population locale des demandeurs, des caractéristiques en termes de priorité est telle qu'il existe un grand nombre de demandeurs considérés comme prioritaires, certaines mères pourraient ne pas obtenir de places ; a contrario, lorsque la population locale de demandeurs comporte peu (ou pas) de mères répondant aux critères d'admission prioritaire, les chances, pour les mères non prioritaires, de voir leur demande non satisfaite sont moindres. La relation entre, d'un côté, les règles de priorité et, d'un autre côté, les caractéristiques de la population locale des demandeurs au regard de ces règles pourrait expliquer des situations où, bien que répondant à des critères d'admission prioritaire, certaines mères voient néanmoins leur demande non satisfaite alors que d'autres mères, qui n'ont pas de caractéristiques prioritaires, ont obtenu la ou les places demandées, ceci parce qu'elles résident dans un endroit où le nombre de demandeurs prioritaires parmi l'ensemble des demandeurs est faible.

Pour résumer ce paragraphe, nous avons vu que, en plus des déterminants mis en évidence dans la littérature spécialisée, à savoir le nombre de places disponibles, le nombre de demandeurs, le nombre de places demandées et les règles de priorité, le rationnement individuel en garde d'enfants dépend également de l'interaction entre les règles de priorité et les caractéristiques de la population des demandeurs au regard de ces règles de priorité, et de la localisation géographique des structures collectives vis-à-vis du domicile et du(des) lieu(x) de travail éventuel(s). Mais, compte tenu

---

<sup>60</sup>Comme nous l'avons vu dans la section précédente, l'existence de cette relation est soulignée par Del Boca et Vuri (2007) : ces auteurs indiquent en effet que la distance entre, d'une part, les structures d'accueil de jeunes enfants et, d'autre part, le domicile des parents et leur(s) lieu(x) de travail éventuel(s) constitue un élément déterminant dans la définition du rationnement en services de garde d'enfants. Cependant, elles n'intègrent pas, à leur modèle, cette distance, de quelque manière que ce soit.

des caractéristiques particulières de l'offre de garde d'enfants, il n'est pas possible de procéder de la même façon que dans le cas général pour définir le rationnement individuel. Il nous reste alors maintenant à présenter la façon dont nous comptons contourner ce problème, en vue d'intégrer, à notre analyse, les contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants. C'est l'objet du paragraphe suivant.

### **1.3.3 La définition d'un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, d'obtenir une place pour chacun de ses enfants**

Dans le cas général du modèle de rationnement discret avec règles de priorité, le rationnement individuel dépend du nombre de demandeurs, de la quantité de bien ou service disponible, de la quantité de bien ou service demandée et des règles de priorité. Dans le cas particulier de notre analyse, d'autres éléments entrent en jeu, à savoir :

- l'interaction des règles de priorité avec la distribution, dans la population des demandeurs, des caractéristiques reconnues comme étant prioritaires,
- la localisation des points d'offre par rapport au domicile des parents et à leur(s) lieu(x) de travail éventuel(s).

Mais parce que, dans notre cas, la condition d'un ordre de priorité unique et transitif n'est pas remplie, il n'est pas possible de parvenir à conclure quant au rationnement individuel. Pour contourner cette difficulté et conserver les déterminants particuliers mis en exergue ici, nous avons abandonné l'idée d'une mesure binaire du rationnement individuel, qui opposerait les mères rationnées à celles qui ne le sont pas, au profit d'une mesure en termes d'intensité. Plus précisément, nous avons mis au point un instrument original de mesure des chances, qu'a chaque mère, d'obtenir la ou les places demandée(s). Plus la valeur de cet instrument est importante et plus

les chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite le sont également<sup>61</sup>.

Nous expliquons, en premier, la démarche qui nous a amenée à définir un instrument de mesure des chances, pour chaque mère, de voir sa demande satisfaite. Puis, nous précisons la définition de cet indicateur.

### **1.3.3.1 Le recours à un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, de voir sa demande satisfaite**

L'application, à la garde collective, du modèle classique de rationnement discret avec règles de priorité nous a permis de mettre en évidence les déterminants spécifiques du rationnement individuel en garde collective. Cet exercice nous a également amenée à souligner que, compte tenu des caractéristiques particulières de la garde collective au regard du cas plus général envisagé dans la littérature, il n'est pas possible d'ordonner l'ensemble des mères par rang de priorité ; or, dans le modèle classique, cette condition doit nécessairement être remplie pour pouvoir identifier les individus rationnés et les individus non rationnés.

Afin de contourner cet obstacle, pour parvenir néanmoins à proposer une mesure satisfaisante des contraintes d'offre de garde formelle, nous sommes passée à une mesure des chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite. De ce point de vue, notre démarche s'inscrit donc dans celle de Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008), Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006) ou encore Del Boca et Vuri (2007). Mais la façon dont nous définissons les chances, pour chaque mère, d'obtenir la ou les places demandées nous distingue de ces auteurs sous deux principaux aspects. En premier lieu, nous ne nous contentons pas de considérer que la demande des mères porte sur une seule place, supposée être pour le plus jeune enfant. Dans notre analyse, nous considérons en effet qu'une mère demande une place dans un service de garde d'enfants pour chacun de ses enfants en âge d'être gardés (et donc pas seulement

---

<sup>61</sup>En utilisant un indicateur des chances, pour les mères, d'obtenir la(les) place(s) demandée(s), notre approche rejoint celles de Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008), Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006) et Del Boca et Vuri (2007), approches présentées dans la section précédente. Mais, comme nous le verrons, nous nous distinguons toutefois de ces auteurs en ce que nous n'assimilons pas les chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite à une mesure du déséquilibre entre l'offre et la demande agrégées au niveau local.

le plus jeune). En second lieu, contrairement à ces auteurs, nous n'assimilons pas les chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite à un indicateur du degré d'adéquation entre l'offre et la demande agrégées au niveau local.

En l'occurrence, comme souligné précédemment, nous supposons que les chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite dépendent :

- des capacités d'accueil des structures collectives
- du nombre de demandeurs et du nombre de places demandées
- des règles de priorité
- de l'interaction des règles de priorité avec la distribution, dans la population des demandeurs, des caractéristiques reconnues comme étant prioritaires,
- de la localisation des services de garde d'enfants par rapport aux lieux de vie des parents.

Les chances, pour une mère ayant telle et telle caractéristiques au regard des règles de priorité, d'obtenir la ou les places demandées peuvent être différentes d'une structure à une autre en raison, d'un côté, de l'hétérogénéité des capacités d'accueil des structures collectives et, d'un autre côté, de l'hétérogénéité des demandeurs (i.e. leur nombre, la quantité de places demandées et les caractéristiques de ces personnes au regard des règles de priorité).

Soient  $t = 1, \dots, T$  types de mères, types définis au regard des règles de priorité existants dans les structures d'accueil de jeunes enfants. Les probabilités, pour une mère de type  $t$ , d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans chaque structure  $c$  ( $c = 1, \dots, C$  structures collectives) peuvent être représentées sous la forme d'un tableau  $\mathcal{P}$  à double entrée, où chaque ligne correspond à un type  $t$  de mères, chaque colonne correspond à une structure collective  $c$  et chaque élément correspond à la probabilité de la mère de type  $t$  d'obtenir la(les) place(s) dans  $c$ , tel que :

$$\mathcal{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1C} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2C} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{T1} & p_{T2} & \cdots & p_{TC} \end{pmatrix}$$

Afin de tenir compte de la dimension locale, nous ne nous limitons pas aux

structures implantées dans la localité de résidence. Notre hypothèse est en effet que les décisions des mères en matière d'emploi et de garde d'enfants pourraient être affectées non seulement par l'offre de garde collective de la localité de résidence, et du(des) lieu(x) de travail éventuel(s) mais également, à des degrés divers, par celle des autres localités du pays (à un degré fort s'il s'agit de structures localisées à proximité des lieux de vie des familles, à un degré nul s'il s'agit de structures très éloignées). Afin de tenir compte de cette hypothèse, notre indicateur est défini à partir de l'**ensemble des structures collectives existantes**<sup>62</sup>.

Ce choix conduit donc à devoir synthétiser les chances qu'a une mère d'un type donné de voir sa demande satisfaite. Pour cela, nous avons envisagé de calculer une somme pondérée de ces probabilités, avec une pondération qui dépend de la proximité entre les structures collectives et le domicile familial et le(s) lieu(x) de travail éventuel(s). L'indicateur synthétique des probabilités, pour une mère  $i$  de type  $t$ , de voir sa demande satisfaite pourrait alors être défini de la façon suivante :

$$I_{it} = \sum_{c=1}^C w_{itc} \times p_{tc} \quad (1.41)$$

où  $p_{tc}$  désigne les chances pour une mère de type  $t$  de voir sa demande satisfaite et  $w_{itc}$  désigne le poids affecté à cette probabilité. La probabilité  $p_{tc}$  n'a pas d'indice  $i$  puisque nous supposons que les mères d'un même type  $t$  ont des chances identiques d'obtenir la ou les places demandées dans  $c$ .

Bien que calculé à partir de probabilités (les  $p_{tc}$ ), l'indicateur synthétique ainsi défini n'est pas une probabilité : il n'est pas borné à 1, mais admet par contre une limite inférieure en 0. Plus la valeur de cet indicateur sera importante, plus les chances pour une mère de voir sa demande satisfaite le seront également.

Nous expliquons maintenant la démarche que nous avons suivie pour choisir les pondérations affectées aux probabilités.

---

<sup>62</sup>Comme nous le verrons ci-après, le poids des structures collectives dans l'indicateur diffère selon leur proximité aux lieux de vie des familles.



### 1.3.3.2 Les pondérations affectées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées

La prise en compte, dans notre analyse, de la dimension locale ne peut pas se limiter à définir l'offre de garde collective à laquelle les mères font face comme étant l'offre de leur localité de résidence, à la manière de ce que font les auteurs de la littérature spécialisée puisque nous supposons que l'offre de garde collective des localités autres que la localité de résidence est également en mesure d'exercer un impact sur l'offre de travail des mères. C'est la raison pour laquelle l'ensemble de structures collectives est intégré au calcul de l'indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, d'obtenir une place pour chacun de ses enfants, avec un poids supposé différent selon la proximité de la structure collective aux lieux de vie de la famille.

Il s'agit ici de discuter de la définition des pondérations affectées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées. Au préalable, nous précisons que, dans notre analyse, la proximité est mesurée par les distances à vol d'oiseau.

#### *La proximité mesurée au moyen de distances à vol d'oiseau*

Pour des raisons liées aux données disponibles, la proximité entre les lieux de vie des familles et les structures collectives est mesurée par les distances à vol d'oiseau.

L'emploi de distances à vol d'oiseau présente l'inconvénient d'ignorer les différences d'accessibilité pouvant exister entre, d'une part, les structures collectives et, d'autre part, le domicile parental et/ou le(s) lieu(x) de travail éventuel(s). Certaines structures proches, en termes de distance à vol d'oiseau, du lieu de résidence et/ou du(des) lieu(x) de travail éventuel(s) pourraient, en fait, s'avérer fort éloignées en termes de temps. En effet, pour une même famille, la durée nécessaire pour réaliser un même trajet peut être très variable au cours d'une journée (en raison du trafic routier), et donc selon les horaires de travail du ou des parents. En outre, pour des parents différents, la durée de trajet peut ne pas être la même pour des trajets de mêmes distances (du fait, par exemple, d'infrastructures routières différentes). Ce-

pendant, il n'existe pas de données nous renseignant sur les durées des trajets<sup>63</sup> ; les données relatives aux distances séparant les différentes communes du Luxembourg sont en revanche disponibles. Pour cela, nous utilisons donc les distances à vol d'oiseau entre les communes du Luxembourg pour apprécier la proximité entre les services de garde d'enfants et les lieux de vie des familles.

### *Les pondérations affectées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées*

En premier lieu, nous avons songé à pondérer les probabilités, pour une mère, d'obtenir une place pour chacun de ses enfants par une fonction décroissante de la distance entre le domicile familial et la structure d'accueil, mais également par la distance entre le ou les lieux de travail éventuels et la structure collective : nous aurions alors accordé un poids plus élevé aux structures situées à proximité du domicile des parents, ainsi qu'à celles situées près du lieu de travail du ou des parents s'ils exercent une activité professionnelle.

Mais pondérer de cette façon les probabilités d'obtenir la ou les places demandées reviendrait à accroître par construction la valeur de l'indicateur dans les cas où les deux parents travaillent, relativement aux cas où seul l'un des parents travaille, et a fortiori dans les cas où aucun des parents ne travaille. En conséquence, toutes choses égales par ailleurs, dès lors que la famille compte au moins un actif occupé, les pondérations associées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées définies de cette façon seraient plus importantes, et la valeur de l'indicateur synthétique serait alors plus élevée, relativement au cas où la famille ne compte aucun actif occupé. Le risque aurait alors été, une fois que nous serions passée à l'analyse, de mal interpréter l'effet de l'indicateur synthétique des probabilités d'obtenir la ou les places demandées. Nous aurions par exemple pu être amenée à conclure que l'impact, sur l'offre de travail des mères, de l'augmentation de l'indicateur synthétique est positif alors que, en réalité, c'est par construction que la valeur de l'indicateur aurait été plus forte pour ces femmes que pour les autres femmes.

En outre, l'emploi du lieu de travail de la mère pour calculer les pondérations

---

<sup>63</sup>Le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, panel sur lequel est fondé notre analyse empirique, ne contient pas d'informations sur les horaires de travail du ou des parents, et pas non plus sur le trafic routier.

affectées aux chances d'obtenir la ou les places demandées aurait posé un problème d'endogénéité au sens où, pour expliquer l'offre de travail des mères, nous aurions utilisé un facteur explicatif construit à partir de la situation des mères en termes d'emploi.

Pour ces raisons, pour déterminer les pondérations affectées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées, nous retenons uniquement les distances entre la commune de résidence des familles et chacune des communes d'implantation de structures d'accueil de jeunes enfants. Puisque, par définition, les types  $t = 1, \dots, T$  de mères au regard des règles de priorité intègrent, entre autres caractéristiques, leur commune de résidence, la distance entre la commune de résidence et la commune d'implantation de la structure collective  $c$  est la même pour toutes les mères d'un type  $t$ .

L'indicateur synthétique, pour une mère de type  $t$ , des probabilités d'obtenir une place pour chacun de ses enfants, noté  $I_t$ , s'exprime donc maintenant de la façon suivante :

$$I_t = \sum_{c=1}^C w(d_{tc}) \times p_{tc} \quad (1.42)$$

où  $d_{tc}$  est la distance entre le domicile d'une mère de type  $t$  et la structure collective  $c$  et  $w(d_{tc})$  est la fonction de pondération.

La fonction de pondération  $w(d_{tc})$  est supposée être une fonction décroissante de la distance entre le domicile des mères et les structures collectives. En premier lieu, nous avons pensé à une fonction satisfaisant les propriétés suivantes :

- (i) les structures collectives situées dans la même localité de résidence que celle de la mère comptent intégralement dans le calcul de l'indicateur, c'est-à-dire que leur poids est égal à l'unité :  $w(d_{tc}) = 1$  pour  $d_{tc} = 0$ .
- (ii) le poids d'une structure collective diminue à mesure que la distance entre le domicile de la mère et la structure en question augmente :  $\partial w(d_{tc}) / \partial d_{tc} < 0$ .
- (iii) La fonction de pondération tend vers un minimum :  $\partial^2 w(d_{tc}) / \partial^2 d_{tc} < 0$ .

Mais nous ne disposons pas d'éléments théoriques nous permettant de déterminer à quel rythme décroît l'intérêt que représente une structure collective en fonction de

sa distance au domicile familial, et donc à quel rythme devrait décroître la fonction de pondération  $w(d_{tc})$ .

En outre, d'autres types de relations entre, d'un côté, les préférences des mères en termes de localisation du mode de garde et, d'un autre côté, la distance entre le domicile familial et les structures collectives sont envisageables. Il se pourrait en effet qu'au lieu d'une décroissance supposée continue avec la distance, il y ait un seuil, au-delà duquel les mères ne sont pas disposées à faire garder leurs enfants : une fois cette distance seuil franchie, les pondérations passeraient brusquement à 0. A l'inverse, les mères pourraient être indifférentes aux structures situées avant une distance seuil et, une fois cette distance seuil franchie, leur intérêt pour les structures diminuerait avec la distance les séparant du domicile familial. Enfin, nous pouvons imaginé qu'en-dessous d'une certaine distance, les mères sont indifférentes à la distance séparant leur domicile des structures ; en revanche, au delà-de cette distance, les mères pourraient ne pas envisager de faire garder leurs enfants.

Dans le tableau 1.2, nous présentons les quatres relations que nous venons d'envisager et les fonctions de pondérations qui pourraient leur être associées. En l'absence d'éléments théoriques nous permettant de trancher en faveur de l'une ou l'autre de ces fonctions, notre choix de la fonction de pondération sera réalisé au moment de l'analyse empirique. A ce stade, nous nous contentons donc de postuler une fonction de pondération décroissante avec la distance.

TAB. 1.2: Hypothèses quant à la relation entre les préférences des mères en termes de localisation du mode de garde et fonctions de pondération associées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées

Hypothèse	Fonction de pondération
1 Les mères préfèrent confier leurs enfants à une structure implantée dans leur commune de résidence; l'intérêt qu'elles accordent aux structures collectives situées hors de leur commune de résidence décroît de façon continue avec la distance $d_{tc}$ .	$w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$
2 Les mères préfèrent confier leurs enfants à une structure implantée dans leur commune de résidence; il existe une distance seuil ( $\bar{D}$ ) au-delà de laquelle les mères n'envisagent pas de faire garder leurs enfants.	$w(d_{tc}) = \begin{cases} \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
3 Les mères sont indifférentes aux structures collectives situées avant une distance seuil ( $\bar{D}$ ); l'intérêt accordé aux structures localisées au-delà de cette distance seuil décroît de façon continue avec la distance $d_{tc}$ entre leur commune de résidence et les communes d'implantations des structures en question.	$w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{sinon} \end{cases}$
4 Les mères sont indifférentes aux structures situées avant une distance seuil ( $\bar{D}$ ); elles n'envisagent pas de confier leurs enfants à une structure située au-delà de cette distance seuil.	$w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

$\alpha, \beta, \bar{D} > 0$

Cette section visait à présenter la démarche que nous avons suivie pour appréhender les contraintes liées à l'offre de modes de garde dans notre analyse. L'application à la garde d'enfants du modèle de rationnement discret avec règles de priorité nous a permis de souligner les caractéristiques particulières de notre analyse, et leurs conséquences quant à la détermination du rationnement individuel. En l'occurrence, dans notre cas, il n'est pas possible d'ordonner les mères les unes par rapport aux autres. Or, dans le cas général, cette condition doit nécessairement être satisfaite pour pouvoir déterminer qui est rationné et qui ne l'est pas. Pour contourner cet obstacle, tout en tenant compte des particularités de la garde d'enfants, nous avons imaginé un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère d'un type donné (type défini au regard des règles de priorité), d'obtenir la ou les places demandées. Cet indicateur est défini comme la somme des probabilités qu'a une mère de voir sa demande satisfaite, compte tenu de ses caractéristiques en termes de règles de priorité, du nombre de places disponibles et du nombre de places demandées localement et des caractéristiques de la population locale des demandeurs en termes de règles de priorité ; ces probabilités sont pondérées par la proximité des structures par rapport au domicile des mères.

## 1.4 Conclusion du chapitre

Dans ce premier chapitre, nous avons mené une synthèse critique de la littérature théorique relative à la prise en compte des contraintes d'offre de garde formelle dans les modèles d'offre de travail des mères de jeunes enfants, et nous avons ensuite expliqué de quelle manière nous appréhendons ces contraintes.

S'agissant de la littérature spécialisée, les modèles utilisés par les auteurs s'inscrivent dans un cadre théorique commun, qui est celui d'un modèle standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants. Dans ces modèles, les mères sont supposées avoir le choix entre ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leur enfant ou bien travailler et confier leur enfant à un mode de garde non parental pendant toute la durée où elles travaillent. Les contraintes liées à l'offre de garde formelle sont supposées réduire les possibilités de recours à la garde formelle et donc, par ce biais, exercer un effet négatif sur l'offre de travail des mères ; cet effet désincitatif est d'autant plus important que les possibilités de recours à la garde informelle, substitut plus ou moins parfait à la garde formelle, sont inexistantes.

Nous avons choisi de structurer notre synthèse au regard de la façon dont les auteurs définissent, de façon plus ou moins explicite, les contraintes d'offre de garde formelle, et plus précisément au regard de la définition du rationnement en garde formelle. Nous avons ainsi pu opposer les analyses selon que le rationnement est défini à un niveau global ou à un niveau individuel ; et, parmi les analyses où le rationnement est défini à un niveau individuel, nous avons distingué les auteurs selon que le rationnement est continu, discret ou une combinaison des deux. Au terme de cette synthèse, nous avons conclu que deux dimensions importantes du rationnement en garde formelle sont prises en compte de façon insatisfaisante, voire, dans certains cas, totalement ignorées par les auteurs. Ces deux dimensions sont l'existence de règles de priorité d'une part, et la dimension locale d'autre part.

Cette conclusion, conjuguée à l'exploration de la littérature relative aux différents modèles de rationnement, nous a amenée à constater que le modèle de rationnement adapté à notre cas d'étude est le **modèle de rationnement discret avec règles de priorité**. L'application de ce modèle à la garde d'enfants nous a permis de mettre en évidence les déterminants spécifiques du rationnement individuel en garde d'enfants. Nous avons en effet souligné que, dans le cadre de notre analyse, le rationnement n'est

pas seulement lié aux capacités d'accueil, au nombre de demandeurs, au nombre de places demandées et aux règles de priorité (comme dans le cas plus général envisagé dans la littérature), mais il dépend également des caractéristiques de la population locale des demandeurs au regard des règles de priorité, ainsi que de la proximité des structures vis-à-vis du lieu de résidence des familles.

Cependant, en raison de la co-existence de systèmes de règles de priorité, et de la définition même de ces règles, l'hypothèse d'un ordre de priorité unique et transitif, nécessaire dans le cas général pour pouvoir déterminer qui est rationné et qui ne l'est pas, n'est pas vérifiée dans notre cas. Afin de contourner cette difficulté, et de tenir compte des caractéristiques particulières de la garde d'enfants, nous avons imaginé un instrument de mesure des chances, pour les mères, de voir leur demande satisfaite. Cet instrument est défini comme la somme des probabilités qu'a une mère d'obtenir la ou les places demandées, compte tenu du nombre de places disponibles et du nombre de places demandées localement, de ses caractéristiques et de celles de la population des demandeurs au regard des règles de priorité ; ces probabilités sont pondérées par la proximité des structures par rapport au domicile de la mère. Plus la valeur de cet indicateur sera importante, plus les chances, pour une mère, de voir sa demande satisfaite le seront également ; l'impact escompté, sur l'offre de travail, est positif.

Dans le chapitre suivant, nous poursuivons l'examen de la littérature spécialisée en examinant comment est analysé, de façon empirique, le rôle des contraintes liées à l'offre de garde formelle, et nous mettons en lumière les résultats obtenus par les auteurs.



## Chapitre 2

# L'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de garde d'enfants : revue de littérature empirique

L'introduction, dans les modèles théoriques, de l'existence de contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, renvoie, de façon plus ou moins implicite, à des définitions différentes du rationnement en services de garde d'enfants. Les auteurs se distinguent en effet selon que le rationnement en services de garde d'enfants est défini à un niveau global ou bien à un niveau individuel – dans ce cas, le rationnement peut être continu, discret, ou bien une combinaison des deux. Malgré ces définitions différentes, les façons de faire des auteurs se rejoignent puisque ces derniers considèrent tous que la disponibilité locale des services de garde d'enfants, définie par la mise en relation de l'offre et de la demande en services de garde agrégées au niveau local, rend compte des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants. En raison de ce point commun, les modèles des auteurs soulèvent ainsi des critiques identiques : en l'occurrence, le rôle des règles de priorité existantes dans les services de garde d'enfants, ainsi que la dimension locale du rationnement y sont traités de façon peu convainquante, voire, dans certains cas, entièrement ignorés.

L'analyse critique de la littérature spécialisée se poursuit dans ce chapitre. L'ob-

jectif est maintenant de déterminer de quelle façon l'impact, sur l'offre de travail féminine, des contraintes d'offre de services de garde d'enfants est analysé dans les travaux empiriques. Plus précisément, il s'agit, d'une part, de déterminer comment les auteurs mettent en oeuvre concrètement, dans leur modèle, l'indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants et, d'autre part, de mettre en lumière les résultats obtenus.

A cette fin, ce chapitre est organisé de la façon suivante. Nous commençons par préciser, dans la section 2.1, de quelle façon les auteurs s'y sont pris pour introduire, dans leurs modèles empiriques, les contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants. Puisque la grande majorité d'entre eux recourt à un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants, la mesure de cet indicateur, et plus précisément les éléments entrant dans le calcul de cet indicateur, font l'objet de la section 2.2. La section 2.3 est consacrée aux conclusions des auteurs quant à l'impact, sur l'offre de travail des femmes, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants.

## **2.1 L'introduction de contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants**

Pour tenir compte des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants, la plupart des auteurs intègre, dans leurs analyses empiriques, un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants. Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) empruntent une voie différente de celle de tous ces auteurs au sens où ils n'utilisent pas d'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants : ils se bornent à réduire l'éventail de modes de garde auquel sont confrontés les parents qui se sont heurtés à des contraintes liées à l'offre locale des modes de garde.

Afin de mettre en lumière les différences entre ces deux approches, cette section s'articule autour de deux paragraphes. Le premier paragraphe est consacré à l'approche qui consiste à utiliser un indicateur de disponibilité locale des modes de garde. La démarche de Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) consistant

à réduire, pour les mères confrontées aux contraintes d'offre de modes de garde d'enfants, l'éventail de choix de modes de garde d'enfants, fait l'objet du second paragraphe.

### **2.1.1 Les limites du recours à un indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants**

Les auteurs dont il est question dans ce paragraphe renoncent, implicitement, à utiliser la définition du fait, pour une mère, d'être rationnée en modes de garde d'enfants. C'est en revanche au moyen d'un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants que ces auteurs tiennent compte, dans leur modèle, des contraintes liées à l'offre de ce type de services. L'indicateur de disponibilité est fondé sur la confrontation entre les capacités d'accueil des services de garde d'enfants et la population en âge d'être gardée, comme nous l'expliquerons en détail infra<sup>1</sup>. Cet indicateur est ainsi supposé témoigner du degré d'inadéquation entre les capacités d'accueil et les besoins en garde d'enfants dans une zone donnée : plus la valeur de l'indicateur est basse, plus les chances d'obtenir une place dans une structure d'accueil sont supposées être faibles. Avec cette mesure, les auteurs considèrent donc que toutes les mères résidant dans la même zone géographique sont confrontées aux mêmes contraintes d'offre de services de garde d'enfants ; ils ignorent ainsi les différences qui peuvent exister entre les femmes.

Ce faisant, en utilisant cette mesure des contraintes d'offre de services de garde d'enfants, ces auteurs ne tiennent pas compte, d'une part, de la disposition des mères à payer le tarif demandé et, d'autre part, des règles de priorité, comme nous allons l'expliquer en détail dans ce paragraphe.

#### **2.1.1.1 La non prise en compte de la dimension relative à la disposition des mères à payer**

L'emploi d'une mesure de la disponibilité locale des modes de garde au lieu d'une mesure du rationnement individuel pour tenir compte des contraintes d'offre de services de garde conduit notamment à abandonner la dimension relative à la

---

<sup>1</sup>Voir la section 2.2, page 105.

disposition des mères à payer le tarif exigé. Cette limite, liée au choix d'un indicateur qui n'est pas celui dicté par la théorie, est liée aux données disponibles : comme nous allons le voir, d'une part, c'est une information qui n'est pas disponible dans les sources de données utilisées par les auteurs (et qui n'aurait donc pas pu être prise en compte si ces auteurs avaient cherché à mesurer le rationnement) et, d'autre part, les revenus du ménage, ainsi que le coût de la garde d'enfants, variables généralement introduites dans les analyses de ces auteurs, peuvent être considérés comme des approximations de la disposition des mères à payer le tarif qui leur est demandé.

En ce qui concerne les données, les auteurs fondent leur analyse sur l'association de données d'enquêtes menées auprès des ménages, qui les renseignent, dans la majorité des cas, sur le recours à un mode de garde formelle, et des données administratives relatives à l'offre locale de modes de garde d'enfants. Or les données relatives à l'utilisation de tel ou tel mode de garde ne peuvent pas être utilisées pour déterminer le consentement des mères de jeunes enfants à payer le tarif exigé pour obtenir une place : lorsque l'offre de modes de garde formelle n'est pas suffisante pour satisfaire l'ensemble de la demande, les familles qui recourent à la garde formelle sont bien celles qui étaient prêtes à en payer le prix et qui ont obtenu la place demandée ; mais, parmi les familles qui n'utilisent pas la garde formelle, on trouve à la fois les familles qui ont jugé ce type de garde trop onéreux et les familles qui, au contraire, étaient disposées à en payer le prix mais dont la demande n'a pas été satisfaite faute de places en nombre suffisant.

Pour connaître la disposition des mères à payer le tarif qui leur est demandé, la solution semble alors être celle d'une collecte de données ad hoc. A notre connaissance, seuls Zhou et Oishi (2005) ont suivi cette démarche. Pour déterminer la disposition des mères à payer en vue d'obtenir une place pour leur enfant, ces auteurs appliquent la méthode d'évaluation contingente, traditionnellement utilisée pour l'évaluation de biens environnementaux, pour lesquels il n'existe pas de marché, et donc pour lesquels on n'observe pas de transactions<sup>2</sup>. En résumé, afin de contourner le problème lié à ce que les transactions ne sont pas observées, le principe de la méthode d'évaluation contingente consiste à interroger directement les individus afin qu'ils révèlent leur consentement à payer pour bénéficier du bien ou du service en question.

---

<sup>2</sup>Pour un exposé de la méthode d'évaluation contingente, voir notamment Gourieroux (1998) ou Luchini (2002).

L'étude de Zhou et Oishi (2005) présente deux limites. En premier lieu, la manière dont ces auteurs appliquent la méthode d'évaluation contingente n'est pas conforme aux recommandations généralement faites par les experts de cette méthode<sup>3</sup>. En l'occurrence, alors qu'une des règles est de préférer une enquête en face à face aux autres modes d'administration d'enquête (cf. Bonnieux (1998)), Zhou et Oishi procèdent à une enquête par internet. De plus, il est généralement recommandé de décrire de façon précise le bien ou le service en question, ainsi que le contexte général, ce que Zhou et Oishi ne font pas. Pour justifier ce choix, les auteurs mettent en avant que ce sont des informations qui sont généralement bien connues des mères vivant au Japon. En second lieu, l'étude de Zhou et Oishi (2005) ne nous apporte pas d'informations quant à l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants. En effet, ces auteurs utilisent les données relatives au consentement des mères à payer pour estimer une courbe de demande de garde d'enfants et déterminent, aux tarifs en vigueur, l'ampleur de la demande non satisfaite au Japon en 2000 (c'est-à-dire le rationnement global, et non le rationnement individuel) ; les résultats quant au consentement à payer ne sont donc pas employés pour identifier, dans une analyse de l'offre de travail des mères de jeunes enfants, qui sont les mères rationnées en modes de garde et qui sont celles qui ne le sont pas.

En plus de l'argument relatif aux données disponibles, pour nuancer la critique de la non prise en compte de la disposition des mères à payer le tarif exigé, soulignons que les auteurs introduisent, dans leurs modèles, les revenus du ménage et le coût de la garde d'enfants : ces deux variables pourraient en effet être considérées comme des *proxies* de la capacité financière des mères à payer le tarif qui leur est demandé.

La démarche suivie par ces auteurs pour tenir compte, dans leur analyse empirique, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde insuffisante conduit à ne pas considérer les règles de priorité. Le point suivant est consacré à cet aspect des choses.

---

<sup>3</sup>Nous ne discutons pas ici des limites propres à la méthode d'évaluation contingente. Sur ce point, voir Bonnieux (1998).

### 2.1.1.2 La non prise en compte de la dimension relative aux règles de priorité

Dans la littérature spécialisée, l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, défini comme le rapport entre le nombre de places disponibles et le nombre d'enfants en âge d'être gardé au sein d'une zone géographique donnée, est supposé rendre compte du déséquilibre potentiel entre l'offre de modes de garde et la demande de garde d'enfants : plus cet indicateur est faible, plus les chances, pour une mère, d'obtenir une place dans une structure de garde d'enfants sont supposées l'être également, toutes choses égales par ailleurs.

Cependant, pour une même valeur de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, certaines femmes pourraient avoir plus de chances que d'autres d'obtenir une place pour leur enfant, et ce en raison des règles de priorité. En effet, comme nous l'avons souligné dans le chapitre précédent, la probabilité d'obtenir une place dépend non seulement du nombre de places existantes, du nombre de demandes mais également par la définition des règles de priorité au sein des services de garde d'enfants, par les caractéristiques des mères au regard de ces règles et par celles de la population locale des demandeurs. En conséquence, au sein d'une même zone géographique, les chances d'obtenir une place pourraient être différentes selon certaines des caractéristiques des mères ; l'ampleur de l'effet, sur l'offre de travail des femmes, de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants pourrait alors être différente selon les caractéristiques en question. Or cette hypothèse n'est pas mise en oeuvre dans les modèles empiriques.

Traditionnellement, lorsque l'on suspecte que l'effet, sur la variable dépendante, d'une variable est différent selon certaines caractéristiques, on introduit dans le modèle des effets d'interactions entre cette variable et les caractéristiques en question. Par exemple, l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, noté  $I$ , pourrait avoir un effet différent sur la variable dépendante  $Y$  selon que la mère est ou non une mère isolée, caractéristique notée  $x$ . Pour simplifier, parce que notre propos ici n'a pas d'autre ambition que d'être illustratif, d'une part, seul le fait d'être une mère isolée ( $x$ ) et l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde ( $I$ ) sont utilisés comme facteurs explicatifs de  $y$  et, d'autre part, la relation entre  $y$  et ces deux facteurs explicatifs est linéaire. Moyennant ces simplifications, on peut donc écrire :

$$y = a + bx + cI + dx.I + \epsilon \quad (2.1)$$

L'effet de  $I$  sur  $y$  est égal à  $c + dx$  : l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants n'est pas le même selon la valeur de  $x$ , c'est-à-dire selon le fait d'être une mère isolée ou non. De la même manière, l'effet de  $x$  sur  $y$  est donné par  $b + dI$  : l'effet sur  $y$  d'être une mère isolée est différent selon la valeur de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants ( $I$ ).

L'introduction d'un effet d'interaction permet donc bien d'estimer l'effet d'un  $x$  sur  $y$  selon la valeur d'un autre  $x$ . Cependant, on peut penser que l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants varie selon d'autres caractéristiques que le fait d'être une mère isolée. Si l'on souhaite en tenir compte dans le modèle, il est alors nécessaire d'introduire des variables croisant l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde avec les variables en question. Il s'ensuit que l'interprétation des effets sera d'autant plus compliquée que le nombre d'effets d'interaction sera élevé. En outre, l'emploi d'effet d'interaction se traduit par une multicolinéarité plus ou moins forte entre les variables en question, ce qui peut provoquer des problèmes d'estimation. Ces différents éléments expliquent peut-être pourquoi les auteurs présentés ici n'intègrent pas, dans leurs modèles, d'effets d'interaction entre l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde et certaines des caractéristiques des femmes.

En conclusion, en affectant à chaque mère résidant dans la même localité une valeur identique de l'indicateur de disponibilité des services de garde d'enfants, ces auteurs ignorent donc que ces femmes, compte tenu de certaines de leurs caractéristiques, n'ont pas toutes les mêmes chances d'obtenir une place pour leurs enfants. Ainsi, parce qu'elle ignore les différences individuelles, cette approche ne nous semble pas satisfaisante.

Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) adoptent, eux, une démarche différente de tous ces auteurs pour tenir compte des contraintes exercées par l'offre locale de garde d'enfants. La façon dont ils introduisent, dans leurs modèles, ces contraintes est présentée dans le paragraphe précédent.

## 2.1.2 La restriction de l'éventail de choix de modes de garde d'enfants

Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) se distinguent de tous les auteurs dont les travaux ont été présentés jusqu'à présent en ce qu'ils n'utilisent pas d'indicateur de disponibilité pour tenir compte des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants. Leur démarche consiste à restreindre l'éventail de choix de modes de garde d'enfants pour les familles qui ont été confrontées à ces contraintes d'offre, comme nous allons le voir.

Les données utilisées par Lokshin, ainsi que par Kornstad et Thoresen, contiennent une information relative à l'accès aux modes de garde formelle : les données indiquent si les parents se sont vu ou non refuser l'accès à un mode de garde formelle. Ce sont ces informations que Lokshin et Kornstad et Thoresen<sup>4</sup> intègrent dans leurs modèles empiriques pour tenir compte des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde formelle. Les auteurs considèrent comme étant rationnées les mères ayant déclaré avoir été contraintes dans leur accès à un mode de garde formelle.

Dans le modèle de Lokshin, ainsi que dans celui de Kornstad et Thoresen, la mesure des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde d'enfants est une mesure individuelle : cette mesure n'est donc pas soumise à la critique de l'usage d'un indicateur commun à toutes les femmes résidant dans la même zone géographique, quelles que soient leurs caractéristiques individuelles et familiales. Mais Lokshin, ainsi que Kornstad et Thoresen, ne précisent pas ce que recouvre la mesure des

---

<sup>4</sup>Kornstad et Thoresen (2007) indiquent qu'ils ont utilisé, dans un modèle exploratoire, un taux local d'équipement en services de garde d'enfants pour tenir compte des contraintes d'accès à ce type de services. Mais ils ne présentent pas les résultats de ce modèle et ne les comparent pas aux résultats exposés dans leur papier. Ces auteurs se contentent d'indiquer qu'il est plus simple d'utiliser l'information relative aux contraintes d'accès à un mode de garde formelle.



contraintes relatives à l'accès à un mode de garde formelle<sup>5</sup>. En l'occurrence, on ne sait pas si le fait, pour une famille, d'avoir été contrainte dans son accès à un mode de garde formelle signifie que, bien que disposée à payer le tarif demandé, la famille n'a pu bénéficier d'aucune place pour tous les enfants ayant besoin d'être gardés ou pour le plus jeune enfant, ou bien si cela signifie qu'il n'y avait aucune structure existante à proximité du domicile de la famille (et donc aucune place existante), ou bien encore si cela signifie que des places étaient disponibles mais qu'elles ont été jugées trop chères par la famille en question. De ce fait, avec la mesure des contraintes d'offre utilisée par Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007), il n'est pas possible, nous semble-t-il, de tirer des conclusions quant aux solutions à proposer si l'on souhaite faciliter la conciliation vie familiale/vie professionnelle des mères de jeunes enfants : est-ce que la direction à emprunter est celle d'une augmentation du nombre de places, en laissant les tarifs inchangés et/ou celle d'une modification des tarifs ?

En outre, la démarche de Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) ne permet pas de déterminer l'incidence, sur le comportement d'emploi des mères, des contraintes relatives à l'offre locale en modes de garde d'enfants. Pour s'en convaincre, il est nécessaire de préciser dès à présent la méthode employée par ces auteurs<sup>6</sup>. Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) traitent les décisions d'offre de travail, et de choix de mode de garde d'enfants comme un problème de choix discret<sup>7</sup>. Dans leurs modèles, les femmes sont supposées déterminer leur statut d'activité à partir d'un ensemble fini de choix d'offre de travail, et le mode de garde pour

---

<sup>5</sup>A l'instar de nombreux auteurs présentés dans cette synthèse empirique, Lokshin (2004), tout comme Kornstad et Thoresen (2007), n'ont pas pour objectif d'analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes d'offre de modes de garde (la variable relative aux contraintes d'offre de modes de garde n'est pas la variable d'intérêt de leur modèle). L'étude de Lokshin (2004) vise à mettre en évidence les effets, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants en Russie au milieu des années 90, de diverses mesures de politiques sociales (en l'occurrence, une subvention du coût de la garde d'enfants, une subvention du salaire des mères de jeunes enfants et une allocation familiale). Kornstad et Thoresen (2007), eux, étudient l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants en Norvège à la fin des années 90, du système de subventions à la garde d'enfants.

<sup>6</sup>Pour les autres auteurs, la présentation des méthodes employées sera réalisée dans la section 2.3.

<sup>7</sup>Voir notamment Borooah (2002) pour un exposé des modèles de choix discrets.

leur enfant parmi un ensemble fini de choix de modes de garde : le croisement des choix discrets d'offre de travail et de modes de garde d'enfants forme la variable dépendante. Pour tenir compte des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants, les auteurs utilisent l'opportunité offerte par les modèles de choix discrets de faire varier l'ensemble de choix selon les individus. Plus précisément, pour les mères contraintes dans leur accès à un mode de garde formelle, les auteurs considèrent que la garde formelle n'est pas une solution possible et ils éliminent donc de l'ensemble de choix, pour chacune de ces femmes-là, les solutions qui comportent ce mode de garde.

Ainsi, l'information sur les contraintes relatives à l'offre de modes de garde d'enfants est utilisée pour limiter l'ensemble de choix auxquels les mères ont à faire face, et non pas pour quantifier l'impact de ces contraintes sur le choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants. Comme la mesure de cet impact est au coeur de nos préoccupations, nous écarterons ces modèles de notre commentaire des résultats empiriques.

En résumé de cette section, pour appréhender les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants, les travaux des auteurs s'inscrivent dans deux démarches différentes : d'une part, le recours à un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants et, d'autre part, la réduction de l'ensemble de choix de modes accessibles de garde d'enfants. La seconde démarche présente le désavantage de ne pas permettre de mesurer l'ampleur de l'effet, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants, mesure qui nous intéresse particulièrement. Pour cette raison, nous avons choisi de ne pas approfondir ici le commentaire des modèles de ces auteurs. Notre synthèse des résultats relatifs à l'impact des contraintes d'offre locale de modes de garde portera donc uniquement sur le premier groupe de travaux, dans lesquels ces contraintes sont prises en compte au moyen d'un indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants. La section suivante est consacrée à la façon dont est mesurée cet indicateur.

## 2.2 L'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants : des mesures différentes selon les auteurs

Pour tenir compte des contraintes que peut représenter une offre locale de structures d'accueil pour jeunes enfants qui serait inadaptée aux besoins de garde d'enfants, la majorité des auteurs intègrent à leur modèle un indicateur de disponibilité locale de ce type de services. Bien que l'indicateur de disponibilité soit fondé sur le même principe d'un auteur à un autre, sa mesure diffère selon les auteurs. Plus précisément, la définition du type de services de garde d'enfants, de la population ayant besoin d'être gardée, ainsi que de la zone géographique retenue pour déterminer le caractère local de l'indicateur sont des éléments selon lesquels les auteurs se distinguent, comme nous le verrons dans les trois premiers points de cette section. Pour finir, nous préciserons sous quelle forme l'indicateur de disponibilité locale est introduit dans les modèles : certains auteurs l'intègrent au modèle sous sa forme continue, tandis que d'autres auteurs l'introduisent sous la forme d'une variable binaire, indiquant si la mère vit dans une zone plus ou moins bien dotée en services de garde d'enfants. Toutes ces informations sont synthétisées dans le tableau qui figure à la fin de cette section (pages 114 et suivantes).

### 2.2.1 Le type de services de garde pris en compte

Pour mesurer la disponibilité locale des modes de garde, la grande majorité des auteurs ne tient compte que des capacités d'accueil dans les *structures collectives publiques* ; seuls quelques auteurs y ajoutent les capacités d'accueil dans les *structures collectives privées* et les places offertes chez les assistantes maternelles. Cette différence entre les auteurs quant au type de services de garde pris en compte dépend vraisemblablement, d'une part, de la façon dont est organisé le marché des services de garde d'enfants dans le pays sur lequel porte l'analyse empirique<sup>8</sup> et, d'autre part, des données disponibles.

---

<sup>8</sup>L'annexe A présente un aperçu de la façon dont est organisé le système d'accueil des jeunes enfants dans les pays sur lesquels portent les travaux empiriques présentés ici.

En premier lieu, en ce qui concerne le **mode d'organisation du marché des services de garde d'enfants**, l'essentiel de l'offre de modes *collectifs* de garde d'enfants dans les pays d'Europe continentale est constitué par les structures collectives publiques, subventionnées ; les structures collectives privées y sont beaucoup moins développées, à la différence de ce que l'on observe dans les pays anglo-saxons, où le secteur privé fournit une part importante du total des places dans les structures collectives. Pour ce qui est des services de garde *individuels*, c'est-à-dire l'accueil des enfants par une personne rémunérée en retour, certains pays en sont davantage dotés que d'autres : par exemple, en France, c'est un service relativement bien développé, contrairement à la Suède ou à l'ex-Allemagne de l'Ouest. Ces différences pourraient ainsi contribuer à expliquer pourquoi, par exemple, Gustaffson et Stafford (1992) pour la Suède ou Van Ham et Büchel (2006), Kreyenfeld et Hank (2000), ainsi que Wrohlich (2006), pour l'ex-Allemagne de l'Ouest, utilisent uniquement les capacités d'accueil des structures collectives publiques pour définir le taux d'équipement, alors que Guillot (2004) et Choné *et al.* (2004) pour la France tiennent compte également du nombre de places chez les assistantes maternelles et que Viitanen et Chevalier (2003), pour le Royaume-Uni, y intègrent en plus les capacités d'accueil des structures collectives privées.

En second lieu, **les contraintes liées aux données disponibles** pourraient également expliquer les différences constatées entre les auteurs quant au type de structures retenues dans le calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde. Les informations relatives aux capacités d'accueil des services de garde d'enfants sont en effet rarement disponibles. Un rapport récent de l'OCDE relatif à la petite enfance (OCDE, 2007b) souligne à ce propos que : « *Seule une poignée de pays de l'OCDE dispose de collectes de données exclusivement consacrées au domaine de l'EAJE [nda : Education et Accueil de Jeunes Enfants]. Les informations sont souvent extraites de bases de données créées pour d'autres groupes d'âge et d'autres usages.* »

A la lumière de ce constat, nous pouvons penser que les informations sur les capacités d'accueil des structures collectives subventionnées sont probablement plus facilement accessibles que celles relatives aux capacités d'accueil des structures collectives privées dans la mesure où les organismes qui subventionnent les structures collectives recensent généralement ce type d'informations ; cela pourrait également

contribuer à expliquer pourquoi la majorité des auteurs ne retiennent que les structures collectives subventionnées pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants. L'examen des sources de données utilisées par les auteurs vient à l'appui de notre argument : les informations relatives aux capacités d'accueil des services de garde d'enfants proviennent en effet de sources administratives.

Stolzenberg et Waite (1984) eux, ne disposent pas, pour chacune des zones géographiques qu'ils ont choisies, d'informations sur le nombre de places dans les services de garde d'enfants. Pour pallier l'absence de ces données, les deux auteurs considèrent que le nombre d'employés dans ce secteur est en mesure de rendre compte des capacités d'accueil : ils supposent ainsi que, dans un *county* donné, les capacités d'accueil des services de garde sont d'autant plus importantes que le nombre d'employés dans ce secteur d'activité est élevé. Mais, comme le reconnaissent Stolzenberg et Waite eux-mêmes, le nombre d'enfants pouvant être gardés par une même personne varie selon différents facteurs tel que notamment l'âge des enfants, le type de structures d'accueil ou la réglementation sur les ratios d'encadrement<sup>9</sup>. En conséquence, pour un nombre donné d'employés dans les services d'accueil dans différents *counties*, ou pour des groupes d'âge différents, le nombre de places peut se révéler sensiblement différent ; autrement dit, les capacités d'accueil peuvent être différentes d'un *county* à un autre, ou d'une groupe d'âge à un autre, bien que le nombre de personnes employées dans le secteur de la garde d'enfants soit le même. Pour les auteurs, en partant de l'idée qu'un employé peut garder au minimum un enfant, le nombre d'employés dans les services de garde par *county* peut être considéré comme une approximation par défaut du nombre de places dans le *county* en question. Cependant, cette justification ne répond pas, nous semble-t-il, à la critique selon laquelle le nombre d'employés peut varier selon les *counties* et selon les groupes d'âge.

La définition des besoins locaux en services de garde d'enfants est un autre élément de différenciation des auteurs, comme nous allons le voir infra.

---

<sup>9</sup>Aux Etats-Unis, pays sur lequel porte l'analyse de Stolzenberg et Waite, la réglementation relative aux structures d'accueil peut être différente d'un Etat à un autre.

## 2.2.2 Les besoins locaux en services de garde d'enfants

Pour rendre compte des besoins locaux en services de garde d'enfants, les auteurs, à l'exception à nouveau de Stolzenberg et Waite (1984) (cf. infra), utilisent le nombre d'enfants d'un groupe d'âge donné, par zone géographique. La définition du groupe d'âge des enfants n'est toutefois pas la même d'un auteur à un autre. En l'occurrence, Guillot (2004) et Choné *et al.* (2004) pour la France, Del Boca (2002) et Del Boca *et al.* (2005) pour l'Italie, Van Dijk et Siegers (1996) et Wetzels (2005) pour les Pays-Bas déterminent le groupe d'âge des enfants au regard de l'âge à partir duquel les enfants peuvent être admis à l'école maternelle ; Viitanen et Chevalier (2003) pour la Grande-Bretagne, Gustaffson et Stafford (1992) pour la Suède, Kreyenfeld et Hank (2000), Van Ham et Büchel (2006) et Wrohlich (2008) pour l'ex-Allemagne de l'Ouest utilisent, eux, l'âge d'admission à l'école primaire. Cette différence est à mettre en relation avec les caractéristiques nationales des systèmes éducatifs, et plus précisément avec la durée de la scolarisation en classe maternelle. En effet, alors qu'en France, en Italie ou encore aux Pays-Bas, les enfants peuvent être scolarisés à temps complet dès l'école maternelle, c'est une prise en charge à temps partiel qui est proposée par les écoles maternelles en Grande-Bretagne et en ex-Allemagne de l'Ouest (OCDE, 2007a).

Pour déterminer les besoins locaux en services de garde d'enfants, Gustaffson et Stafford (1992), pour la Suède, ajoutent, au critère relatif à l'âge des enfants, un critère lié à la situation professionnelle et étudiante des parents : ces auteurs définissent la population locale ayant besoin d'être gardée comme étant les enfants âgés de moins de 7 ans<sup>10</sup> et dont les parents travaillent ou sont étudiants. D'une part, ce choix est vraisemblablement en lien avec l'obligation légale pour les communes de Suède de fournir une place dans une structure d'accueil pour les enfants dont les parents travaillent ou étudient (OCDE, 2007a). D'autre part, cette façon de procéder est conforme à l'une des hypothèses du modèle théorique d'offre de travail des mères de jeunes enfants présentées dans le chapitre précédent, selon laquelle les enfants ont besoin d'être gardés pendant toute la durée où leurs parents ne peuvent les prendre en charge<sup>11</sup>. Cependant, parce qu'elle exclut les enfants dont la mère ne travaille pas,

---

<sup>10</sup>En Suède, la scolarité en école primaire commence à partir de 7 ans (OCDE, 2007a).

<sup>11</sup>Traditionnellement, seule l'activité professionnelle des parents est prise en compte ; dans le cas du modèle de Gustaffson et Stafford (1992), le fait d'étudier est également considéré.

cette manière de faire présente, nous semble-t-il, deux inconvénients. En premier, elle conduit à réduire la taille de la population des enfants qui pourraient avoir besoin d'être gardés si leur mère décidait de travailler, et donc le dénominateur du taux d'équipement, ce qui, à capacités locales données, accroît la valeur de ce taux d'équipement. En second, cette définition de la population des enfants ayant besoin d'être gardés fait l'impasse sur les éventuelles interactions entre le choix d'activité professionnelle des mères et le choix de garde.

Stolzenberg et Waite (1984), quant à eux, déterminent les besoins locaux en services de garde d'enfants à partir du nombre de femmes en âge de travailler, c'est-à-dire âgées de 16 à 65 ans, par zone géographique. Ce faisant, les deux auteurs semblent faire l'hypothèse que toutes les femmes en âge de travailler ont un ou plusieurs enfants et ont besoin de le ou les faire garder. Or ces hypothèses sont fortes l'une et l'autre. Conscients de ce que leur définition des besoins locaux en services de garde d'enfants est sujette à ces critiques, Stolzenberg et Waite (1984) précisent que, pendant le processus de publication de leur papier, plusieurs référés leur ont suggéré de remplacer le nombre de femmes en âge de travailler par le nombre de femmes en âge de travailler ayant de jeunes enfants. Pour répondre à ces critiques et justifier leur choix, les auteurs avancent comme argument que le nombre de femmes en âge de travailler et le nombre de femmes en âge de travailler ayant de jeunes enfants sont fortement corrélés (sans toutefois indiquer la valeur du coefficient de corrélation) et que, en conséquence, les résultats de leur analyse ne sont pas affectés par leur choix d'évaluer de la sorte les besoins locaux en services de garde d'enfants.

Le dernier élément permettant de construire l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants est la zone géographique utilisée pour en définir le caractère local. Cet élément est discuté dans le point suivant.

### **2.2.3 Le caractère local de l'indicateur de disponibilité en services de garde d'enfants**

Selon les auteurs, l'indicateur d'équipement en services de garde d'enfants est mesuré au niveau du *Land* (Merkle, 1993), de la région (Blundell *et al.*, 1992; Del Boca *et al.*, 2005; Van Ham et Büchel, 2006), de la province (Chiuri, 2004), du départe-

ment (Choné *et al.*, 2004), du *Kreis* (Kreyenfeld et Hank, 2000; Wrohlich, 2006), du *county* (Stolzenberg et Waite, 1984), ou encore de la commune de résidence des mères (Gustaffson et Stafford, 1992; Van Dijk et Siegers, 1996; Viitanen et Chevalier, 2003; Guillot, 2004; Wetzels, 2005). Il ne s'agit pas ici de discuter des différences entre les unités territoriales utilisées<sup>12</sup> mais d'attirer l'attention sur le fait que seuls Stolzenberg et Waite (1984) justifient le choix de l'unité territoriale utilisée dans la définition de l'indicateur d'équipement en services de garde d'enfants. Or, comme nous l'avons expliqué dans le chapitre précédent, la définition du caractère local de l'offre de modes de garde d'enfants est un élément déterminant dans l'analyse de l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants.

Stolzenberg et Waite (1984) sont les seuls à justifier le choix de l'unité géographique utilisée pour définir leur taux local d'équipement en services de garde d'enfants. Ces auteurs indiquent que les *counties* sont, aux Etats-Unis, des zones géographiques délimitées de façon à rendre compte des marchés locaux du travail : puisque l'objectif des auteurs est d'identifier les effets, sur l'offre de travail des femmes, des caractéristiques des marchés locaux du travail, le *county* constitue donc la zone géographique pertinente pour mener leur analyse.

Les autres auteurs, quant à eux, n'expliquent pas les raisons qui les ont motivés à choisir telle unité géographique plutôt que telle autre pour déterminer le caractère local du taux d'équipement en services de garde d'enfants. Cette absence de justification nous semble plutôt déconcertante de la part de Del Boca et Vuri (2007). En effet, à la différence des autres auteurs, ces auteurs soulignent, dans leur modèle théorique, l'importance de la dimension locale de l'offre de modes de garde d'enfants ; nous nous serions alors attendue à ce qu'elles expliquent pourquoi l'indicateur de disponibilité locale qu'elles utilisent est calculé par région de résidence, ou tout du moins à ce qu'elles soulignent les limites de ce choix. Ce choix nous semble peu conforme à l'hypothèse des auteurs d'un *ensemble acceptable*, aux yeux des familles, de choix de modes de garde d'enfants. En effet, il nous paraît peu réaliste de considérer que la région de résidence est une zone géographique adaptée pour rendre compte de cet ensemble acceptable de choix : au sein d'une région, les services de garde sont vraisemblablement répartis de façon non uniforme ; la distance entre les

---

<sup>12</sup>D'un pays à un autre, le découpage du territoire n'est pas le même.



différentes structures d'accueil de jeunes enfants et le lieu de résidence de certaines familles peut être si importante que ces familles pourraient considérer que ces structures ne sont pas des solutions envisageables pour faire garder leurs enfants. Cette critique relative à l'emploi d'une unité géographique de grande taille pour définir le caractère local de l'indicateur de disponibilité des modes de garde ne s'applique pas seulement à Del Boca et Vuri (2007) ; la plupart des autres auteurs utilisent eux aussi une zone géographique de taille relativement importante.

Le défaut d'argumentation des auteurs à propos de l'emploi de l'unité géographique retenue pour définir le caractère local du taux d'équipement en services de garde d'enfants tient probablement à ce que l'unité utilisée ne résulte pas d'un choix mais plutôt d'une contrainte compte tenu de la nature des données disponibles. Ces auteurs utilisent des sources administratives pour calculer le taux local d'équipement en services de garde d'enfants : leur marge de manoeuvre pour choisir la zone géographique de leur indicateur est donc vraisemblablement ténue, voire inexistante.

Pour la grande majorité des auteurs dont les travaux sont présentés ici, le type de services de garde d'enfants, les besoins locaux en garde d'enfants et la zone géographique utilisée pour définir le caractère local sont les trois éléments entrant dans le calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Dans le paragraphe suivant, nous indiquons de quelle façon les auteurs ont utilisé ces éléments pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants.

#### **2.2.4 Le calcul de l'indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants**

La quasi totalité des auteurs présentés dans cette section calcule le taux local d'équipement en services de garde d'enfants comme étant **le rapport, par zone géographique, entre les capacités d'accueil des services de garde d'enfants et les besoins en garde d'enfants**. Chiuri (2004) et Del Boca *et al.* (2005) se distinguent en ce qu'elles déterminent un taux local d'équipement en services publics et un taux local d'équipement en services privés.

Gustaffson et Stafford (1992), eux, calculent, par zone géographique, l'écart en pourcentage entre le nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans dont les parents travaillent ou sont étudiants pendant au moins 20 heures par semaine, et le nombre de places dans les structures collectives subventionnées. Les auteurs utilisent ensuite ce taux pour définir une variable binaire indiquant si la mère vit ou non dans une commune où ce taux est inférieur à un certain pourcentage. En l'occurrence, les auteurs fixent ce seuil à 15% : ils considèrent alors que, si l'écart en pourcentage entre le nombre d'enfants et le nombre de places est inférieur à 15% dans la commune de résidence de la mère, alors celle-ci n'est pas rationnée.

La démarche de ces auteurs appelle deux remarques. D'une part, Gustaffson et Stafford ne donnent aucune indication sur les raisons qui les ont motivés à choisir ce seuil de 15 % plutôt qu'un autre, ni même pourquoi ils choisissent de transformer une information précise (une variable continue) en une information qui l'est moins (une variable binaire). D'autre part, parce qu'elle ne tient pas compte de la disposition des mères à payer, qui est un élément déterminant du fait d'être rationné, considérer que cette variable mesure le fait d'être rationné, comme le font Gustaffson et Stafford, nous semble être une interprétation erronée.

Guillot (2004) utilise lui aussi le taux local d'équipement en services de garde d'enfants pour créer une variable binaire indiquant si la mère réside ou non dans une commune où ce taux est inférieur à un certain niveau (en l'occurrence 30%)<sup>13</sup>. A l'instar de Gustaffson et Stafford (1992), l'auteur n'explique pas ce choix. Cependant, dans son analyse, le taux d'équipement en services de garde d'enfants est en moyenne de 32 places pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans : on peut en déduire que le choix du seuil de 30% s'est fait au regard de cette moyenne. Guillot se distingue de Gustaffson et Stafford en ce qu'il n'interprète pas la *dummy* ainsi créée comme le fait d'être rationné en services de garde d'enfants mais comme le fait de vivre dans une commune où les capacités d'accueil sont peu développées. Del Boca et

---

<sup>13</sup>Dans les étapes intermédiaires de son analyse de l'offre de travail des mères et de recours à un mode de garde payant, c'est-à-dire dans les équations du coût potentiel de la garde d'enfants et du taux de salaire de la mère, Guillot intègre le taux d'équipement local en modes de garde d'enfants sous la forme d'un jeu de dummies, conservant ainsi une information plus détaillée. Ces dummies sont : résider ou non dans une commune qui compte moins de 30 places pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans, de 30 à 34 places, de 35 à 44 places et 45 places et plus. Elles représentent respectivement 38%, 30%, 15% et 17% des mères de son échantillon.

Vuri (2007), quant à elles, calculent le rapport, en pourcentage, entre les capacités d'accueil des structures de garde d'enfants de la région et les capacités d'accueil de l'ensemble du pays ; elles construisent ensuite une variable binaire qui indique si la mère vit ou non dans une région où ce rapport est parmi les trois plus élevés (sur dix-huit).

Simonsen (2006), quant à elle, se distingue en ce que la variable qu'elle utilise pour mesurer les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde n'est pas calculée comme un taux d'équipement en services de garde d'enfants. En effet, Simonsen, dont l'analyse porte sur le Danemark, se sert du fait que, en contre partie de subventions accordées par les pouvoirs publics, les municipalités danoises peuvent choisir de s'engager à fournir une place dans une structure collective à tous les parents qui en font la demande : l'auteur crée donc une variable binaire indiquant si la mère vit ou non dans une de ces municipalités et c'est cette variable qu'elle introduit dans son analyse pour rendre compte de la disponibilité locale des services de garde d'enfants<sup>14</sup>. En tenant compte des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants au moyen d'un indicateur binaire de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, la démarche de Simonsen s'inscrit dans celle de tous les auteurs présentés dans cette section. Nous avons donc choisi de classer Simonsen au côté de ces auteurs.

Les autres auteurs (Blundell *et al.*, 1992; Merkle, 1993; Van Dijk et Siegers, 1996; Kreyenfeld et Hank, 2000; Del Boca, 2002; Choné *et al.*, 2004; Chiuri, 2004; Wetzels, 2005; Wrohlich, 2006; Van Ham et Büchel, 2006) introduisent, dans leurs modèles empiriques, le taux d'équipement local en services de garde d'enfants sous sa forme continue, sans l'utiliser pour définir une autre variable.

Nous commentons maintenant, dans la section suivante, les résultats auxquels parviennent les auteurs.

---

<sup>14</sup>La quasi totalité des communes danoises garantissent aux parents qui en font la demande l'accès aux structures d'accueil (OCDE, 2007a).

TAB. 2.1: La mesure des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique

Auteurs*	Définition des capacités d'accueil	Définition de l'indicateur de la demande	Zone géographique	Définition de l'indicateur
Stolzenberg et Waite (1984)	Nombre d'employés dans le secteur des services de garde d'enfants ( $O$ )	Nombre de femmes en âge de travailler ( $D$ )	County de résidence	$I = [O/D] * 100$
Van Dijk et Siegers (1996)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants non scolarisés ( $D$ )	Commune de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Merkle (1993)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de 3 à 6 ans ( $D$ )	Bundesland de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Kreyenfeld et Hank (2000)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans ( $D$ )	Kreis de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Del Boca (2002)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 3 ans ( $D$ )	Région de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wetzels (2005)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de 0 à 4 ans ( $D$ )	Province de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$

.../...

TAB. 2.1: (suite)

Van Ham et Büchel (2006)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans ( $D$ )	Raumordnungsregion de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wrohlich (2006)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans ( $D$ )	Kreis de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wrohlich (2008)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans ( $D$ )	County de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Blundell <i>et al.</i> (1992)	Nombre de places dans les : - structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) - structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	Nombre d'enfants ( $D$ ), âge n.d	Région de résidence	$I = [(O_{publ} + O_{priv})/D] * 1000$ [sic]

.../...

TAB. 2.1: (suite)

<p>Viitanen et Chevalier (2003)</p>	<p>Nombre de places dans les :</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- structures collectives publiques (<math>O_{publ}</math>)</li> <li>- structures collectives privées (<math>O_{priv}</math>)</li> <li>- assistantes maternelles (<math>O_{ind}</math>)</li> </ul>	<p>Nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans (<math>D</math>)</p>	<p>Commune de résidence</p>	<p><math>I = [(O_{publ} + O_{priv} + O_{ind})/D] * 100</math></p>
<p>Choné <i>et al.</i> (2004)</p>	<p>Nombre de places dans les :</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- structures collectives publiques (<math>O_{publ}</math>)</li> <li>- structures collectives privées (<math>O_{priv}</math>)</li> <li>- assistantes maternelles (<math>O_{ind}</math>)</li> </ul>	<p>Nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans (<math>D</math>)</p>	<p>Département de résidence</p>	<p><math>I = [(O_{publ} + O_{ind})/D] * 100</math></p>
<p>Chiuri (2004)</p>	<p>Nombre de places dans les :</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- structures collectives publiques (<math>O_{publ}</math>)</li> <li>- structures collectives privées (<math>O_{priv}</math>)</li> </ul>	<p>Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans (<math>D</math>)</p>	<p>Province de résidence</p>	<p><math>I_{publ} = [O_{publ}/D] * 10, I_{priv} = [O_{priv}/D] * 10</math> [sic]</p>

.../...

TAB. 2.1: (suite)

Del Boca <i>et al.</i> (2005)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans ( $D$ )	Région de résidence	$I_{publ} = [O_{publ}/D] * 100$ , $I_{priv} = [O_{priv}/D] * 100$
Gustaffson et Stafford (1992)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants de moins de 7 ans dont les parents travaillent au moins 20 heures par semaine ( $D$ )	Commune de résidence	$I=1$ si $[(D-O_{publ})/D]*100 < 15$ , $I=0$ sinon
Guillot (2004)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – assistantes maternelles ( $O_{ind}$ )	Nombre d'enfants âgés de 0 à 3 ans	Commune de résidence	$I=1$ si $[(O_{publ}+O_{ind})/D] * 100 < 30$ , $I=0$ sinon
Simonsen (2006)	Structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	n.c.	Commune de résidence	$I= 1$ si la municipalité dans laquelle la mère réside accorde un accès sans restriction aux services collectifs de garde d'enfants, $I= 0$ sinon

.../...

TAB. 2.1: (suite)

Del Boca et Vuri (2007)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	n.c.	Région de résidence	$I = 1$ si la famille réside dans une des régions où $(O_{publ} + O_{priv})_{region} / (O_{publ} + O_{priv})_{pays}$ est parmi les trois plus élevés du pays (sur 18), $I=0$ sinon
Lokshin (2004)	Nombre de places dans les structures collectives publiques	n.c.	n.c.	$I = 1$ si la famille s'est vu refuser une place pour son enfant, $I=0$ sinon
Kornstad et Thoresen (2007)	Nombre de places dans les structures collectives publiques	n.c.	n.c.	$I = 1$ si la famille s'est vu refuser une place pour son enfant, $I=0$ sinon

\*Les auteurs sont regroupés selon le type de mesure des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants.

n.c : non concerné



## 2.3 L'impact, dans la littérature, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants

Les auteurs étudiés dans cette synthèse utilisent un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants pour tenir compte, dans leur analyse, des contraintes liées à l'offre locale de ce type de services. L'effet attendu, sur l'offre de travail des femmes, d'une hausse de la disponibilité locale des services de garde d'enfants est supposé positif. L'objectif de cette section est de déterminer dans quelle mesure les résultats empiriques valident cette hypothèse. Il ne s'agit donc pas ici de synthétiser l'ensemble des résultats relatifs aux déterminants de l'offre de travail des mères de jeunes enfants auxquels les auteurs parviennent dans leurs études mais de mettre en exergue **l'impact, sur le comportement d'emploi des femmes, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants**<sup>15</sup>. Pour cette raison, nous écartons de notre commentaire les travaux de Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) puisque, comme indiqué précédemment, les modèles utilisés par ces auteurs n'autorisent pas l'estimation de l'effet, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde<sup>16</sup>.

Notre présentation des résultats en question est faite de manière structurée par un critère essentiel de validité technique des modèles utilisés par les auteurs : *la prise en compte, ou non, de la dépendance des observations*. En effet, l'emploi d'un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants soulève la question de la dépendance des observations puisque les femmes résidant dans la même localité partagent les caractéristiques de cette localité, dont la disponibilité locale des ser-

---

<sup>15</sup>Une grande partie des travaux relatifs à l'offre de travail des mères de jeunes enfants porte sur l'incidence du coût de la garde d'enfants (voir notamment Cleveland *et al.* (1996), ou plus récemment Viitanen (2005), pour des revues de littérature, et en particulier pour des tableaux synoptiques). Pour une synthèse des déterminants de l'offre de travail féminine, voir la revue de littérature de Killingsworth et Heckman (1986), célèbre bien que désormais un peu ancienne.

<sup>16</sup>Nous ne présentons pas non plus les résultats des modèles de Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008) et Del Boca *et al.* (2005) car ces auteurs analysent l'impact, sur le choix du mode de garde d'enfants, des contraintes liées à l'offre locale, et non son impact sur l'offre de travail des femmes.

vices de garde d'enfants, et ne constituent donc pas des observations indépendantes. Les facteurs explicatifs retenus dans le cadre de ces analyses se situent ainsi à deux niveaux bien distincts, encastrés l'un dans l'autre de façon hiérarchique<sup>17</sup> : le premier niveau correspond aux individus, les femmes, et le niveau supérieur, aux localités de résidence. Par conséquent, si les données utilisées par les auteurs comptent plusieurs observations par groupe, les observations ne peuvent pas être considérées comme indépendantes. L'examen des données utilisées par ces auteurs semble indiquer que certains des groupes, formés par les localités de résidence, comptent plusieurs observations<sup>18</sup>. La validité de l'hypothèse d'indépendance des observations, essentielle pour que les techniques classiques de régression fournissent des estimations statistiquement correctes<sup>19</sup>, ne semble donc pas être assurée. Pourtant, la grande majorité des auteurs ne mentionne pas ce problème, que ce soit pour signaler cette limite de l'analyse ou pour y apporter une solution.

Afin de déterminer si les résultats des auteurs sont différents selon le traitement accordé à la non indépendance des observations, nous avons alors choisi d'organiser notre commentaire de la façon suivante. Nous présentons les conclusions des modèles qui ignorent le problème de dépendance des observations. Puis, nous exposons les résultats des modèles fondés sur des techniques qui tiennent compte de l'absence d'indépendance des observations. Les informations de cette section sont résumées dans le tableau 2.2, pages 150 et suivantes.

---

<sup>17</sup>La notion de hiérarchie signifie que non seulement les observations de niveau inférieur forment des groupes mais aussi qu'elles sont groupées de telle sorte qu'une unité de niveau inférieur n'appartient qu'à un groupe et un seul.

<sup>18</sup>Dans l'annexe D, nous examinons les données utilisées par les auteurs en vue de déterminer si elles comptent plusieurs observations par groupe. Cet examen nous semble important car il permet d'apprécier dans quelle mesure le non respect de l'hypothèse d'indépendance des observations constitue une limite sévère à l'emploi des méthodes classiques de régression : en effet, le degré de dépendance entre les observations sera d'autant plus important, *ceteris paribus*, que le nombre d'observations par groupe est élevé.

<sup>19</sup>Pour une illustration du risque de surestimation de la précision de l'effet, sur la variable expliquée, d'une variable donnée dans un modèle ignorant la dépendance des observations, voir par exemple Ray et Ray (2008).

### **2.3.1 Les modèles où la non-indépendance des observations est ignorée**

La majeure partie des auteurs a en commun de passer sous silence le problème que peut soulever l'emploi de facteurs explicatifs situés à des niveaux distincts. Ces auteurs se distinguent toutefois par le type de modèles utilisés. Certains auteurs estiment une équation d'offre de travail sans expliquer le choix de mode de garde d'enfants. Cette approche n'est pas conforme au postulat selon lequel les choix d'offre de travail et de garde d'enfants sont liés. Davantage en conformité avec le cadre théorique de l'offre de travail des mères de jeunes enfants, d'autres auteurs expliquent ces deux décisions. Ces auteurs s'inscrivent toutefois dans deux démarches différentes : d'une part, les modèles de choix discrets, dans lesquels le croisement des choix d'offre de travail et de modes de garde constitue la variable dépendante, et d'autre part, les modèles bivariés, où ces deux choix forment deux variables dépendantes, estimées simultanément.

Dans un premier temps, nous commentons les résultats des auteurs qui se limitent à analyser l'offre de travail et nous précisons pourquoi l'estimation d'une équation d'offre de travail ne permet pas d'analyser de façon satisfaisante le comportement d'emploi des mères de jeunes enfants. Nous présentons ensuite les résultats des modèles de choix discrets d'offre de travail et de mode de garde d'enfants, puis ceux des modèles bivariés d'offre de travail des mères et de recours à un mode de garde formelle.

#### **2.3.1.1 Les formes réduites d'un modèle structurel d'offre de travail des mères de jeunes enfants**

Blundell *et al.* (1992), Gustaffson et Stafford (1992) et Van Dijk et Siegers (1996) estiment la forme réduite d'un modèle d'offre de travail des mères en introduisant le taux local d'équipement en services de garde d'enfants comme facteur explicatif, en plus des facteurs explicatifs traditionnels tels que, notamment, l'âge de la mère, son niveau de diplôme, les revenus du ménage hors gains d'activité de la mère, ou encore la composition de la famille. A l'exception de Blundell *et al.* (1992), qui conclut à l'absence d'effet des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde, les auteurs soulignent l'impact positif, sur l'offre de travail des mères, du taux local

d'équipement en services de garde d'enfants.

Plus précisément, Gustaffson et Stafford (1992) analysent l'offre de travail des mères de jeunes enfants en Suède, au milieu des années 80, au moyen d'un modèle probit ordonné, où les différentes alternatives sont : ne pas travailler, travailler entre 1 heure et 29 heures par semaine et travailler 30 heures ou plus par semaine<sup>20</sup>. Les auteurs soulignent que les mères qui désirent travailler et confier leur enfant à un mode de garde formelle pourraient avoir choisi d'habiter une localité où l'offre de modes de garde formelle est relativement importante. Si c'est le cas, le risque est alors d'obtenir une surestimation de l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Afin d'en tenir compte dans leur analyse, les auteurs adoptent la technique des variables instrumentales : dans une étape préliminaire, ils estiment un taux local d'équipement, calculé comme le rapport entre les capacités d'accueil locales pour les enfants non scolarisés et le nombre d'enfants non scolarisés. Ce taux d'équipement est ensuite introduit, dans le modèle d'offre de travail des mères de jeunes enfants, comme facteur explicatif, au côté de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, mesuré par une variable binaire indiquant si la localité de résidence de la mère est relativement bien fournie en services de garde d'enfants (cf. tableau 2.1 supra), et des autres facteurs explicatifs. Les résultats obtenus par Gustaffson et Stafford mettent en exergue l'incidence positive, mais de faible ampleur, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants : toutes choses égales par ailleurs, les femmes qui résident dans une commune bien dotée en équipements de services de garde d'enfants ont une probabilité plus forte de travailler 30 heures ou plus par semaine et une probabilité moins forte de ne pas travailler que les autres femmes<sup>21</sup>.

A partir des données de l'enquête OSA (*Organization of Strategic Labour Market Research*) associées à des données administratives sur l'offre locale de services de

---

<sup>20</sup>Gustaffson et Stafford (1992) présentent plusieurs modèles, qui se distinguent les uns des autres par les variables explicatives qui y sont introduites. Les résultats de ces différents modèles quant à l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants sont similaires.

<sup>21</sup>Les auteurs ne présentent pas l'ampleur de l'effet marginal, sur les trois probabilités, de la variable binaire mesurant la disponibilité locale des modes de garde d'enfants, mais seulement son signe.

garde d'enfants, Van Dijk et Siegers (1996) soulignent également que le taux local d'équipement en structures de garde d'enfants a, aux Pays-Bas, en 1988, un impact positif sur la probabilité des femmes de participer au marché du travail. Contrairement à Gustaffson et Stafford (1992), Van Dijk et Siegers (1996) commentent les résultats obtenus en indiquant les effets marginaux de la variable d'intérêt. Elles indiquent ainsi que, toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de 1 point du taux local d'équipement – en moyenne, pour 100 enfants non scolarisés, le nombre de places dans les structures d'accueil collectives s'élève à 1.39 [sic]– augmente de 17% la probabilité des mères d'enfants non scolarisés de travailler plutôt que de ne pas travailler. Ces auteurs appliquent ce modèle à une source de données plus récente (datant de 1993) et limitée aux femmes résidant dans une province des Pays-Bas (la province d'Utrecht). Les résultats qu'elles obtiennent viennent confirmer l'impact positif de la disponibilité locale des modes de garde, mais son ampleur est moindre : une augmentation d'un point du taux local d'équipement a pour effet d'augmenter le rapport des chances entre travailler et ne pas travailler de 5%. Les auteurs avancent deux explications à cette différence. La première explication est que la province d'Utrecht est relativement mieux dotée en structures d'accueil que le reste du pays. La deuxième explication est que, entre les deux enquêtes, c'est-à-dire entre 1988 et 1993, le nombre de places dans les structures collectives a augmenté et ces nouvelles places ont pu être attribuées à des enfants dont les mères travaillent et qui étaient confiés à d'autres modes de garde d'enfants avant 1993.

Van Dijk et Siegers expliquent ensuite, au moyen d'un modèle tobit<sup>22</sup>, le nombre d'heures travaillées des femmes qui participent au marché du travail. Les résultats de leur modèle sont similaires à ceux qu'elles ont obtenus en estimant la probabilité de participer au marché du travail. En l'occurrence, s'agissant du modèle estimé sur l'ensemble du pays, l'impact, sur le nombre d'heures travaillées, du taux local d'équipement est positif et relativement important : toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 1 point du taux local d'équipement accroît de 2,09 heures par semaine le nombre d'heures travaillées des mères de jeunes enfants (qui, en moyenne, est

---

<sup>22</sup>Puisque la durée de travail n'est observée que pour les femmes qui travaillent effectivement, les auteurs utilisent un modèle tobit. Ce type de modèles permet en effet d'estimer, d'une façon techniquement satisfaisante, une variable dépendante censurée (comme c'est le cas ici). Pour un exposé du modèle tobit, voir notamment le chapitre 2 de Breen (1996).

égal à 4,75 heures par semaine). Lorsque le modèle est estimé sur les données de l'enquête menée en 1993 dans la Province d'Utrecht, l'effet du taux local d'équipement reste significatif mais son ampleur est moindre (une hausse de 1 point du taux local d'équipement n'accroît le nombre d'heures travaillées par semaine que de 0,42 heures).

L'enquête menée dans la province d'Utrecht contient des informations sur les normes sociales des femmes interrogées : les participantes à cette enquête ont été questionnées sur les opinions qu'ont les femmes de leur entourage quant à diverses questions de société, telles que, notamment, l'activité professionnelle des mères de jeunes enfants ou le recours aux modes de garde non parentaux. Van Dijk et Siegers (1996) utilisent ces informations afin de construire une variable renseignant sur les normes sociales des femmes interrogées. Les auteurs considèrent que les caractéristiques de la population locale sont de nature à affecter l'offre locale de modes de garde d'enfants : en l'occurrence, elles supposent que, au sein d'une même localité, plus les normes sociales sont modernes, plus le taux d'équipement en service de garde d'enfants est important, et elles s'attendent à ce que l'effet, sur l'offre de travail des femmes, du taux d'équipement en services de garde d'enfants soit d'autant plus grand que les normes sociales sont modernes. Pour vérifier la validité de leur hypothèse, les auteurs introduisent la variable relative aux normes sociales dans le modèle de participation au marché du travail et dans le modèle d'heures travaillées, et un effet d'interaction entre cette variable et le taux d'équipement.

L'hypothèse de ces auteurs est en partie validée. En effet, plus le réseau social est moderne, plus la probabilité de travailler est importante et plus le nombre d'heures travaillées est élevé. Mais, une fois contrôlées les normes sociales, le taux local d'équipement n'a plus aucun effet sur la probabilité de participer au marché du travail ; son impact sur le nombre d'heures travaillées demeure significatif mais il est quasi-nul (une hausse de 1 point du taux local d'équipement n'accroît le nombre d'heures travaillées par semaine que de 0.24 heures). L'effet d'interaction entre les normes sociales et le taux local d'équipement est, quant à lui, non significatif. Comme le soulignent les auteurs, ces résultats pourraient s'expliquer par la multicolinéarité entre la variable relative aux normes sociales et le taux local d'équipement. Il nous semble que l'on peut également avancer comme explication le fait que la variable relative aux normes sociales est mesurée au niveau individuel (les mères) alors que,

pour être conforme à l' hypothèse de ces auteurs, c'est une mesure au niveau local qu'il conviendrait d'utiliser.

A la différence de Gustaffson et Stafford (1992) et de Van Dijk et Siegers (1996), Blundell *et al.* (1992), eux, ne concluent pas à un impact significatif du taux local d'équipement en services de garde d'enfants. A partir de données poolées de l'enquête britannique *Family Expenditure Survey* (1981-1985), les auteurs estiment, au moyen d'un modèle probit dynamique, la probabilité de participation des mères isolées au marché du travail en Grande-Bretagne entre 1981 et 1985. Le champ d'analyse particulier de Blundell et al. pourrait en partie contribuer à expliquer pourquoi leurs résultats divergent de ceux obtenus par les autres auteurs, qui eux analysent l'offre de travail des femmes en couple. En effet, les études théoriques et empiriques soulignent que le comportement d'offre de travail des mères isolées diffère de celui des mères en couple. En l'occurrence, l'offre de travail des mères isolées est beaucoup plus sensible aux incitations financières que celle des mères en couple. On peut alors penser que la disponibilité locale des modes de garde d'enfants ne joue pas dans le comportement d'emploi des mères isolées.

Dans les études de Blundell *et al.* (1992), de Gustaffson et Stafford (1992) et de Van Dijk et Siegers (1996), l'offre de travail des mères est modélisée en ignorant la garde informelle. Ces auteurs supposent que les femmes ont comme unique possibilité le choix de ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leurs enfants ou bien de travailler et de recourir à un mode de garde formelle. Pourtant, certaines mères ont la possibilité de s'appuyer sur leur entourage pour faire garder leurs enfants gratuitement, ou en échange de services non marchands. Avec ce type de modèles, qui ignore les alternatives à la garde formelle, le risque est d'obtenir une mauvaise estimation de l'impact, sur l'offre de travail, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants. En effet, pour les mères qui ont la possibilité de confier leurs enfants à leur entourage, on peut penser que les contraintes exercées par l'offre locale de services de garde d'enfants pourraient avoir un effet limité sur leur offre de travail,

voire nul<sup>23</sup>.

D'autres auteurs tiennent compte, eux, des possibilités de recours à l'aide informelle. Cette prise en compte est réalisée soit au moyen de modèles de choix discrets d'offre de travail et de mode de garde, soit au moyen de modèles bivariés. Les points suivants sont respectivement consacrés à ces travaux.

### **2.3.1.2 La prise en compte du choix du mode de garde au moyen de modèles de choix discrets**

Contrairement aux travaux présentés précédemment, Guillot (2004) tient compte du choix du mode de garde d'enfants dans son analyse de l'offre de travail des mères. Cet auteur considère que le choix d'offre de travail des mères et le choix de mode de garde d'enfants peuvent être traités comme des choix discrets. Dans la réalité, les individus ne sont généralement pas confrontés à un continuum d'heures de travail ou d'heures de garde mais plutôt à quelques valeurs bien précises, telles que, par exemple, un emploi ou une place dans un service de garde à mi-temps, à trois-quarts temps ou à temps complet. De ce point de vue, les modèles de choix discrets apparaissent bien adaptés à l'analyse des choix d'offre de travail et de mode de garde d'enfants auxquels les mères sont confrontées, puisque ces modèles permettent de décrire les comportements des individus qui doivent trancher parmi un ensemble discret de choix. Dans l'analyse de Guillot (2004), les femmes sont supposées déterminer leur statut d'occupation à partir d'un ensemble fini de choix d'offre de travail, et le mode de garde pour leur enfant parmi un ensemble fini de choix de modes de garde : la variable dépendante est formée par le croisement des choix discrets d'offre de travail et de modes de garde d'enfants<sup>24</sup>.

Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) analysent, eux aussi, l'offre de travail des mères et le mode de garde d'enfants comme le croisement de deux choix discrets, l'un

---

<sup>23</sup>Une solution consiste à introduire des variables explicatives pour contrôler la disponibilité d'aide informelle, telles que notamment la présence d'adolescents, d'adultes autres que les parents dans le ménage, ou encore la proximité des grands-parents. Or ces auteurs n'introduisent pas de variables de ce type, contrairement à Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002) et Simonsen (2006) (cf. infra).

<sup>24</sup>Ce modèle est ainsi un modèles univarié, par opposition aux modèles bivariés d'offre de travail des mères et de garde d'enfants, que nous présenterons dans la point 2.3.1.3.



concernant le type d'activité professionnelle et l'autre le mode de garde d'enfants. Ils se distinguent toutefois de Guillot (2004) sous différents aspects. Les différences que nous avons décidé ici de mettre en avant sont celles ayant trait à la prise en compte des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants. En l'occurrence, l'étude de Choné *et al.* (2004) et celle de Wrohlich (2006) ont pour élément commun de différenciation avec l'étude de Guillot (2004) le fait que le recours à la garde formelle est spécifié sous la forme d'un effet aléatoire.

L'interprétation des résultats quant à l'impact des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants qu'obtiennent Guillot (2004), Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) est subordonnée à la façon dont ils traitent ces contraintes, et diffèrent effectivement selon ce critère. Pour cette raison, nous avons choisi de présenter en premier l'étude de Guillot (2004); nous commentons ensuite les études de Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006).

### 2.3.1.2.1 Les modèles logit polytomiques de Guillot (2004)

Formellement<sup>25</sup>, le modèle de Guillot (2004) se présente de la façon suivante<sup>26</sup>. Soit une mère  $i$  : elle est confrontée à un ensemble de choix  $k = \{1, \dots, K\}$ , qui résulte du croisement systématique des choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants (supposés accessibles à toutes les mères). Soit  $y_i$  une variable discrète associée au choix effectivement observé de la mère  $i$  ( $y_i = \{1, 2, \dots, K\}$ ). L'utilité de la mère  $i$  associée au choix  $k$  est supposée être une fonction linéaire de ses caractéristiques individuelles et familiales, regroupées dans le vecteur  $X_i$ , et d'un indicateur de la

---

<sup>25</sup>Le recours à l'écriture formelle des modèles nous est ici apparu nécessaire afin de faciliter la présentation des similitudes et des différences entre les modèles de Guillot (2004) d'une part et de Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) d'autre part. En outre, cela nous permet d'amorcer la mise en évidence des différences entre les modèles des auteurs et notre propre modèle.

<sup>26</sup>Voir Borooah (2002) pour une présentation des modèles de choix discrets.

disponibilité locale des modes de garde d'enfants, noté  $I_j$ , telle que<sup>27</sup> :

$$U_{ik} = X_i\beta_k + \gamma_k I_j + \epsilon_{ik} \quad (2.2)$$

où  $\beta_k$  est le vecteur des coefficients de régression associés aux caractéristiques individuelles et familiales,  $\gamma_k$  le coefficient de régression associé à l'indicateur local d'équipement et  $\epsilon_{ik}$  un terme aléatoire.

La probabilité que la mère  $i$  choisisse l'alternative  $m$  s'exprime de la façon suivante<sup>28</sup> :

$$Pr(y_i = m) = Pr(U_{im} > U_{ik}) \text{ pour tout } m \neq k \quad (2.3)$$

Sous l'hypothèse que les termes d'erreurs relatifs aux différents niveaux d'utilité ( $\epsilon_{ik}$ ) sont indépendants et identiquement distribués selon une loi des valeurs extrêmes de type I, la probabilité que la mère  $i$  choisisse l'option  $m$  est alors égale à :

$$Pr(y_i = m) = \frac{\exp(X_i\beta_m + \gamma_m I_j)}{\sum_{k=1}^K \exp(X_i\beta_k + \gamma_k I_j)} \quad (2.4)$$

Dans un **premier modèle**, Guillot (2004) considère que la variable dépendante peut prendre trois modalités, correspondant aux situations suivantes : la mère choisit de ne pas travailler et s'occupe elle-même de son enfant ( $y_i = 0$ ), de travailler et de recourir à un mode de garde informelle ( $y_i = 1$ ) ou bien de travailler et de recourir à un mode de garde payant ( $y_i = 2$ ). L'auteur met en évidence l'incidence négative, sur l'offre de travail des femmes, des contraintes liées à l'offre locale en mode de garde d'enfants dans le cas des mères vivant en France, dans le département de Meurthe-et-Moselle, en 1996. En effet, pour une mère, le fait de vivre dans une

---

<sup>27</sup>Afin de faire ressortir les différences entre les modèles des auteurs et notre propre modèle, nous avons ici volontairement fait apparaître l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants en dehors du vecteur  $X_i$  des variables exogènes et nous l'avons appelé  $I_j$  pour signaler qu'il s'agit d'une variable définie pour une zone géographique donnée ( $j$ ), variable pouvant donc prendre la même valeur pour plusieurs individus (ceux qui résident dans la même zone géographique  $j$ ).

<sup>28</sup>Dans les modèles de choix discret, le processus de décision stipule que l'individu choisit l'option qui lui procure l'utilité maximale.

localité caractérisée par un faible taux d'équipement en services de garde d'enfants a un impact négatif sur la probabilité de travailler et de recourir à un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler et de s'occuper elle-même de son enfant (le coefficient de régression  $\gamma_2$  associé à l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants  $I_j$  est négatif).

Dans un **deuxième modèle**, Guillot (2004) distingue le travail à temps partiel du travail à temps complet (la variable dépendante  $y_i$  peut cette fois prendre cinq modalités). Avec cette partition plus fine de l'ensemble de choix, les contraintes liées à l'offre locale de garde d'enfants ont un impact négatif uniquement sur la probabilité de travailler à temps complet et d'utiliser un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler ; l'effet sur la probabilité de travailler à temps partiel et de faire appel à un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler n'est pas significatif <sup>29</sup>.

Parce que le choix du mode de garde d'enfants  $y$  est pris en compte, l'approche de Guillot (2004) est plus satisfaisante que celle des auteurs présentés jusqu'à présent. Mais les modèles utilisés par Guillot (2004) reposent sur une propriété qui pourrait ne pas être vérifiée dans le cas de l'offre de travail des mères de jeunes enfants. En effet, les modèles logit polytomiques employés par Guillot sont caractérisés par la propriété connue dans la littérature anglo-saxonne sous l'appellation IIA (*Independance from Irrelevant Alternatives*). Cette propriété signifie que, pour tout couple d'alternatives  $(k, k')$  de la variable dépendante  $y_i$ , le rapport des probabilités associées,  $Pr(y_i = k)/Pr(y_i = k')$ , ne dépend pas des autres choix auxquels l'individu a été confronté, c'est-à-dire de leur nombre et de leur contenu. Par exemple, dans le cas du premier modèle de Guillot (2004), cela revient à considérer que la mère compare les modalités *ne pas travailler et s'occuper de son enfant* et *travailler et recourir à un mode de garde formelle* indépendamment de la modalité *travailler et recourir à un mode de garde informelle*.

Dans la mesure où certains des choix auxquels les mères font face sont relativement proches les uns des autres, la propriété IIA pourrait être inadaptée à l'analyse du choix d'offre de travail des mères et du mode de garde d'enfants. En effet, comme

---

<sup>29</sup>L'auteur ne commente pas ces résultats. Comme pour un bon nombre d'auteurs présentés ici, l'objectif de Guillot (2004) n'est pas de mettre en évidence le rôle exercé par les contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants mais d'analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères, du coût de la garde d'enfants.

le souligne Guillot dans une étude menée avec d'autres auteurs (Chaupain-Guillot *et al.*, 2008), les modalités qui intègrent l'activité professionnelle de la mère peuvent être vues comme relativement proches les unes des autres. Cette proximité entre différentes modalités peut laisser craindre que, comme dans l'exemple classique du bus bleu/bus rouge, l'introduction d'une modalité supplémentaire modifie de façon non négligeable la probabilité de choix des modalités qui en sont proches. Or Guillot (2004) n'indique pas s'il a testé la validité de cette propriété, ni le cas échéant, les résultats des tests<sup>30</sup>.

Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006), eux, utilisent des modèles de choix discrets à coefficients aléatoires pour expliquer le choix d'offre de travail des femmes et de modes de garde d'enfants. Ce type de modèles ne repose pas sur la propriété IIA et ne sont donc pas soumis à la critique émise précédemment à l'encontre du modèle de Guillot (2004). L'abandon de la propriété IIA se paie cependant au prix d'une grande complexité; les résultats obtenus par ces auteurs quant au rôle des contraintes d'offre de services de garde d'enfants sont peu informatifs, comme nous allons le voir maintenant.

### **2.3.1.2.2 Les modèles de Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006)**

Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) analysent, à l'instar de Guillot (2004), l'offre de travail des mères et le mode de garde d'enfants comme le croisement de deux choix discrets, l'un concernant le type d'activité professionnelle et l'autre le mode de garde d'enfants.

Pour ce qui est du type d'activité professionnelle, Choné *et al.*, ainsi que Wrohlich, distinguent quatre situations : le non emploi, l'emploi à temps complet et deux formes de temps partiel. Pour Choné *et al.*, les deux formes de temps partiel rete-

---

<sup>30</sup>Dans l'étude comparative des choix d'activité professionnelle des femmes et de modes de garde d'enfants en Europe, que Guillot réalise avec d'autres auteurs (Chaupain-Guillot *et al.*, 2008), le respect de la propriété IIA est vérifié au moyen de deux tests, le test de Small-Hsiao et le test de Hausman. Selon les résultats du test de Small-Hsiao, la propriété serait rejetée pour six pays sur les quinze pays étudiés; le test de Hausman aboutit à des conclusions relativement moins sévères puisque le non respect de l'hypothèse IIA n'est admis que pour trois pays sur les quinze.

nues sont le mi-temps (20 heures par semaine) et le trois-quarts temps (30 heures par semaine) ; pour Wrohlich, il s'agit d'un emploi d'une durée comprise entre 20 et 37 heures par semaine et d'un emploi pendant moins de 20 heures par semaine. En ce qui concerne les modes de garde d'enfants, Choné et al. opposent la garde informelle à la garde formelle, qui comprend non seulement les structures collectives mais également les assistantes maternelles. Pour Wrohlich, la garde formelle correspond à deux cas de garde dans une structure collective : la garde collective à temps partiel et la garde collective à temps complet. La différence observée entre ces auteurs dans la définition de la garde formelle est vraisemblablement liée aux différences qui existent entre les contextes nationaux<sup>31</sup>. Au total, dans le modèle de Choné et al., l'ensemble de choix auquel les mères sont supposées faire face comprend huit choix ; ce sont douze choix qui sont présents dans le modèle de Wrohlich. Le choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants est estimé à partir de la comparaison de l'utilité associée à ces différents choix, la mère étant supposée choisir la situation qui lui procure l'utilité la plus élevée.

Les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006) se distinguent toutefois de celui de Guillot (2004) sous différents aspects. Les éléments de différenciation de ces auteurs qui, nous semble-t-il, sont les plus intéressants dans le cadre de cette synthèse empirique tiennent à la façon dont Choné et al. , ainsi que Wrohlich, traitent les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants<sup>32</sup>. Les résultats relatifs au rôle des contraintes d'offre locale de modes de garde auxquels les auteurs

---

<sup>31</sup>L'analyse de Choné et al. porte sur la France, où le recours à une assistante maternelle est relativement fréquent, tandis que celle de Wrohlich est fondée sur l'ex-Allemagne de l'Ouest, où ce mode de garde est marginal.

<sup>32</sup>Les autres différences entre Guillot (2004) d'une part et Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) d'autre part sont liées au type de modèle qu'ils utilisent. Choné et al. estiment simultanément un modèle de choix discret d'offre de travail et de recours à la garde formelle, une équation de dépenses de garde d'enfants et une équation de salaire de la mère. Ces auteurs soulignent que l'estimation de ce modèle trivarié constitue un apport technique au regard des autres travaux empiriques menés dans ce champ d'analyse. En effet, traditionnellement, lorsque les dépenses de garde et le taux de salaire de la mère sont estimés, ces estimations sont réalisées dans une étape préliminaire à celle de l'estimation du modèle de choix discret. C'est effectivement de cette façon que procèdent Guillot et Wrohlich. Quant à Wrohlich, son modèle intègre une dimension temporelle, à la différence de Guillot (2004) mais également de Choné *et al.* (2004) (le modèle de choix discret de Wrohlich est estimé sur trois vagues du panel allemand).

parviennent sont en effet contingents à la façon dont ceux-ci tiennent compte des contraintes liées à l'offre locale des modes de garde d'enfants, et diffèrent effectivement selon ce critère. De ce point de vue, nous observons trois éléments de différenciation entre l'étude de Guillot (2004) et celles de Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006). Comme nous allons l'expliquer plus en détail infra, le premier élément de différenciation avec l'étude de Guillot est commun à Choné *et al.* et à Wrohlich ; les deux autres sont, quant à eux, spécifiques d'une part à Choné *et al.* et d'autre part à Wrohlich.

### *L'introduction d'un effet aléatoire pour le recours à la garde formelle*

En premier lieu, Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) se distinguent de Guillot (2004) en ce qu'ils considèrent que les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde se manifestent sous la forme de différences non observées entre les mères en termes d'accès à un mode de garde formelle : ainsi, pour ces auteurs, l'accès à un mode de garde formelle est supposé être une source d'hétérogénéité non observée. Pour en tenir compte dans leur modèle, Choné *et al.*, ainsi que Wrohlich introduisent un effet aléatoire pour le recours à la garde formelle.

Plus précisément, dans les modèles de ces auteurs, l'utilité de la mère est supposée dépendre notamment du recours à la garde formelle. Afin de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle non observée en termes d'accès à un mode de garde formelle, les auteurs spécifient sous la forme d'un effet aléatoire le coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle. Alors que Choné *et al.* introduisent des facteurs explicatifs, dont le taux local d'équipement en services de garde d'enfants, pour expliquer la variance de l'impact de la préférence pour le recours à la garde formelle entre les femmes, Wrohlich, quant à elle, n'utilise qu'une constante.

Formellement, dans le modèle de Choné *et al.*, le coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle, noté  $\beta_{fi}$ , s'exprime de la façon suivante :

$$\beta_{fi} = b_0 + \gamma I_j + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + v_i \quad (2.5)$$

où  $b_0$  est une constante,  $I_j$  est le taux local d'équipement en services de garde d'enfants,  $x_{1i}$  le niveau de qualification du conjoint,  $x_{2i}$  une variable indicatrice du

caractère rural ou urbain du lieu de résidence<sup>33</sup>,  $\gamma$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ , les coefficients de régression associés et  $v_i$  le terme d'erreur, supposé suivre une loi normale, de moyenne nulle.

En revanche, dans le modèle de Wrohlich, le coefficient de préférence pour la garde formelle de la mère  $i$ , noté  $\beta_{fi}$ , est uniquement égal à une constante,  $b_0$ , et à un terme aléatoire,  $v_i$ , soit :

$$\beta_{fi} = b_0 + v_i \quad (2.6)$$

où  $v_i$  est caractérisé par une fonction de distribution discrète, notée  $G$ , telle que  $v_i$  peut prendre un ensemble fini de valeurs discrètes  $M_r$  ( $r = 1, 2, \dots, R$ )<sup>34</sup>. Ainsi spécifié, l'effet de la préférence pour le recours à la garde formelle,  $\beta_{fi}$ , sur l'utilité que la mère retire du choix d'offre de travail et de mode de garde d'enfants varie de façon aléatoire autour d'un effet moyen  $b_0$ , identique pour toutes les mères.

Les résultats du modèle de Choné et al. montrent que, en France, en 1997, pour les familles ayant au moins un enfant de moins de 7 ans, le taux local d'équipement en services de garde d'enfants a un impact positif sur la préférence pour le recours à la garde formelle ( $\gamma > 0$ ) ; l'effet n'est pas statistiquement différent de 0 lorsque le modèle est estimé sur le champ des familles ayant au moins un enfant de moins de 3 ans. Les auteurs attirent l'attention sur le fait que, dans les modèles estimés sur le champ des familles ayant un enfant de moins de 7 ans et sur le champ des familles ayant au moins un enfant de moins de 3 ans, l'écart type du coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle est élevé (respectivement 0,89 et 1,10). Les auteurs attirent l'attention sur cette importante hétérogénéité non observée ; selon eux, ce

---

<sup>33</sup>Les auteurs supposent que le niveau de qualification du conjoint reflète le milieu social. L'indicatrice du lieu de résidence est, quant à elle, introduite dans l'équation du coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle afin de tenir compte de la différence entre les zones urbaines et les zones rurales.

<sup>34</sup>Selon Heckman et Singer (1984), la forme choisie pour la fonction de distribution de l'effet aléatoire est en mesure d'affecter les estimations des coefficients du modèle. Suivant les recommandations de ces auteurs, Wrohlich a choisi une fonction de distribution discrète quelconque pour le terme aléatoire  $v_i$  : les quelques points où se concentrent la densité, ainsi que leur probabilité associée, sont estimés en même temps que les paramètres du modèle. Les seules contraintes imposées à la fonction de distribution  $G$  sont que l'espérance du terme d'erreur est nulle ( $E(v_i) = \sum_{r=1}^R \pi_r M^r = 0$ , où  $\pi_r$  est la probabilité que  $v = r$ ), et que la somme des probabilités associées aux différentes valeurs prises par la fonction de distribution est égale à un ( $\sum_{r=1}^R \pi_r = 1$ ).

résultat peut s'expliquer en partie par la qualité de leurs données relatives aux modes de garde, insuffisamment précises (elles ne permettent pas de distinguer le recours à un mode de garde collectif du recours à une assistante maternelle).

Wrohlich, quant à elle, souligne que, en ex-Allemagne de l'Ouest, au début des années 2000, l'effet, sur l'utilité de la mère, de la préférence pour le recours à la garde formelle est positif ( $b_0 > 0$ ); pour ce qui est de l'effet aléatoire, l'estimation du modèle aboutit à mettre en évidence deux points de masse ( $v_i$  prend deux valeurs, l'une négative et l'autre positive). Mais, comme nous le soulignons précédemment, à la différence de Choné et al., Wrohlich n'explique pas cette variabilité. Les résultats qu'elle obtient nous apparaissent ainsi peu informatifs quant à l'impact des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde sur l'offre de travail des mères.

Les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006) se distinguent de celui de Guillot (2004) sous d'autres aspects. Ces éléments de différenciation avec Guillot sont spécifiques à Choné et al. d'une part et à Wrohlich d'autre part. Comme nous allons le voir ci-dessous, Choné et al. introduisent, dans leur modèle, des variables croisant la préférence pour le recours à la garde formelle et le nombre d'heures travaillées, supposées rendre compte des différences de contraintes d'offre de services de garde d'enfants; Wrohlich, elle, considère que les contraintes d'offre de modes de garde se manifestent sous la forme d'une augmentation du coût potentiel de la garde d'enfants.

### *L'introduction de variables croisées dans le modèle de Choné et al. (2004)*

En ce qui concerne les différences relatives à la prise en compte des contraintes liées à l'offre locale de mode de garde d'enfants, outre le traitement de l'hétérogénéité non observée en termes d'accès à un mode de garde formelle, le modèle de Choné et al. se distingue de celui de Guillot en ce qu'il contient des variables croisant le recours à la garde formelle et le nombre d'heures travaillées (en l'occurrence 0, 20, 30 et 39 heures par semaine). Choné et al. considèrent que ces effets d'interaction sont en mesure de traduire l'impact des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde d'enfants, et plus précisément nous semble-t-il l'impact des règles de priorité existantes dans les structures collectives. En effet, pour étayer leur hypothèse, les



auteurs s'appuient sur le fait que l'admission en crèche est fréquemment subordonnée à l'exercice d'une activité professionnelle et que les places sont en priorité accordées aux enfants dont les mères travaillent à temps complet.

Les résultats qu'obtiennent Choné et al. sont conformes à ceux escomptés : l'impact du recours à la garde formelle croît avec le nombre d'heures travaillées, ce qui, selon les auteurs, peut en partie traduire le rôle exercé par l'offre locale de modes de garde d'enfants<sup>35</sup>.

### *L'augmentation du coût potentiel de la garde d'enfants dans le modèle de Wrohlich (2006)*

Dans le modèle théorique de Wrohlich, les contraintes liées à l'offre locale en services de garde d'enfants sont supposées accroître le coût potentiel de la garde d'enfants : l'auteur présume que les parents qui n'ont pas pu obtenir de place pour leur enfant dans une structure collective publique, faute de places disponibles, sont amenés à se tourner vers les structures privées, dont le prix est beaucoup plus élevé. Dans son modèle théorique<sup>36</sup>, le *coût potentiel* de la garde d'enfants est égal au coût de la garde dans une structure publique et au coût de la garde dans une structure privée, coûts respectivement pondérés par la probabilité qu'ont les parents d'y obtenir une place. S'appuyant sur le fait que, en ex-Allemagne de l'Ouest au début des années 2000, la probabilité d'obtenir une place à temps partiel dans une structure publique est plus forte que celle d'obtenir une place à temps complet, l'auteur suppose que lorsque les parents n'ont pas pu obtenir de place à temps complet, ils se tournent, si possible, vers deux places à temps partiel.

En pratique, à l'instar de l'ensemble des auteurs présentés dans cette synthèse, Wrohlich utilise un indicateur de disponibilité locale des modes de garde pour déterminer la probabilité d'obtenir une place dans une structure publique. En l'occurrence, la probabilité d'obtenir une place à temps complet dans une structure collective publique est égale au produit du taux d'équipement local en structures collectives publiques et de la part des places à temps complet dans le total des ca-

---

<sup>35</sup>L'autre explication avancée par les auteurs est que les modes de garde formels sont davantage adaptés aux besoins de garde à temps complet que les modes de garde informels.

<sup>36</sup>Le modèle théorique de Wrohlich (2006) est présenté dans le chapitre 1.

capacités d'accueil locales<sup>37</sup>. Wrohlich suppose que lorsqu'une place à temps complet est disponible, les parents peuvent choisir de ne l'utiliser qu'en partie, c'est-à-dire de faire garder leur enfant à temps partiel ; l'auteur calcule alors la probabilité d'obtenir une place à temps partiel dans une structure collective publique comme étant égale uniquement au taux d'équipement local en structures collectives publiques, sans le pondérer par le nombre de places à temps partiel dans le total des capacités d'accueil locales.

S'agissant des autres composantes du coût potentiel de la garde d'enfants, Wrohlich estime séparément, au moyen de modèles tobit<sup>38</sup>, le coût d'une place à temps complet dans le public et le coût d'une place à temps partiel. En revanche, le coût d'une place à temps complet dans le privé, ainsi que le coût d'une place à temps partiel dans le privé ne sont pas estimés en raison des effectifs insuffisants de parents utilisant ce type de garde dans son échantillon. Pour pallier cette difficulté et parvenir tout de même à tenir compte du coût de la garde privée, l'auteur utilise le prix moyen d'une place dans le privé observé au niveau national.

Le coût potentiel de la garde d'enfants ainsi mesuré n'intervient pas directement comme un facteur explicatif de l'utilité que la mère retire de la combinaison des choix d'offre de travail et du mode de garde : c'est une des composantes du revenu net du ménage dans lequel vit la mère, qui, lui, est introduit comme un facteur explicatif. Cette caractéristique du modèle de Wrohlich rend difficile la mise en évidence de l'incidence, sur l'offre de travail des mères, des contraintes exercées par l'offre locale en services de garde d'enfants. En effet, le revenu net a un impact positif sur l'utilité de la mère, conformément au résultat attendu ; mais il n'est pas possible de distinguer l'impact du coût anticipé de la garde d'enfants de celui des autres composantes du revenu net du ménage, et donc d'interpréter l'effet en termes d'effet des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants. En ce sens, les résultats du modèle de Wrohlich sont peu informatifs quant au rôle exercé par

---

<sup>37</sup>Le taux d'équipement local en structures collectives publiques est mesuré au niveau du *county* de résidence. En revanche, en raison des données disponibles, la part des places à temps complet dans les capacités d'accueil est mesurée au niveau du *Land* de résidence.

<sup>38</sup>Dans la mesure où les dépenses de garde ne sont observées que pour les parents qui utilisent effectivement un mode de garde payant, Wrohlich utilise un modèle tobit. Les facteurs explicatifs retenus dans les deux équations sont l'âge de l'enfant, la région et la taille du *county* de résidence.

ces contraintes. C'est l'exercice de simulation de politiques sociales auquel se livre l'auteur qui nous apporte des informations. En l'occurrence, Wrohlich simule une augmentation du nombre de places dans les structures d'accueil pour jeunes enfants de sorte que la probabilité d'y obtenir une place soit égale à un<sup>39</sup>. Wrohlich estime que, en réponse à cette politique, pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins de 3 ans, le taux de participation au marché du travail augmenterait de 10 points.

Pour finir l'exposé des modèles de Choné *et al.* (2004), ainsi que Wrohlich (2006), compte tenu de la façon dont ces auteurs tiennent compte, dans leurs modèles, des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants et de la manière dont les auteurs présentent les résultats auxquels ils parviennent, ces travaux nous apportent peu d'informations quant à l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde d'enfants. En outre, dans les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006), toute la variabilité de l'effet de la préférence pour le recours à la garde formelle est attribuée à l'hétérogénéité individuelle. Ces auteurs ignorent ainsi que les femmes qui résident dans la même localité ont des points communs, et que ces femmes pourraient se distinguer, de ce fait, de celles qui vivent dans d'autres localités. La variabilité de l'impact de la préférence pour le recours à la garde formelle pourrait provenir non seulement de l'hétérogénéité individuelle non observée mais également de l'hétérogénéité entre les groupes de mères formés par les localités de résidence. Certes, Choné *et al.* contrôlent ces différences en introduisant un taux local d'équipement en services de garde d'enfants dans l'équation du coefficient de la préférence pour le recours à la garde formelle. Mais ces auteurs supposent que toute la variance de l'effet de la préférence pour le recours à la garde formelle entre les groupes de femmes résidant dans la même zone géographique est expliquée par l'indicateur de disponibilité locale en modes de garde d'enfants. Or, compte tenu des critiques émises précédemment à

---

<sup>39</sup>Choné *et al.*, quant à eux, simulent les effets, sur l'offre de travail des mères, de diverses mesures monétaires d'aide aux parents de jeunes enfants. Les auteurs ne simulent pas l'impact d'un accroissement de l'offre locale en modes de garde d'enfants : les résultats des simulations ne nous apportent ainsi pas d'informations quant à l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde.

l'encontre de la façon dont est mesuré cet indicateur, cette hypothèse nous semble discutable.

En conclusion, dans les modèles de Guillot (2004), ainsi que dans les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006), les femmes sont supposées choisir, d'une part, leur statut d'occupation sur le marché du travail au sein d'un ensemble fini de choix d'offre de travail et, d'autre part, le mode de garde parmi un ensemble fini de choix de modes de garde ; c'est la combinaison de ces deux choix qui est expliquée.

D'autres auteurs empruntent, en revanche, un cheminement différent, en estimant simultanément les décisions d'offre de travail et de garde d'enfants, comme nous allons le voir dans le point suivant.

### **2.3.1.3 Les modèles bivariés de participation au marché du travail et de recours à un mode de garde formelle**

Pour analyser l'offre de travail des mères de jeunes enfants, Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005), Del Boca et Vuri (2007) estiment conjointement, au moyen de modèles probit bivariés, la décision d'offre de travail et celle liée au mode de garde d'enfants : leur approche est conforme au postulat selon laquelle ces deux décisions sont prises simultanément. L'emploi de modèles bivariés permet à ces auteurs d'isoler l'effet de l'indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants sur la probabilité de participer au marché du travail, de son effet sur la probabilité de recours à un mode de garde payant, ce qui distingue leurs modèles des modèles de choix discrets présentés précédemment.

Les variables dépendantes des modèles de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007) sont ainsi la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. Dans ces modèles, la garde formelle correspond uniquement à la garde dans une structure collective<sup>40</sup>. Ces auteurs ignorent ainsi les autres modes de garde payants que sont les assistantes

---

<sup>40</sup>Merkle (1993) et Wetzels (2005) ne considèrent que les structures publiques, tandis que Chiuri (2004) et Del Boca et Vuri (2007) tiennent également compte des structures collectives privées. Comme nous l'avons souligné dans le point 2.2.1, ces différences pourraient s'expliquer par les données disponibles et par les contextes nationaux.

maternelles, les nounous ou toute autre personne rémunérée chargée de s'occuper des enfants. Cette critique a cependant une portée limitée dans la mesure où, dans les pays dont il est question ici<sup>41</sup>, la garde d'enfants par une personne rémunérée en retour est une solution à laquelle seule une minorité de parents a recours.

Avant d'en commenter les principaux résultats, nous présentons succinctement les modèles bivariés de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007), avec pour objectif, comme indiqué précédemment, de mettre en évidence les différences entre ces approches et notre propre modèle. Soient une variable binaire,  $y_{1i}$  qui prend la valeur 1 si la mère  $i$  travaille et 0 sinon, et une autre variable binaire  $y_{2i}$  qui prend la valeur 1 si la mère  $i$  recourt à un mode de garde formelle et 0 sinon, telles que :

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{1i}^* = X_i\beta_1 + I_j\gamma_1 + \epsilon_{1i} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{2i}^* = X_i\beta_2 + I_j\gamma_2 + \epsilon_{2i} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où  $y_{1i}^*$  et  $y_{2i}^*$  sont fonctions linéaires des variables explicatives,  $X_i$  un vecteur de variables explicatives, identique aux deux équations,  $\beta_1$  et  $\beta_2$  les vecteurs des coefficients qui leur sont associés,  $I_j$  l'indicateur de disponibilité locale en modes de garde d'enfants,  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  les coefficients de régression qui lui sont respectivement associés dans les deux équations, et  $\epsilon_{1i}$  et  $\epsilon_{2i}$  deux termes d'erreur. Les termes d'erreur sont supposés de moyenne nulle, de variance unitaire et distribués selon une loi normale bivariée  $\phi_2$ , telle que :

$$\{\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}\} \sim \phi_2(0, 0, 1, 1, \rho) \quad (2.7)$$

où  $\rho$  est le coefficient de corrélation entre les deux termes d'erreur  $\epsilon_{1i}$  et  $\epsilon_{2i}$ . Si l'estimation du modèle permet de conclure que  $\rho \neq 0$ , on peut en déduire que les variables dépendantes sont liées.

---

<sup>41</sup>Il s'agit de l'ex-Allemagne de l'Ouest pour Merkle (1993), de l'Italie pour Chiuri (2004), Del Boca *et al.* (2005) ainsi que pour Del Boca et Vuri (2007), et des Pays-Bas pour Wetzels (2005)

La probabilité, pour la mère  $i$ , de participer au marché du travail et de recourir à un mode de garde payant est égale à la fonction de distribution cumulée de la loi normale bivariée, c'est-à-dire :

$$Pr[y_{1i} = 1|(X_{1i}, I_j), y_{2i} = 1|(X_{2i}, I_j)] = \Phi_2(\beta_1 X_{1i} + I_j \gamma_1, \beta_2 X_{2i} + I_j \gamma_2, \rho) \quad (2.8)$$

où  $\Phi_2$  est la fonction de distribution cumulée de la loi normale bivariée.

Les résultats des modèles de Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007) révèlent que le coefficient de corrélation  $\rho$  est significatif : ce résultat valide l'hypothèse selon laquelle les décisions d'offre de travail des mères et de garde d'enfants sont liées. Pour Merkle (1993), en revanche, le coefficient de corrélation  $\rho$  n'est pas statistiquement différent de zéro<sup>42</sup>.

En ce qui concerne le rôle exercé par les contraintes relatives à l'offre locale en modes de garde d'enfants, les résultats des auteurs divergent. Ainsi, Merkle (1993), pour l'ex-Allemagne de l'Ouest en 1987, conclut à une absence d'impact du taux d'équipement local, que ce soit sur la probabilité de participer au marché du travail ou sur la probabilité de recours à un mode de garde payant. Ces résultats pourraient être liés à la mesure du taux local d'équipement en services de garde d'enfants, comme l'indique Merkle. Plus précisément, l'auteur précise que, pour déterminer les capacités d'accueil, elle incorpore uniquement les places offertes dans les jardins d'enfants, qui ne proposent que des places à temps partiel : or, pour exercer une activité professionnelle, certaines mères pourraient avoir besoin de faire garder leurs enfants à temps complet de sorte que, quelles que soient les capacités d'accueil dans les jardins d'enfants, ces dernières sont sans effet sur la probabilité de ces femmes de participer au marché du travail, et sur leur probabilité de recours à un mode de garde payant. Merkle ne fait pas mention de la zone géographique utilisée – en l'occurrence, le *Land* – pour déterminer le taux local d'équipement lorsqu'elle avance l'argument d'une mauvaise spécification de cet indicateur pour expliquer les résultats obtenus. Pourtant, compte tenu de la taille relativement grande que peut avoir cette zone géographique, le *Land* ne nous semble pas être adapté pour définir les contours de l'offre locale en services de garde d'enfants.

---

<sup>42</sup>Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007), dont les travaux sont postérieurs à ceux de Merkle (1993), ne notent pas cette différence de résultat avec les leurs.

Chiuri (2004), pour l'Italie en 1993 et Wetzels (2005) pour les Pays-bas en 1995, concluent elles aussi à une absence d'impact, sur la probabilité des mères de travailler, de l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants, mais elles mettent en évidence un effet positif sur la probabilité de recourir à un mode de garde formelle.

Pour ce qui est de Del Boca et Vuri (2007), elles concluent, dans un premier modèle, à un effet significatif mais de faible ampleur des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants en Italie en 2003, que ce soit sur la probabilité de travailler ou sur la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. Dans un deuxième modèle<sup>43</sup>, Del Boca et Vuri intègrent une variable croisant l'indicateur de disponibilité locale de services de garde d'enfants et le coût de la garde : l'objectif est de vérifier la validité de l'hypothèse selon laquelle le coût de la garde d'enfants ne joue pas lorsque les parents sont confrontés à des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants. Les résultats de ce second modèle viennent appuyer cette hypothèse et confirment l'incidence positive de l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants.

En conclusion, tous les auteurs présentés dans cette section ont en commun d'utiliser, dans le cadre de régression à un seul niveau, des facteurs explicatifs situés à plusieurs niveaux. Or, dès lors que plusieurs observations faites à un de ces niveaux appartiennent à la même unité d'analyse au niveau supérieur, elles risquent de ne pas être indépendantes. La non indépendance des observations peut avoir pour fâcheuse manifestation des tests de significativité trop libéraux. Pourtant, ces auteurs ne mentionnent pas ce problème, que ce soit pour attirer l'attention sur cette limite de leur analyse ou pour y apporter une réponse techniquement satisfaisante.

Quelques auteurs, au contraire, apportent une solution adaptée à ce problème. La présentation de leurs modèles et des résultats relatifs à l'incidence des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants fait l'objet du paragraphe suivant.

---

<sup>43</sup>Les auteurs indiquent que les résultats du test du rapport de vraisemblance montre que la qualité d'ajustement aux données de ce deuxième modèle est significativement meilleure que celle du premier modèle.

### 2.3.2 Les modèles où l'absence d'indépendance des observations en cas de niveaux multiples est prise en compte

Les données situées à des niveaux distincts, encastrés l'un dans l'autre de façon hiérarchique, imposent d'abandonner les techniques standard au profit de méthodes adaptées. Pourtant, la plupart des auteurs ne mentionnent pas ce problème, que ce soit pour le résoudre ou ne serait-ce que pour signaler cette limite de leurs analyses. Seuls quelques auteurs apportent une réponse adaptée à l'absence d'indépendance des observations en cas de niveaux multiples. Ainsi, Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) utilisent l'estimateur sandwich (cf. Rodgers, 1993), qui produit des estimations non biaisées des écarts types en cas de données groupées. Stolzenberg et Waite (1984), eux, se distinguent en ce qu'ils vont plus loin que le traitement statistique des conséquences néfastes de la dépendance des observations : ces auteurs utilisent cette dépendance pour enrichir leur analyse de l'offre de travail des mères. Plus précisément, Stolzenberg et Waite supposent que l'effet, sur l'offre de travail des mères, de certains facteurs explicatifs varie selon les zones de résidence et que la variabilité de ces effets pourrait s'expliquer par les caractéristiques de ces zones géographiques. Pour tester leur hypothèse, Stolzenberg et Waite mettent en oeuvre une technique multiniveaux, la plus simple, connue dans la littérature sous l'appellation *intercept-and-slopes-as-outcomes model*.

Pour présenter les résultats des études en question, nous nous inspirons largement du plan du chapitre de 2 de l'ouvrage de Snijders et Bosker (2004) consacré à l'analyse multiniveaux. Dans le premier point, nous présentons les études des auteurs qui se limitent à traiter les effets néfastes de la dépendance des observations. Le deuxième point est consacré à l'approche de Stolzenberg et Waite (1984) qui considèrent la dépendance comme un phénomène intéressant à analyser.

#### 2.3.2.1 La dépendance des observations vue comme une nuisance

Kreyenfeld et Hank (2000) et Van Ham et Büchel (2006) attirent explicitement<sup>44</sup> l'attention du lecteur sur le fait que leurs données se situent à des niveaux distincts,

---

<sup>44</sup>Del Boca (2002) et Simonsen (2006), quant à elles, précisent seulement, lors de la présentation de leurs résultats, qu'elles ont utilisé l'estimateur sandwich.



emboîtés l'un dans l'autre : ces auteurs indiquent en effet que leurs données comportent à la fois des variables de niveau individuel et des variables caractérisant les zones géographiques, et qu'elles comptent plusieurs observations par zone géographique. Avec des données ainsi structurées, l'hypothèse d'erreurs indépendantes n'est pas vérifiée et l'hypothèse d'erreurs identiquement distribuées n'est pas nécessairement satisfaite. Lors des tests statistiques, le risque existe alors d'être amené à conclure à tort que telle variable a un impact significatif sur la variable dépendante. Pour se prémunir contre ce risque, Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) emploient l'estimateur sandwich (Rodgers, 1993)<sup>45</sup>, qui fournit des estimations non biaisées des écarts types des coefficients en cas d'erreurs corrélées. Avec ce traitement de la dépendance des observations, Del Boca (2002) pour l'Italie entre 1991 et 1995, Simonsen (2006) pour le Danemark en 2000-2001 et Van Ham et Büchel (2006) pour l'ex-Allemagne de l'Ouest en 2001, mettent en exergue l'influence positive du taux local d'équipement en services de garde d'enfants ; Kreyenfeld et Hank (2000), au contraire, concluent à l'absence d'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants en ex-Allemagne de l'Ouest en 1996.

Ainsi, bien que leurs analyses portent sur le même pays (l'ex-Allemagne de l'Ouest), Hank et Kreyenfeld et Van Ham et Büchel ne s'accordent pas quant au rôle exercé par les contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants dans le comportement d'emploi des femmes. Plus précisément, Kreyenfeld et Hank (2000) analysent l'offre de travail des *mères de jeunes enfants*, au moyen d'un modèle logit multinomial dont les différentes modalités sont : ne pas travailler, travailler à temps partiel, travailler à temps complet. Les résultats de ce modèle montrent que le taux local d'équipement en services de garde d'enfants n'a d'effet ni sur la probabilité

---

<sup>45</sup>Cet estimateur prend en compte le fait que la variance des termes d'erreur n'est pas constante lorsque les observations ne sont pas indépendantes. A la différence de l'estimateur initialement proposé par Huber-White (White, 1980), l'estimateur proposé par Rodgers, et utilisé par les auteurs ici, autorise en plus les variances des termes d'erreurs à être non nulles lorsqu'il s'agit d'observations appartenant au même groupe. En d'autres termes, cet estimateur révisé admet la corrélation des termes d'erreurs des observations du même groupe. Avec cet estimateur, il n'est pas nécessaire de poser d'hypothèses quant à l'existence de la corrélation entre les termes d'erreurs au sein des groupes. En outre, il est possible d'appliquer les méthodes classiques d'estimation, telles que la méthode du maximum de vraisemblance ou les moindres carrés.

de travailler à temps partiel plutôt que de ne pas travailler, ni sur la probabilité de travailler à temps complet plutôt que de ne pas travailler. A l'instar de Merkle (1993), Hank et Kreyenfeld interprètent ces résultats comme la manifestation d'une mauvaise spécification de leur indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants. Ces auteurs précisent que l'indicateur ne tient compte que du nombre de places et ignore les horaires d'ouverture. Or, selon Hank et Kreyenfeld, l'inadéquation entre les horaires d'ouverture des structures collectives de garde d'enfants et les horaires de travail des mères pourrait contribuer à expliquer pourquoi, toutes choses égales par ailleurs, quel que soit le nombre de places, et donc quelle que soit la valeur du taux d'équipement, l'offre de travail des mères paraît identique. Van Ham et Büchel (2006) estiment, quant à eux, la probabilité qu'ont les *femmes en âge de travailler*, qu'elles aient ou non des enfants, d'occuper un emploi. Les résultats obtenus confirment l'hypothèse des auteurs selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, plus le taux local d'équipement en services de garde d'enfants est important, plus il est facile pour les femmes de combiner un emploi et leur vie familiale.

Le désaccord entre Kreyenfeld et Hank (2000) et Van Ham et Büchel (2006) en ce qui concerne l'impact du taux local d'équipement en structures de garde d'enfants pourrait s'expliquer par le fait que leurs deux études analysent le comportement d'emploi de populations différentes : les mères de jeunes enfants pour les premiers et les femmes en âge de travailler, avec ou sans enfant, pour les seconds. L'examen des conclusions des auteurs sous l'angle de leur champ d'analyse donne un résultat plutôt contre-intuitif. L'analyse menée sur la population des mères de jeunes enfants conclut à un impact nul, sur leur offre de travail, du taux local d'équipement tandis que celle menée sur la population des femmes en âge de travailler, hétérogènes du point de vue des charges familiales, révèle un effet positif. Or nous nous serions plutôt attendue au contraire, c'est-à-dire à ce que le comportement d'emploi des mères de jeunes enfants soit relativement plus sensible à la disponibilité locale des modes de garde que celui des autres femmes. Néanmoins, dans l'analyse de Van Ham et Büchel, l'impact du taux local d'équipement sur la probabilité de travailler est de faible ampleur, ce qui vient nuancer la divergence de résultats entre ces auteurs et Hank et Kreyenfeld.

A l'instar de Van Ham et Büchel (2006), les résultats de Del Boca (2002) et Simonsen (2006) confirment, eux, l'hypothèse selon laquelle la disponibilité locale

des modes de garde d'enfants est en mesure d'encourager l'offre de travail féminine. En particulier, Del Boca utilise trois vagues du panel italien de ménages pour estimer simultanément la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité d'avoir un enfant au cours de cette période<sup>46</sup>. L'auteur montre que le taux local d'équipement affecte positivement la probabilité de participer au marché du travail<sup>47</sup>. Simonsen, quant à elle, estime la probabilité de travailler à différents moments suivant la naissance de l'enfant : entre les 8 mois et les 13 mois suivant la naissance, l'auteur estime que, toutes choses égales par ailleurs, le fait de vivre dans une commune qui garantit l'accès aux services de garde d'enfants à tous les parents qui en font la demande accroît de 6 points la probabilité de travailler.

En dépit de l'atout que représente l'emploi d'une technique adaptée à la non indépendance des observations, les modèles de Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) soulèvent des limites.

D'une part, ces auteurs n'expliquent pas le choix du mode de garde d'enfants : de ce point de vue, leurs analyses sont donc soumis à la même critique que les modèles de Blundell *et al.* (1992), Gustaffson et Stafford (1992) et Van Dijk et Siegers (1996). Cette limite apparente est cependant à nuancer car Hank et Kreyenfeld, Del Boca et Simonsen contrôlent au moyen de variables *proxies* l'accès à l'aide informelle. En l'occurrence, Hank et Kreyenfeld, ainsi que Del Boca, introduisent, dans leurs modèles, une variable relative à la proximité des grands-parents<sup>48</sup> tandis que Simonsen inclut, dans son modèle, la présence d'enfants adolescents dans le ménage. Dans la littérature spécialisée, les grands-parents, les adolescents et/ou les jeunes adultes vivant dans le ménage sont communément reconnus comme des

---

<sup>46</sup>A la manière des modèles exposés précédemment dans le point 2.3.1.3, ce sont deux variables dépendantes qui sont estimées simultanément. Mais dans le cas de Del Boca (2002),  $y_{2i}$  est la probabilité d'avoir un enfant au cours des trois années couvertes par les données, et non la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. C'est en cela un modèle bivarié bien différent de ceux présentés précédemment.

<sup>47</sup>L'effet, sur la probabilité d'avoir un enfant, du taux local d'équipement est également positif.

<sup>48</sup>Pour Hank et Kreyenfeld, il s'agit d'une variable indiquant si au moins l'un des grands-parents vit dans la même commune que l'enfant. Del Boca, quant à elle, utilise une variable indiquant si au moins l'un des grands-parents est encore en vie.

sources potentielles d'aide informelle à la garde d'enfants.

Ces mesures des possibilités de recours à l'aide informelle nous semblent toutefois peu satisfaisantes pour deux raisons principales. D'une part, il n'est pas certain que les personnes dont les auteurs supposent qu'elles sont des sources d'aide informelle soient enclines à apporter leur aide à la garde d'enfants. Les enfants adolescents pourraient ne pas être disposés à s'occuper de leurs cadets, et même s'ils le sont, ils ne peuvent pas être sollicités pendant une durée comparable à celle d'un mode de garde professionnel. De ce point de vue, les adolescents membres du ménage ne peuvent être qu'une solution ponctuelle, un substitut très imparfait à un mode de garde payant. En ce qui concerne les grands-parents, ils pourraient ne pas être disponibles pour s'occuper de leurs petits-enfants parce que, par exemple, ils exercent toujours une activité professionnelle ou bien parce qu'ils ont des problèmes de santé. D'autre part, ces variables – dont les auteurs présument qu'elles renseignent sur la disponibilité d'aide informelle – pourraient rendre compte d'autres facteurs, et pas seulement de la disponibilité d'aide informelle. Par exemple, la présence d'adolescents informe sur des charges financières accrues : l'impact, sur l'offre de travail des mères, de cette présence ne se résume alors pas uniquement à celui de la disponibilité d'aide informelle.

D'autre part, bien que techniquement satisfaisante du point de vue de l'absence d'indépendance des observations en cas de données groupées, l'approche adoptée par Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) présente l'inconvénient suivant. En utilisant l'estimateur sandwich, ces auteurs corrigent effectivement bien l'absence d'indépendance des observations liée à l'emploi de facteurs explicatifs situés à des niveaux distincts mais, ce faisant, ils ignorent que la dépendance des observations peut être un phénomène intéressant à analyser<sup>49</sup>. C'est au contraire ce que proposent Stolzenberg et Waite (1984) avec leur modèles *slopes-as-outcomes*, comme nous allons le voir infra.

---

<sup>49</sup>Sur ce point, voir notamment le chapitre 2 de l'ouvrage de Snijders et Bosker (2004) consacré à l'analyse multiniveaux.

### 2.3.2.2 La dépendance comme un phénomène intéressant à analyser

Malgré des travaux déjà anciens, Stolzenberg et Waite (1984) sont, à notre connaissance, les seuls à avoir mis en oeuvre une modélisation multiniveaux pour étudier l'effet, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale de services de garde d'enfants. Stolzenberg et Waite présument que le taux d'équipement en services de garde d'enfants du *county* de résidence est en mesure d'influencer l'impact, sur la probabilité que les femmes participent au marché du travail, du nombre et de l'âge de leurs enfants. Pour tester leur hypothèse, les auteurs ont recours à un certain type de modèle multiniveaux, le modèle *slopes-as-outcomes*. Avec un tel modèle, Stolzenberg et Waite prennent explicitement en compte le fait que les femmes appartiennent à des groupes, formés par les *counties* de résidence, et que les caractéristiques de ces groupes sont en mesure d'affecter l'impact, sur leur offre de travail, de certaines de leurs caractéristiques.

La réalisation d'un modèle *slopes-as-outcomes* s'effectue en deux étapes. Dans l'analyse de Stolzenberg et Waite (1984), la première étape consiste en l'estimation, par un modèle probit, de la probabilité des mères de participer au marché du travail, et ce pour chaque *county* : les auteurs effectuent ainsi autant de régressions que leurs données comptent de *counties*, soit 408 au total. Soit  $y_{ij}$  une variable binaire, qui prend la valeur 1 si la mère  $i$  résidant dans le *county*  $j$  travaille et 0 sinon, soit :

$$y_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{ij}^* = X_{ij}\beta_j + \epsilon_{ij} > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

où  $y_{ij}^*$  est fonction linéaire des variables explicatives  $X_{ij}$ , dont notamment le nombre total d'enfants et le nombre d'enfants par classes d'âge,  $\beta_j$  le vecteur des coefficients de régression et  $\epsilon_{ij}$  le terme d'erreur, supposé suivre une loi normale.

La probabilité de la mère  $i$  résidant dans le *county*  $j$  de participer au marché du travail, notée  $p_{ij}$ , s'écrit :

$$p_{ij} \equiv Pr(y_{ij} = 1 | X_{ij}) = \phi(X_{ij}'\beta_j) \quad (2.9)$$

où  $\phi$  est la fonction de distribution de la loi normale. L'indice  $j$  du vecteur des coefficients de régression indique que l'impact, sur la probabilité de travailler, des facteurs explicatifs diffère d'un *county* à un autre.

Stolzenberg et Waite synthétisent les résultats de la première étape en présentant la moyenne et l'écart type des coefficients du nombre d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge. Les auteurs soulignent que la présence d'enfants pénalise l'offre de travail des mères et ce d'autant plus que les enfants sont en bas âge : en moyenne, l'effet du nombre d'enfants est négatif ; l'ampleur de l'effet diminue avec l'âge des enfants. Mais surtout, les auteurs soulignent que l'impact de ces facteurs, sur la probabilité des mères de participer au marché du travail, varie de façon non négligeable selon les *counties*.

C'est l'objet de la deuxième étape du modèle *slopes-as-outcomes* de mettre en lumière les sources de cette variabilité. Ainsi, afin de tester l'hypothèse des auteurs, les coefficients du nombre d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge, estimés dans la première étape, sont expliqués par les caractéristiques des *counties*, à savoir le taux d'équipement en services de garde d'enfants et le coût de la garde d'enfants : dans cette deuxième étape, il y a une équation par coefficient ; l'unité d'analyse n'est plus l'individu mais le *county*. Par exemple, le coefficient de régression du nombre total d'enfants, noté  $\hat{\beta}_{TOTj}$ , peut s'exprimer de la façon suivante<sup>50</sup> :

$$\hat{\beta}_{TOTj} = b_0 + \gamma_1 I_{1j} + \gamma_2 I_{2j} + v_j \quad (2.10)$$

où  $I_{1j}$  désigne l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants,  $I_{2j}$  le coût de la garde d'enfants,  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  les coefficients de régression qui leur sont respectivement associés et  $v_j$  le terme d'erreur. La variance de l'erreur ne peut pas être considérée comme constante dans la mesure où la variable dépendante est une estimation dont la précision varie selon les observations, c'est-à-dire les *counties*. En effet, dans la première étape, la taille du *county* sur lequel est réalisée la régression probit peut produire des estimations des coefficients plus ou moins précises. Pour tenir compte de cette hétéroscédasticité, résultant de ce que les coefficients sont estimés de façon plus ou moins précise selon les *counties*, Stolzenberg et Waite emploient, dans la deuxième étape, la méthode des moindres carrés pondérés. Le principe de cette méthode est de pondérer fortement les observations qui autorisent

---

<sup>50</sup>Le chapeau sur le coefficient du nombre total d'enfants signale que, dans cette seconde étape, la variable dépendante est une estimation.

une meilleure précision d'estimation<sup>51</sup>.

Les résultats de cette deuxième étape confirment l'hypothèse des auteurs. En effet, le taux local d'équipement en services de garde d'enfants a un effet positif sur les coefficients du nombre total d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge (i.e dans l'équation 2.10,  $\gamma_1 > 0$ ). L'effet est de moindre ampleur pour les coefficients du nombre d'enfants des classes d'âge les plus élevées : le taux local d'équipement en service de garde d'enfants vient donc atténuer l'incidence négative, sur l'offre de travail des mères, du nombre d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge<sup>52</sup>.

Fort intéressante, l'approche de Stolzenberg et Waite nous semble cependant présenter des limites. D'une part, dans la deuxième étape du modèle, le terme d'erreur  $v_j$  confond l'erreur d'échantillonnage, qui résulte de ce que la variable dépendante provient d'une estimation plus ou moins précise selon le nombre d'observations, et l'erreur qui aurait été obtenue si la variable dépendante était observée et non estimée, erreur qui, elle, peut vérifier l'hypothèse d'homoscédasticité. En appliquant la technique des moindres carrés pondérés, les auteurs tiennent bien compte de ce que l'amplitude du premier terme d'erreur varie selon les observations, mais ils traitent aussi le deuxième terme comme s'il était lui aussi hétéroscédastique. Or, comme le démontrent Lewis et Linze (2005), cette méthode conduit dans ce cas à des estimations non consistentes. D'autre part, la mise en oeuvre d'un modèle *slopes-as-outcomes* réclame une analyse séparée pour chaque groupe : cette approche ignore ainsi ce que les groupes peuvent avoir en commun.

Enfin, Stolzenberg et Waite (1984), tout comme Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006), n'expliquent pas le choix du mode de garde d'enfants. Mais, alors que ces derniers intègrent, à leur modèle, des *proxies* de la disponibilité de l'aide informelle, Stolzenberg et Waite n'en font rien.

---

<sup>51</sup>En l'occurrence, Stolzenberg et Waite utilisent l'inverse de la variance du coefficient estimé dans la première étape. Par exemple, dans l'équation 2.10, cela revient à multiplier tous les termes de l'équation par  $w_j = 1/\hat{v}ar(\hat{\beta}_j)$ .

<sup>52</sup>Pour ce qui est du coût de la garde d'enfants, son effet sur les coefficients du nombre et de l'âge des enfants a bien le signe attendu, c'est-à-dire négatif, mais il est significatif uniquement pour le coefficient du nombre d'enfants âgés de 0 à 2 ans. Ainsi, le coût de la garde d'enfants renforce la contrainte qu'exerce la présence de jeunes enfants sur l'offre de travail des mères, mais il n'affecte pas l'impact de la présence d'enfants plus âgés.

TAB. 2.2: L'impact des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique

Auteurs*	Sources de données	Population étudiée et nombre d'observations(N)	Indicateur de disponibilité locale de modes de garde d'enfants	Modèle et variable(s) dépendante(s)	Résultats quant à l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde
Blundell <i>et al.</i> (1992)	<i>Family Expenditure Survey</i> et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants (1981-1986), Royaume-Uni	Mères isolées, ayant achevé leur formation initiale avant l'âge de 25 ans, (N=259 en 1981, 266 en 1982, 283 en 1983, 259 en 1984, 265 en 1985 et 322 en 1986)	Rapport entre le nombre de places dans les structures de garde d'enfants et le nombre d'enfants dans la région de résidence (en pour mille)	Probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_i = 1)$

.../...



TAB. 2.2: (suite)

Gustafsson et Stafford (1992)	<i>Hushillens Ekonomisha Levnadsförhållanden, Svenska Kommunförbundet</i> (1984) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Suède	Femmes en couple ayant au moins un enfant âgé de moins de 7 ans (N=166)	Différence entre le nombre d'enfants de moins de 7 ans dont les parents travaillent ou étudient au moins 20 heures par semaine et le nombre de places dans les structures publiques dans la commune de résidence (en pourcentage). Si cet écart est inférieur à 15%, la mère est considérée comme étant non rationnée.	Probit ordonné : probabilité de ne pas travailler, de travailler entre 1 et 29 heures/semaine, de travailler 30 heures/semaine ou plus ( $Pr(y_i = 0, 1, 2)$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)/Pr(y_i = 0)$ et sur $Pr(y_i = 2)/Pr(y_i = 0)$
Van Dijk et Siegers (1996)	<i>Organization of Strategic Labour Market Research</i> (OSA), (1988), enquête régionale <i>Utrecht Survey</i> , (1993) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Pays-Bas	Femmes vivant en couple, ayant au moins un enfant non scolarisé (OSA, N=239 et <i>Utrecht Survey</i> , N=405)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées et le nombre d'enfants dans la commune de résidence par groupe d'âge (en pourcentage)	Modèle logit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ ); modèle Tobit : nombre d'heures travaillées ( $h$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)$ et sur $h$

.../...

TAB. 2.2: (suite)

Guillot (2004)	Enquête sur le recours à l'Allocation parentale d'éducation (1996) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Meurthe-et-Moselle (France)	Femmes vivant en couple, dont le deuxième enfant est âgé de plus d'un an (N=707)	Variable binaire indiquant si le nombre de places dans les structures d'accueil pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans est inférieur à 30 dans la commune de résidence	Modèles Logit Multinomial : (1) probabilité de ne pas travailler, de travailler et de recourir à un mode de garde payant, de travailler et de recourir à un mode de garde informel ( $Pr(y_i = 0, 1, 2)$ ); (2) modèle 1 en distinguant le temps complet du temps partiel ( $Pr(y_i = 0, 1, 2, 3, 4)$ )	Effet négatif sur $Pr(y_i = 1)/Pr(y_i = 0)$ dans les modèles 1 et 2
Choné <i>et al.</i> (2004)	Enquête sur les Revenus Fiscaux, (1997) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, France	Femmes mariées ayant au moins un enfant âgé de moins de 7 ans (N=2655)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives et individuelles et le nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans dans le département de résidence (en pourcentage)	Modèle trivarié : probabilité de choisir la situation $k$ , salaire de la mère ( $w$ ), dépenses de garde d'enfants ( $d$ ), avec coefficients aléatoires, dont le coefficient de recours à la garde formelle ( $\beta_{fi}$ )	Effet positif sur $\beta_{fi}$

.../...

TAB. 2.2: (suite)

Wrohlich (2006)	<i>German Socio-Economic Panel Study (GSOEP)</i> (2001-2003) et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes ayant au moins un enfant de moins de 6 ans non encore scolarisé (N=1597)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives et le nombre d'enfants par groupe d'âge dans le <i>Kreis</i> de résidence (en pourcentage)	Modèle logit à coefficients aléatoires : probabilité de choisir la situation $k$ à la période $t$ , avec coefficient aléatoire pour la préférence pour le recours à la garde formelle ( $\beta_{fi}$ )	n.c.
Merkle (1993)	<i>German Socio-Economic Panel Study (GSOEP)</i> (1987) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes âgées de 16 à 50 ans ayant au moins un enfant âgé de 3 à 6 ans (N=317)	Rapport entre le nombre de places pour les enfants de 3 à 6 ans dans les structures collectives et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans l'Etat ( <i>Bundesland</i> ) de résidence (en pourcentage)	Probit bivarié : probabilité de travailler ( $Pr(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $p(y_{2i} = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_{1i} = 1)$ et sur $Pr(y_{2i} = 1)$
Chiuri (2004)	<i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth</i> , (1993), et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, Italie	Femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé, (N=705)	Nombre de places dans les structures collectives pour enfants de moins de 6 ans pour 10 enfants de ce groupe d'âge dans la province de résidence	Modèle probit bivarié : probabilité de travailler ( $p(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $p(y_{2i} = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_{1i} = 1)$ , effet positif sur $Pr(y_{2i} = 1)$

.../...

TAB. 2.2: (suite)

Wetzels (2005)	<p><i>Aanvullende Voorzieningen Onderzoek</i> (AVO) (1995) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Pays-Bas</p>	<p>Femmes ayant au moins un enfant de moins de 6 ans (N=870)</p>	<p>Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives pour les enfants âgés de 0 à 4 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la Province de résidence (en pourcentage)</p>	<p>Probit bivarié : probabilité de travailler (<math>Pr(y_{1i} = 1)</math>) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif (<math>Pr(y_{2i} = 1)</math>)</p>	<p>Effet non significatif sur <math>Pr(y_{1i} = 1)</math>, effet négatif sur <math>Pr(y_{2i} = 1)</math></p>
Del Boca et Vuri (2007)	<p><i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, Multiscopo Survey</i> et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, (2003), Italie</p>	<p>Femmes mariées ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans (N=1267)</p>	<p>VARIABLE binaire indiquant si la famille réside dans une des régions où le rapport entre le nombre de places dans les structures collectives publiques et privées dans la région et le nombre total de places dans le pays est parmi les 3 plus élevées (sur 18) d'Italie</p>	<p>Modèle probit bivarié : probabilité de travailler (<math>p(y_{1i} = 1)</math>) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif (<math>Pr(y_{2i} = 1)</math>)</p>	<p>Effet positif sur <math>Pr(y_{1i} = 1)</math> et sur <math>Pr(y_{2i} = 1)</math></p>

.../...

TAB. 2.2: (suite)

<p>Kreyenfeld et Hank (2000)</p>	<p><i>German Socio-Economic Panel Study (GSOEP)</i> (1996) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest</p>	<p>Femmes ayant au moins un enfant âgé de moins de 12 ans (N=1222)</p>	<p>Rapport entre le nombre de places pour enfants de moins de 7 ans dans les structures collectives subventionnées et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans le <i>Kreis</i> de résidence (en pour mille)</p>	<p>Modèle Logit multinomial : probabilité de ne pas travailler, de travailler à temps partiel, de travailler à temps plein (<math>Pr(y_i = 0, 1, 2)</math>)</p>	<p>Effet non significatif sur <math>Pr(y_i = 1)/p(y_i = 0)</math> et sur <math>Pr(y_i = 2)/p(y_i = 0)</math></p>
<p>Del Boca (2002)</p>	<p><i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth</i> (1991-1995) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Italie</p>	<p>Femmes âgées de 21 à 45 ans (N=1708)</p>	<p>Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées pour enfants de moins de 3 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la région de résidence (en 1991, 1993 et 1995) (en pourcentage)</p>	<p>Modèle Logit bivarié : probabilité de travailler (<math>Pr(y_{1i})</math>) et probabilité d'avoir un enfant (<math>Pr(y_{2i})</math>)</p>	<p>Effet positif sur <math>Pr(y_{1i})</math>, effet non significatif sur <math>Pr(y_{2i})</math></p>

.../...

TAB. 2.2: (suite)

Simonsen (2006)	Données administratives sur les caractéristiques des mélanges et sur l'offre locale de modes de garde d'enfants, (2000-2001), Danemark	Femmes en couple, ayant eu un enfant en 2000 (N=2883)	Variable binaire indiquant si la municipalité dans laquelle la mère réside accorde un accès sans restriction aux services collectifs de garde d'enfants	Modèle probit : probabilité de travailler après la naissance de l'enfant (mesurée à différents moments après la naissance)( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)$
Van Ham et Büchel (2006)	<i>German Socio-Economic Panel Study</i> (GSOEP)(2001) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes âgées de 18 à 59 ans (N=4761)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées pour enfants de moins de 7 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la région de résidence ( <i>Raumordnungsregion</i> ) (en pourcentage)	Modèles Probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet significatif sur $Pr(y_i = 1)$

.../...

TAB. 2.2: (suite)

Stolzenberg Waite (1984)	et <i>US Census Bureau</i> et données administratives sur l'emploi des femmes et sur les services de garde d'enfants, E-U	Femmes mariées, ayant au moins un enfant, (N=?)	Rapport entre le nombre d'employés dans le sec- teur des services de garde d'enfants et le nombre de femmes en âge de travailler par <i>county</i> de résidence (en pourcentage)	Modèle <i>slopes-as-outcomes</i> . Etape 1, probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_{ij} = 1)$ ); Etape 2, moindres carré pondérés : $\beta_{kj}$ = coeffi- cients du nombre d'enfants par groupe d'âge et du nombre total d'enfants dans le ménage ( $j=408$ <i>counties</i> )	Impact positif sur $\beta_{kj}$
-----------------------------	--	--	--	--	---------------------------------

nc : non concerné

\* Les auteurs sont classés selon le type de modèle utilisé (cf. plan de la section 2.3).

## 2.4 Conclusion du chapitre

Pour analyser l'incidence, sur l'offre de travail des femmes, des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants, la grande majorité des auteurs présentés ici a recours à un indicateur de la disponibilité locale en services de garde d'enfants. Dans ces modèles, l'indicateur de disponibilité en services de garde d'enfants est défini en confrontant, pour une zone géographique donnée, un indicateur de l'offre et un indicateur de la demande en services de garde d'enfants. En employant cet indicateur, les auteurs considèrent que toutes les mères résidant dans la même zone géographique sont confrontées à la même disponibilité locale en services de garde d'enfants. Ces auteurs occultent donc les différences qui peuvent exister entre les mères ; pourtant, du fait de l'existence des règles de priorité dans les services de garde, conjuguée à la distribution, dans la population locale, des caractéristiques individuelles et familiales au regard de ces règles, les mères n'ont pas toutes, au sein d'une même zone géographique, les mêmes chances d'obtenir une place pour leurs enfants.

D'autres auteurs se distinguent en ce qu'ils n'emploient pas un indicateur de disponibilité locale en modes de garde d'enfants pour appréhender les contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants. Dans le cadre de modèles de choix discrets, ces auteurs-là décident de limiter l'éventail de choix de modes de garde d'enfants des femmes *rationnées* en services de garde d'enfants. Mais, dans leur analyse, le fait, pour une mère, d'être rationnée en services de garde d'enfants, est mesuré à partir de données d'enquête indiquant si les familles se sont vu ou non refuser une place pour leurs enfants ; cette mesure a pour inconvénient de ne pas tenir compte de l'élément de définition déterminant du rationnement individuel qui est la disposition à payer. En outre, la façon de procéder de ces auteurs présente l'inconvénient majeur ici de ne pas permettre l'estimation de l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale en services de garde d'enfants. Pour cette raison, ces modèles ont été écartés de cette synthèse.

L'approche des auteurs qui consiste à introduire, dans leur modèle empirique, un indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants, soulève le problème de l'absence d'indépendance des observations : par définition, dans une zone géographique donnée, cet indicateur prend en effet la même valeur pour toutes les



femmes ; ces femmes ne peuvent donc pas être considérées comme des observations indépendantes. Pourtant, rares sont les auteurs à attirer l'attention sur ce problème de l'analyse, et à y apporter une réponse adaptée. En l'occurrence, parmi tous les auteurs étudiés dans ce chapitre, seuls Stolzenberg et Waite (1984), Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) soulignent le problème d'absence d'indépendance des observations.

Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006), eux, utilisent l'estimateur sandwich (Rodgers, 1993), qui fournit des estimations non biaisées des écarts types des coefficients en cas d'erreurs corrélées. Mais, avec cet estimateur, ces auteurs se limitent au traitement des conséquences néfastes de la dépendance des observations, sans en tirer partie pour leur analyse. C'est au contraire ce que proposent Stolzenberg et Waite (1984), dans une étude déjà ancienne : ces auteurs se distinguent en effet en ce que, pour eux, la non indépendance des observations constitue un phénomène intéressant à analyser. Cependant, le modèle *slopes-as-outcomes* de Stolzenberg et Waite présente notamment l'inconvénient de traiter chaque groupe de mères comme une entité unique, de façon isolée des autres : il ignore ainsi ce que les groupes peuvent avoir en commun.

Toutefois, en dépit de la diversité des données utilisées par les auteurs, des techniques économétriques employées, la quasi-totalité des auteurs étudiés dans ce chapitre s'accorde à reconnaître qu'une hausse de la disponibilité locale en services de garde d'enfants agit positivement sur l'offre de travail des femmes.

Dans le chapitre suivant, nous présentons notre propre analyse empirique. Celle-ci présente deux caractéristiques originales au regard des travaux étudiés ici : d'une part, l'emploi d'un indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants qui répond aux critiques adressées à l'encontre des indicateurs utilisés dans la littérature spécialisée et, d'autre part, l'emploi d'une technique multiniveaux, un modèle de type *random intercept*, spécifiquement adapté au problème de non indépendance des observations.



## Chapitre 3

# Une analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs au moyen de modèles multiniveaux

Dans la majeure partie des études empiriques, les auteurs soulignent l'impact positif, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, d'une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde. Ces résultats sont cependant à nuancer pour deux raisons principales. D'une part, les auteurs ont en commun de mesurer de façon peu satisfaisante, nous semble-t-il, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Les auteurs utilisent en effet un taux local d'équipement en modes de garde (calculé comme le rapport entre un indicateur de l'offre et un indicateur de la demande, agrégés à un niveau plus ou moins fin) ; cette façon de faire présente l'inconvénient d'ignorer le rôle des règles de priorité et de la localisation des structures au regard du domicile des parents. D'autre part, à de rares exceptions près, les auteurs ne tiennent pas compte de l'absence d'indépendance des observations résultant de l'usage de données situées à des niveaux distincts.

Les deux limites que nous venons d'énoncer à l'encontre des travaux empiriques correspondent aux deux principaux éléments de différenciation entre ces travaux et

notre propre analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. En effet, d'une part, notre mesure de la disponibilité locale des modes de garde collectifs tient compte non seulement des capacités d'accueil et du nombre de places demandées localement, mais également des règles de priorité et de la localisation des structures au regard du domicile familial et, d'autre part, nous employons des modèles multiniveaux, modèles qui autorisent la dépendance des observations en cas de niveaux multiples.

Ce chapitre suit le plan suivant. Dans la première section, nous présentons la base de données que nous avons créée, ainsi que la population d'analyse. Dans la deuxième section, nous expliquons de quelle manière nous avons mis en oeuvre concrètement la définition théorique de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, qui est la variable d'intérêt de notre analyse. Dans la troisième section, nous précisons le choix des modèles économétriques utilisés et des variables retenues pour notre analyse économétrique. Enfin, dans la quatrième section, nous présentons les résultats de cette analyse économétrique.

### **3.1 Une analyse du rôle de la disponibilité locale des modes de garde collectifs à partir d'une base de données originale**

Les sources de données disponibles au Luxembourg ne permettent pas de mesurer la disponibilité locale des modes de garde collectifs de la façon dont nous le souhaitons. Pour contourner cet obstacle, et parvenir à mettre en oeuvre notre définition de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous avons alors créé une base de données originale : l'originalité de cette base tient à la combinaison de données collectées dans le cadre d'une enquête ad hoc, menée, en 2007, auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg, et de données issues de sources existantes, en l'occurrence la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et le fichier administratif d'adresses des

P&T du Luxembourg.

Dans le premier paragraphe de cette section, nous expliquons de quelle manière nous avons créé cette base de données. Puis, dans le deuxième paragraphe, nous précisons la sélection de notre population d'analyse dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages.

### 3.1.1 Une base de données originale

La base de données utilisée pour notre analyse empirique associe, à des données existantes, des données collectées dans le cadre d'une enquête ad hoc. En premier, nous expliquons le principe général de construction de notre base de données. Puis, nous présentons les différentes sources de données conjuguées pour construire cette base.

#### 3.1.1.1 La nécessaire association de différentes sources de données

L'analyse théorique menée dans le premier chapitre de cette thèse nous a amenée à définir un indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs  $I_t$ , tel que, pour une mère de type  $t$ , l'indicateur s'exprime ainsi :

$$I_t = \sum_{c=1}^C w(d_{tc}) \times p_{tc} \quad (3.1)$$

où  $d_{tc}$  est la distance entre la commune de résidence d'une mère de type  $t$  ( $t = \{1, \dots, T\}$  types de mères) et la structure collective  $c$  ( $c = \{1, \dots, C\}$  structures collectives),  $w(d_{tc})$  la fonction de pondération et  $p_{tc}$  les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans la structure collective  $c$ . Nous supposons que ces chances dépendent du nombre de places offertes et du nombre de places demandées localement, du type de la mère en termes de règles de priorité, ainsi que des caractéristiques de la population locale des demandeurs au regard de ces règles.

Pour mettre en oeuvre cet indicateur, il est alors nécessaire de réunir l'ensemble des éléments qui le composent. Or ces divers éléments n'étaient pas tous des informations existantes. En effet, les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir la ou

les places demandées dans  $c$  ( $p_{tc}$ ) ne sont pas des informations disponibles ; en revanche, la plupart des informations nécessaires pour déterminer les types de mères en termes de critères de priorité sont disponibles dans le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3. Ce constat établi, nous avons imaginé construire une base de données en associant les données existantes à des données collectées spécifiquement.

Plus précisément, la collecte de données a consisté à interroger les responsables de toutes les structures d'accueil pour jeunes enfants du Luxembourg (149 structures) quant aux chances, pour une mère ayant telle et telle caractéristiques, d'obtenir une place dans leur structure – les caractéristiques prises en compte étant celles définies par les règles de priorité en vigueur dans les structures collectives. De par leurs fonctions, les responsables des structures d'accueil sont les mieux à même, nous semble-t-il, de nous fournir ces informations : ce sont en effet ces personnes qui allouent, entre les différents demandeurs, les places disponibles dans leur établissement. Nous supposons que ces personnes mettent en relation d'un côté les capacités d'accueil de leur structure et d'un autre côté le nombre de demandes qui leur ont été adressées, tout en tenant compte des règles de priorité.

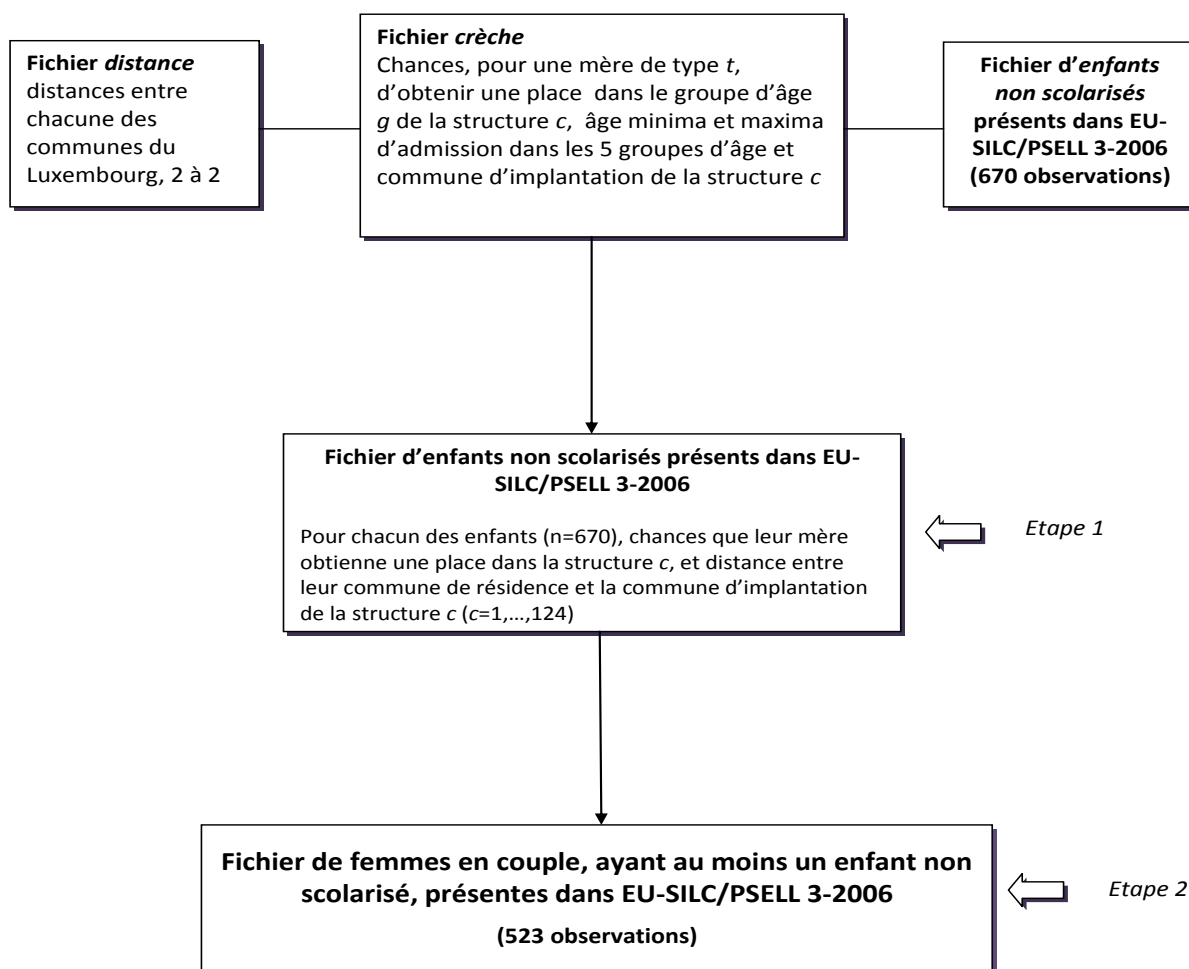
Les données ainsi collectées ont été utilisées afin de déterminer, pour chaque mère de jeunes enfants présente dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, ses chances d'obtenir une place dans une structure collective, et ce dans toutes les structures collectives enquêtées. Ces données ont été complétées par des variables mesurant la distance entre le lieu de résidence de ces femmes et le lieu d'implantation de chaque structure collective, variables construites à partir de données administratives. L'association de ces différentes informations nous a ainsi permis de calculer, pour chaque femme de notre population d'analyse, un indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, qui tient compte non seulement du nombre de places, du nombre de demandes et du nombre de places demandées dans les structures collectives, mais également des règles de priorité et de la proximité entre les diverses structures d'accueil et le domicile de ces femmes.

Notre démarche pour construire cette base de données est résumée par la figure 3.1 ci-après.

FIG. 3.1 – Schéma de construction de la base de données

Hypothèse : les chances d’obtenir une place dans une structure collective conditionnellement au fait de travailler pourraient affecter le choix d’offre de travail des mères de jeunes enfants.

On affecte donc à chaque enfant présent dans EU-SILC/PSELL 3-2006 les chances qu’aurait leur mère d’obtenir, pour lui, une place dans la structure  $c$  si elle travaillait, compte tenu de l’âge de cet enfant et des caractéristiques de cette mère en termes de règles de priorité autres que celles liées à leur situation professionnelle.



Apportons maintenant des précisions quant aux différentes sources de données que nous avons associées pour composer la base de données à partir de laquelle est menée notre analyse empirique.

### 3.1.1.2 Le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et le fichier d'adresses des P&T

Deux sources de données existantes ont été utilisées pour construire notre base de données : le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et les données administratives du fichier d'adresses des P&T (Poste & Télécommunications) du Luxembourg.

#### *Le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3*

Pour notre analyse empirique, nous utilisons la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3. Ce panel fait partie du programme statistique EU-SILC de l'Union Européenne, qui vise à connaître les revenus et les conditions de vie des personnes et des ménages dans les différents Etats membres. Les données du panel luxembourgeois sont collectées chaque année par le CEPS/INSTEAD en collaboration avec le STATEC<sup>1</sup> auprès d'un **échantillon représentatif** de la population résidente affiliée au système de Sécurité sociale. En 2006, l'échantillon comportait 10434 individus, composant 3836 ménages<sup>2</sup>.

Le panel luxembourgeois de ménages fournit des informations détaillées sur les revenus et les conditions de vie des ménages. L'enquête comporte notamment toute une série d'informations relatives à la situation sur le marché du travail de chaque adulte présent dans le ménage telles que, par exemple, le statut d'occupation au moment de l'enquête et mois par mois au cours de l'année précédant l'enquête, et, pour les actifs occupés, le type de profession exercée et le nombre d'heures travaillées par semaine. En ce qui concerne la garde d'enfants, pour chaque enfant âgé de moins de 13 ans présent dans le ménage, l'enquête renseigne sur le(s) mode(s) de

---

<sup>1</sup>Le STATEC est le service central de la statistique et des études économiques du G-D de Luxembourg.

<sup>2</sup>L'échantillon initial, en 2003, se composait de 9580 individus et 3534 ménages. Parmi les individus présents en 2006, 57% étaient présents en 2003 ; les 43% restants sont des personnes enquêtées à partir des vagues 2004, 2005 ou 2006.



garde utilisé(s) au cours d'une semaine de l'année scolaire, ainsi que sur la durée hebdomadaire passée dans chaque mode de garde. En revanche, les ménages ne sont pas interrogés quant à leurs dépenses de garde d'enfants : l'enquête informe seulement sur le fait que le ou les modes de garde utilisés sont ou non payants.

### ***Le fichier d'adresses des P&T (Poste & Télécommunications) du Luxembourg***

Ce fichier renseigne sur les coordonnées géographiques des communes. Ces coordonnées ont été utilisées afin de calculer les distances à vol d'oiseau entre chacune des 118 communes du G-D de Luxembourg<sup>3</sup>. Nous utilisons ces informations lors de la construction de notre instrument de mesure de la disponibilité locale des modes de garde collectifs : ces informations nous permettent en effet de déterminer la distance entre la commune de résidence des mères de jeunes enfants et la commune d'implantation de chaque structure collective (distance à partir de laquelle est définie la pondération).

A ces deux sources de données existantes, nous avons associé les données recueillies dans le cadre de l'enquête ad hoc menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg. Le point suivant est consacré à cette enquête.

#### **3.1.1.3 L'enquête ad hoc menée auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg**

Partant du constat que les données existantes ne permettaient pas de mesurer les contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde d'enfants telles que nous le souhaitions, nous avons mené, au printemps 2007, une enquête auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg, grâce au CEPS/INSTEAD et avec le soutien du Ministère de la Famille et de l'Intégra-

---

<sup>3</sup>Il s'agit des distances à vol d'oiseau entre les centres des communes prises deux à deux. Ce calcul a aimablement été réalisé par Marc Schneider, géographe au sein de l'Unité de Recherche GEODE du CEPS/INSTEAD.

tion du Luxembourg. L'objectif principal<sup>4</sup> de cette enquête était de recueillir des informations sur les chances qu'avait une mère d'obtenir une place dans chacune des structures enquêtées. Afin de tenir compte du fait que les chances d'obtenir une place dans une structure collective dépendent des règles de priorité, les questions ont été posées pour des types de mères définis en termes de critères de priorité.

Il s'agit ici d'apporter des informations quant à cette enquête. La population enquêtée, ainsi que les questions posées vont ainsi être précisées<sup>5</sup>.

### *La population de structures collectives enquêtée*

La population enquêtée est composée de l'**ensemble des structures collectives de garde d'enfants**, qu'elles soient publiques ou privées. La raison de ce choix en est que, comme nous l'avons souligné dans le premier chapitre, à court terme, le problème de rationnement en garde collective peut, nous semble-t-il, se poser tant pour les structures publiques que pour les structures privées.

En 2007, d'après les informations fournies par le Ministère de la Famille et de l'Intégration du Luxembourg, une fois éliminées les 8 crèches d'entreprise, dans lesquelles l'admission est conditionnée à l'activité professionnelle de l'un ou des deux parents dans l'entreprise en question, les doublons (c'est-à-dire une même structure collective répertoriée à deux adresses différentes) et les structures hors-champ (telles que par exemple les structures qui ne sont ouvertes que pendant les vacances scolaires), nous comptons 131 structures collectives, dont 59 structures collectives publiques et 72 structures collectives privées. Parmi ces 131 structures collectives, seules 7 structures collectives, privées, ont refusé de participer à l'enquête, soit un

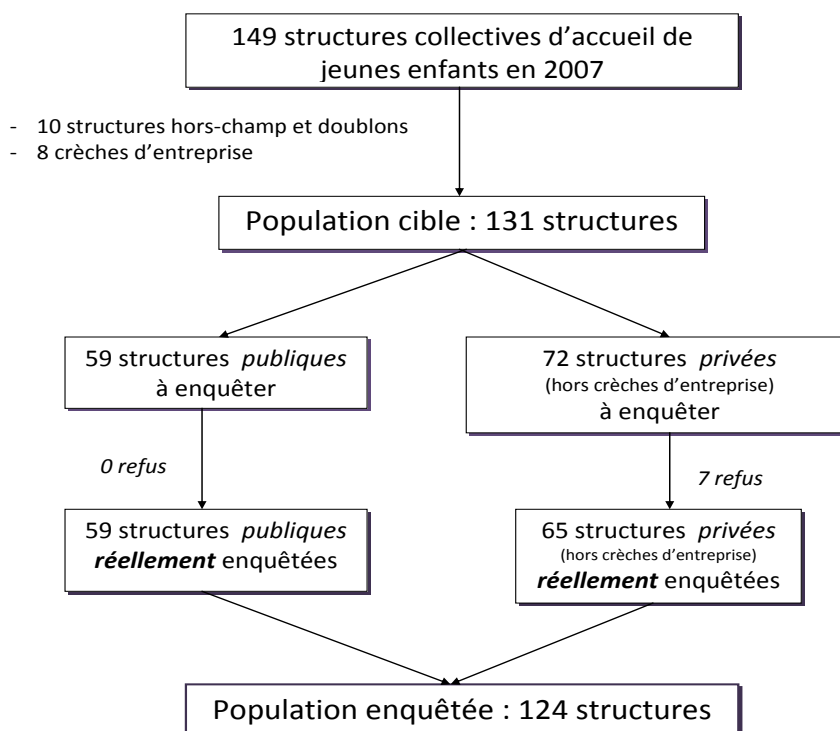
---

<sup>4</sup>L'objectif secondaire était de collecter des informations détaillées sur les caractéristiques des structures collectives (les capacités d'accueil, les horaires et les jours d'ouverture au cours d'une semaine type de l'année, les âges minima et maxima d'admission, le nombre de places vacantes et le nombre d'enfants refusés lors de la rentrée scolaire 2006/07) ainsi que sur les caractéristiques des employés (le nombre d'employés, et pour chacun d'entre eux, le nombre d'heures travaillées au cours d'une semaine type, le niveau de qualification, l'ancienneté dans la structure et le niveau de rémunération).

<sup>5</sup>Le lecteur intéressé peut se reporter à l'annexe E pour davantage d'informations sur cette enquête, appelée *Structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Grand-Duché de Luxembourg*. Nous utiliserons parfois, dans la suite du texte, l'acronyme SCAJE-GDL-2007 pour désigner cette enquête.

taux de non réponse de 5%<sup>6</sup> ; ce sont donc 124 structures collectives qui forment la population enquêtée. Le passage des 149 structures dont les adresses nous ont été fournies par le Ministère de la Famille et de l'Intégration en 2007 aux 124 structures qui composent la population enquêtée est représenté par la figure 3.2.

FIG. 3.2 – La population de structures collectives enquêtée



### *Le questionnaire*

Le questionnaire se compose de deux parties : la première partie porte sur les caractéristiques de la structure enquêtée et la deuxième partie est consacrée aux chances d'obtenir une place dans la structure. Les questions posées concernent la situation à la rentrée scolaire 2006/07<sup>7</sup>.

<sup>6</sup>La non réponse est une des limites de l'enquête (cf. annexe F pour davantage d'informations sur les limites de cette enquête).

<sup>7</sup>Notre choix de la période de référence pour le questionnaire s'est porté sur la rentrée scolaire car l'arrivée et le départ des enfants dans les structures collectives sont rythmés par la rentrée scolaire.

En raison de la réglementation en vigueur<sup>8</sup>, l'accueil des enfants dans les structures collectives est organisé par groupes d'âge. Les capacités d'accueil des structures collectives sont ainsi fonction de l'âge des enfants et, de ce fait, les chances d'obtenir une place dans une structure collective dépendent de l'âge de l'enfant pour lequel la demande est formulée. Pour cette raison, un bon nombre de questions ont été posées pour chacun des différents groupes d'âge accueillis dans la structure enquêtée. Nous avons choisi de ne pas définir au préalable ces groupes d'âge, de façon uniforme pour toutes les structures ; au contraire, nous avons demandé aux responsables des structures collectives de préciser quels étaient les groupes d'âge accueillis dans leur structure. Ce choix est motivé par le fait que, d'une part, la réglementation relative à l'âge des enfants pouvant être accueillis est différente selon le type de structures et, d'autre part, les groupes d'âge définis par la réglementation relative aux capacités d'accueil ne sont pas les mêmes que ceux utilisés par la réglementation relative au taux d'encadrement éducatif ; par conséquent, nous n'avons pas pu déterminer a priori, sur la base de l'examen de la réglementation, les groupes d'âge pertinents. Nous nous sommes contentée de fixer à cinq le nombre maximum des différents groupes d'âge pouvant être accueillis puisque c'est ce nombre qui est fixé par la réglementation<sup>9</sup>.

La **première partie du questionnaire** est commune aux structures collectives *publiques* et aux structures collective *privées*, hormis une question relative aux tarifs pratiqués. L'explication de cette différence s'explique par les modes de tarification respectivement en vigueur dans le secteur public et dans le secteur privé. En l'occurrence, pour calculer la participation financière demandée aux parents, les structures collectives *publiques* sont tenues d'appliquer un barème national, fonction de la situation financière et familiale des parents, déterminé par le Ministère de la Famille et de l'Intégration. Parce que nous disposons de toutes les informations relatives à ce barème, nous avons choisi de ne pas interroger les responsables des structures

---

<sup>8</sup>Voir l'annexe B pour un exposé du cadre légal et réglementaire de l'activité d'accueil de jour des jeunes enfants au Luxembourg.

<sup>9</sup>En fait, cette limite posée a priori n'a pas causé de problèmes au cours de l'enquête puisqu'aucune des structures enquêtées n'a déclaré accueillir plus de cinq groupes d'âge différents.

collectives sur ce point<sup>10</sup>. En revanche, les structures collectives *privées* ne sont pas tenues d'appliquer ce type de tarifs<sup>11</sup>. Les responsables des structures *privées* ont donc été interrogés quant aux tarifs pratiqués dans leur établissement.

La **deuxième partie du questionnaire** est consacrée à la collecte des informations relatives aux chances qu'avaient les familles d'obtenir une place pour leur enfant à la rentrée scolaire 2006/07. Afin de tenir compte de ce que, en raison des règles de priorité existantes, les chances d'obtenir une place dans une structure donnée ne sont pas les mêmes selon les familles, l'idée a été de poser les questions pour des familles ayant telle et telle caractéristiques, caractéristiques définies au regard des règles de priorité. L'identification des conditions d'admission prioritaire dans les structures collectives *publiques* et dans les structures collectives *privées* nous apprend que ces conditions d'admission sont différentes selon le secteur auquel appartient la structure, comme indiqué dans le tableau 3.1<sup>12</sup>.

Pour tenir compte de cette différence, les questions posées ne sont pas les mêmes selon que la structure est *publique* ou *privée*. Plus précisément, dans le cas des structures publiques, les questions ont été posées pour les différents types de familles définis par le croisement systématique des caractéristiques accordant une priorité d'admission<sup>13</sup>. Dans le secteur privé, en revanche, les questions ont été posées pour une famille quelconque, indépendamment de ses caractéristiques. Le noyau des questions est cependant le même, que la structure enquêtée soit *publique* ou *privée* : « à la rentrée scolaire 2006/2007, quelles étaient les chances pour une famille [...] d'obtenir une place pour son enfant ... ». Pour répondre, il a été demandé aux personnes

---

<sup>10</sup>Notre décision a été également motivée par les tests du questionnaire menés avant le démarrage de l'enquête : à l'occasion de ces tests, nous avons pu constater que les responsables des structures collectives *publiques* disposent d'un progiciel calculant automatiquement la participation financière demandée aux parents à partir du barème du Ministère de la Famille et de l'Intégration. Ceci nous a conforté dans l'idée que l'information administrative était suffisante.

<sup>11</sup>Cette affirmation vaut pour les places non subventionnées par l'Etat (qui représentent 89% des capacités d'accueil du secteur privé). En effet, dans les structures privées, les places subventionnées par l'Etat, dans le cadre de contrat de sous-location (cf. annexe B, tableau B.9 pour davantage de précisions), sont soumises à la même tarification que les places des structures collectives publiques.

<sup>12</sup>Pour davantage de détails concernant les règles de priorité dans les structures collectives, voir l'annexe G.

<sup>13</sup>Voir dans l'annexe G, la figure G.1.

TAB. 3.1 – Les caractéristiques définissant les types de familles au regard des critères d’admission prioritaires

Caractéristiques familiales	Structures collectives	
	publiques	privées*
Réside dans la commune d’implantation de la structure enquêtée	oui	non
Famille monoparentale	oui	non
Famille biparentale et les 2 parents travaillent à temps complet	oui	non
Autre type de famille biparentale	oui	non
Présence d’un enfant déjà gardé au sein de la structure	oui	non
Revenus du ménage	oui	non
Position sur la liste d’inscription/d’attente	non	oui

\*hors crèches d’entreprise

interrogées d’utiliser une échelle allant de 0 à 10, où 0 signifie que la famille n’avait aucune chance d’obtenir une place, et 10 signifie que la famille en question aurait sans aucun doute obtenu la place<sup>14</sup>.

En résumé, la base de données originale à partir de laquelle nous allons mener notre analyse résulte de l’association de trois sources de données : la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, le fichier d’adresses des *P&T* et l’enquête inédite menée auprès des structures collectives d’accueil de jeunes enfants du Luxembourg.

La population dont nous étudions l’offre de travail est composée des mères ayant un ou des jeunes enfants. Le paragraphe suivant apporte des précisions sur notre population d’analyse.

---

<sup>14</sup>N’ont été orientés vers cette deuxième partie du questionnaire que les responsables des structures ayant dû refuser des enfants faute de places en nombre suffisant à la rentrée scolaire 2006/07. Lorsque les responsables n’ont refusé aucun enfant (55 structures), les questions relatives aux chances d’obtenir une place n’ont pas été posées : l’hypothèse est que, dans ce cas, les chances d’obtenir une place étaient de 10 sur 10. Ce filtre est motivé par les résultats des tests du questionnaire, réalisés avant le démarrage de l’enquête : nous nous sommes en effet aperçue que, dans les cas où aucun enfant n’avait été refusé, les personnes interrogées répondaient que les chances d’obtenir une place dans leur établissement étaient de 10 sur 10 quelles que soient les caractéristiques des familles.

### 3.1.2 La population d'analyse : les femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé

Dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, nous avons tout d'abord sélectionné les femmes ayant au moins un enfant non scolarisé<sup>15</sup>.

Parmi les femmes vivant avec au moins un enfant non scolarisé, les mères isolées représentent une proportion marginale (5%, 30 observations). Le comportement d'emploi des mères isolées est différent de celui des mères en couple, comme le souligne la littérature, tant théorique qu'empirique. Pour tenir compte de cette différence, plusieurs options s'offraient à nous. La première option était d'analyser séparément l'offre de travail des mères isolées. La deuxième option consistait à croiser les seuls facteurs explicatifs supposés agir de façon différente selon que la mère est ou non une mère isolée avec une variable indiquant la présence ou non d'un conjoint : avec un tel modèle, l'impact de certains facteurs explicatifs, sur l'offre de travail des mères, est autorisé à être différent selon le fait, pour la mère, de vivre ou non en couple. Mais, compte tenu de la faiblesse des effectifs dans le groupe des mères isolées, ces deux solutions n'étaient pas envisageables dans notre cas. C'est pourquoi nous avons été amenée à éliminer les mères isolées du champ de notre analyse : notre population d'analyse est donc composée des *femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé*, ce qui représente 523 observations dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages<sup>16</sup>.

---

<sup>15</sup>Par la suite, nous utiliserons parfois le terme mères pour désigner ces femmes. Ce terme est un peu abusif puisqu'il s'agit en réalité des femmes qui vivent avec au moins un enfant non scolarisé : dans le cas de familles recomposées par exemple, il peut s'agir de l'enfant du conjoint. Mais ce n'est cependant pas un problème dans le cadre de notre analyse puisqu'il s'agit de repérer, pour chaque femme, son(ses) enfant(s) à charge, qu'il s'agisse d'enfant(s) biologique(s) ou non.

<sup>16</sup>La vague 2006 du panel luxembourgeois comptait en fait 525 femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé. Parmi ces 525 observations, nous avons choisi d'éliminer deux observations qui affichent des valeurs extrêmes pour l'âge (respectivement 54 et 55 ans). Au regard de leur âge, il nous a semblé peu pertinent de conserver ces deux femmes dans notre population d'analyse : en effet, l'âge de ces femmes est proche de l'âge de la retraite ; or les déterminants de l'offre de travail des femmes en fin de carrière professionnelle ne sont pas comparables à ceux des femmes plus jeunes.

En résumé, en associant les données de l'enquête ad hoc, les données du panel luxembourgeois de ménages et les données du fichier d'adresses des *P&T*, nous disposons, pour chacune des femmes de notre population d'analyse, c'est-à-dire les femmes en couple et ayant au moins un enfant non scolarisé, des éléments d'informations nécessaires pour construire l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Expliquons maintenant plus en détail, dans la section suivante, la mise en oeuvre concrète de cet indicateur.

## 3.2 Une analyse au moyen d'un outil original de mesure de la disponibilité locale des modes de garde collectifs

Grâce à la base de données que nous avons construite, nous disposons, pour chacune des femmes de notre population d'analyse, des informations suivantes :

- des variables renseignant sur leurs caractéristiques individuelles et familiales<sup>17</sup>
- des données relatives aux chances qu'ont ces femmes d'obtenir une place pour leur(s) enfant(s) dans toutes les structures collectives enquêtées
- la distance entre la commune de résidence de ces femmes et la commune d'implantation de chacune des structures collectives enquêtées.

Ces informations nous servent à calculer, pour chaque mère de jeunes enfants, l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs tel que défini dans le premier chapitre.

En premier, nous expliquons alors, plus en détail, la mise en oeuvre de cet indicateur, et notamment le choix de la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places demandées. Puis, nous apportons quelques statistiques descriptives

---

<sup>17</sup>Voir infra, le point 3.3.4.1, page 203, pour la description des variables de contrôle.



relatives à l'indicateur. Nous terminons la description de l'indicateur de disponibilité ainsi calculé en attirant l'attention sur les différences entre cet indicateur et les indicateurs utilisés dans la littérature spécialisée.

### **3.2.1 La mise en oeuvre de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs**

Ce paragraphe est consacré à la mise en oeuvre concrète de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs : nous précisons les choix effectués, d'une part, pour appliquer la formule de l'indicateur aux données et, d'autre part, pour déterminer la fonction de pondération.

#### **3.2.1.1 L'application de la formule théorique de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs**

Afin d'identifier l'impact, sur l'offre de travail, des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde collectifs, nous avons besoin de connaître les chances qu'a une mère d'obtenir une place pour son ou ses enfants *dans le cas où elle travaillerait*. La décision de travailler et la décision de recourir à la garde collective sont en effet supposées être prises simultanément (ce qui aura pour conséquence l'estimation d'un modèle bivarié) ; pour tenir compte de cette simultanéité, il s'avère alors nécessaire de mesurer la disponibilité locale des modes de garde collectifs conditionnellement au fait, pour une mère, de travailler.

Concrètement, nous utilisons les données collectées auprès des structures collectives pour affecter à chaque femme de notre population d'analyse ses chances d'obtenir une place pour son(ses) enfant(s) non scolarisé(s) dans chacune des crèches enquêtées dans le cas où elle travaillerait. Par définition, pour les mères partageant les mêmes caractéristiques au regard des règles de priorité et dont le ou les enfants non scolarisés ont le même âge, les chances d'obtenir la ou les places demandées dans la structure  $c$  sont les mêmes.

Moyennant ces précisions, pour une mère de type  $t$ , l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs s'exprime de la façon suivante :

$$I_t = \sum_{c=1}^C w(d_{tc}) \times p_{tc} \quad (3.2)$$

où  $d_{tc}$  est la distance entre la commune de résidence d'une mère de type  $t$  et la commune d'implantation de la structure collective  $c$ <sup>18</sup>,  $w(d_{tc})$  la fonction de pondération, et  $p_{tc}$  les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans la structure collective  $c$  et  $c = \{1, \dots, C\}$  structures collectives).

Précisons que pour les *femmes ayant un seul enfant non scolarisé* (85% de notre population d'analyse),  $p_{tc} = p(enf1_{tc})$ , où *enf1* est l'enfant non scolarisé. Pour les *femmes ayant deux enfants non scolarisés*, afin de tenir compte du deuxième enfant, dans l'équation 3.2,  $p_{tc}$  désigne les chances qu'une mère de type  $t$  obtienne dans  $c$  une place pour chacun de ses enfants non scolarisés. Etant donnée la priorité d'admission accordée dans une même structure aux enfants appartenant à une même fratrie, la probabilité qu'une mère de type  $t$  obtienne une place pour l'un de ses enfants n'est pas indépendante de sa probabilité d'obtenir une place pour son autre enfant. Pour ces femmes, les chances d'obtenir une place pour chacun de leurs enfants s'expriment alors de la façon suivante :

$$p_{tc} \equiv p(enf1_{tc} \cap enf2_{tc}) = p(enf1_{tc}) \times p(enf2_{tc}|enf1) \quad (3.3)$$

où  $p(enf1_{tc})$  désigne les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir dans  $c$  une place pour l'enfant de rang 1 et  $p(enf2_{tc}|enf1)$  les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir une place dans  $c$  pour l'enfant de rang 2 sachant que l'enfant de rang 1

---

<sup>18</sup>Le type  $t$  des mères intègre, entre autres caractéristiques, leur commune de résidence : la distance entre le domicile de toutes les mères de type  $t$  et la structure  $c$  est donc la même.

est déjà admis au sein de la structure<sup>19</sup>.

Jusqu'à présent, nous avons supposé que la fonction de pondération  $w(d_c)$  des probabilités est décroissante avec les distances entre la commune de résidence des mères et les communes d'implantation des structures collectives, sans préciser la forme de la fonction de pondération. Nous expliquons maintenant la démarche que nous avons suivie pour choisir cette fonction de pondération.

### 3.2.1.2 Le choix de la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places demandées

Pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, nous allons accorder un poids plus élevé aux structures implantées à proximité du domicile familial relativement aux autres structures. Nous avons envisagé précédemment, dans le premier chapitre, quatre relations différentes entre l'intérêt accordé par les mères aux structures collectives et la distance qui sépare le domicile de ces femmes et les structures en question, correspondant à quatre familles de fonctions de pondérations<sup>20</sup>. A défaut d'arguments théoriques nous permettant d'arbitrer entre ces différentes fonctions, et donc de déterminer la fonction de pondération pertinente, nous avons eu recours à une méthode empirique, dont les étapes sont les suivantes.

**Etape 1** : Calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs avec différentes fonctions de pondération, fonctions appartenant aux quatre familles

---

<sup>19</sup>L'enquête menée auprès des structures collectives nous renseigne sur la probabilité  $p(enf2_{tc}|enf1)$  (cf. annexe E). Dans le cas des structures collectives publiques, les questions relatives aux chances qu'ont les familles d'obtenir une place pour leur enfant ont été posées en distinguant les cas où aucun enfant n'est accueilli dans la structure et les cas où un enfant de la famille est déjà admis. Pour ce qui est des structures privées, cette distinction n'a en revanche pas été introduite dans le questionnaire qui leur est destiné : en effet, ces structures sont supposées ne pas accorder de priorités d'admission de ce type ; dans ces cas-ci, la probabilité, pour une mère, d'obtenir une place pour son deuxième enfant est supposée être indépendante de la situation du frère ou de la soeur. Les réponses des responsables des structures collectives enquêtées, associées aux données du panel luxembourgeois de ménages, ont été utilisées afin de déterminer, pour chaque mère de notre échantillon,  $p(enf1)$  et  $p(enf2_{tc}|enf1)$ .

<sup>20</sup>Cf. Tableau 1.2.

de fonction déterminées dans le premier chapitre, à savoir :

1.  $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$
2.  $w(d_c) = \begin{cases} \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$
3.  $w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{sinon} \end{cases}$
4.  $w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

avec  $\alpha, \beta, \bar{D} > 0$

Pour cet exercice, nous avons utilisé différentes valeurs des paramètres  $\alpha$  et  $\beta$  et de la distance seuil  $\bar{D}$ . Nous avons employé successivement, pour la constante  $\alpha$ , les valeurs 1 et 18 (18 est la distance médiane, en kilomètres, entre le domicile familial et les structures collectives) et les valeurs comprises entre 1 et 10 pour l'exposant  $\beta$ .

Dans le but de déterminer la distance-seuil ( $\bar{D}$ ), nous avons employé les informations contenues dans vague 1999 du PSELL 2 quant à la localisation du mode de garde d'enfants. Les données du PSELL 2 sont certes anciennes mais, d'une part, ce sont les seules données disponibles sur ce point et, d'autre part, il nous semble qu'il y a peu de raisons de penser que les préférences des familles en termes de localisation du(des) mode(s) de garde aient changé entre 1999 et 2006<sup>21</sup>. En 1999, 67% des enfants régulièrement confiés à d'autres personnes que leurs parents sont gardés dans leur commune de résidence. Pour ces enfants, la distance entre leur lieu de résidence et le lieu du mode de garde d'enfants est donc considérée comme nulle<sup>22</sup>. Pour les 33% restants, la distance entre leur domicile et leur lieu de garde s'élève en

---

<sup>21</sup>A supposer que les préférences des familles en termes de localisation des modes de garde aient changé entre 1999 et 2006, il nous semble raisonnable de penser que ces changements vont dans le sens de préférences pour des distances plus courtes (et non plus longues) puisque, au cours de cette période, l'offre de modes de garde d'enfants s'est accrue, ce qui vraisemblablement s'est traduit par une plus grande proximité entre le domicile des familles et les lieux de garde d'enfants.

<sup>22</sup>Les distances utilisées dans notre analyse empirique sont des distances à vol d'oiseau entre les centres respectifs des communes prises 2 à 2. Ainsi, lorsque la commune de résidence d'une famille donnée et la commune d'implantation d'une structure donnée sont les mêmes, la distance entre les deux est, dans notre base de données, renseignée comme étant nulle.

moyenne à 8 km ; la distance médiane est, quant à elle, de 6 km. Lors de nos calculs, nous avons alors utilisé successivement ces deux valeurs pour définir  $\overline{D}$ .

**Etape 2 :** Estimation d'autant de modèles de probabilité linéaire (avec pour variable dépendante le fait de travailler et avec des variables explicatives identiques<sup>23</sup>) que d'indicateurs calculés avec des fonctions de pondération différentes.

**Etape 3 :** Comparaison des  $R^2$  des différents modèles.

Nous avons alors laissé aux statistiques d'ajustement du modèle ( $R^2$ ) le soin de nous indiquer, parmi tous les modèles à autres facteurs explicatifs donnés, celui qui, ne différant que par la fonction de pondération choisie pour le calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, donnait le meilleur ajustement aux données (cf. annexe I, tableau I.1 pour les résultats complets.)<sup>24</sup>.

La fonction  $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$ , avec  $\alpha = 18$  et  $\beta = 1.25$  est celle pour laquelle l'ajustement aux données est meilleur que les autres – les statistiques d'ajustement des différents modèles sont relativement proches les unes des autres, aucun modèle ne se distingue très nettement des autres<sup>25</sup>.

L'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs que nous utilisons dans notre analyse empirique s'exprime donc de la façon suivante :

---

<sup>23</sup>Les variables explicatives retenues sont celles utilisées pour l'analyse empirique de l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Il s'agit donc de l'âge de la mère, de sa nationalité, de son niveau de diplôme, du niveau de diplôme de son conjoint et de la présence d'au moins un enfant scolarisé, par groupe d'âge.

<sup>24</sup>Cette démarche nous permet ainsi d'arbitrer entre les différentes fonctions de pondération envisagées compte tenu des hypothèses que nous avons posées ; la liste des fonctions de pondérations utilisées pour cet exercice n'est, évidemment, pas exhaustive.

<sup>25</sup>Les  $R^2$  sont compris entre 0,0784 et 0,0984. Pour ce qui est de l'effet de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, les résultats des différents modèles sont similaires : l'effet est positif et significatif, hormis pour les modèles où la fonction de pondération utilisée pour le calcul de l'indicateur attribue un poids égal à l'unité pour les structures situées à une distance inférieure ou égale à 8 km du domicile des familles et un poids décroissant pour les autres structures (selon une fonction du type  $\frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta}$ , avec  $\alpha = 18$  et les valeurs 5, 7,5 et 10 pour  $\beta$ ). Dans ce cas, l'effet n'est pas statistiquement significatif au seuil de 10%.

$$I_t = \sum_{c=1}^C \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} \times p_{tc} \quad (3.4)$$

avec  $\alpha = 18, \beta = 1, 25$

Apportons maintenant quelques statistiques descriptives relatives à cet indicateur.

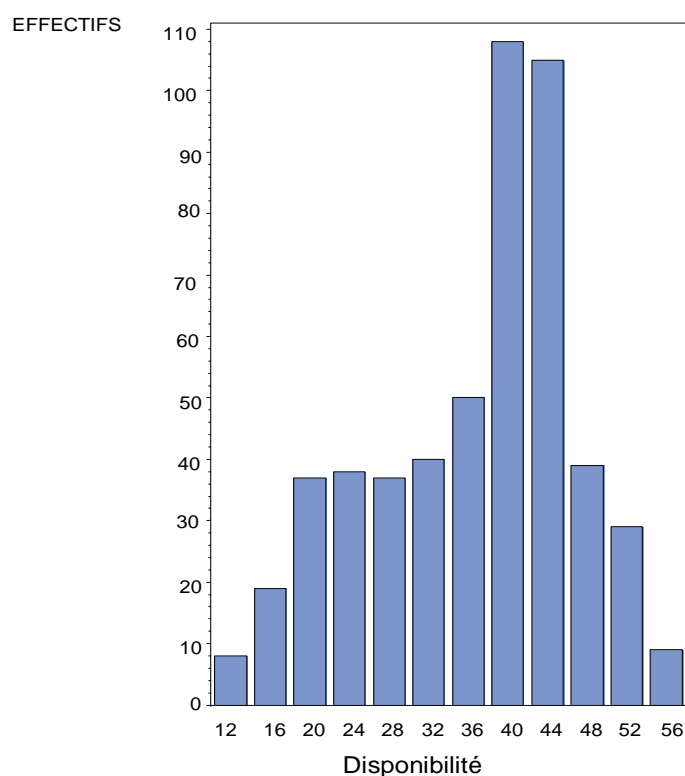
### 3.2.2 Statistiques descriptives sur l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs

En premier lieu, nous attirons l'attention sur une caractéristique de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, caractéristique importante en termes d'interprétation. Bien que construit à partir de probabilités, cet indicateur ne peut être interprété comme une probabilité : parce que la somme pondérée des probabilités d'obtenir une place n'est pas divisée par la somme des poids, l'indicateur n'est pas borné à 1 ; il admet par contre une limite inférieure en 0. De fait, dans notre analyse, son intervalle observé est [11,97-56,16]. Sa médiane est de 39,47 (cf. tableau 3.2). L'examen de la distribution de l'indicateur met en évidence une distribution asymétrique à gauche (cf. figure 3.3). L'observation de cette distribution, conjuguée aux résultats des tests de normalité, nous amène à rejeter l'hypothèse d'une distribution normale de l'indicateur de disponibilité.

Pour cette raison, nous utilisons un test non paramétrique (le test de rang de Wilcoxon) pour comparer les indicateurs de disponibilité selon que les mères travaillent ou non (66% des mères de notre échantillon travaillent). Les résultats de ce test nous permettent de conclure que les mères qui travaillent ont en moyenne un indicateur de disponibilité locale des modes de garde significativement plus élevé que les autres mères : 38,40 contre 34,95 (cf. tableau 3.3, page 182).

En comparant la distribution de l'indicateur de disponibilité des mères qui travaillent avec celle des autres mères (cf. figure 3.4, page 183), nous remarquons que ce sont principalement les valeurs élevées prises par l'indicateur de disponibilité qui

FIG. 3.3 – Histogramme de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs



N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

distinguent les deux distributions, au sens où ces valeurs concernent davantage de mères dans le sous-groupe des mères qui travaillent que dans l'autre sous-groupe.

La comparaison des moyennes de l'indicateur de disponibilité selon que la mère travaille à temps complet (i.e. 40 heures/semaine) ou à temps partiel ne permet pas en revanche de conclure à des différences entre les deux sous-groupes de mères (cf. tableau 3.4, page 182)<sup>26</sup>.

---

<sup>26</sup>Parmi les 276 femmes qui travaillent, 15 ont des valeurs manquantes pour la durée de travail, ce qui explique la différence entre le nombre d'observations présenté dans le tableau 3.4 (261 femmes qui travaillent) et le nombre présenté dans le tableau 3.3 (276).

TAB. 3.2 – Distribution de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs

Décile	Indicateur de disponibilité
Décile 1	22,71
Décile 2	26,93
Décile 3	33,85
Décile 4	37,54
Décile 5	39,47
Décile 6	42,17
Décile 7	42,88
Décile 8	43,58
Décile 9	47,74
Décile 10	56,17

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 3.3 – Statistiques descriptives de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que les mères travaillent ou non

	N	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
Ne travaille pas	243	34,95	36,72	11,97	56,16
Travaille	276	38,40	40,72	12,50	55,89
Ensemble	519	37,25	39,47	11,97	56,17

Note : 4 observations sont manquantes

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 3.4 – Statistiques descriptives de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que les mères travaillent à temps complet ou à temps partiel

	N	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
Travaille à temps complet	131	37,88	40,35	12,50	53,07
Travaille à temps partiel	130	39,52	42,17	16,06	55,88

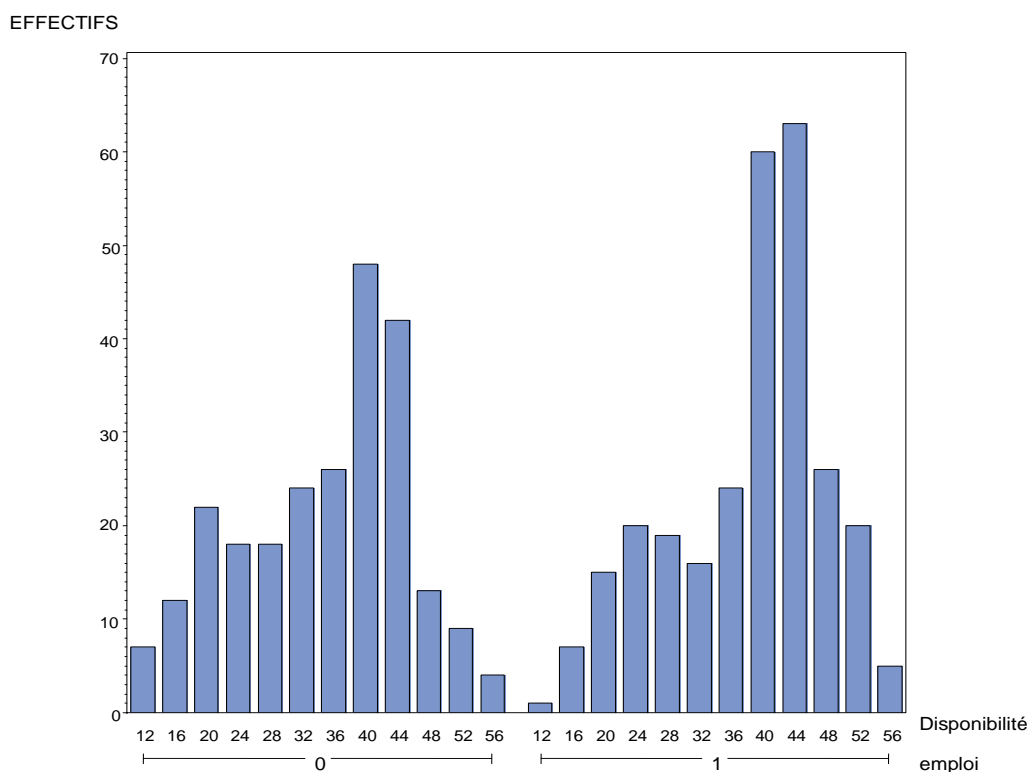
N=261 observations

Champ : femmes en emploi ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007



FIG. 3.4 – Histogrammes de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que la mère travaille ou non



Note : **emploi**=1 si la mère travaille, 0 sinon

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

### 3.2.3 Les différences avec les indicateurs de disponibilité locale des modes de garde utilisés dans la littérature spécialisée

A l’instar de la littérature spécialisée, nous utilisons, dans notre analyse, un indicateur de disponibilité locale des modes de garde d’enfants (et non un indicateur de rationnement). Notre indicateur se démarque néanmoins de celui utilisé par les autres auteurs sous différents aspects.

En premier lieu, nous ne nous contentons pas d’utiliser un taux local d’équipement, calculé comme le rapport entre un indicateur de l’offre (généralement les capacités d’accueil) et un indicateur de la demande (le nombre d’enfants d’un âge donné), agrégés au niveau local (cf. tableau 2.1 du chapitre 2). En effet, notre mesure de la disponibilité locale des modes de garde d’enfants intègre non seulement les capacités locales d’accueil et implicitement le nombre de demandes dans les structures collectives, mais également les règles de priorité existantes dans les structures collectives.

En second lieu, contrairement à la littérature existante, notre indicateur n’est pas limité à l’offre de modes de garde collectifs de la localité de résidence. Dans notre analyse, l’offre de modes de garde des autres localités est également supposée être en mesure d’influencer l’offre de travail des mères. Afin de tenir compte de cette hypothèse, notre indicateur tient compte des chances d’obtenir une place non seulement dans la(les) structure(s) collective(s) implantée(s) dans la commune de résidence mais également dans les structures collectives situées dans les autres communes.

Enfin, une autre particularité de notre indicateur au regard de la littérature spécialisée tient à ce que nous prenons explicitement en compte le cas des fratries : notre indicateur mesure en effet la disponibilité locale des modes de garde pour tous les enfants non scolarisés d’une même famille.

Nous consacrons la section suivante à expliquer le choix du modèle économétrique et à présenter les variables de contrôle retenues pour mener notre analyse empirique.

### **3.3 Le choix du modèle et les variables retenues pour l'analyse**

En premier, nous expliquons les raisons du choix d'un modèle multiniveaux bi-varié pour étudier l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde collectifs. Puis, nous précisons le choix des variables dépendantes et des variables explicatives.

#### **3.3.1 Le choix d'un modèle multiniveaux**

Nous commençons par présenter les raisons qui nous ont amenée à adopter une technique multiniveaux pour analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde collectifs. Puis, nous précisons la définition des unités de niveau supérieur.

##### **3.3.1.1 Des données groupées nécessitant le recours à une technique adaptée**

Dans notre analyse, toutes les mères dont les enfants ont le même âge, résidant dans la même commune et partageant les mêmes autres caractéristiques en termes de règles de priorité sont supposées bénéficier de la même offre locale de modes de garde collectifs ; pour ces femmes, l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants prend la même valeur. Nos données se situent ainsi à des niveaux distincts, emboîtés l'un dans l'autre de façon hiérarchique : le premier niveau est constitué des mères de jeunes enfants et le deuxième niveau est défini par le fait que ces femmes appartiennent à des groupes au sein desquels les mères sont supposées confrontées à la même offre de garde ; ces groupes sont construits par le croisement des types de mères au regard des règles de priorité et de l'âge des enfants non scolarisés.

Comme nous l'avons souligné à l'occasion de notre synthèse des travaux empiriques, pour analyser de façon satisfaisante des données hiérarchisées, il est nécessaire de faire appel à des techniques spécifiques, et donc d'abandonner les techniques de régression classiques. En effet, ces dernières supposent que les observations sont indépendantes les unes des autres ; or cette hypothèse n'est pas vérifiée lorsque les

données sont situées à des niveaux distincts puisque les unités de niveau inférieur partagent les caractéristiques de l'unité de niveau supérieur dans laquelle elles sont dites nichées. Afin de tenir compte de l'absence d'indépendance des observations, nous avons choisi de recourir aux modèles multiniveaux<sup>27</sup>. Ces modèles autorisent non seulement la dépendance des observations mais ils présentent également des avantages au regard des techniques employées par les quelques auteurs qui ont également pris en compte le problème d'absence d'indépendance des observations résultant de données hiérarchisées (Stolzenberg et Waite, 1984; Kreyenfeld et Hank, 2000; Del Boca, 2002; Simonsen, 2006; Van Ham et Büchel, 2006)<sup>28</sup>.

En effet, comme nous l'avons vu dans le chapitre 2, l'estimateur sandwich utilisé par Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) apporte certes une réponse adaptée au traitement statistique du problème de l'absence d'indépendance des observations ; mais, avec cette technique, ces auteurs se privent d'une analyse de la dépendance des observations, phénomène intéressant en lui-même, comme le font remarquer Snijders et Bosker (2004) dans l'introduction de leur ouvrage consacré à l'analyse multiniveaux.

Stolzenberg et Waite (1984), quant à eux, ne se limitent pas à traiter, d'une façon statistiquement correcte, la dépendance des observations. Avec leur modèle *slopes-as-outcomes model*, ces auteurs exploitent cette dépendance pour enrichir leur analyse de l'offre de travail des femmes puisque, reconnaissant explicitement l'appartenance des mères à des groupes, formés par le *county* de résidence, ces auteurs supposent que l'impact de certains facteurs explicatifs de l'offre de travail des mères diffère selon les caractéristiques du *county* dans lequel elles vivent ; c'est le cas notamment de la présence d'enfants en bas âge, dont l'effet négatif sur la participation des mères au marché du travail est supposé être limité dans les *counties* où la disponibilité locale des modes de garde est relativement importante. Mais, pour les raisons expliquées dans le chapitre 2, le type de modèle employé par Stolzenberg et Waite (1984) présente des limites : d'une part, il est possible d'obtenir des estimations non consistantes et, d'autre part, les groupes  $y$  sont considérés comme des entités

---

<sup>27</sup>Pour des manuels de référence sur les modèles multiniveaux, voir Bryk et Raudenbush (2002) ou Snijders et Bosker (2004).

<sup>28</sup>Pour une comparaison des méthodes statistiques alternatives de traitement de données groupées, voir Ray et Ray (2008).

spécifiques, ce qui revient à ignorer ce qu'ils peuvent avoir en commun.

Les modèles multiniveaux que nous allons utiliser n'ont pas ces deux inconvénients. Premièrement, sous réserve que le nombre de groupes soit suffisamment important (sur ce point, voir Maas et Hox, 2004, 2005), les estimations des différents paramètres du modèle peuvent être considérées comme statistiquement fiables. Deuxièmement, comme le souligne Ray (2004), les modèles multiniveaux ne considèrent pas les groupes comme des entités uniques, spécifiques, mais comme un sous-ensemble d'une population plus vaste de groupes. Avec les modèles multiniveaux, l'inférence statistique est possible pour la population (hypothétique) de groupes. Il est alors possible de considérer que les effets, sur le comportement étudié, de certaines des caractéristiques sont en partie communs à tous les groupes, et en partie différents, de façon aléatoire.

Précisons maintenant comment sont définis les groupes dans notre analyse multiniveaux.

### **3.3.1.2 La définition des unités de niveau supérieur**

Selon nos hypothèses, la disponibilité locale de modes de garde collectifs est identique pour toutes les femmes résidant dans la même commune, partageant les mêmes autres caractéristiques au regard des règles de priorité et dont les enfants ont le même âge : l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs  $I_t$  prend, par définition, la même valeur pour toutes les mères de type  $t$  et avec un ou des enfants d'âge identiques.

Par conséquent, il semblerait logique de constituer les groupes de mères en croisant l'ensemble de ces caractéristiques (commune de résidence, autres caractéristiques en termes de règles de priorité et âge du ou des enfants). Pourtant, il n'est pas possible de tous les utiliser. En effet, les règles de priorité intègrent, d'une part, le fait d'avoir déjà un enfant gardé dans une structure collective et, d'autre part, les revenus du ménage, deux caractéristiques dont la prise en compte pour définir les groupes de mères soulève des problèmes de nature différente, à savoir :

- le fait d'avoir déjà un enfant gardé dans une structure collective entre dans la définition d'une des deux variables dépendantes de notre modèle (la variable

relative au choix du mode de garde d'enfants) : l'emploi de cette caractéristique pour définir les groupes de mères conduirait à ce que l'appartenance à un groupe donné soit, en partie, déterminée par le choix du mode de garde d'enfants.

- les revenus du ménage sont en partie déterminés par l'offre de travail de la mère : par conséquent, l'usage des revenus du ménage pour constituer les groupes de mères reviendrait à rendre l'appartenance des mères au groupe endogène à leur offre de travail.

Les solutions que nous avons choisies pour résoudre ces deux problèmes sont les suivantes. Pour ne pas utiliser, dans notre modèle multiniveaux, des groupes de mères dans lesquels interviendrait le fait d'avoir ou non déjà un enfant gardé dans une structure collective alors même que nous cherchons à expliquer le recours à la garde collective, nous renonçons à distinguer les femmes selon ce critère. En d'autres termes, nous ne faisons pas intervenir, dans la définition des unités de niveau supérieur de notre modèle multiniveaux, le recours à un mode de garde collectif pour au moins l'un des enfants non scolarisés.

Pour ce qui est des revenus du ménage, pour éviter de les utiliser comme variables de définition des groupes alors qu'ils résultent en partie de l'offre de travail des mères, la solution que nous avons choisie consiste à utiliser les revenus du conjoint au lieu des revenus du ménage : d'une part, les revenus du conjoint sont fortement corrélés aux revenus du ménage ; d'autre part, ils sont vraisemblablement moins endogènes à l'offre de travail des mères que ne le sont les revenus du ménage. Nous utilisons donc les revenus du conjoint comme élément de définition des groupes de mères, au lieu des revenus du ménage.

Les groupes de mères dans notre analyse multiniveaux sont donc définis par le croisement des caractéristiques suivantes :

- la commune de résidence
- les revenus du conjoint
- l'âge de l'enfant non scolarisé s'il est seul ; l'âge de chacun des enfants non scolarisés s'ils sont plusieurs.

Cette définition des groupes aboutit à former 336 groupes de mères. Ces groupes comptent entre 1 et 14 mères; la majeure partie d'entre eux (78%) est composée d'une seule mère (cf. tableau 3.5). Ainsi, puisque la question de la dépendance des observations ne se pose que pour une minorité des groupes, la pertinence de l'emploi d'une technique multiniveaux apparaît a priori limitée. Par ailleurs, avec un grand nombre de groupes de très petite taille (i.e. au plus égale à 2), l'estimation d'un modèle multiniveaux risque, d'une part, de ne pas converger et, d'autre part, d'aboutir à une surestimation de la variance entre les groupes et à une sous-estimation de son écart type; les risques d'obtenir des estimations biaisées des écarts types des coefficients de régression sont, quant à eux, limités (Clarke, 2008; Moineddin *et al.*, 2007).

Pour éviter ces risques, dans le cas particulier de modèles à variable dépendante discrète, Moineddin *et al.* (2007) recommandent un minimum de 50 groupes, de taille au moins égale à 50 pour une variable discrète dont la valeur moyenne est supérieure à 0,10<sup>29</sup>. Dans notre cas, deux de ces trois conditions sont satisfaites. D'une part, le nombre de groupes (336) dépasse largement la limite minimale des 50 groupes. D'autre part, les variables dépendantes de notre modèle, qui sont, comme nous l'expliquerons en détails dans les points 3.3.2.3 et 3.3.2.4, la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recours à la garde collective, ont des valeurs moyennes égales respectivement à 0,52 et 0,24.

En outre, comme le démontre Clarke (2008), en cas de données groupées, même lorsque la taille des groupes est très petite (c'est-à-dire au plus égale à 2), ignorer la dépendance des observations aboutit à sous-estimer les écarts types des coefficients, avec pour conséquence des tests statistiques trop libéraux. Le risque de conclure à tort qu'une variable a un effet significatif est alors plus élevé en réalité que ne l'indiquent les tests en question – ce risque est accru lorsque la variable dépendante du modèle est une variable discrète, comme c'est le cas des variables dépendantes de notre modèle.

Pour ces deux dernières raisons, nous choisissons donc d'employer une technique multiniveaux, tout en étant consciente du risque de surestimation de la variance

---

<sup>29</sup>Ces auteurs précisent que, lorsque la valeur moyenne de la variable dépendante est très faible (inférieure à 0,10), l'exigence en termes de nombre de groupes est plus importante; en l'occurrence, la limite est portée à 100 groupes.

entre les groupes de mères et de sous-estimation de son écart type.

TAB. 3.5 – Fréquences de la taille des groupes de mères

Taille du groupe	Fréquence	Pourcentage	Pourcentage cumulé
1	263	78,27	78,27
2	40	11,90	90,00
3	15	4,46	94,64
4	4	1,19	95,83
6	5	1,49	97,30
7	2	0,60	97,92
8	2	0,60	98,51
9	1	0,30	98,81
14	1	0,30	100,00

N=336 groupes de mères

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

Dans ce paragraphe, nous avons motivé le choix d'utiliser un modèle multiniveaux et nous avons défini les groupes de mères. Nous expliquons, dans le paragraphe suivant, le choix d'un modèle bivarié.

### 3.3.2 Le choix d'un modèle bivarié

Nous précisons le choix d'utiliser un modèle bivarié pour analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. Puis, après avoir expliqué les raisons qui nous amènent à spécifier des variables dépendantes discrètes, et plus précisément binaires, nous définissons chacune des deux variables dépendantes de notre modèle.

#### 3.3.2.1 La prise en compte de l'hypothèse d'interdépendance des choix d'offre de travail et de garde d'enfants

Selon la littérature théorique relative à l'offre de travail des mères de jeunes enfants, les choix d'offre de travail de celles-ci et de garde d'enfants sont interdépendants : l'hypothèse est en effet que les enfants ont besoin d'être gardés pendant



toute la durée où leur mère travaille<sup>30</sup>. La nature de la relation entre les choix d'offre de travail des mères de jeunes enfants et de garde d'enfants rend donc nécessaire une analyse simultanée de ces deux décisions. Puisque le choix d'offre de travail peut expliquer le choix d'un mode de garde et réciproquement, et que ces décisions sont supposées faire l'objet d'un choix joint, nous devrions, en principe, recourir à un modèle à équations simultanées. Cependant, il n'existe pas, à notre connaissance, de version multiniveaux de ce type de modèle. C'est pourquoi nous avons été amenée à choisir un modèle bivarié.

Avec un modèle bivarié multiniveaux, il n'est pas possible d'inclure la valeur prédite du choix du mode de garde parmi les facteurs explicatifs de l'offre de travail, ni d'inclure la valeur prédite de l'offre de travail parmi les facteurs explicatifs du choix du mode de garde. Les conséquences peuvent être, d'une part, des coefficients biaisés des facteurs explicatifs (si ceux-ci sont corrélés à la variable omise) et d'autre part, une moindre qualité d'ajustement du modèle (si le choix du mode de garde d'enfants est un facteur important d'explication de l'offre de travail et réciproquement).

Cependant, parce que la dimension multiniveaux de notre analyse est importante et parce que l'emploi d'un modèle multiniveaux à équations simultanées n'est actuellement pas permis, nous utilisons donc un modèle bivarié, et ce malgré les limites que nous venons d'énoncer. Avec ce modèle bivarié, nous essayons au moins de tirer parti du fait que les deux sous-modèles (i.e. le sous-modèle relatif à l'offre de travail et celui relatif au choix du mode de garde) concernent les mêmes groupes de mères, et que, en conséquence, les erreurs de niveau 2 pour les deux constantes pourraient bien être liées<sup>31</sup> – à défaut de pouvoir lier l'offre de travail des mères de jeunes enfants et leur choix du mode de garde dans le cadre d'un modèle à équations simultanées.

En utilisant un modèle bivarié, notre analyse empirique rejoint donc celle Merkle

---

<sup>30</sup>Cf. section 1.1 du chapitre 1.

<sup>31</sup>Comme nous le verrons plus loin, le modèle bivarié que nous utilisons considère implicitement que, parce qu'elle concerne les mêmes groupes, la variance des termes d'erreur de niveau 2 peut être supposée comme étant la même pour les deux sous-modèles.

(1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007)<sup>32</sup>. Nous nous distinguons cependant de ces auteurs sous plusieurs aspects. D'une part, notre modèle bivarié d'offre de travail des mères de jeunes enfants et de choix du mode de garde d'enfants est un modèle multiniveaux, alors que les modèles de ces auteurs sont des modèles à un seul niveau. D'autre part, dans notre modèle bivarié, la variable dépendante relative à la garde d'enfants n'est pas définie de la même façon que celle utilisée par ces auteurs, comme nous allons le voir en détail plus loin<sup>33</sup>.

Définissons maintenant les variables dépendantes de notre modèle.

### 3.3.2.2 Le choix de variables dépendantes discrètes, et la nécessité de s'en tenir à une version dichotomique de celles-ci

Comme c'est traditionnellement le cas dans la littérature spécialisée, nous choisissons de définir les variables dépendantes sous la forme de variables discrètes, et non pas continues.

Pour ce qui est de l'**offre de travail**, l'hypothèse communément faite est que, dans la réalité, les mères prennent leur décision d'emploi non pas au regard d'un continuum d'heures de travail mais, au contraire, à partir d'un choix restreint de nombre d'heures de travail. Cette hypothèse semble ici être vérifiée. En effet, les

---

<sup>32</sup>Pour analyser conjointement les choix d'offre de travail et de garde d'enfants, les travaux empiriques s'inscrivent dans deux démarches différentes : d'une part, les modèles de choix discrets, dans lesquels la combinaison des choix d'offre de travail et de modes de garde constitue la variable dépendante, et d'autre part, les modèles bivariés, où ces deux choix forment deux variables dépendantes, estimées conjointement (cf. Chapitre 2). Puisque la variable dépendante des modèles de choix discrets est formée par le croisement des choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants, il n'est pas possible de distinguer l'impact d'un  $X$  donné sur l'offre de travail des mères de son impact sur le choix du mode de garde d'enfants ; c'est en revanche possible dans les modèles bivariés. De ce point de vue, les modèles bivariés semblent plus adaptés pour identifier le rôle de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

<sup>33</sup>Pour l'essentiel, dans notre modèle bivarié, la variable dépendante relative à la garde d'enfants est la probabilité de recours à un mode de garde collectif pour tous les enfants non scolarisés, alors que dans la littérature, la variable dépendante relative à la garde d'enfants est définie comme étant la probabilité de recours à un mode de garde payant pour l'enfant le plus jeune.

heures de travail<sup>34</sup> des mères de jeunes enfants se concentrent autour de quelques valeurs, en l'occurrence 0 heures par semaine, 20 heures par semaine, équivalent à un mi-temps<sup>35</sup>, et 40 heures par semaine, c'est-à-dire un temps complet (cf. figure 3.5 et tableau 3.6).

S'agissant de la décision relative à la **garde d'enfants**, le choix d'utiliser une variable discrète s'explique par l'interdépendance entre l'offre de travail des mères de jeunes enfants et la garde d'enfants. En effet, compte tenu de l'hypothèse selon laquelle la mère a besoin de faire garder son(s) enfant(s) pendant toute la durée pendant laquelle elle travaille, il semble raisonnable d'assimiler le choix de la durée du mode de garde d'enfants à un choix discret (comme pour l'offre de travail) et non à un choix entre un continuum d'heures de garde d'enfants<sup>36</sup>.

La distribution des heures de garde d'enfants paraît cohérente avec le choix d'une variable discrète pour la variable relative à la garde d'enfant. A l'instar de ce qui est observé pour les heures de travail des mères, les heures de garde d'enfants se concentrent principalement autour de 0, 20 et 40 heures par semaine (cf. figure 3.6 et tableau 3.6).

En outre, à un stade descriptif, les données semblent vérifier la relation d'interdépendance entre les décisions d'emploi des mères et de garde d'enfants. En effet :

- Le recours à un mode de garde non parental est nettement plus fréquent chez les mères qui travaillent (à temps complet ou à temps partiel) que chez les autres mères (cf. Tableau 3.7).
- La durée pendant laquelle les enfants sont gardés est d'autant plus importante que la durée de travail de la mère est élevée (cf. Tableau 3.8).

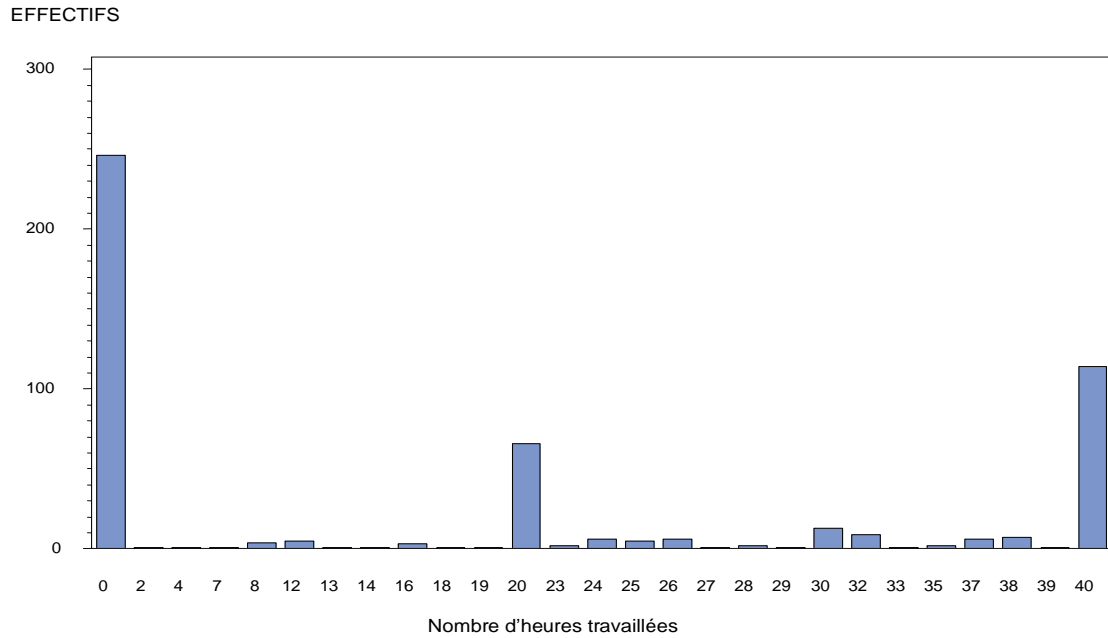
---

<sup>34</sup>Il s'agit du nombre d'heures prévues dans le contrat de travail. Nous avons affecté une durée hebdomadaire de travail nulle pour les femmes qui ne travaillent pas.

<sup>35</sup>La durée légale de travail au Luxembourg est de 40 heures par semaine.

<sup>36</sup>En outre, le choix d'utiliser une variable discrète pour rendre compte du choix de garde d'enfants est cohérent avec le schéma d'attribution des places dans les structures collectives : dans la réalité, c'est en effet sous la forme de places à temps complet (voire, plus rarement, de places à temps partiel) que les places sont offertes. Pour ce qui est des autres modes de garde d'enfants (tels que les nourrices ou l'aide informelle), assimiler le choix de la garde à un choix discret pourrait, en revanche, être une hypothèse restrictive. Ces modes de garde sont en effet reconnus comme étant relativement plus flexibles : les familles pourraient avoir davantage le choix du volume d'heures que dans les structures collectives.

FIG. 3.5 – Histogramme des heures travaillées



N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 3.6 – Distributions des heures travaillées et des heures de garde d'enfant

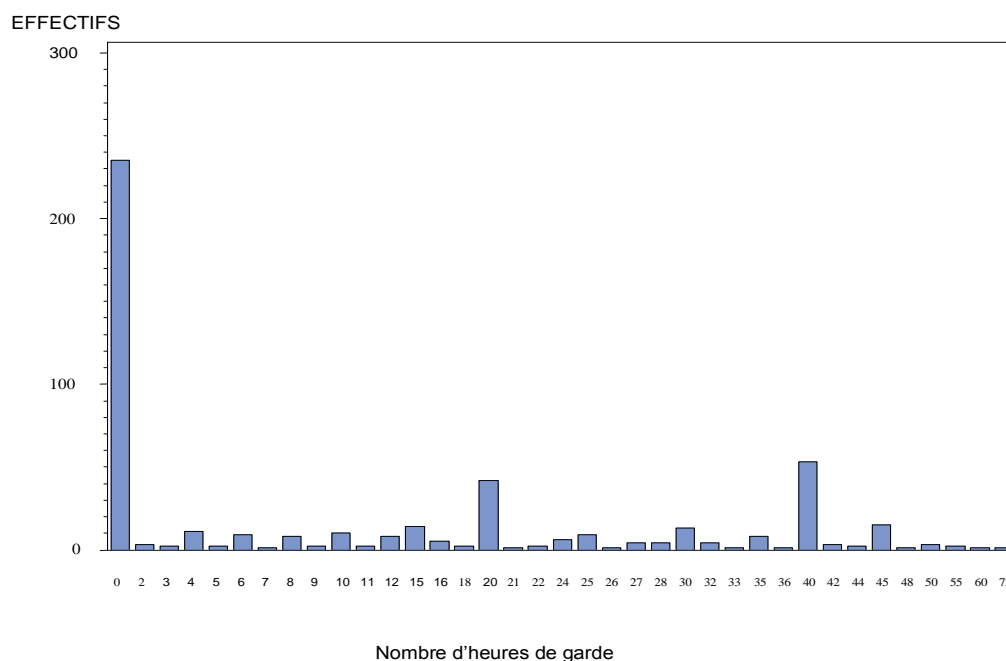
Décile	Heures de travail	Heures de garde
Décile 1	0	0
Décile 2	0	0
Décile 3	0	0
Décile 4	20	4
Décile 5	20	10
Décile 6	25	20
Décile 7	32	25
Décile 8	40	35
Décile 9	40	40
Décile 10	40	72

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

N=523 observations

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

FIG. 3.6 – Histogramme des heures de garde d'enfants



N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 3.7 – Taux de recours à la garde non parentale, selon la situation d'emploi des mères et le nombre d'enfants non scolarisés

	Ne travaille pas	Travaille	
		à temps complet	à temps partiel
1 enfant non scolarisé	31%	85%	82%
2 enfants non scolarisés*	25%	78%**	

\*Il s'agit du recours à un mode de garde non parental pour au moins l'un des enfants non scolarisés.

\*\*Les statistiques n'ont pas été détaillées selon la durée de travail faute d'effectifs suffisants.

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

N=523 observations

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

TAB. 3.8 – Durée hebdomadaire de garde d’enfants, selon la situation d’emploi des mères

	Ne travaille pas	Travaille	
		à temps complet	à temps partiel
1 enfant non scolarisé	10 heures	33 heures	23 heures
2 enfants non scolarisés*	6,5 heures	26,5 heures**	

Note : Il s’agit de la durée passée dans le mode de garde principal.

\*Il s’agit de la durée hebdomadaire totale rapportée au nombre d’enfants.

\*\*Les durées n’ont pas été détaillées selon la durée de travail de la mère faute d’effectifs suffisants.

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

N=523 observations

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

Notre choix d’utiliser un modèle bivarié multiniveaux pour notre analyse nous contraint à spécifier les deux variables dépendantes sous la forme de variables dichotomiques : en effet, nous ne connaissons pas de logiciels statistiques offrant actuellement la possibilité d’estimer un modèle bivarié multiniveaux où les variables dépendantes sont polytomiques. Compte tenu de cette contrainte, nous précisons ci-dessous la définition des variables dépendantes.

### 3.3.2.3 La variable dépendante relative à l’offre de travail des mères de jeunes enfants

Le choix de définir notre variable dépendante relative à l’offre de travail des mères de jeunes enfants sous la forme d’une variable discrète, combiné aux limites techniques imposées par les logiciels statistiques existants, nous conduit à définir l’offre de travail des mères sous la forme d’une variable binaire : c’est ainsi simplement la *probabilité de travailler* (à temps complet ou à temps partiel) que nous estimons, à la manière de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007)<sup>37</sup>.

---

<sup>37</sup>Les auteurs qui ont utilisé des versions continues de l’offre de travail (Van Dijk et Siegers, 1996) ou une version trichotomique (Kreyenfeld et Hank, 2000; Guillot, 2004; Choné *et al.*, 2004; Wrohlich, 2006) n’étaient pas contraints comme nous le sommes car ils ne recouraient pas à des modèles multiniveaux.

Précisons la définition de cette variable. Dans le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, les femmes en congé parental au moment de l'enquête sont considérées comme étant actives occupées. Le congé parental, créé en 1999 au G-D de Luxembourg, permet aux parents qui le désirent et qui remplissent les conditions d'éligibilité de réduire leur temps de travail ou d'interrompre temporairement leur carrière professionnelle pour s'occuper de leur enfant : ce congé peut être de six mois s'il est pris à temps plein, c'est-à-dire en suspendant entièrement l'activité professionnelle, ou de douze mois s'il est pris à temps partiel, c'est-à-dire en poursuivant l'activité professionnelle à temps partiel<sup>38</sup>. Dans le cadre de notre analyse, il ne nous semble pas judicieux de conserver cette définition du statut d'activité. Il est en effet possible que le recours au congé parental à temps plein soit influencé par la disponibilité locale des modes de garde collectifs : anticipant des difficultés à trouver une place pour leur(s) enfant(s) dans une structure collective, et ne disposant pas de solutions alternatives aux modes de garde non collectifs, certaines femmes pourraient s'être tournées vers le congé parental à temps plein. Pour cette raison, nous avons choisi de retirer ces femmes du groupe de femmes en emploi<sup>39</sup> pour les inclure dans le groupe des femmes en non emploi<sup>40</sup>.

Moyennant cette transformation, ce sont 66% des femmes ayant au moins un enfant non scolarisé qui travaillent en 2006<sup>41</sup>.

---

<sup>38</sup>Le congé parental ouvre droit à une indemnité forfaitaire : en 2006, cette indemnité s'élevait à 1778,31 euros par mois pour le congé à temps plein et à 889,48 euros par mois pour le congé à temps partiel.

<sup>39</sup>6% des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé étaient en congé parental à temps complet en 2006.

<sup>40</sup>En revanche, nous avons conservé les femmes en congé parental à temps partiel dans le groupe des femmes en emploi puisque celles-ci continuent de travailler.

<sup>41</sup>Parmi elles, 55% travaillent à temps partiel. Pour la grande majorité de celles-ci, la durée hebdomadaire de travail est inférieure à un trois-quarts temps : 54% travaillent 20 heures ou moins par semaine et 23% travaillent entre 21 et 29 heures par semaine. 88% des femmes qui travaillent moins de 30 heures par semaine mettent en avant leurs responsabilités familiales pour expliquer leur durée (réduite) de travail (les autres raisons avancées, et notamment le fait de ne pas avoir trouvé un emploi à temps complet, sont quant à elles marginales.). Ainsi, parmi les femmes qui travaillent, plus de la moitié est à temps partiel : la modalité *travaille* de la variable dépendante mesurant l'offre de travail des mères de jeunes enfants est de ce point de vue hétérogène, ce qui constitue une limite de notre modèle.

C'est maintenant au tour de la variable dépendante relative à la garde d'enfants d'être décrite.

#### **3.3.2.4 La variable dépendante relative à la garde d'enfants**

Dans les modèles bivariés de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007), les mères sont supposées n'avoir le choix qu'entre, d'une part, faire garder leur enfant dans une structure collective ou, d'autre part, faire appel à l'aide informelle et/ou s'en occuper elles-mêmes. La garde collective est ainsi opposée uniquement à la garde informelle ou parentale ; la garde par une assistante maternelle, une nounou ou tout autre personne rémunérée en échange de la garde d'enfants ne sont pas explicitement prises en compte. Cette façon de faire des auteurs ne constitue pas, pour leurs travaux, une limite importante car employer une personne pour la garde d'enfants est une pratique marginale dans les pays sur lesquels portent ces études, en l'occurrence l'Allemagne et l'Italie (cf. annexe A).

Mais, dans le cadre de notre analyse empirique, portant sur le Luxembourg, imiter ces auteurs ne serait pas satisfaisant. En effet, au Luxembourg, près d'un quart des enfants non scolarisés sont régulièrement confiés à une personne rémunérée en retour (cf. EU-SILC/PSELL-3, 2006). L'importance relative de ce mode de garde impose donc de le prendre en compte dans notre modèle empirique. Cet impératif s'ajoute ainsi à la contrainte (expliquée au point 3.3.2.2) de spécifier sous la forme d'une variable discrète la variable dépendante relative à la garde d'enfants.

En outre, puisque notre objectif est d'identifier l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde collectifs, il nous semble nécessaire de distinguer la garde collective des autres modes de garde d'enfants. Ces trois éléments nous amènent à déterminer notre variable dépendante relative au choix du mode de garde en opposant la garde collective à tous les autres modes de garde (c'est-à-dire non seulement la garde informelle ou parentale, mais également la garde par une personne rémunérée en retour). Ce faisant, en effet, notre variable dépendante satisfait les trois critères énumérés précédemment : notre variable dépendante est dichotomique, les mères qui confient leur(s) enfant(s) à une assistante maternelle ne sont pas exclues de notre analyse et le recours à la garde collective est distingué des autres modes de garde d'enfants.



Puisque, dans notre analyse, nous souhaitons tenir compte de tous les enfants non scolarisés, et pas seulement du plus jeune comme c'est le cas dans la littérature, c'est *la probabilité de recours à un mode de garde collectif, plutôt qu'à tout autre mode de garde, pour chaque enfant non scolarisé* qui est estimée (et non pas uniquement la probabilité de recours à un mode de garde collectif pour le plus jeune enfant). Le recours à la garde collective concerne 29% des femmes ayant un seul enfant non scolarisé et 22% des femmes ayant deux enfants non scolarisés<sup>42</sup>

Il reste que la définition de notre variable dépendante relative au choix du mode de garde d'enfants présente l'inconvénient de réunir des individus faisant des choix de modes de garde différents : d'un côté, les mères ayant choisi de confier leur(s) enfant(s) à une personne rémunérée en retour et, d'un autre côté, celles ayant décidé de faire appel à la garde informelle ou à la garde parentale, et qui ne paient donc pas pour la garde d'enfants.

Mais cet inconvénient apparent peut finalement être limité pour deux raisons. Premièrement, notre analyse n'a pas pour ambition d'identifier les déterminants du choix du mode de garde d'enfants, ce qui nécessiterait de distinguer les différents modes de garde d'enfants : notre objectif est d'analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. Le modèle bivarié que nous proposons, et en particulier la définition de la variable dépendante relative au choix du mode de garde d'enfants, nous semble répondre à cet objectif. Deuxièmement, au Luxembourg, l'activité d'accueil de jeunes enfants telle que proposée par les gardiennes est peu règlementée et, de ce point de vue, ce mode de garde s'approche davantage des modes de garde informels que des modes de garde collectifs.

La présentation formelle du modèle que nous allons utiliser fait l'objet du paragraphe suivant.

---

<sup>42</sup>Parmi les femmes ayant deux enfants non scolarisés, 7% ne confient qu'un seul de leurs deux enfants non scolarisés à une structure collective (dans notre échantillon, il s'agit toujours de l'enfant le plus âgé). Ces cas-là, qui n'utilisent pas la garde collective pour tous les enfants non scolarisés, seront assimilés au cas des mères qui n'utilisent aucun mode de garde collectif.

### 3.3.3 Présentation formelle du modèle bivarié multiniveaux retenu

Pour analyser l'impact de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, nous avons choisi d'utiliser un modèle bivarié multiniveaux (pour une justification de ce double choix, voir les paragraphes 3.3.1 et 3.3.2).

Dans notre modèle, seule la constante a un coefficient aléatoire. Il n'y a pas de raisons évidentes nous laissant penser que l'effet des facteurs explicatifs retenus dans notre analyse varie selon les groupes de mères. Nous considérons donc que les effets de ces facteurs, sur la participation des mères au marché du travail et sur le recours à la garde collective, sont fixes (i.e. nous laissons donc de côté l'opportunité offerte par les modèles multiniveaux de considérer les effets de certains facteurs explicatifs comme aléatoires). A cette justification théorique, nous ajoutons une justification technique : lorsque les effets en question sont ceux d'une variable catégorielle (soit la majeure partie des variables explicatives retenues, cf. tableau 3.11 infra), le nombre de coefficients aléatoires devient rapidement important, ce qui est techniquement problématique (le temps d'estimation du modèle est considérablement augmenté et les problèmes de convergence se multiplient).

**Sous sa forme structurelle**, notre modèle bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective s'écrit de la façon suivante<sup>43</sup> :

*Niveau 1 (les mères :  $i = 1, \dots, 523$ ) :*

$$\text{Logit}(p(y_{1ij} = 1)) = \beta_{10j} + \sum_{k=1}^K \gamma_{1k} x_{kij} \quad (3.5)$$

$$\text{Logit}(p(y_{2ij} = 1)) = \beta_{20j} + \sum_{k=1}^K \gamma_{2k} x_{kij} \quad (3.6)$$

où  $\beta_{10j}$  et  $\beta_{20j}$  sont les constantes aléatoires,  $\gamma_{1k}$  et  $\gamma_{2k}$  sont les coefficients de régression, supposés fixes, associés aux  $K$  variables explicatives, d'indice  $k$ , de la pro-

---

<sup>43</sup>Pour des informations sur les modèles multiniveaux à variable dépendante discrète, voir notamment le chapitre 14 de l'ouvrage de Snijders et Bosker (2004).

babilité de participer au marché du travail et de la probabilité de recours à la garde collective. L'indice  $j$  des constantes signale qu'il s'agit de constantes aléatoires.

*Niveau 2 (les groupes de mères :  $j = 1, \dots, 336$ ) :*

$$\beta_{10j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}I_j + \mu_{1j} \quad (3.7)$$

$$\beta_{20j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}I_j + \mu_{2j} \quad (3.8)$$

où  $I_j$  désigne la disponibilité locale des modes de garde collectifs dans le groupe  $j$ ,  $\mu_{1j}$  et  $\mu_{2j}$  sont les termes d'erreur de niveau 2, contraints à suivre une loi jointe logistique, de variance  $\tau^2$ . La disponibilité locale des modes de garde  $I_j$  et les termes d'erreurs  $\mu_{1j}$  et  $\mu_{2j}$  sont indicés par  $j$  car ils diffèrent d'un groupe à un autre.

En remplaçant dans les équations (3.5) et (3.6) les constantes aléatoires par leur expression respective (équations 3.7 et 3.8), le modèle multiniveaux bivarié se réécrit ainsi sous **sa forme réduite** :

$$\text{Logit}(P(y_{1ij} = 1)) = \gamma_{10} + \gamma_{11}I_j + \sum_{k=2}^K \gamma_{1k}x_{kij} + \mu_{1j}$$

$$\text{Logit}(P(y_{2ij} = 1)) = \gamma_{20} + \gamma_{21}I_j + \sum_{k=2}^K \gamma_{2k}x_{kij} + \mu_{2j}$$

*Résultats attendus quant à l'effet aléatoire et quant à l'effet fixe de la variable de niveau 2 :*

- la variance des erreurs de niveau 2 ( $\tau_u^2$ ) : nous nous attendons à ce qu'elle soit statistiquement différente de 0, ce qui signifierait que, après contrôle par  $I_j$  et par les  $K$  variables explicatives de niveau individuel, la probabilité de travailler et la probabilité de recours à la garde collective varient entre les groupes de mères. Les différences entre la probabilité de travailler et la probabilité de recours à la garde collective non expliquées par les facteurs de contrôle de niveau individuel et par la disponibilité locale des modes de garde collectifs le seraient par les différences, supposées aléatoires, entre les groupes de mères.

- les coefficients  $\gamma_{11}$  et  $\gamma_{21}$ , associés à la variable de niveau 2, la disponibilité locale des modes de garde collectifs  $I_j$  : puisque nous supposons que la disponibilité locale des modes de garde a un effet positif sur la participation au marché du travail et sur le recours à la garde collective, nous nous attendons à ce que ces coefficients,  $\gamma_{11}$  et  $\gamma_{21}$ , soient positifs et significatifs.

Nous dressons maintenant la liste des variables explicatives retenues pour mener notre analyse de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

### 3.3.4 Les variables explicatives retenues

En premier lieu, nous présentons, de façon succincte, les variables de contrôle de niveau individuel retenues pour expliquer la probabilité de travailler et la probabilité de recourir à la garde collective<sup>44</sup>. Un tableau synoptique, à la fin de ce paragraphe, résume ces informations (tableau 3.11, à partir de la page 207). Puis, en second lieu, nous soulignons que le choix de ces variables de contrôle a été contraint par les données disponibles.

---

<sup>44</sup>Avant d'arrêter notre choix des variables de contrôle de niveau individuel, nous avons mené une analyse exploratoire au moyen de modèles de probabilité linéaire. Bien que ce type de modèles ne soit pas celui retenu pour notre analyse finale, à un stade préliminaire les résultats obtenus nous ont été utiles pour arbitrer entre les différents facteurs explicatifs suggérés par la littérature. En l'occurrence, les résultats obtenus nous ont indiqué que :

- l'hypothèse d'un effet quadratique de l'âge n'est pas validée (que ce soit pour la probabilité de travailler ou pour la probabilité de recourir à la garde collective) : les coefficients de l'âge et de l'âge au carré ne sont pas significatifs
- l'effet, sur la probabilité de travailler mais aussi sur la probabilité de recourir à la garde collective, de l'âge du conjoint est non significatif; ce résultat et la mise en évidence d'une forte corrélation entre l'âge de la mère et celui de son conjoint nous ont amenée à écarter la variable « âge du conjoint » de la liste des variables de contrôle de niveau individuel.

### 3.3.4.1 Les variables de contrôle

Comme la littérature spécialisée, pour expliquer la probabilité de travailler, nous retenons comme variables de contrôle, au niveau individuel, les variables suivantes<sup>45</sup> :

- l’âge de la mère
- le niveau de diplôme de la mère
- la nationalité de la mère
- le niveau de diplôme du conjoint
- la présence d’enfants scolarisés, par groupe d’âge.

Le tableau 3.9 présente les statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler. Selon les résultats des tests statistiques de différences de moyenne, les mères qui travaillent ont en moyenne le même âge que celles qui ne travaillent pas. S’agissant des résultats des tests du  $\chi^2$  sur les effectifs des variables discrètes croisées avec la variable relative au statut d’emploi, ils indiquent que le fait, pour une mère, d’avoir un niveau de diplôme inférieur, d’avoir au moins un enfant âgé de 4 à 6 ans, ainsi que le niveau de qualification du conjoint ne sont pas liés

---

<sup>45</sup>En premier lieu, nous avons également choisi d’ajouter, à cette liste de variables, l’âge de la mère au premier enfant. L’hypothèse est que l’âge au premier enfant peut constituer une approximation de la vision traditionnelle du rôle de la femme : toutes choses égales par ailleurs, plus la mère était jeune lorsqu’elle a donné naissance à son premier enfant, plus sa probabilité de travailler pourrait être faible. Dans le cadre d’analyses préliminaires (cf. Annexe J), nous avons estimé un modèle de probabilité linéaire avec, pour variable dépendante, la probabilité de travailler et, pour variables explicatives, la liste des variables de contrôle de niveau individuel énumérées supra, à laquelle nous avons ajouté l’âge de la mère au premier enfant et l’indicateur de disponibilité locale de modes de garde collectifs. L’examen des valeurs des VIF (*Variance Inflation Factor*) a révélé un problème de multicollinéarité. En l’occurrence, les VIF de l’âge de la mère et de l’âge de la mère au premier enfant sont très élevés (tous les deux sont supérieurs à 10). Nous avons donc décidé d’éliminer l’âge de la mère au premier enfant de nos variables de contrôle, et de conserver l’âge de la mère. La raison en est que l’âge au premier enfant est une variable construite à partir des données relatives à l’âge des enfants présents dans le ménage ; ces enfants peuvent être ou non les enfants biologiques de la mère, sans que l’on puisse le savoir. En conséquent, la variable *âge au premier enfant* est une approximation, qui peut donc être plus ou moins entachée d’erreurs. Au contraire, la variable relative à l’âge de la mère est mesurée à partir de la déclaration de la personne enquêtée (le risque d’erreur de mesure est, dans ce cas, moindre.). En excluant du modèle la variable relative à l’âge de la mère au premier enfant, la valeur du VIF de la variable *âge* est très nettement réduite (elle est désormais de 1,5).

avec le fait de travailler (les autres caractéristiques sont, elles, des caractéristiques discriminantes du fait de travailler).

Les revenus du ménage hors gains liés à l'activité professionnelle de la mère si elle travaille, et l'âge des enfants non scolarisés, variables traditionnellement utilisées dans les travaux empiriques pour expliquer l'offre de travail, ne font pas partie de la liste des variables de contrôle de niveau individuel que nous retenons : la raison en est que, dans notre analyse, les revenus, tout comme l'âge des enfants non scolarisés, sont des caractéristiques définissant les groupes de mères (cf. supra). Une autre particularité des facteurs explicatifs choisis au regard de ceux utilisés dans la littérature spécialisée est l'absence du statut d'activité du conjoint : la raison en est que dans la quasi-totalité des cas (97%), le conjoint travaille.

Les variables de contrôle retenues pour expliquer la probabilité de recourir à la garde collective sont les mêmes que celles choisies pour expliquer la probabilité de travailler<sup>46</sup>. Les statistiques descriptives relatives à ces variables sont présentées dans le tableau 3.10. Les résultats des tests statistiques pratiqués (tests de différences de moyenne pour l'âge et test du  $\chi^2$  pour les autres variables) permettent de conclure à l'existence d'un lien entre, d'une part, le recours à la garde collective et, d'autre part, chacune des caractéristiques retenues hormis le fait d'avoir au moins un enfant âgé de 13 ans ou plus et le fait d'avoir un conjoint diplômé de l'inférieur.

---

<sup>46</sup>Ce choix est contraint par la procédure utilisée pour estimer notre modèle bivarié multiniveaux. Pour la même raison que celle évoquée précédemment dans le cas de la probabilité de travailler, au vu des résultats de l'examen des VIF, nous avons décidé de ne pas utiliser l'âge au premier enfant comme variable de contrôle de niveau individuel de la probabilité de recourir à la garde collective.

TAB. 3.9 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler

Variable	Ne travaille pas		Travaille	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
âge de la mère	31,47	4,05	32,06	5,56
<b>Nationalité de la mère</b>				
luxembourgeoise	0,34	0,40	0,37	0,55
portugaise	0,27	0,38	0,32	0,52
autre UE-15	0,23	0,35	0,25	0,49
non UE-15	0,16	0,31	0,05	0,24
<b>Niveau de diplôme de la mère</b>				
inférieur	0,29	0,39	0,33	0,53
intermédiaire	0,40	0,42	0,24	0,49
supérieur	0,31	0,40	0,43	0,56
<b>Présence d'enfant(s) scolarisé(s) selon leur âge</b>				
au moins un enfant âgé de 4 à 6 ans	0,27	0,38	0,26	0,49
au moins un enfant âgé de 7 à 12 ans	0,31	0,39	0,21	0,46
au moins un enfant âgé de 13 ans ou +	0,06	0,20	0,03	0,18
<b>Niveau de diplôme du conjoint</b>				
inférieur	0,30	0,39	0,34	0,53
intermédiaire	0,33	0,40	0,32	0,52
supérieur	0,37	0,41	0,34	0,53

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

TAB. 3.10 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés

Variable	Pas de garde collective*		Garde collective	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
âge de la mère	31,54	4,95	32,70	4,67
<b>Nationalité de la mère</b>				
luxembourgeoise	0,40	0,48	0,25	0,46
portugaise	0,32	0,46	0,24	0,46
autre UE-15	0,18	0,38	0,43	0,53
autre	0,10	0,28	0,08	0,29
<b>Niveau de diplôme de la mère</b>				
inférieur	0,35	0,47	0,20	0,44
intermédiaire	0,33	0,49	0,22	0,45
supérieur	0,32	0,46	0,58	0,54
<b>Présence d'enfant(s) scolarisé(s) selon leur âge</b>				
au moins un enfant âgé de 4 à 6 ans	0,27	0,44	0,19	0,42
au moins un enfant âgé de 7 à 12 ans	0,28	0,44	0,17	0,40
au moins un enfant âgé de 13 ans ou +	0,04	0,18	0,02	0,15
<b>Niveau de diplôme du conjoint</b>				
inférieur	0,35	0,47	0,27	0,48
intermédiaire	0,34	0,47	0,24	0,45
supérieur	0,31	0,45	0,49	0,53

\*pour aucun des enfants non scolarisés

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD



TAB. 3.11: Les variables de contrôle au niveau individuel

Variables	Nom de la variable et modalités d'introduction dans le modèle	Effet attendu sur la probabilité de travailler	Effet attendu sur la probabilité de recourir à la garde collective
Age de la mère : âge de la mère au moment de l'enquête	age = âge centré autour de l'âge moyen de la population	effet négatif	effet négatif
Niveau de diplôme de la mère : niveau de diplôme le plus élevé atteint (secondaire inférieur ou moins, secondaire supérieur, post-secondaire)	jeu de dummies : – dipinf=1 si la mère est diplômée de l'inférieur (secondaire inférieur ou moins), 0 sinon – dipint=1 si la mère est diplômée de l'intermédiaire (secondaire supérieur), 0 sinon – dipsup=1 si la mère est diplômée du supérieur (post-secondaire), 0 sinon ( <i>référence</i> )	effet négatif de dipinf, dipint relativement à dipsup=1	effet positif de dipinf, dipint relativement à dipsup=1

.../...

TAB. 3.11: (suite)

Variables	Modalités d'introduction dans le modèle	Effet attendu sur la probabilité de travailler	Effet attendu sur la probabilité de recourir à la garde collective
Nationalité : Luxembourgeoise, portugaise, autre UE-15, non UE-15	<p>jeu de dummies :</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- lux=1 si la mère est luxembourgeoise, 0 sinon</li> <li>non (<i>référence</i>)</li> <li>- portug=1 si la mère est portugaise, 0 sinon</li> <li>- autreUE15=1 si la mère est étrangère d'un autre pays de l'UE15, 0 sinon</li> <li>- nonUE15=1 si la mère est étrangère d'un pays autre que ceux de l'UE15, 0 sinon</li> </ul>	<p>effet positif de port, autreUE15 et nonUE15 relativement à lux=1</p>	<p>effet négatif de port relativement à lux=1, effet positif de autreUE15 et nonUE15 relativement à lux=1</p>
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de 4 à 6 ans	<p>dummy : pres46=1 si le ménage compte au moins un enfant scolarisé âgé de 4 à 6 ans, 0 sinon</p>	<p>effet négatif</p>	<p>effet positif</p>
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de 7 à 12 ans	<p>dummy : pres712=1 si le ménage compte au moins un enfant scolarisé âgé de 7 à 12 ans, 0 sinon</p>	<p>effet négatif</p>	<p>effet positif</p>
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de 13 ans ou +	<p>dummy : pres13etplus=1 si le ménage compte au moins un enfant âgé de 13 ans ou plus, 0 sinon</p>	<p>effet négatif</p>	<p>effet négatif</p>

.../...

TAB. 3.11: (suite)

Variables	Modalités d'introduction dans le modèle	Effet attendu sur la probabilité de travailler	Effet attendu sur la probabilité de recourir à la garde collective
Niveau de diplôme du conjoint : niveau de diplôme le plus élevé atteint (secondaire inférieur ou moins, secondaire supérieur, post-secondaire)	<p>jeu de dummies :</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- <math>dipinfj=1</math> si le conjoint est diplômé de l'inférieur (secondaire inférieur ou moins), 0 sinon</li> <li>- <math>dipintj=1</math> si le conjoint est diplômé de l'intermédiaire (secondaire supérieur), 0 sinon</li> <li>- <math>dipsupj=1</math> si le conjoint est diplômé du supérieur (post-secondaire), 0 sinon (<i>référence</i>)</li> </ul>	<p>effet négatif de <math>dipinfj</math> et de <math>dipintj</math> relativement à <math>dipsupj=1</math></p>	<p>effet positif de <math>dipinfj</math> et de <math>dipintj</math> relativement à <math>dipsupj=1</math></p>

Le choix de ces variables de contrôle est contraint par les données disponibles. Ces contraintes sont à l'origine de limites, comme nous allons le voir maintenant.

### 3.3.4.2 Les limites imposées par les données disponibles

L'absence d'informations relatives au prix des modes payants de garde d'enfants, d'une part, et à la disponibilité des modes de garde non collectifs, d'autre part, sont deux limites de notre analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Malgré les nombreuses informations contenues dans notre source de données, nous ne disposons pas d'informations relatives aux prix des modes de garde d'enfants, ni de variables en mesure de constituer des approximations de ces prix<sup>47</sup>. Cette absence d'informations peut être une limite dans la perspective d'étudier l'offre de travail des mères de jeunes enfants. En effet, les modèles théoriques d'offre de travail des mères et de garde d'enfants soulignent le rôle déterminant du prix des modes de garde d'enfants dans les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde ; ce résultat est confirmé dans la majeure partie des études empiriques (voir à ce sujet Cleveland *et al.*, 1996; Viitanen, 2005; Perraudin et Pucci, 2007).

L'omission, dans notre modèle, de variables relatives aux tarifs des modes de garde pourrait avoir des conséquences négatives : si ces prix sont corrélés avec l'un ou l'autre de nos facteurs explicatifs, alors l'estimation de l'impact du facteur explicatif en question sera biaisée. En ce qui concerne spécifiquement notre variable d'intérêt, la disponibilité locale des modes de garde collectifs, une telle corrélation pourrait exister pour plusieurs raisons. En premier lieu, si l'on considère que la demande exprimée aux structures collectives tient compte du prix de ce mode de garde, ce qui est vraisemblablement le cas, alors la disponibilité locale des modes de garde collectifs (calculée à partir des probabilités d'obtenir la ou les places demandées) est liée au prix. En second lieu, si une faible disponibilité locale des modes de garde collectifs est en mesure d'exercer une pression à la hausse sur les tarifs des autres

---

<sup>47</sup>L'annexe C présente les informations dont nous disposons sur les prix des modes de garde payants (structures collectives publiques, privées et gardiennes) au Luxembourg et explique pourquoi nous ne pouvons pas les utiliser dans notre analyse.

modes de garde payants, alors la disponibilité locale des modes de garde collectifs serait corrélée au prix des autres modes de garde payants. Par conséquent, l'omission de variables relatives au prix des modes de garde payants pourrait constituer une limite de notre étude.

Une seconde limite de notre analyse tient au manque d'informations sur la disponibilité des modes de garde **non collectifs**, c'est-à-dire les gardiennes et l'aide informelle. Ces modes de garde peuvent être considérés comme des substituts, plus ou moins parfaits, aux modes de garde collectifs. De ce fait, l'effet supposé désincitatif, sur l'offre de travail des mères, d'une faible disponibilité locale des modes de garde collectifs pourrait ne pas s'exercer sur les femmes qui ont accès aux modes de garde non collectifs. En d'autres termes, même lorsque la disponibilité locale des modes de garde collectifs est faible, certaines femmes, parce qu'elles ont plus facilement accès que d'autres aux modes de garde non collectifs, pourraient ne pas être affectées dans leur décision d'offre de travail.

Par conséquent, même si nous ne disposons pas d'informations directes quant à la disponibilité des modes de garde non collectifs, il apparaît souhaitable d'essayer de prendre en compte au moins la possibilité, pour chaque mère, de recourir à ce type de garde. Ce n'est pas possible pour les gardiennes, à propos desquelles nous ne disposons même pas d'informations indirectes ; en revanche, fort heureusement, nous pouvons utiliser les variables suivantes pour rendre compte de la disponibilité de l'aide informelle : la présence d'un adolescent, la présence d'un adulte autre que le conjoint dans le ménage, et la nationalité, supposée renseigner quant à la proximité des membres de la famille, et en particulier des grands-parents. Ces trois variables ne mesurent toutefois que de façon très imparfaite l'aide informelle qui peut être apportée à la famille. En effet, il n'est pas certain que l'adolescent(e) ou le troisième adulte présent dans le ménage soient disposés (et aient la possibilité) à apporter leur aide pour la garde d'enfants. Et, pour ce qui est de la nationalité, quand bien même le fait, pour une mère, d'être luxembourgeoise indiquerait une plus forte probabilité que les grands-parents résident à proximité, cela ne signifie pas pour autant que ces derniers soient disponibles, vivants, et enclins à s'occuper de leur(s) petit(s)-enfant(s) ; sans compter que, dans le cas d'étrangers résidant au Luxembourg depuis plusieurs générations, il est fort possible que les grands-parents de(des) enfant(s) résident également au Luxembourg. Cependant, à la manière de

la littérature existante, nous nous contentons de ces variables, à défaut de disposer d'informations plus précises.

Dans cette section, nous avons expliqué le choix d'utiliser un modèle bivarié multiniveaux, nous avons précisé la définition des variables dépendantes de ce modèle, ainsi que la liste des variables de contrôle retenues. Nous passons maintenant à l'analyse économétrique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

### **3.4 Une analyse multiniveaux de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs**

Pour analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous utilisons un modèle bivarié à deux niveaux, avec pour variables dépendantes la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recourir à la garde collective<sup>48</sup>. Plus précisément, nous utilisons un modèle bivarié à constantes aléatoires : dans ce modèle, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de travailler et la probabilité de recourir à la garde collective sont supposées être égales à la somme d'une fonction linéaire de variables de contrôle et d'intérêt, de niveau groupe (la disponibilité locale des modes de garde collectifs) et de niveau individuel, et d'un terme d'erreur de niveau groupe ; les termes d'erreur de ces deux équations sont supposés avoir la même variance.

Dans un premier paragraphe, les résultats du modèle bivarié à constantes aléatoires sont présentés. Dans le deuxième paragraphe, nous utilisons des cas-types afin de mettre en évidence l'impact qu'aurait une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde sur la probabilité de participer au marché du travail. Dans le

---

<sup>48</sup>Pour la justification de ce choix, voir les paragraphes 3.3.1 et 3.3.2.

troisième paragraphe, après avoir attiré l'attention sur l'existence de demandes découragées, et sur son incidence sur les résultats obtenus, nous expliquons de quelle façon nous avons tenté de prendre en compte ce phénomène. Enfin, le dernier paragraphe expose les limites de notre analyse économétrique.

### 3.4.1 Un modèle à constantes aléatoires

Les résultats du modèle bivarié à deux niveaux sont présentés dans le tableau 3.12 ci-après. L'objectif de ce modèle était d'identifier, de façon satisfaisante, l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. Pour cette raison, nous avons fait les choix suivants concernant le commentaire des résultats de ce modèle. En premier lieu, nous nous sommes principalement attachée à commenter les résultats relatifs à l'incidence, sur la probabilité de participer au marché du travail, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs (nous avons ainsi volontairement affecté un statut secondaire aux résultats relatifs à la probabilité de recourir à la garde collective). En second lieu, nous avons choisi de ne pas commenter ici les résultats relatifs aux variables de contrôle, qui se trouvent au niveau individuel; néanmoins, parce que ces résultats sont inédits pour le Luxembourg, l'annexe L leur est spécifiquement consacrée.

#### *L'existence de différences entre les groupes de mères après contrôle de la disponibilité locale des modes de garde collectifs et des caractéristiques individuelles.*

Sous l'hypothèse d'une variance commune aux deux équations, la variance des erreurs de niveau 2 ( $\tau^2$ ) est estimée égale à 0,2633. Ce résultat semble suggérer que, après prise en compte de la variable de groupe – la disponibilité locale des modes de garde collectifs– et des variables de contrôle au niveau individuel, il subsiste des différences aléatoires entre les groupes de mères.

Cette variabilité non expliquée de la probabilité de travailler, et de la probabilité de recourir à la garde collective, entre les groupes de mères, pourrait témoigner de l'effet des prix des modes de garde, variables omises comme nous l'avons souligné précédemment, puisque les prix des modes de garde peuvent être considérés comme des variables de niveau 2 (en effet, au sein des groupes de mères, les prix auxquels elles font face sont identiques et d'un groupe de mère à un autre, ces prix peuvent

TAB. 3.12 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux

	Probabilité de tra- vailler		Probabilité de recourir à la garde collective	
<b><i>Effets fixes</i></b>				
constante	0,543	(0,0524)	-1,065	(0,0010)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,034	(0,0008)	0,030	(0,0207)
âge de la mère (centré)	0,024	(0,3077)	0,062	(0,0284)
<i>Nationalité de la mère</i>				
luxembourgeoise	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
portugaise	0,348	(0,2611)	0,207	(0,6152)
autre UE-15	0,171	(0,5399)	1,023	(0,0018)
non UE-15	-1,052	(0,004)	0,788	(0,0612)
<i>Niveau de diplôme de la mère</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	-0,183	(0,5494)	-0,503	(0,1450)
inférieur	-0,529	(0,1070)	-1,035	(0,0098)
<i>Niveau de diplôme du conjoint</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	0,257	(0,3944)	-0,286	(0,4060)
inférieur	0,254	(0,4582)	0,142	(0,7230)
<i>Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :</i>				
4-6 ans	-0,574	(0,0110)	-0,610	(0,0317)
7-12 ans	-0,465	(0,0680)	0,001	(0,9966)
13 ans ou +	-0,919	(0,0393)	-0,570	(0,3005)
<b><i>Effet aléatoire</i></b>				
Variance de niveau 2			0,2633	
Ecart type estimé de cette variance			0,1748	
-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance =4626,59				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.

Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007



TAB. 3.13 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 1 niveau

	Probabilité de tra- vailler		Probabilité de recourir à la garde collective	
constante	-0,701	(0,1150)	-2,149	(0,0001)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,034	(0,0004)	0,030	(0,0133)
âge de la mère (centré)	0,026	(0,2675)	0,063	(0,0219)
<i>Nationalité de la mère</i>				
luxembourgeoise	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
portugaise	0,327	(0,2742)	0,181	(0,6533)
autre UE-15	0,153	(0,5707)	0,996	(0,0019)
non UE-15	-1,005	(0,0054)	0,830	(0,0427)
<i>Niveau de diplôme de la mère</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	-0,199	(0,5003)	-0,495	(0,1403)
inférieur	-0,531	(0,0960)	-1,024	(0,0089)
<i>Niveau de diplôme du conjoint</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	0,259	(0,3758)	-0,278	(0,4062)
inférieur	0,244	(0,4627)	0,123	(0,7508)
<i>Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :</i>				
4-6 ans	-0,575	(0,0083)	-0,626	(0,0239)
7-12 ans	-0,469	(0,0579)	-0,005	(0,9879)
13 ans ou +	-0,927	(0,0315)	-0,556	(0,2984)
-2 Log Vraisemblance=1117,09				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.

Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

être différents).

Cependant, la valeur de l'écart type estimé de la variance de niveau 2 (0,1748, ce qui est 1,506 fois moins que la valeur estimée de la variance) laisse penser qu'elle n'est pas nettement statistiquement significative ; en l'absence de tests statistiques appropriés<sup>49</sup>, il n'est toutefois pas possible de déterminer la probabilité que nous avons de nous tromper en rejetant l'hypothèse de nullité de la variance des erreurs de niveau 2 dans la population des groupes, et donc de confirmer ou d'infirmier cette hypothèse.

***La disponibilité locale des modes de garde collectifs aurait un effet positif sur la participation des mères au marché du travail.***

Le coefficient de la disponibilité locale des modes de garde est significatif (au seuil de 1 pour mille) et positif : toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs accroît la probabilité de travailler.

Le parallèle entre ces résultats et les résultats obtenus avec la version à un niveau du modèle logit bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective (cf. tableau 3.13) apporte des informations intéressantes. En effet, nous observons qu'en prenant en compte la dépendance des observations, au moyen d'un modèle multiniveaux, la *p-value* du coefficient de la disponibilité locale des modes de garde a doublé (elle est de 0,0004 dans le modèle à un seul niveau contre 0,0008 dans le modèle à deux niveaux) ; la valeur estimée du coefficient de régression de la disponibilité locale des modes de garde n'est pas modifiée. Ainsi, il apparaît que, une fois tenu compte de l'existence de groupes de mères, en utilisant une technique autorisant la dépendance des observations au sein de ces groupes, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants conserve certes un effet significatif, positif, sur la participation des mères de jeunes enfants au marché du travail, mais que cet effet est moins fortement significatif (même s'il le reste nettement).

Le même constat peut être fait pour le coefficient de la disponibilité locale des modes de garde dans l'équation de recours à la garde collective. Dans le modèle à deux niveaux, la *p-value* du coefficient de la disponibilité locale des modes de garde

---

<sup>49</sup>La procédure PROC GLIMMIX de SAS, utilisée ici, ne fournit pas de tests de ce type, ce qui constitue, comme nous le verrons dans le dernier paragraphe de cette section, une des limites de notre analyse économétrique.

est deux fois plus importante que dans la version du modèle à un niveau (0,0207 contre 0,0133); la valeur estimée du coefficient n'est, quant à elle, pas modifiée par la prise en compte de la dépendance des observations.

S'agissant maintenant des effets marginaux, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation d'une unité de la disponibilité locale des modes de garde collectifs accroît de 4% la probabilité de travailler plutôt que de ne pas travailler (et de 3% la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés plutôt que de recourir à d'autre(s) mode(s) de garde pour son(ses) enfant(s))<sup>50</sup>.

Nous calculons maintenant les effets, sur les probabilités de participer au marché du travail et de recourir à la garde collective, de la disponibilité locale des modes de garde pour des valeurs particulières des variables explicatives. Cet exercice est réalisé dans le paragraphe suivant.

### 3.4.2 Le recours aux cas-types pour mieux apprécier l'ampleur de l'effet de la disponibilité locale des modes de garde collectifs

Nous calculons l'effet qu'aurait **une hausse de 10%, 25% ou 50%** de la disponibilité locale des modes de garde collectifs sur la probabilité des mères de participer au marché du travail.

*Cas d'une Luxembourgeoise, âgée de 32 ans, diplômée du supérieur, avec un conjoint également diplômé du supérieur, selon la présence ou non d'enfants scolarisés*

Avant toutes choses, indiquons que, aux valeurs nulles des facteurs explicatifs, c'est-à-dire pour le **cas-type de base**, qui correspond à une mère luxembourgeoise,

---

<sup>50</sup>Ces effets marginaux sont calculés de la même manière que dans le cas d'un modèle logit à un niveau, soit, respectivement  $\exp(0,034) = 1.04$  et  $\exp(0,029) = 1.03$ . Ces calculs sont effectués à partir des coefficients qualifiés, dans la littérature spécialisée, de *population-averaged coefficients*, par opposition aux coefficients dits *unit-specific coefficients*, qui permettent de calculer l'impact, sur le rapport des chances, d'une modification d'une unité de la variable explicative en question (ici la disponibilité locale des modes de garde) conditionnellement à l'effet aléatoire, et qui sont donc, de ce fait, moins appropriés ici.

âgée de 32 ans, diplômée du supérieur, dont le conjoint est également diplômé du supérieur, qui n'a pas d'enfant scolarisé et qui fait face à une disponibilité locale des modes de garde collectifs équivalente à la moyenne nationale (i.e. 37,25), la probabilité de participer au marché du travail est estimée à 0,63 par notre modèle (cf. tableau 3.14)<sup>51</sup>.

Pour le cas-type de base, le calcul de la probabilité de participer au marché du travail pour différentes valeurs de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs (et en laissant inchangées les variables de contrôle de niveau individuel) permet de mettre en évidence les résultats suivants :

- un accroissement de 10% de la disponibilité locale des modes de garde collectifs au regard de la moyenne nationale se traduirait, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de 6 points de la probabilité de travailler des mères étudiées ici.
- une augmentation de 25% de disponibilité locale aurait pour effet d'augmenter de 8 points la probabilité de participer au marché du travail de ces femmes.
- pour une hausse de 50% de disponibilité locale au regard de la moyenne nationale, la probabilité de ces femmes participer au marché du travail passerait de 0,63 à 0,77, soit 14 points de plus.

Au vu de ces résultats, il semble que, pour ce cas-type là, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs aurait un effet non négligeable sur les décisions d'emploi.

Cette conclusion peut être élargie à des variantes de ce cas-type de base, variantes selon la présence d'enfants scolarisés par groupe d'âge (cf. tableau 3.14). L'ampleur, en valeur absolue, de l'effet, sur la probabilité de travailler, d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde est, dans la plupart des cas, comparable à l'ampleur de l'effet que nous venons d'observer pour le cas-type de base.

- pour une augmentation de 10% de la disponibilité locale des modes de garde, la probabilité de participer au marché du travail augmente de 3 à 4 points selon la présence d'enfants scolarisés par groupe d'âge, soit une hausse équivalente à celle concernant le cas-type de base.

---

<sup>51</sup>Il s'agit de la *predicted probability-population averaged*, qui correspond à la probabilité prédite aux valeurs nulles des variables explicatives et à la valeur moyenne de l'effet aléatoire.

- pour une hausse de 25%, l'augmentation est comprise entre 6 et 8 points selon la présence d'enfants scolarisés par groupe d'âge, soit une hausse comparable à celle du cas-type de base.
- suite à une hausse de 50%, la probabilité de travailler des femmes ayant au moins un enfant scolarisé dans chacun des groupes d'âge serait augmentée de 13 points, à l'instar de ce qui est observé pour le cas-type de base ; en revanche, pour les autres variantes du cas-type de base, la probabilité de travailler serait accrue de 16 à 17 points, ce qui est plus important que la hausse calculée pour le cas-type de base.

TAB. 3.14 – Effets d’une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs – Cas-type de base et variantes selon la présence d’enfants scolarisés

Description du cas-type de base : femme luxembourgeoise, de 32 ans, diplômée du supérieur, dont le conjoint est diplômé du supérieur, sans enfant scolarisé.		Valeurs prédites des probabilités		Valeurs prédites des probabilités suite à une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs de :						
		$P(y_1)$	$P(y_2)$	10%	25%	50%				
Présence d’au moins un enfant âgé de* :										
4-6 ans	7-12 ans	13 ans ou +								
0	0	0	<b>0,63</b>	<b>0,26</b>	<b>0,66</b>	<b>0,28</b>	<b>0,71</b>	<b>0,32</b>	<b>0,77</b>	<b>0,38</b>
1	0	0	0,49	0,16	0,53	0,17	0,58	0,20	0,66	0,25
0	1	0	0,52	0,27	0,55	0,28	0,60	0,32	0,68	0,38
0	0	1	0,41	0,16	0,44	0,18	0,49	0,21	0,58	0,26
1	1	0	0,38	0,16	0,41	0,17	0,46	0,20	0,55	0,25
1	1	1	0,19	0,10	0,22	0,11	0,25	0,13	0,32	0,16

\* : 0= non, 1= oui

$P(y_1)$  : probabilité de travailler,  $P(y_2)$  : probabilité de recourir à la garde collective

*Cas d'une Portugaise, âgée de 32 ans, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a également un niveau de diplôme inférieur, selon la présence ou non d'enfants scolarisés*

Nous poursuivons cet exercice en prenant, maintenant, le cas de mères de nationalité portugaise (elles représentent 30% de l'échantillon). Nous avons défini ce second cas-type de la façon suivante : il s'agit d'une mère portugaise, d'âge moyen, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a un niveau de diplôme inférieur et sans enfant scolarisé<sup>52</sup>. Selon notre modèle, la probabilité de ces femmes de participer au marché du travail s'élève à 0,71 (cf. tableau 3.15).

Comme précédemment, nous calculons l'impact, sur la probabilité qu'ont ces femmes de travailler, qu'aurait une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde. Nous obtenons les résultats suivants :

- suite à une hausse de 10% de la disponibilité locale des modes de garde, la probabilité des femmes étudiées ici de participer au marché du travail augmenterait, toutes choses égales par ailleurs, de 3 points (passant de 0,71 à 0,74).
- une augmentation de 25% de la disponibilité locale des modes de garde aurait pour effet d'augmenter de 6 points la probabilité de ces femmes de participer au marché du travail
- pour une hausse de 50%, le chiffre serait de 12 points.

Comme pour le cas-type de base, nous modifions maintenant la caractéristique relative à la présence d'enfants scolarisés pour créer des variantes de ce cas-type de mères portugaises, et nous répliquons cet exercice. Nous constatons que l'augmentation de 10% de l'indicateur de disponibilité locale aurait un effet, en valeur absolue, pour ces femmes comparable à celui observé pour celles n'ayant pas d'enfants scolarisés : la hausse de la probabilité de participer au marché du travail est comprise entre 3 et 4 points selon les cas. En revanche, une hausse de 25% ou de 50% de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants aurait, dans la quasi-totalité des cas, un impact relativement plus important, en valeur absolue, pour les femmes qui

---

<sup>52</sup>Le choix de modifier ici le niveau de qualification par rapport au cas-type de base est motivé par les données. En effet, 64% des mères portugaises de notre population d'analyse ont un niveau de diplôme inférieur ; elles sont 66% à avoir un conjoint dont le niveau de diplôme est inférieur. C'est pourquoi nous avons choisi ce niveau de diplôme pour définir ce deuxième cas-type.

ont au moins un enfant scolarisé que celles qui n'en ont pas. En effet, pour les femmes ayant au moins un enfant scolarisé, l'impact, sur leur probabilité de travailler, d'une hausse de 25% de la disponibilité locale des modes de garde se traduirait par une hausse comprise entre 7 et 9 points, contre 6 points pour les femmes sans enfant scolarisé. Pour une augmentation de 50% de la disponibilité locale des modes de garde, la différence est plus marquée : pour les femmes avec au moins un enfant scolarisé, l'augmentation de la probabilité de travailler serait comprise entre 15 à 17 points, contre 12 points pour les femmes sans enfant scolarisé.



TAB. 3.15 – Effets d’une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs – Cas-type n°2, et variantes selon la présence d’enfants scolarisé

Description du cas-type n° 2 : femme portugaise, de 32 ans, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a un niveau de diplôme inférieur, sans enfant scolarisé.			Valeurs prédites des probabilités			Valeurs prédites des probabilités suite à une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs de :				
			$P(y_1)$	$P(y_2)$		10%	25%	50%		
Présence d’au moins un enfant âgé de* :										
4-6 ans	7-12 ans	13 ans ou +	$P(y_1)$	$P(y_2)$		$P(y_1)$	$P(y_2)$		$P(y_1)$	$P(y_2)$
0	0	0	<b>0,71</b>	<b>0,30</b>		<b>0,74</b>	<b>0,32</b>		<b>0,77</b>	<b>0,36</b>
1	0	0	0,58	0,19		0,61	0,21		0,66	0,24
0	1	0	0,60	0,30		0,64	0,32		0,68	0,36
0	0	1	0,49	0,19		0,53	0,21		0,58	0,24
1	1	0	0,46	0,19		0,50	0,21		0,55	0,24
1	1	1	0,25	0,12		0,28	0,13		0,32	0,15

\* : 0= non, 1= oui

$P(y_1)$  : probabilité de travailler,  $P(y_2)$  : probabilité de recourir à la garde collective

Ces résultats sont, nous semble-t-il, intéressants du point de vue de l'action à mener en faveur de l'emploi des mères de jeunes enfants : un investissement dans les structures collectives en vue d'accroître la disponibilité locale aurait un effet positif sur la participation au marché du travail de l'ensemble des mères de jeunes enfants, et l'ampleur absolue de cet effet serait plus grande notamment pour les femmes ayant les charges familiales les plus importantes.

Pour résumer ce paragraphe, les résultats de ce modèle bivarié multiniveaux mettent en exergue l'effet positif, sur la participation des mères au marché du travail, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. Cependant, compte tenu de la façon dont est mesurée la disponibilité locale des modes de garde, nous pouvons craindre que cet effet soit entaché d'un biais lié à l'existence potentielle des demandes découragées, comme nous allons l'expliquer dans le paragraphe suivant.

### **3.4.3 Un essai de prise en compte des demandes découragées en raison de tarifs jugés excessifs**

L'indicateur de disponibilité locale des modes de garde utilisé dans notre analyse empirique est calculé à partir des probabilités, pour une mère, de voir sa demande satisfaite. Ces probabilités sont issues des réponses fournies par les responsables des structures d'accueil dans le cadre de l'enquête ad hoc et pourraient être surestimées si les demandes non exprimées sont relativement importantes au regard des demandes exprimées. Si tel est le cas, l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde pourrait être surestimé ; le risque serait alors de mal apprécier son impact sur la probabilité de travailler.

Dans ce paragraphe, nous proposons un deuxième modèle bivarié multiniveaux de participation au marché du travail et de recours à la garde collective, dans lequel nous tentons de prendre en compte les demandes non exprimées. Après avoir expliqué la démarche que nous avons suivie, nous présentons les résultats de ce second modèle.

### 3.4.3.1 Le recours à une *proxy* pour tenir compte des demandes découragées

Pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous avons utilisé les réponses fournies par les responsables des structures d'accueil enquêtées quant aux chances d'obtenir la ou les place(s) **demandée(s)** dans leur établissement<sup>53</sup>. Nous avons supposé que, pour répondre à ces questions, les responsables des structures mettent en relation les capacités d'accueil de leur établissement avec les demandes qui leur ont été adressées. Mais s'il est raisonnable d'admettre que ces personnes ont bien à l'esprit le nombre de places offertes dans leur établissement, nous pouvons craindre, en revanche, qu'elles n'aient connaissance que des demandes **réellement** exprimées. Cela peut être un problème en cas d'existence d'un phénomène de découragement dû aux tarifs des modes de garde collectifs jugés prohibitifs par certaines mères<sup>54</sup>. En effet, si certaines mères, ayant connaissance des tarifs, renoncent à solliciter une ou des places pour leurs enfants dans les structures collectives en raison d'un coût qu'elles estiment excessif, et si la proportion de ces mères *découragées* varie selon les groupes, alors l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants risque d'être plus ou moins surestimé selon les cas. Par conséquent, ce phénomène de demandes découragées pourrait se traduire par une mauvaise appréciation de l'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Plus précisément, supposons que les femmes susceptibles d'être découragées par des tarifs jugés prohibitifs sont celles dont l'espérance de gains sur le marché du travail est la plus faible (comme approximation de ces gains, nous prendrons le niveau d'études). Pour ces femmes-là, les chances d'obtenir la ou les places demandées pourraient être surestimées : en effet, il est fort possible que, en réalité, ayant connaissance des tarifs pratiqués et les jugeant au-dessus de leurs moyens financiers,

---

<sup>53</sup>Voir le paragraphe 3.2.1 pour les détails du mode de calcul de l'indicateur.

<sup>54</sup>Les règles de priorité dans le secteur public pourrait être un autre motif de découragement des demandes. En effet, certaines familles à hauts revenus pourraient renoncer à demander une place pour leur enfant dans une structure collective publique parce qu'elles anticipent que, du fait de leurs revenus, elles auraient peu de chances d'obtenir la place sollicitée. Mais notre indicateur est calculé en tenant compte à la fois des places dans le secteur public et des places dans le secteur privé, ce qui limite le biais lié à ce motif de découragement.

nombre de ces mères ne demandent pas de places. Dans ce cas, la demande exprimée est inférieure à la demande réelle; la disponibilité locale des modes de garde collectifs est donc surestimée.

Malheureusement, il ne nous est pas possible d'identifier les mères découragées, ni de déterminer la fraction de mères découragées parmi les différents groupes de mères. Pour essayer malgré tout de traiter ce problème lié au mode de mesure de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous avons procédé de la façon suivante.

Nous avons introduit une variable croisant l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs ( $I_j$ ) et la proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe (notée  $E_j$ )<sup>55</sup>. Le raisonnement est le suivant : en interprétant la proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe de mères comme un indicateur de leur capacité à payer le prix proposé pour utiliser la garde collective en cas de participation au marché du travail, et en croisant cette variable avec l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs ( $I_j$ ), nous pouvons laisser à  $I_j$  la possibilité d'avoir un effet différent selon  $E_j$ , ce qui peut constituer une forme de correction de la valeur de  $I_j$ .

Pour cela, nous transformons le modèle précédent de façon à intégrer la variable croisée  $I_j E_j$ ; nous intégrons également  $E_j$  afin de ne pas contraindre l'effet de  $E_j$  à être nul lorsque  $I_j$  vaut zéro. La constante aléatoire de l'équation de participation au marché du travail (cf. équation 3.7, page 201) se réécrit maintenant de la façon suivante :

$$\beta_{10j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}I_j + \gamma_{12}E_j + \gamma_{13}E_jI_j + \mu_{1j} \quad (3.9)$$

De la même manière, la constante aléatoire de l'équation de recours à la garde collective est modifiée de façon à intégrer la variable croisée  $E_j I_j$  et  $E_j$ , soit :

$$\beta_{20g} = \gamma_{20} + \gamma_{21}I_j + \gamma_{22}E_j + \gamma_{23}E_jI_j + \mu_{2j} \quad (3.10)$$

Sous sa **forme réduite**, cette deuxième version du modèle bivarié multiniveaux de participation au marché du travail et de recours à la garde collective s'écrit de la

---

<sup>55</sup>La proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe est en moyenne égale à 0,37.

façon suivante :

$$\text{Logit}(P(y_{1ij} = 1)) = \gamma_{10} + \gamma_{11}I_j + \gamma_{12}E_j + \gamma_{13}E_jI_j + \sum_{k=4}^K \gamma_{1k}x_{kij} + \mu_{1j}$$

$$\text{Logit}(P(y_{2ij} = 1)) = \gamma_{20} + \gamma_{21}I_j + \gamma_{22}E_j + \gamma_{23}E_jI_j + \sum_{k=4}^K \gamma_{2k}x_{kij} + \mu_{2j}$$

Passons maintenant aux résultats de ce second modèle.

### 3.4.3.2 Les résultats de la deuxième version du modèle bivarié multiniveaux

Les résultats de ce second modèle bivarié multiniveaux de participation au marché du travail et de recours à la garde collective figurent dans le tableau 3.16<sup>56</sup>.

La variance entre les groupes de mères s'élève maintenant à 0,3146 ; le risque qu'elle soit statistiquement non significative est maintenant un peu moins important que dans le modèle précédent (la valeur de l'écart type estimé est de 0,1860, soit 1,691 fois moins que la valeur estimée de la variance).

L'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs<sup>57</sup> n'est pas significatif lorsque la proportion de femmes ayant un niveau de diplôme inférieur dans le groupe ( $E_j$ ) est nulle ; cet impact est en revanche significatif (au seuil de 1 pour mille) lorsque  $E_j$  vaut 25%, 50%, 75% ou 100% (cf. tableau 3.17). L'effet, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des

---

<sup>56</sup>La valeur de la statistique d'ajustement de ce deuxième modèle (-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance) ne peut pas être comparée à celle du premier modèle. En effet, comme indiqué dans la documentation SAS de PROC GLIMMIX de juin 2006 (cf. page 163), il ne faut jamais comparer les statistiques d'ajustement de deux modèles nichés, ce qui est notre cas. La raison en est qu'il s'agit en fait de pseudo résiduelle log vraisemblance de modèle linéarisé et il est possible que celle du modèle dans lequel est niché l'autre soit plus petite, sans que le modèle en question offre pour autant un meilleur ajustement aux données.

<sup>57</sup>L'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs est égal à :  $\hat{\gamma}_{11} + \hat{\gamma}_{13}E_j$ .

modes de garde d'enfants apparaît d'autant plus grand que la proportion de femmes ayant un niveau de diplôme inférieur dans le groupe l'est aussi. Lorsque cette proportion est égale à 50%, 75% ou 100%, l'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs apparaît plus important que celui estimé par la première version du modèle (cf. tableau 3.12), dans le paragraphe précédent). Les résultats de cette deuxième version du modèle tendent ainsi à confirmer l'idée que l'impact, sur la probabilité de participer au marché du travail, de la disponibilité locale des modes de garde pourrait être sous-estimé lorsque la proportion de demandes découragées dans le groupe est importante<sup>58</sup>.

L'analyse économétrique que nous venons de mener est sujette à des limites. L'exposé de ces limites fait l'objet du paragraphe suivant.

#### 3.4.4 Limites de notre analyse économétrique

Les limites que nous mentionnons ici portent uniquement sur les contraintes auxquelles nous sommes soumis du fait de notre choix de mener une analyse multi-niveaux (nous ne citons pas ici les limites imposées par les données disponibles, déjà mentionnées dans le point 3.3.4.2).

Une première limite de l'analyse empirique que nous venons de réaliser réside en la définition des variables dépendantes sous la forme de variables binaires (pour davantage de détails sur ce choix, voir le point 3.3.2.2). En effet, l'emploi de variables binaires présente l'inconvénient de réunir des femmes ayant fait des choix d'offre de travail et de modes de garde bien différents : pour ce qui est de l'emploi, les femmes ayant choisi un temps partiel sont assimilées à celles qui ont décidé de travailler à temps complet et, pour ce qui est du mode de garde d'enfants, les mères qui utilisent

---

<sup>58</sup>Ces résultats soulignent aussi que, dans l'équation de probabilité de recours à la garde collective, le fait d'avoir un niveau de diplôme inférieur plutôt que supérieur a perdu sa significativité relativement à la première version du modèle (la *p-value* est ici de 0,2383, contre 0,0098 dans la première version du modèle). L'explication tient peut-être à l'emploi de la proportion de femmes ayant un niveau de diplôme inférieur dans le groupe ( $E_j$ ) comme facteur explicatif de niveau groupe ; ce facteur a en effet pu capter toute la variabilité de niveau individuel de la variable relative au fait, pour une mère, d'être diplômée de l'inférieur plutôt que du supérieur.

TAB. 3.16 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux avec un effet d'interaction entre la disponibilité locale des modes de garde et la proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe

	Probabilité de tra- vailler		Probabilité de recourir à la garde collective	
<b><i>Effets fixes</i></b>				
constante	-0,271	(0,6464)	-2,710	(0,0001)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,022	(0,1283)	0,046	(0,0052)
proportion de diplômées de l'inférieur	-0,945	(0,3028)	1,177	(0,3249)
disponibilité locale de la garde collective*proportion de diplômées de l'inférieur	0,029	(0,2167)	-0,051	(0,932)
âge de la mère (centré)	0,026	(0,2781)	0,057	(0,0459)
<i>Nationalité de la mère</i>				
luxembourgeoise	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
portugaise	0,358	(0,2543)	0,223	(0,5935)
autre UE-15	0,164	(0,5568)	1,040	(0,0017)
non UE-15	-1,082	(0,0041)	0,839	(0,0494)
<i>Niveau de diplôme de la mère</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	-0,199	(0,5199)	-0,461	(0,1903)
inférieur	-0,576	(0,2009)	-0,639	(0,2383)
<i>Niveau de diplôme du conjoint</i>				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	0,230	(0,4489)	-0,262	(0,4521)
inférieur	0,231	(0,5044)	0,214	(0,6016)
<i>Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :</i>				
4-6 ans	-0,542	(0,0180)	-0,672	(0,0212)
7-12 ans	-0,461	(0,0731)	-0,024	(0,9402)
13 ans ou +	-0,993	(0,0282)	-0,444	(0,4303)
<b><i>Effet aléatoire</i></b>				
Variance de niveau 2			0,3146	
Ecart type estimé de cette variance			0,1847	
-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance =4624,08				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.

N=523 observations

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 3.17 – Coefficients estimés de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon la proportion de diplômées de l’inférieur dans le groupe

Proportion de diplômées de l’inférieur dans le groupe :	Probabilité de travailler	de tra-	Probabilité de recourir à la garde collective
0%	0,022	(0,1283)	0,046 (0,0052)
25%	0,029	(0,0090)	0,034 (0,0101)
50%	0,037	(0,0006)	0,021 (0,1221)
75%	0,044	(0,0008)	0,008 (0,6445)
100%	0,051	(0,0030)	−0,005 (0,8431)

Les *p-values* figurent entre parenthèses.

N=523 observations

Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

la garde collective pour tous leurs enfants non scolarisés sont opposées à toutes les autres mères, que celles-ci fassent appel à l’aide informelle, à une gardienne ou à une combinaison de différents modes de garde non parentaux.

Dans le cadre d’un modèle bivarié, l’idéal aurait été de pouvoir estimer un modèle bivarié d’offre de travail et de choix du mode de garde d’enfants avec des variables dépendantes trichotomiques, une variable trichotomique ordonnée pour l’offre de travail (dont les modalités auraient pu être : ne travaille pas, travaille à temps partiel et travaille à temps complet) et une variable polytomique non ordonnée pour le choix du mode de garde d’enfants (distinguant le recours à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés, le recours à une gardienne et l’aide informelle). Mais, actuellement, il n’est pas possible d’estimer un tel modèle, ni avec le logiciel généraliste SAS, ni avec le logiciel spécialisé MlwiN<sup>59</sup>. Il semble bien que les autres grands logiciels que sont STATA ou SPSS (logiciels généralistes) ou HLM6

<sup>59</sup>Leur estimation jointe n’étant pas encore possible, nous avons tenté d’estimer successivement les deux modèles multiniveaux à variables dépendantes trichotomiques : en premier, le choix du mode de garde (garde collective pour tous les enfants non scolarisés, autre(s) mode(s) de garde payant(s), garde informelle), puis, en second, l’offre de travail, avec injection dans ce second modèle des probabilités estimées par le premier modèle. Mais l’estimation de ces modèles s’est heurtée à des problèmes de convergence, que nous n’avons, pour l’heure, pas réussi à résoudre.



(logiciel spécialisé dans les modèles multiniveaux) n'offrent pas, eux non plus, cette possibilité.

Une autre limite de notre analyse, imposée par les possibilités actuellement offertes en matière d'estimation de modèles multiniveaux bivariés, est l'absence de test de significativité de la variance de niveau 2. Nous n'avons en effet pas trouvé de moyens de pratiquer ce type de tests avec la procédure SAS/STAT/PROC GLIMMIX. Signalons également que nos recherches dans la documentation de la procédure SAS/STAT/PROC GLIMMIX ne nous ont pas fourni de réponses quant aux moyens d'établir un diagnostic de surdispersion, et le cas échéant, les moyens de correction existants.

Comme nous l'avons vu au cours de cette section, les résultats de notre analyse empirique tendent à confirmer l'hypothèse d'une relation positive entre, d'une part, la disponibilité locale des modes de garde collectifs et, d'autre part, l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Il apparaît ainsi que, une fois la dépendance des observations en cas de données groupées prise en compte, au moyen d'une technique spécifiquement adaptée, la disponibilité locale des modes de garde exerce bel et bien un effet positif sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Les calculs effectués pour des cas-types de mères suggèrent que l'ampleur de cet effet pourrait être relativement importante.

### 3.5 Conclusion du chapitre

Ce chapitre était consacré à notre analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants.

Pour réaliser notre analyse empirique, nous avons été amenée à créer une base de données originale. L'originalité de cette base tient à l'association de données collectées dans le cadre d'une enquête ad hoc menée, au printemps 2007, auprès de l'ensemble des structures d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg, et de données déjà existantes, issues de la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et du fichier administratif d'adresses des Postes & Télécommunications du Luxembourg. La base de données ainsi constituée contient les informations nécessaires au calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs que nous avons défini dans le premier chapitre.

Notre indicateur présente l'avantage, au regard de ceux utilisés dans la littérature spécialisée, de tenir compte non seulement de l'offre et de la demande au niveau local, mais également du rôle des règles de priorité en vigueur et de la proximité des structures vis-à-vis du domicile familial. Par définition, cet indicateur prend la même valeur pour toutes les mères résidant dans la même commune, partageant les mêmes autres caractéristiques au regard des règles de priorité et dont les enfants ont le même âge. Dans notre analyse, nous faisons l'hypothèse que ces mères font en effet face à la même disponibilité locale des modes de garde collectifs. Nos données sont donc hiérarchisées : le premier niveau est constitué des mères de jeunes enfants et le second niveau est déterminé par le fait que les mères appartiennent à des groupes supposés confrontés à la même disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Compte tenu de la nature groupée de nos données, nous avons choisi d'utiliser les modèles multiniveaux, spécifiquement adaptés. Ce choix, combiné à la volonté d'analyser conjointement l'offre de travail des mères et leur choix du mode de garde d'enfants (puisque, en théorie, ces deux choix sont supposés interdépendants), nous amène à utiliser un modèle multiniveaux bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective.

Les résultats de ce modèle mettent en exergue un impact positif, sur la probabilité des mères de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs ;

le recours à des cas-types pour en apprécier l'ampleur semble suggérer un effet relativement important. Ainsi, une fois prise en compte la dépendance des observations, avec une technique spécifiquement adaptée, la disponibilité locale des modes de garde exerce bel et bien un effet positif sur la participation des mères au marché du travail.

Ces conclusions pourraient cependant être à nuancer en raison de l'existence d'un biais potentiel lié à la non prise en compte des demandes découragées, biais qui pourrait se traduire par une mauvaise estimation de l'impact de la disponibilité locale des modes de garde collectifs. En effet, certaines femmes pourraient renoncer à formuler une demande de garde dans les structures collectives parce qu'elles anticipent qu'elles auraient du mal à supporter le tarif exigé ; sans solutions de garde alternatives pour leurs enfants, certaines d'entre elles pourraient être contraintes à ne pas travailler pour pouvoir s'occuper de leurs enfants. Ainsi, alors qu'il y a de fortes chances pour que leur indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs soit important, ces femmes ont peut-être été observées comme ne travaillant pas.

Les données existantes ne nous permettent toutefois pas de déterminer les demandes découragées au motif de tarifs jugés prohibitifs, ni la fraction des mères découragées au sein des groupes de mères. Pour tenter néanmoins de prendre en considération l'existence de demandes découragées, et ses conséquences pour notre analyse, nous avons utilisé, comme *proxy* de la part des femmes découragées dans le groupe, la proportion de femmes dont le niveau de diplôme est inférieur dans le groupe (en postulant que les femmes découragées sont surtout celles dont les gains attendus sur le marché du travail sont les plus faibles et en prenant le niveau d'études comme approximation de l'espérance de gains) et nous avons intégré cette *proxy*, ainsi que sa croisée avec l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde. Les résultats de ce second modèle soulignent que l'effet, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde pourrait être sous-estimé lorsque la proportion de demandes découragées dans le groupe est importante.



# Conclusion

L'objectif de la thèse était d'identifier l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, des contraintes exercées par une offre locale de modes de garde en quantité insuffisante pour satisfaire les besoins des mères. Pour y parvenir, nous avons déterminé, au terme d'une synthèse critique de la littérature spécialisée, de quelle manière définir les contraintes liées à l'offre de modes de garde ; nous avons ensuite mené une revue de littérature empirique et nous avons procédé à notre propre analyse empirique. En conclusion de ce travail, nous soulignons les principaux résultats auxquels nous sommes parvenue et nous attirons l'attention sur nos perspectives d'analyse.

Dans le **premier chapitre**, nous avons vu que la littérature spécialisée aborde la relation entre l'offre de travail des mères et les contraintes d'offre de garde formelle dans le cadre d'un modèle néoclassique standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants. Dans ce cadre théorique, les mères sont supposées avoir le choix entre travailler et faire appel à la garde non parentale pendant toute la durée où elles sont occupées sur le marché du travail ou bien ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leurs enfants ; les contraintes liées à l'offre de garde formelle, parce qu'elles réduisent les possibilités de recours à la garde formelle, sont supposées avoir un effet négatif sur l'offre de travail des mères. Au sein de ce cadre théorique commun, les auteurs se distinguent les uns des autres par la façon dont sont définies, de façon plus ou moins explicite, les contraintes d'offre de garde formelle.

Plus précisément, nous avons constaté que les auteurs s'opposent selon que le rationnement en garde formelle est défini à un niveau global (pour une zone géographique donnée, telle que la région par exemple) ou, au contraire, à un niveau individuel ; dans ce deuxième groupe, les auteurs se différencient selon qu'ils traitent

la garde formelle comme un service divisible, un service indivisible ou bien une combinaison des deux. Nous avons ainsi distingué, dans la littérature, le rationnement global, le rationnement individuel, qui peut être continu (lorsque la garde d'enfants est considérée comme étant un service divisible), discret (lorsque, au contraire, elle est supposée indivisible), ou bien une combinaison des deux. Malgré ces définitions différentes, nous avons constaté que les travaux des auteurs ont en commun deux limites, qui sont des simplifications de la réalité. Deux dimensions importantes du rationnement en garde formelle sont en effet ignorées ou traitées de façon peu satisfaisante : il s'agit de l'existence de règles de priorité, d'une part, et de la dimension locale du rationnement, d'autre part.

La mise en exergue de ces deux limites et l'exploration de la littérature relative au rationnement en quête du modèle adapté à la garde formelle nous ont amenée à conclure que le modèle pertinent pour notre analyse est le modèle dit de *rationnement discret avec règles de priorité* (Moulin, 2001). En appliquant ce modèle à la garde d'enfants, nous avons pu mettre en évidence deux particularités de notre analyse au regard du cas plus général envisagé dans le modèle traditionnel de rationnement discret avec règles de priorité. La première particularité concerne les déterminants du rationnement : le rationnement individuel en garde formelle est non seulement déterminé par le nombre de places disponibles, le nombre de demandeurs et le nombre de places demandées localement, ainsi que par les règles de priorité, comme envisagé dans la cas général, mais il est également déterminé, dans notre analyse, par les caractéristiques, au regard des règles de priorité, de la population locale des demandeurs et par la proximité des structures d'accueil vis-à-vis du domicile des familles. La deuxième particularité est que la définition des règles de priorité en vigueur ne permet pas d'aboutir à un ordre de priorité unique et complet des mères ; or, dans le modèle traditionnel, cette propriété doit être vérifiée pour pouvoir déterminer si un individu est ou non rationné. Dans notre analyse, il n'est donc pas possible, si nous en restons au cadre classique d'analyse, de déterminer qui sont les mères rationnées et qui sont celles qui ne le sont pas.

Pour contourner cette difficulté et parvenir néanmoins à déterminer les contraintes d'offre de garde formelle, nous sommes partie de l'idée que, à défaut de mesurer le rationnement individuel en garde formelle, nous pourrions mesurer les chances pour une mère de voir sa demande satisfaite : plus ces chances seront importantes et

moins les chances, pour une mère, d'être rationnée seront élevées. Nous avons alors défini un instrument de mesure des chances, pour une mère, d'obtenir la ou les places demandées, compte tenu du nombre de places disponibles, du nombre de demandes et du nombre de places demandées localement, de ses caractéristiques au regard des règles de priorité ainsi que de celles de la population locale et de la proximité des structures vis-à-vis du domicile de la mère. Cet instrument permet de répondre aux critiques que nous avons adressées à l'encontre de la littérature spécialisée puisqu'il intègre les règles de priorité, ainsi que la dimension locale.

A la suite de cette analyse théorique, nous avons mené, dans le **deuxième chapitre**, une synthèse critique de la littérature empirique. L'objectif de cette synthèse était double : il s'agissait, d'une part, d'examiner comment les auteurs ont mis en oeuvre concrètement leur définition théorique du rationnement en garde d'enfants et, d'autre part, de mettre en évidence les résultats obtenus quant à son incidence sur l'offre de travail des mères. Au terme de cette synthèse, nous avons pu tirer les enseignements suivants.

En premier lieu, quelle que soit la façon dont est défini le rationnement en garde d'enfants dans leur modèle théorique (c'est-à-dire le rationnement global, le rationnement individuel continu, le rationnement individuel discret ou bien encore le rationnement individuel discret et continu), les auteurs utilisent tous un taux local d'équipement en garde d'enfants, supposé rendre compte de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Ce taux est calculé comme le rapport entre un indicateur de l'offre de services de garde d'enfants (le plus souvent les capacités d'accueil) et un indicateur de la demande (généralement le nombre d'enfants par groupe d'âge), agrégés à un niveau plus ou moins fin. Avec cette manière de faire, les auteurs considèrent donc, d'une part, que toutes les mères résidant dans la même localité sont face à la même disponibilité des modes de garde et, d'autre part, que seule la disponibilité des modes de garde de la localité de résidence joue sur l'offre de travail des mères ; la situation des autres localités en termes de disponibilité des modes de garde est supposée n'avoir aucun rôle.

En second lieu, l'introduction, dans les modèles, d'un taux local d'équipement en garde d'enfants, qui prend par définition la même valeur pour toutes les femmes résidant dans la même localité, remet en cause l'hypothèse d'indépendance des ob-

servations. Pourtant, la plupart des auteurs ignore cet aspect dans leur analyse empirique ; seuls quelques auteurs attirent l'attention sur ce problème et mettent en oeuvre un traitement statistique adapté. Ce traitement diffère selon les auteurs. Ainsi, certains auteurs se limitent à traiter les conséquences néfastes du non respect de l'hypothèse d'indépendance des observations, corrigeant à la hausse les écarts types estimés des coefficients, ceci grâce à l'estimateur sandwich. D'autres auteurs vont plus loin, au sens où ils tirent parti de la dépendance des observations pour analyser le rôle des contraintes liées à l'offre locale de modèles de garde d'enfants sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Ces auteurs reconnaissent explicitement l'appartenance des mères à des groupes formés par leur localité de résidence et considèrent que, compte tenu des caractéristiques de ces groupes, et en particulier de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants, qui peut différer sensiblement selon l'âge des enfants, l'impact, sur l'offre de travail des mères, de certains facteurs explicatifs, en l'occurrence le nombre d'enfants par groupe d'âge, diffère d'un groupe à un autre. Mais, avec le type de modèles qu'ils emploient (*slopes-as-outcomes models*), chaque groupe de mères est vu comme une entité unique, qui n'a rien de commun avec les autres.

En troisième lieu, la quasi-totalité des auteurs conclut à une incidence positive, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, d'une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Mais, parce que la majorité des auteurs ne traite pas le problème de dépendance des observations, courant ainsi le risque d'obtenir des estimations sous-estimées des écarts types des coefficients de régression, les résultats obtenus par ces auteurs-là sont à prendre avec prudence.

Notre propre analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, présentée dans le **troisième chapitre** de cette thèse, a répondu aux critiques relatives à l'emploi d'un taux local d'équipement pour appréhender les contraintes liées à l'offre de garde d'enfants, et à ses conséquences en termes de non respect de l'hypothèse d'indépendance des observations. En effet, d'une part, grâce à la constitution d'une base de données originale, associant des données existantes à des données collectées dans le cadre d'une enquête ad hoc, nous avons pu calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants conformément à la définition à laquelle nous



étions parvenue au terme de notre analyse théorique. D'autre part, nous avons choisi d'utiliser une technique multiniveaux ; cette technique présente l'avantage de proposer un traitement statistiquement correct de la dépendance des observations et de considérer les groupes de mères non pas comme des entités spécifiques, n'ayant rien en commun, mais comme un sous-ensemble d'une population plus vaste de groupes.

Plus précisément, afin de satisfaire l'hypothèse d'interdépendance des décisions des mères en termes d'offre de travail et de modes de garde, nous avons choisi d'utiliser un modèle multiniveaux bivarié d'offre de travail et de choix du mode de garde. Les résultats obtenus ont permis de montrer que, tout en corrigeant la dépendance des observations, au moyen d'une technique multiniveaux, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants a un effet significatif sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. En l'occurrence, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants a une incidence positive sur la participation des mères au marché du travail ; l'emploi de cas-types de mères a révélé que l'ampleur de cet effet est relativement importante.

Les résultats de notre analyse pourraient être une source d'information intéressante pour les pouvoirs publics luxembourgeois, engagés, depuis plusieurs années, dans des mesures en faveur de l'emploi des mères de jeunes enfants. Notre analyse a en effet souligné que, avec les règles de priorité en vigueur, l'augmentation globale de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants pourrait avoir un effet positif sur la participation des mères au marché du travail.

Les conclusions de notre analyse sont cependant soumises à des limites dont le dépassement pourrait constituer des pistes pour de futures études. Ces perspectives d'analyse appartiennent à différentes catégories, à savoir :

- (i) les perspectives offertes par l'augmentation de la taille de la population de mères de jeunes enfants
- (ii) les perspectives reposant sur l'obtention des données qui nous ont fait défaut dans cette thèse, et dont nous pensons que l'omission a pu avoir des effets néfastes sur l'estimation de l'impact de notre variable d'intérêt
- (iii) les perspectives soumises à l'amélioration des logiciels statistiques en matière d'analyse multiniveaux.

En premier lieu, notre analyse a été réalisée à partir de nombreux groupes de taille trop petite au regard des exigences de la littérature spécialisée. Cette limite, liée uniquement à l'utilisation des données du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 pour constituer l'échantillon de mères de jeunes enfants, pourrait être dépassée en utilisant, par exemple, les données de l'Inspection Générale de la Sécurité Sociale du Luxembourg (fichier administratif exhaustif), voire en menant une enquête spécifique.

En second lieu, malgré la richesse de la base de données que nous avons créée spécifiquement pour notre analyse empirique, nous n'avons pas pu disposer d'informations sur les tarifs des modes de garde d'enfants, ainsi que sur la disponibilité des modes de garde payants non collectifs. Mais les données les plus récentes du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, celles de la vague 2007, contiennent des informations sur les frais de garde des enfants : notre analyse pourrait alors être répliquée en employant les données de la vague 2007, au lieu de celles de la vague 2006. En revanche, pour ce qui est de la disponibilité des modes de garde non collectifs, le seul moyen d'obtenir ces informations serait de procéder à une collecte de données ad hoc auprès des organismes qui recensent les nourrices.

Enfin, l'amélioration et le développement des procédures d'estimation de modèles multiniveaux permettrait d'approfondir notre analyse. En l'occurrence, lorsque SAS (ou un autre logiciel) autorisera des modèles bivariés avec une ou plusieurs équations à variables dépendantes trichotomiques, il sera possible d'affiner notre analyse en distinguant trois niveaux, ordonnés, d'offre de travail (non emploi, emploi à temps partiel, emploi à temps complet), voire quatre si nous distinguons deux types de temps partiel (par exemple, un temps partiel supérieur à un mi-temps ou un temps partiel équivalent à un mi-temps ou moins) et trois modes de garde, non ordonnés (garde collective pour tous les enfants non scolarisés, autre mode de garde payant, garde informelle). En outre, lorsqu'il sera possible de mettre en oeuvre une version multiniveaux d'un modèle à équations simultanées, nous pourrons tenter de mieux modéliser les choix des mères, supposés joints (et donc simultanés), d'offre de travail et de modes de garde d'enfants, en faisant jouer à chaque variable dépendante un rôle explicatif dans l'autre choix, au lieu de limiter comme nous avons été contrainte de le faire, le lien entre les deux équations, à des termes d'erreurs corrélés.

# Bibliographie

- ABOWD, J. M. et FARBER, H. S. (1982), « Partial Observability in Bivariate Probit Models », *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 35 N° 3 : pp. 354–367.
- AMERIJKCKX, G. et HUMBLET, P. (2008), *Country Sheets of Early Childhood Education and Care Services in European Countries, Public Policies towards Employment of Parents and Social Inclusion*, Humblet, P.C. & Meulders, D.
- AVERETT, S. L., PETERS, E. H. et WALDMAN, D. M. (1997), « Tax Credits, Labor Supply, and Child Care », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79 N° 1 : pp. 125–165.
- BARROS, P. P. et OLIVELLA, P. (2000), « Waiting Lists and Patient Selection », *Journal of Economics and Management Strategy*, Vol. 14 N° 3 : pp. 155–181.
- BECKER, G. S. (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, Vol. 75 N° 299 : pp. 493–517.
- BECKER, G. S. et LEWIS, G. H. (1973), « On the Interaction between the Quantity and Quality of Children », *The Journal of Political Economy*, Vol. 81 N° 2 : pp. S279–S288.
- BESLEY, T., HALL, J. et PRESTON, I. (1999), « The Demand for Private Health Insurance : Do Waiting Lists Matter ? », *Journal of Public Economics*, Vol. 72 : pp. 155–181.
- BLAU, D. M. (2001a), *The Child Care Problem. An Economic Analysis*, Russell Sage Foundation.
- BLAU, D. M. (2001b), « Economic Models of Child Care », in *The Child Care Problem. An Economic Analysis*, Russell Sage Foundation, chapitre 3, pp. 86–103.

- BLAU, D. M. et ROBINS, P. K. (1988), « Child-Care Costs and Family Labor Supply », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 N° 3 : pp. 374–381.
- BLUNDELL, R., DUNCAN, A. et MEGHIR, C. (1992), « Taxation in Empirical Labour Supply Models : Lone Mothers in the UK », *The Economic Journal*, Vol. 102 N° 411 : pp. 265–278.
- BONNIEUX, F. (1998), « Principes, mise en oeuvre et limites de l'évaluation contingente », *Economie Publique*, N° 1 : pp. 47–90.
- BOROOAH, V. K. (2002), *Logit and Probit. Ordered and Multinomial Models*, Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage.
- BREEN, R. (1996), *Regression Models. Censored, Sample-Selected, or Truncated Data*, Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage.
- BRYK, A. S. et RAUDENBUSH, S. W. (2002), *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*, Sage, 2nde édition.
- CHAMBERS, C. P. (2003), « Consistency in the Probabilistic Assignment Model », Working paper, California Institute of Technology, 15 pages.
- CHAUPAIN-GUILLOT, S., GUILLOT, O. et JANKELIOVITCH-LAVAL, E. (2008), « Choix d'activité des mères et garde des jeunes enfants : une comparaison européenne », *Recherches et Prévisions*, N° 90 : pp. 41–54.
- CHIAPPORI, P.-A. (1988), « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, Vol. 56 N° 1 : pp. 63–90.
- CHIAPPORI, P.-A. (1992), « Collective Labour Supply and Welfare », *The Journal of Political Economy*, Vol. 100 N° 3 : pp. 437–467.
- CHIURI, M. C. (2004), « Quality and Demand of Child Care and Female Labour Supply in Italy », *Labour*, Vol. 14 N° 1 : pp. 97–118.
- CHONÉ, P., LE BLANC, D. et ROBERT-BOBÉE, I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 23–50.
- CLARKE, P. (2008), « When Can Group Level Clustering Be Ignored ? Multilevel Models Versus Single-Level Models with Sparse Data », *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 62 : pp. 752–758.

- CLEVELAND, G., GUNDERSON, M. et HYATT, D. (1996), « Child Care Costs and the Employment Decision of Women », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29 N° 1 : pp. 132–151.
- CONNELLY, R. (1992), « The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74 N° 1 : pp. 83–90.
- DEACON, R. T. et SONSTELIE, J. (1989), « The Welfare Costs of Rationing by Waiting », *Economic Inquiry*, Vol. 27 : pp. 179–196.
- DEATON, A. (1981), « Theoretical and Empirical Approaches to Consumer Demand Under Rationing », in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, Deaton, Angus, chapitre 3, pp. 55–72.
- DEL BOCA, D. (2002), « The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decision in Italy », *Journal of Population Economics*, Vol. 15 : pp. 549–573.
- DEL BOCA, D. et VURI, D. (2007), « The Mismatch Between Employment and Child Care in Italy : The Impact of Rationing », *Journal of Population Economics*, Vol. 20 N° 4 : pp. 805–832.
- DEL BOCA, D., LOCATELLI, M. et VURI, D. (2005), « Child-Care Choices by Working Mothers : the Case of Italy », *Review of Economics of the Household*, Vol. 3 N° 4 : pp. 453–477.
- DRÈZE, J. (1975), « Existence of an Equilibrium under Price Rigidity and Quantity Rationing », *International Economic Review*, Vol. 16 : pp. 301–320.
- ERGIN, H. I. (2000), « Consistency in House Allocation Problems », *Journal of Mathematical Economics*, Vol. 34 : pp. 77–97.
- GOURIEROUX, C. (1998), « Aspects statistiques de la méthode d'évaluation contingente », *Economie Publique*, N° 1 : pp. 91–121.
- GRONAU, R. (1977), « Leisure, Home Production, and Work . The Theory of the Allocation of Time Revisited », *The Journal of Political Economy*, Vol. 85 N° 6 : pp. 1099–1124.

- GRONAU, R. (1986), « Home Production : A Survey », in *Handbook of Labor Economics*, Achenfelter, Orley C. and Layard, Richard, Vol. 1, chapitre 4, pp. 273–304.
- GUILLOT, O. (2004), « Choix d'activité des mères vivant en couple et recours aux services de garde d'enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 51–69.
- GUSTAFFSON, S. et STAFFORD, F. (1992), « Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 205–230.
- HECKMAN, J. et SINGER, B. (1984), « A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, Vol. 52 N° 2 : pp. 271–320.
- HECKMAN, J. J. (1974), « Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort », *The Journal of Political Economy*, Vol. 82 N° 2 : pp. S136–S163.
- HOWARD, D. H. (1977), « Rationing, Quantity Constraints, and Consumption Theory », *Econometrica*, Vol. 45 N° 2 : pp. 399–412.
- JACKSON, W. A. (1991), « Generalized Rationing Theory », *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 38 N° 4 : pp. 335–342.
- KILLINGSWORTH, M. R. et HECKMAN, J. J. (1986), « Female Labor Supply : A Survey », in *Handbook of Labor Economics*, Achenfelter, Orley C. and Layard, Richard, Vol. 1, chapitre 2, pp. 103–204.
- KIMMEL, J. (1998), « Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers », *The Review of Economic and Statistics*, Vol. 80 N° 2 : pp. 287–299.
- KORNSTAD, T. et THORESEN, T. O. (2007), « A Discrete Choice Model for Labor Supply and Childcare », *Journal of Population Economics*, Vol. 20 N° 4 : pp. 781–803.
- KREYENFELD, M. et HANK, K. (2000), « Does the Availability of Child Care Influence the Employment of Mothers ? Findings from West Germany », *Population Research Studies*, Vol. 19 : pp. 317–337.

- LEWIS, J. B. et LINZE, D. A. (2005), « Estimating Regression Models in Which the Dependant Variable is Based on Estimates », *Political Analysis*, Vol. 13 N° 4 : pp. 345–364.
- LOKSHIN, M. (2004), « Household Childcare Choices and Women’s Work Behavior in Russia », *The Journal of Human Resources*, Vol. 39 N° 4 : pp. 1094–1115.
- LUCHINI, S. (2002), « De la singularité de la méthode d’évaluation contingente », *Economie et Statistique*, N° 357-358 : pp. 141–151.
- MAAS, C. J. et HOX, J. J. (2004), « Robustness Issues in Multilevel Regression Analysis », *Statistica Neerlandica*, Vol. 58 N° 2 : pp. 127–137.
- MAAS, C. J. et HOX, J. J. (2005), « Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling », *Methodology : European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, Vol. 1 : pp. 86–92.
- MERKLE, L. L. (1993), « Child Care Demand and Mothers’ Labor Supply », Working paper, SELAPO, University of Munich, 31 pages.
- MEULDERS, D. et O’DORCHAI, S. (2002), « Welfare State Comparison and Motherhood », in *The Rationale of Motherhood Choices : Influence of Employment Conditions and of Public Policies*, Gustaffson, Siv and Meulders, Daniele, chapitre 2, pp. 46–84.
- MICHALOPOULOS, C. et ROBINS, P. K. (2002), « Employment and Child-Care Choices of Single-Parent Families in Canada and the United States », *Journal of Population Economics*, Vol. 15 : pp. 465–493.
- MICHALOPOULOS, C., ROBINS, P. K. et GARFINKEL, I. (1992), « A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 167–203.
- MOINEDDIN, R., MATHESON, F. I. et GLAZIER, R. H. (2007), « A Simulation Study Of Sample Size for Multilevel Logistic Regression », *BMC Medical Research Methodology*, Vol. 7 N° 34 : pp. 1–10.
- MOULIN, H. (2001), « Priority Rules and Other Asymmetric Rationing Methods », *Econometrica*, Vol. 68 N° 3 : pp. 643–684.

- MOULIN, H. (2002), « The Proportional Random Allocation of Indivisible Units », *Social Choice Welfare*, Vol. 19 : pp. 381–413.
- MOULIN, H. et STONG, R. (2002), « Fair Queuing and Other Probabilistic Allocation Methods », *Mathematics of Operations Research*, Vol. 27 N° 1 : pp. 1–30.
- NEARY, J. et ROBERTS, K. (1980), « The Theory of Household Behaviour Under Rationing », *European Economic Review*, Vol. 13 : pp. 25–42.
- OCDE (2007a), « Une approche universelle de l'accès et une attention particulière aux enfants à besoins spéciaux », in *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE, chapitre 4, pp. 81–110.
- OCDE (2007b), « Une attention systématique à la collecte de données et au suivi », in *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE, chapitre 8, pp. 206–218.
- PERRAUDIN, C. et PUCCI, M. (2007), « Le coût des services de garde d'enfants : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », Dossiers Solidarité et Santé 1, DREES, 25 pages.
- POIRIER, D. J. (1980), « Partial Observability in Bivariate Probit Models », *Journal of Econometrics*, Vol. 12 : pp. 209–217.
- POLTEROVITCH, V. (1993), « Rationing, Queues, and Black Markets », *Econometrica*, Vol. 61 N° 1 : pp. 1–28.
- POWELL, L. M. (2002), « Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 107–128.
- PÉRIVIER, H. (2004), « Emploi des mères et garde des jeunes enfants en Europe », *Revue de l'OFCE*, Vol. 90 : pp. 225–258.
- RAY, J.-C. (2004), « Transferts sociaux et gains d'activité des jeunes adultes européens. Une application des modèles multiniveaux », *Economie et Prévision*, N° 164-165 : pp. 189–210.
- RAY, J.-C. et RAY, D. (2008), « Modéliser les phénomènes multiniveaux en marketing. », *Recherche et Applications en Marketing*, Vol. 23 N° 1 : pp. 55–80.



- RIBAR, D. C. (1992), « Child Care and the Labor Supply of Married Women », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 134–165.
- RIBAR, D. C. (1995), « A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women », *Journal of Labor Economics*, Vol. 13 N° 3 : pp. 558–597.
- RODGERS, W. (1993), « Regression Standard Errors in Clustered Samples », *Stata Technical Bulletin Reprints*, Vol. 3 N° 17 : pp. 88–94.
- SIMONSEN, M. (2006), « Availability and Price of High Quality Day Care and Female Employment », Department of Economics Working Papers 2005-8, Department of Economics, University of Aarhus, 41 pages.
- SNIJDERS, T. A. et BOSKER, R. J. (2004), *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Sage.
- STIGLITZ, J. E. et WEISS, A. (1981), « Credit Rationing in Markets with Imperfect Information », *The American Economic Review*, Vol. 71 N° 3 : pp. 393–410.
- STOLZENBERG, R. M. et WAITE, L. J. (1984), « Local Labor Markets, Children and Labor Force Participation of Wives », *Demography*, Vol. 21 N° 2 : pp. 157–170.
- THÉVENON, O. (1999), « La durée du travail féminin en Europe : entre flexibilité et conformité », *Recherches et Prévisions*, Vol. 56 : pp. 47–64.
- VAN DIJK, L. et SIEGERS, J. J. (1996), « The Effect of the Supply of Subsidized Day-Care Facilities on Female Labour Supply », *Labour*, Vol. 10 N° 3 : pp. 559–582.
- VAN HAM, M. et BÜCHEL, F. (2006), « Unwilling or Unable? Spatial and Socio-economic Restrictions on Females' Labour Market Access », *Regional Studies*, Vol. 40 N° 3 : pp. 345–357.
- VIITANEN, T. K. (2005), « Cost of Childcare and Female Employment in the UK », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 149–170.
- VIITANEN, T. K. et CHEVALIER, A. (2003), « The Supply of Childcare in Britain : Do Mothers Queue for Childcare? », Royal economic society annual conference 2003, Royal Economic Society, 26 pages.

- WETZELS, C. (2005), « Supply and Price of Childcare and Female Labour Force Participation in the Netherlands », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 171–209.
- WHITE, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, Vol. 48 N° 4 : pp. 817–830.
- WIJKANDER, H. (1988), « Equity and Efficiency in Public Sector Pricing : A Case for Stochastic Rationing », *Econometrica*, Vol. 56 N° 6 : pp. 1455–1465.
- WROHLICH, K. (2006), « Labor Supply and Child Care Choices in a Rationed Child Care Market », Iza discussion papers, Institute for the Study of Labor (IZA).
- WROHLICH, K. (2008), « The Excess Demand for Subsidized Child Care in Germany », *Applied Economics*, Vol. 40 N° 10 : pp. 1217–1228.
- ZHOU, Y. et OISHI, A. (2005), « Underlying Demand for Licensed Childcare Services in Urban Japan », *Asian Economic Journal*, Vol. 19 N° 11 : pp. 103–119.

## Annexe A

L'accueil des jeunes enfants dans les  
pays sur lesquels portent les travaux  
empiriques

TAB. A.1: Les structures d'éducation et d'accueil de jeunes enfants : cas de l'Allemagne, du Danemark, de l'Italie, de la France, de l'Italie, des Pays-Bas, du Royaume-Uni et de la Suède

Pays	Etudes	Age des enfants						
		0	1	2	3	4	5	6
AL	Merkle (1993), Kreyenfeld et Hank (2000), Van Ham et Büchel (2006), Wrohlich (2006)	Crèches (3% des enfants en Allemagne de l'Ouest, 37% en ex-Allemagne de l'Ouest, 8,6% au niveau national)	Jardins d'enfants en ex-Allemagne de l'Est, nd pour l'ex-Allemagne de l'Ouest)	Jardins d'enfants (90% des enfants en ex-Allemagne de l'Est, nd pour l'ex-Allemagne de l'Ouest)				Ecole obligatoire
DNK	Simonsen (2006)	Accueil familial (45% des enfants) et crèches (15% des enfants)	Jardins d'enfants (58% des enfants) et services à classe unique (38% des enfants)				Classe pré-maire pour la quasi-totalité des enfants	Ecole obligatoire
E-U	Stolzenberg et Waite (1984)	Accueil familial et structures collectives privées (50% des enfants)	Pré-jardins d'enfants, jardins d'enfants privés (proportions nd)				Ecole obligatoire	
FR	Choné <i>et al.</i> (2004), Guillot (2004)	Accueil familial (18% des enfants), crèches et autres types d'accueil réglementés (14% des enfants)	Ecole maternelle (35% des enfants de 2 ans et la quasi-totalité des enfants à partir de 3 ans)				Ecole obligatoire	

nd : non disponible, AL : Allemagne, DNK : Danemark, E-U : Etats-Unis, FR : France, G-B : Grande-Bretagne, IT : Italie, P-B : Pays-Bas, SU : Suède

.../...

TAB. A.1: (suite)

Pays	Etudes	Age des enfants							
		0	1	2	3	4	5	6	7
G-B	Blundell <i>et al.</i> (1992)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants			Accueil familial, garderies (95% des enfants)	Ecole maternelle (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire		
IT	Del Boca (2002), Chiuri (2004), Del Boca <i>et al.</i> (2005), Del Boca et Viri (2007)	Crèches et accueil familial (23% des enfants)			Ecole maternelle (70% à 90% des enfants de 3 à 4 ans suivant les régions et la quasi-totalité des enfants de 5 à 6 ans)		Ecole obligatoire		
P-B	Van Dijk et Siegers (1996), Wet-zels (2005)	Accueil familial et crèches (23% des enfants)				Classes pré-primaire (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire		

nd : non disponible, AL : Allemagne, DNK : Danemark, E-U : Etats-Unis, FR : France, G-B : Grande-Bretagne, IT : Italie, P-B : Pays-Bas, SU : Suède

.../...

TAB. A.1: (suite)

Pays	Etudes	Age des enfants								
		0	1	2	3	4	5	6	7	
SU	Gustafsson et Stafford (1992)	Accueil familial (8%), crèches (45% des enfants de 1 à 2 ans, 86% des 2 à 3 ans, 91% des 4 à 5 ans et 96% des 5 à 6 ans)							Classe primaire (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire

Source : OCDE (2007b)

nd : non disponible, AL : Allemagne, DNK : Danemark, E-U : Etats-Unis, FR : France, G-B : Grande-Bretagne, IT : Italie, P-B : Pays-Bas, SU : Suède

## Annexe B

# Les structures d'accueil collectif au G-D de Luxembourg : cadre légal et réglementaire

Cette annexe présente des informations relatives à l'organisation des structures d'accueil collectif de garde d'enfants au G-D de Luxembourg. Le premier point présente les différents types de structures d'accueil collectif de jeunes enfants, l'agrément gouvernemental obligatoire pour ces structures et les normes relatives au taux d'encadrement et au nombre maximal d'enfants pouvant être accueillis. Le deuxième point précise la différence entre les structures *conventionnées* (publiques) et les structures *non conventionnées* (privées). Enfin, le troisième point est consacré à la liste des différentes formes de soutien financier que l'Etat accorde aux structures d'accueil collectif de jeunes enfants.

### B.1 Les différents types de structures d'accueil collectif de jeunes enfants et l'agrément gouvernemental

L'accueil de jeunes enfants tel qu'il est offert par les différentes structures d'accueil (voir le tableau B.1) est soumis à un **agrément gouvernemental**, comme le prévoit la loi du 8 septembre 1998 relative aux relations entre l'Etat et les orga-

nismes oeuvrant dans les domaines social, familial et thérapeutique. Les principales informations relatives à cet agrément sont résumées dans le tableau B.2.

L'agrément est accordé pour une durée illimitée. Toutefois, en cas de non respect des conditions légales ou réglementaires, la structure d'accueil concernée reçoit une mise en demeure du Ministère de la Famille et de l'Intégration ; cette mise en demeure notifie notamment un délai de mise en conformité, qui peut aller de 8 jours ouvrés à une année selon les cas. Passé le délai imparti, si la structure n'a pris de mesures pour se mettre en conformité, l'agrément peut être suspendu. Au cours des cinq dernières années, d'après les informations fournies par le Ministère de la Famille et de l'Intégration dans ses rapports d'activité, la procédure de suspension de l'agrément gouvernemental n'a été mise en place qu'une seule fois.



TAB. B.1: Typologie des structures d'accueil collectif de jeunes enfants

Type de structures	Public concerné	Prestations
Crèches	Enfants non scolarisés de moins de 4 ans	accueil et prise en charge éducative
Centres de loisirs	Enfants scolarisés de moins de 13 ans	accueil et prise en charge éducative en dehors des heures de classe et pendant les vacances scolaires
Foyers de jour	Enfants scolarisés de moins de 13 ans et enfants non scolarisés de moins de 4 ans	combine les activités de crèches et de centres de loisirs
Garderies	Enfants de moins de 8 ans	accueil et encadrement pendant moins de 16 heures par semaine en moyenne annuelle
Services d'aide aux devoirs	Enfants scolarisés dans l'enseignement primaire	accueil et encadrement scolaire
Services de restauration et d'animation	Enfants scolarisés	accueil, restauration et encadrement au moment du déjeuner

Source : Journal Officiel du G-D de Luxembourg, Mémorial A-n° 82, 24 septembre 1998

TAB. B.2: Conditions d'obtention et modalités de contrôle de l'agrément gouvernemental

Conditions d'obtention	Descriptif	Modalités de contrôle après l'obtention
<i>Conditions relatives au personnel</i>		
Conditions d'honorabilité	Elles excluent de l'activité d'accueil de jeunes enfants les personnes condamnées pour avoir commis un crime, un délit à l'encontre d'un enfant ou une faillite frauduleuse, ou les personnes qui se sont vues retirer la garde d'un enfant	Contrôle annuel (au moyen d'extrait de casiers judiciaires) et en cours d'année au moment des recrutements ou en cas de changement de personnel
Conditions de qualification	Elles imposent aux structures de disposer d'un personnel qualifié en nombre suffisant pour pouvoir exercer l'activité d'accueil de jeunes enfants, ainsi que le nombre minimal de personnel d'encadrement (cf.infra). Les qualifications requises, de même que la dotation minimale en personnel sont fixées au regard « des prestations offertes, des besoins des usagers et du fonctionnement du service »*.	Contrôle sur documents ou visites sur les lieux
<i>Conditions relatives aux enfants accueillis</i>	Elles fixent des limites maximales au nombre d'enfants pouvant être accueillis selon leur âge et selon le type de structures (cf.infra)	Contrôle sur documents ou visites sur les lieux
<i>Conditions relatives aux infrastructures</i>	Les infrastructures doivent respecter les normes minima de sécurité et de salubrité et correspondre aux besoins des usagers	Contrôle par visite sur les lieux
<i>Conditions relatives à la situation financière</i>	Les structures d'accueil doivent présenter leur bilan et un budget prévisionnel.	
<i>Conditions relatives à l'accessibilité</i>	Les structures doivent être accessibles aux usagers indépendamment de considérations d'ordre idéologique, politique ou religieux et doivent garantir le respect de la vie privée des usagers.	

Source : Journal Officiel du G-D de Luxembourg, Mémorial A-n° 82, 24 septembre 1998

\* La loi ne précise pas davantage les qualifications requises pour le personnel.

## B.1.1 Les capacités maximales d'accueil selon le type de structures

TAB. B.3: Nombre maximal d'enfants pouvant être accueillis, selon le type de structures

Type de structures	Taille maximale de la structure	Taille maximale du groupe
Crèches	5 groupes	<ul style="list-style-type: none"> <li>– groupe des <i>petits</i> (moins de 18 mois) : 12 enfants</li> <li>– groupe des <i>moyens</i> (18 mois- 4 ans) : 15 enfants</li> </ul>
Centres de loisirs	5 groupes	<ul style="list-style-type: none"> <li>– groupe préscolaire : 15 enfants</li> <li>– groupe scolaire : 18 enfants</li> </ul>
Foyers de jour	5 groupes	n.s.
Garderies	n.s.	<ul style="list-style-type: none"> <li>– groupe des moins de 2 ans : 15 enfants</li> <li>– groupe des plus de 2 ans : 20 enfants</li> </ul>
Services d'aide aux devoirs	n.s.	20 enfants
Services de restauration et d'animation	60 enfants scolarisés dans l'enseignement précoce*, 80 enfants scolarisés en préscolaire et en primaire	<ul style="list-style-type: none"> <li>– groupe des enfants scolarisés dans l'enseignement précoce* : 15 enfants</li> <li>– groupe des scolarisés en préscolaire et en primaire : 20 enfants</li> </ul>

Source : Journal Officiel du G-D de Luxembourg, Mémorial A-n°7, 8 février 1999

n.s. : non spécifié par la législation

\*Dès l'âge de 3 ans, les enfants peuvent être admis dans une classe dite d'enseignement précoce.

## B.1.2 Norme d'encadrement minimal

Dans chaque structure d'accueil, l'effectif minimal en personnel est déterminé à partir du nombre maximal d'enfants acceptés dans chaque groupe. Pour chaque groupe d'enfants<sup>1</sup>, le nombre d'heures d'encadrement éducatif ( $h_{ed}$ ) est égal au produit du nombre de places entières offertes dans le groupe en question ( $ch$ ), du nombre d'heures d'ouverture ( $h_{ouv}$ ) et du nombre de journées d'ouverture par semaine ( $j_{ouv}$ ), produit rapporté au nombre d'enfants par agent d'encadrement ( $n$ ), soit :  $h_{ed} = (ch * h_{ouv} * j_{ouv})/n$ . Le nombre d'enfants par agent d'encadrement ( $n$ ) est règlementé, comme indiqué dans le tableau B.4.

TAB. B.4: Nombre maximal d'enfants par agent d'encadrement

Type de structures	Age des enfants	Nombre maximal d'enfants par agent d'encadrement
Crèches, centres de loisirs, et foyers de jour	Moins de 2 ans	6
	2-4 ans	9
	Plus de 4 ans	10
Garderies, services de restauration scolaire et d'animation	2-4 ans	10
	Plus de 4 ans	12

Source : Journal Officiel du G-D de Luxembourg, Mémorial A-n°7, 8 février 1999

## B.2 Structures conventionnées, structures non conventionnées

Au 31 décembre 2007, le G-D de Luxembourg comptait au total 149 structures collectives, *conventionnées* ou non *conventionnées* (dont 11 crèches d'entreprises),

---

<sup>1</sup>Dans le cas de groupes dits verticaux, c'est-à-dire composés d'enfants de deux classes d'âge, la norme d'encadrement minimal est calculée au prorata.

avec des capacités d'accueil s'élevant à 5194 places (cf. tableau B.5)<sup>2</sup>. L'adjectif *conventionné* fait référence à la convention que les structures d'accueil de jeunes enfants ont accepté de signer avec l'Etat. Cette convention détermine<sup>3</sup> :

- les prestations à fournir et les modalités de gestion financière
- le type de participation financière de l'Etat
- les moyens d'information, de contrôle et de sanction à disposition de l'Etat
- les modalités de coopération entre les parties contractantes.

---

<sup>2</sup>Pour construire ce tableau, nous avons repris les informations contenues dans le rapport d'activité 2007 du Ministère de la Famille et de l'Intégration. Mais la terminologie employée dans ce rapport risque de créer une certaine confusion car l'expression « structures combinées » y est utilisée pour désigner d'autres structures que celles que la loi de 1998 regroupe sous ce nom. En effet, dans le rapport d'activité du Ministère de la Famille et de l'Intégration, les « structures combinées » sont définies comme étant les structures qui combinent les activités de crèche et de foyer de jour. Or, si l'on se réfère au tableau B.1, ce sont les foyers de jour qui sont définis par la loi comme des structures combinées (ils associent à l'activité de crèche celle de centre de loisirs). On peut alors supposer que ce que le Ministère appelle foyer de jour est ce que la loi définit comme un centre de loisir. Nous avons choisi de ne pas modifier les appellations utilisées dans le rapport d'activité du Ministère de la Famille et de l'Intégration.

<sup>3</sup>Cf. Journal Officiel du Grand-Duché de Luxembourg, Memorial A-n°82, 24 septembre 1998.

TAB. B.5: Les structures d'accueil collectif de jeunes enfants en 2007

Conventionnées			Non Conventionnées		
Type de structures	Nombre de structures	Nombre de places	Type de structures	Nombre de structures	Nombre de places
Crèches	27	776	Crèches	54	1347
			Crèches d'entreprises	11	1015
			Foyers de jour	3	72
Structures combinées (crèche et foyer de jour)	23	1234	Structures combinées (crèche et foyer de jour)	17	525
Garderies	6	116	Garderies	8	109
<b>Total</b>	<b>56*</b>	<b>2126</b>		<b>93</b>	<b>3068</b>
<b>Nombre total de structures (conventionnées et non conventionnées)</b>					<b>149</b>
<b>Nombre total de places</b>					<b>5194</b>

Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration, Rapport d'activité 2007

\*Ce nombre est inférieur de 3 unités au nombre de structures conventionnées dont les adresses nous ont été fournies par le Ministère de la Famille et de l'Intégration pour réaliser l'enquête.

## B.3 Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux structures d'accueil de jeunes enfants

### B.3.1 Cas des structures conventionnées

TAB. B.6: Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux structures conventionnées

Types de soutien financier de l'Etat	Structures concernées	Descriptif	Montant alloué en 2007*, en euros (et variation en % par rapport à 2006**)
Subvention d'équilibre	Crèches, foyers de jour	Prise en charge de la totalité du solde déficitaire	21 389 614 (+0 %)
Subvention par unité de prestation (par heures/enfant)	Garderies	Subvention à hauteur de 1,60 euros par heure et par enfant (mais 3.19 euros par heure et par enfant en présence de personnel ayant un niveau de qualification supérieur aux exigences légales et réglementaires)	281 293(-62% [sic])
Subvention aux frais d'équipement	Crèches, foyers de jour, garderies	Prise en charge des frais d'équipement en mobilier pendant la phase de démarrage du projet. Subside extraordinaire en cas de nécessité de remplacement de meubles ou appareils usagers.	60 500 000 (+10 %)

Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration, Rapports d'activité 2006 et 2007

\*Moyens budgétaires mis à disposition pour l'exercice 2007

\*\*En variation réelle, c'est-à-dire déduction faite du taux d'inflation 2006/07 (2,3%, Source : STATEC), calcul par nos soins

## B.3.2 Cas des structures non conventionnées

TAB. B.7: Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux structures non conventionnées

Types de soutien financier de l'Etat	Structures concernées	Descriptif	Montant alloué en 2007*, en euros (et variation en % par rapport à 2006**)
Subsides aux frais de fonctionnement	Foyers de jour		62 000 (-18%)
Subsides aux frais de fonctionnement	Garderies	Les subsides versés tiennent compte du type de services proposés et des capacités d'accueil	55 000 (-13%)
Subsides aux frais d'infrastructures	Foyers de jour	Prise en charge des frais d'infrastructure (hors acquisition de bâtiments) des foyers de jour nouvellement créés, à hauteur de 15%. Le bénéficiaire doit s'engager à rembourser une partie du subside perçu en cas de fermeture de l'établissement dans les 5 ans suivant son ouverture ou en cas de réaffectation des locaux à d'autres activités.	50 000 (+ 0%)

Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration, Rapports d'activité 2006 et 2007

\*Moyens budgétaires mis à disposition pour l'exercice 2007

\*\*En variation réelle, c'est-à-dire déduction faite du taux d'inflation 2006/07 (2,3%, Source : STATEC), calcul par nos soins



TAB. B.8: Nombre d'enfants inscrits sur liste d'attente dans les structures conventionnées au 31/12/07

<b>Nombre d'enfants selon le type de places (et évolution en % par rapport à 2006*)</b>			
<b>Age des enfants</b>	<b>Plein temps</b>	<b>Mi-temps</b>	<b>Ensemble</b>
moins de 2 ans	496 (-46%)	191 (-3%)	687 (-34%)
2-4 ans	192 (-21%)	63 (-16%)	255 (-20%)
Total	688 (-39%)	254 (-6%)	942 (-30%)

Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration, Rapports d'activité 2006 et 2007

\*Calcul par nos soins

### **B.3.3 La location, par l'Etat, de chaises dans les structures non conventionnées : une autre forme de soutien financier de l'Etat aux structures non conventionnées**

Chaque structure conventionnée inscrit sur une liste d'attente les demandes qu'elle n'a pas pu satisfaire. Au 31 décembre 2007, un peu moins d'un millier d'enfants au total étaient inscrits sur les liste d'attente des structures *conventionnées*, soit 30% de moins par rapport à fin 2006 (cf. tableau B.8) .

Les listes d'attente de l'ensemble des structures conventionnées du G-D de Luxembourg sont gérées par le Service d'Information *Info-crèches*, qui les rassemble afin de créer une liste par commune. Comme indiqué dans les rapports du Ministère de la Famille et de l'Intégration, les listes ainsi construites sont vraisemblablement surestimées pour deux raisons. En premier lieu, les enfants inscrits sur plusieurs listes d'attente ne sont pas éliminés. En second lieu, les enfants dont les parents ont trouvé une solution de garde ne sont pas non plus retirés des listes d'attente.

Cependant, à défaut d'autres informations, ces listes constituent un outil d'information pour le Ministère de la Famille et de l'Intégration : le Ministère identifie les communes où les besoins non satisfaits en matière d'accueil s'avèrent important et contacte alors les structures *non conventionnées* implantées dans les communes en question en vue de leur proposer un contrat de location de chaises. Les places louées par le Ministère dans le cadre de ces contrats sont ensuite sous-louées, aux prix en

vigueur dans les structures conventionnées, aux familles à revenus modestes<sup>4</sup>.

Au 31 décembre 2007, le nombre de chaises louées représentait environ 11% de l'ensemble des chaises dans les structures non conventionnées (hors garderies), équivalent à un coût pour l'Etat de 1 600 000 euros.

---

<sup>4</sup>Nous ne disposons pas d'informations quant à la définition des familles à revenus modestes.

TAB. B.9: La location des chaises dans les structures *non conventionnées*

Crédits alloués en 2007*, en euros	Nombre de chaises louées	Modalités	Public concerné
1 600 000	202.5 chaises en équivalent temps complet	Contrat de location signé pour la durée d'une année scolaire (du 01/09 au 31/08). La location est limitée à 30% des capacités d'accueil afin d'éviter que les structures ne deviennent directement dépendantes de l'Etat. La participation financière des parents est calculée en appliquant le barème en vigueur dans les structures conventionnées. Le prix maximal est égal au prix de location.	Familles à revenus modestes**

Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration, Rapports d'activité 2006 et 2007

\*Moyens budgétaires mis à disposition pour l'exercice 2007

\*\*Non spécifié



## Annexe C

# Le coût de la garde d'enfants au G-D de Luxembourg

Cette annexe présente les informations disponibles quant aux prix des modes de garde d'enfants au G-D de Luxembourg. Nous commençons par indiquer de quelle façon sont fixés les tarifs dans les structures collectives, publiques et privées. Puis nous soulignons qu'il n'existe pas de données disponibles permettant de connaître le prix de la garde des autres modes de garde payants, c'est-à-dire non collectifs. Nous concluons en expliquant pourquoi nous ne pouvons pas nous servir de ces informations pour tenir compte du prix des modes de garde dans notre analyse.

### *Coût de la garde dans les structures collectives, publiques et privées*

Le mode de tarification des places dans le secteur public diffère de celui en vigueur dans le secteur privé. En l'occurrence, dans les *structures collectives publiques*, la participation financière demandée aux parents est calculée par application d'un barème, barème national qui tient compte des revenus de la famille et du nombre d'enfants à sa charge. En revanche, les *structures collectives privées* ne sont pas tenues de pratiquer des tarifs qui soient fonction des caractéristiques des familles<sup>1</sup>.

Plus précisément, le barème du Ministère de la Famille et de l'Intégration permet de déterminer le pourcentage du prix de référence que les familles doivent payer pour

---

<sup>1</sup>Dans le cas particulier de places louées au Ministère de la Famille, le prix demandé aux parents est calculé de la même façon que dans le secteur public, c'est-à-dire en appliquant le barème du Ministère de la Famille et de l'Intégration (Cf. annexe B, page 263, pour des précisions quant au système de sous-location de places par l'Etat).

une place dans une structure collective publique. A la rentrée scolaire 2006/07, le prix de référence pour une place à temps complet pour un enfant non scolarisé était fixé, par le Ministère, à 1180 euros par mois (cf. Rapport d'activité du Ministère de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, 2007).

Pour une famille avec un seul enfant, le pourcentage du prix de référence pour une place à temps complet est déterminé par la formule C.1 <sup>2</sup>.

$$pp_{1enf} = \begin{cases} a(\exp(b \times x) - 1) & \text{si } x < 1190 \\ 100 & \text{sinon} \end{cases} \quad (\text{C.1})$$

$$\text{avec } a = 38/((108/38) - 2), b = \ln(108/(38 - 1))/619.73$$

où  $pp_{1enf}$  est le pourcentage du prix de référence et  $x$  est le revenu familial mensuel semi-net converti à l'indice des prix à la consommation<sup>3</sup>. Le revenu familial mensuel semi-net est égal à 1/12 du montant du revenu familial brut annuel moins les cotisations sociales.

Le barème tient compte du nombre d'enfants à charge dans la famille de façon à minorer la participation financière demandée aux familles ayant plusieurs enfants comparativement aux familles avec un seul enfant. En l'occurrence, pour une famille avec deux enfants à charge, le pourcentage du prix de référence pour une place à temps complet est déterminé comme suit :

$$pp_{2enf} = \begin{cases} 0.8 \times pp_{1enf} & \text{si } x < 1350 \\ 100 & \text{sinon} \end{cases} \quad (\text{C.2})$$

L'application du barème de participation financière à nos données montre que, compte tenu de leur revenu familial semi-net<sup>4</sup> et du nombre d'enfants à charge,

---

<sup>2</sup>Source : Convention pour Crèches et Foyer de jour Conventionné, Ministère de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, 2007.

<sup>3</sup>Le revenu familial semi-net est divisé par 6,5216.

<sup>4</sup>Le panel Luxembourgeois EU-SILC/PSELL 3 renseigne sur plus de 40 sources de revenus différentes. Grâce à ces informations détaillées, il nous a été possible de calculer, pour chaque mère de notre échantillon, leur revenu familial semi-net.

la grande majorité des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé paieraient moins que l'intégralité du prix de référence (c'est-à-dire 1180 euros/mois) pour une place à temps complet dans une structure collective : pour près de la moitié des mères de notre population d'analyse (48%), la participation financière demandée serait au plus égale à la moitié du prix de référence, soit 590 euros/mois ; 14% paieraient entre 50% et 75% du prix de référence, soit entre 590 et 870 euros/mois (cf. tableau C.1)<sup>5</sup>.

TAB. C.1 – Répartition des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé, selon la participation financière qui leur serait demandée pour une place à temps complet dans une structure collective publique

<b>Participation financière demandée</b>	<b>Proportion de femmes</b>
(en euros/mois)	(en %)
[0 – 295[	12
[295 – 590[	36
[590 – 870[	14
[870 – 1180]	38

N=523 observations

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD, STATEC

et Convention pour Crèches et Foyers de jour pour enfants -2007,

Ministère de la Famille et de l'Intégration

Dans le secteur public, le prix d'une place à temps complet pour un enfant non scolarisé varie donc en fonction des caractéristiques des familles (i.e. leurs revenus et le nombre d'enfants). Ce n'est pas le cas dans les *structures collectives privées*. En l'occurrence, selon les informations collectées dans le cadre de l'enquête *Structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg-2007*, le prix d'une place à temps complet dans une structure collective privée ne dépend que de l'âge de l'enfant. A la rentrée scolaire 2006/07, le prix d'une place à temps complet dans une structure collective privée s'élevait, en moyenne, à 870 euros/mois (cf. tableau C.2).

<sup>5</sup>Nous avons choisi ces tranches-là dans la perspective de comparer le tarif d'une place à temps complet dans le public avec le tarif dans le privé. en l'occurrence, cela nous permet de remarquer que 62% des mères de notre échantillon paieraient moins de 870 euros/mois pour une place à temps complet dans le secteur public, montant équivalent au prix moyen constaté dans le secteur privé (cf. tableau C.2 ci-après).

TAB. C.2 – Prix mensuel d’une place à temps complet dans les structures collectives privées (en euros), selon l’âge de l’enfant

Age de l’enfant	Moyenne	Minimum-Maximum
Moins de 18 mois	887	743-1100
18-35 mois	874	700-1100
3-4 ans	848	439-1100
Ensemble	870	439-1100

Champ : Structures collectives privées, hors crèches d’entreprise

N=65 observations

Source : Enquête *Structures collectives de garde d’enfants du G-D de Luxembourg*, 2007, CEPS/INSTEAD

### *Prix des modes de garde payants non collectifs*

S’agissant, maintenant, des autres modes de garde payants non collectifs (tels que les gardiennes), la seule information dont nous disposons est que l’Etat n’accordait pas, en 2006/07, de subventions à ce type de garde, ce qui laisse penser que les prix sont a priori librement fixés par les gardiennes. A notre connaissance, il n’existe pas de données relatives aux tarifs pratiqués par les gardiennes. Cette activité d’accueil de jeunes enfants par des particuliers ne vient d’être réglementée que très récemment au G-D de Luxembourg, ce qui pourrait contribuer à expliquer la pénurie d’informations relatives à ce type de modes de garde, et entre autres la pénurie d’informations relatives aux tarifs pratiqués. En effet, la loi du 30 novembre 2007 (cf. J-O du G-D de Luxembourg, Mémorial A-224, pp.3702-3703) soumet à un agrément gouvernemental l’exercice de l’activité d’accueil des jeunes enfants par des particuliers, à l’instar de ce qui est prévu pour les structures collectives. Avant cette loi, l’agrément gouvernemental n’était pas obligatoire.

### *L’impossibilité de tenir compte du prix des modes de garde payants dans notre analyse empirique*

En premier lieu, soulignons que la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 ne renseigne pas sur les dépenses de garde supportées par les familles (seul est connu le fait que le mode de garde utilisé soit payant ou non payant), ce qui rend impossible l’estimation d’une équation de dépenses de garde



d'enfants à la manière de ce qui est traditionnellement fait dans la littérature spécialisée.

En second lieu, bien que nous disposions d'informations sur les prix des modes de garde collectifs, nous ne pouvons pas nous en servir pour déterminer ce que paieraient les familles pour confier leur(s) enfant(s) non scolarisé(s) à une structure collective. En effet, les données de l'enquête EU-SILC/PSELL-3 ne permettent pas de distinguer la garde collective dans une structure publique de la garde collective dans une structure privée : seul le fait que l'enfant soit confié ou non à une structure collective, qu'elle soit, est connu. Or le mode de tarification est différent selon que la structure est publique ou privée. A cela s'ajoute l'absence de données relatives au prix des modes de garde payants non collectifs.



## Annexe D

# Examen des données utilisées par les auteurs

Pour tenir compte des contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde d'enfants, les auteurs introduisent un indicateur de disponibilité locale de modes de garde d'enfants. Par définition, cet indicateur prend une valeur identique pour toutes les femmes résidant dans la même localité. Ainsi, dans leurs analyses, les facteurs explicatifs retenus se situent à deux niveaux distincts, encastrés l'un dans l'autre de façon hiérarchique : au niveau inférieur se situent les mères et le niveau supérieur est celui des localités dans lesquelles elles résident.

Une telle structure de données est de nature à disqualifier les techniques de régression classiques. En effet, si les données utilisées par les auteurs comptent plusieurs observations pour chacun des groupes, définis par les localités de résidence des mères, les observations ne peuvent pas être considérées comme indépendantes puisque toutes les mères résidant dans la même localité en partagent les caractéristiques.

L'objectif est ici de répondre à la question suivante : **les données exploitées par les auteurs comptent-elles plusieurs observations par groupe ?** La réponse à cette question est importante car le problème de non indépendance des observations en cas de niveaux multiples n'intervient que dans ce cas. La mise en relation du nombre d'observations ou d'unités de niveau inférieur ( $N$ ) avec le nombre de groupes ou d'unités de niveau supérieur ( $J$ ) permet de répondre à cette interrogation. En effet, si nous constatons que  $N$  est bien supérieur à  $J$ , nous pouvons

faire l'hypothèse qu'au moins certains groupes, si ce n'est tous, comptent plusieurs observations.

Notre examen n'est pas justifié pour Stolzenberg et Waite (1984), Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) puisque ces auteurs tiennent compte de la non indépendance des observations en cas de niveaux multiples. En ce qui concerne les autres auteurs (Blundell *et al.* (1992), Gustaffson et Stafford (1992), Van Dijk et Siegers (1996), Guillot (2004), Merkle (1993), Chiuri (2004), Del Boca *et al.* (2005), Wetzels (2005), Del Boca et Vuri (2007), Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006)), ceux-ci ne précisent pas le nombre de localités de résidence utilisées dans leurs analyses : le nombre d'unités de niveau supérieur  $J$  n'est donc pas une information disponible, comme le fait apparaître le tableau D.1. Toutefois, dans les études où le nombre d'observations  $N$  est relativement élevé, comme par exemple Choné *et al.* (2004) ou Del Boca *et al.* (2005), on est amenée à conclure qu'au moins certains des groupes comportent plusieurs observations. De ce point de vue, la validité de l'hypothèse d'indépendance des observations semble alors compromise. En revanche, dans les analyses où le nombre d'individus est relativement restreint, comme c'est le cas notamment de Gustaffson et Stafford (1992), Blundell *et al.* (1992) ou encore Van Dijk et Siegers (1996), on peut supposer que certains des groupes ne contiennent qu'un nombre limité d'individus : dans ce cas, la dépendance des observations peut-être de faible ampleur. Cependant, même en cas de groupes de petite taille, le risque existe bel et bien d'obtenir des estimations biaisées des écarts-types avec des modèles qui ne tiennent pas compte de la dépendance des observations (Clarke, 2008).

TAB. D.1: La structure hiérarchique des données dans les analyses empiriques de l'offre de travail des femmes où les contraintes d'offre locale de modes de garde d'enfants sont introduites

Auteurs	Unité de niveau inférieur et nombre d'unités de niveau inférieur (N)	Unité de niveau supérieur et nombre d'unités de niveau supérieur (J)
<i>Etudes où l'absence d'indépendance des observations n'est pas prise en compte</i>		
Blundell <i>et al.</i> (1992)	Mères isolées (N=259 en 1981, 266 en 1982, 283 en 1983, 259 en 1984, 265 en 1985 et 322 en 1986)	Régions de résidence (J= n.d)
Gustaffson et Stafford (1992)	Femmes en couple ayant au moins un enfant de moins de 7 ans (N=166)	Commune de résidence (J= n.d)
Van Dijk et Siegers (1996)	Femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé (OSA, N=239 et Utrecht Survey, N=405)	Commune de résidence (J= n.d)
Guillot (2004)	Femmes en couple ayant au moins un enfant de rang 2 âgé de plus de un an (N=707)	Commune de résidence (J= n.d)
Merkle (1993)	Femmes âgées de 16 à 50 ans ayant au moins un enfant âgé de 3 à 6 ans (N=317)	Land de résidence (J= n.d)
Chiuri (2004)	Femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé (N=705)	Province de résidence (J= n.d)
Del Boca <i>et al.</i> (2005)	Femmes mariées âgées de 18 à 45 ans ayant au moins un enfant âgé de moins de 4 ans (N=1259)	Région de résidence (J=n.d)
Wetzels (2005)	Femmes ayant au moins un enfant âgé de moins de 6 ans (N=870)	Commune de résidence (J= n.d)
Del Boca et Vuri (2007)	Femmes ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans (N=1267)	Région de résidence (J= n.d)
Choné <i>et al.</i> (2004)	Femmes mariées ayant au moins un enfant âgé de moins de 7 ans (N=2655)	Commune de résidence (J= n.d)
Wrohlich (2006)	Femmes ayant au moins un enfant âgé de moins de 6 ans non scolarisé (N=1597)	<i>Kreis</i> de résidence (J= n.d)
<i>Etudes où l'absence d'indépendance des observations est prise en compte</i>		
Stolzenberg et Waite (1984)	Femmes mariées ayant au moins un enfant (N=n.d)	<i>County</i> de résidence (J=408)

.../...

TAB. D.1: (suite)

Kreyenfeld et Hank (2000)	Femmes ayant au moins un enfant de moins de 12 ans (N=1222)	<i>Kreis</i> de résidence (J=273)
Del Boca (2002)	Femmes âgées de 21 à 45 ans (N=1708)	Région de résidence (J= n.d)
Simonsen (2006)	Femmes ayant eu un enfant en 2000 (N=2883)	Commune de résidence (J= n.d)
Van Ham et Büchel (2006)	Femmes âgées de 18 à 59 ans (N=1281)	<i>Raumordungsregion</i> de résidence (J= 75)

n.d : l'information n'est pas disponible.

## Annexe E

# L'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg

Constatant que les données existantes ne permettaient pas d'appréhender, de façon satisfaisante, les contraintes exercées par l'offre locale de modes de garde collectifs, une enquête ad hoc a été menée, au printemps 2007, auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg grâce au CEPS/INSTEAD et avec le soutien du Ministère de la Famille et de l'Intégration.

Chacune des structures collectives d'accueil de jeunes enfants, dont le Ministère de la Famille et de l'Intégration nous a aimablement fourni les coordonnées, a été contacté par courrier au cours du premier semestre de l'année 2007 : chaque structure a reçu une photocopie de la lettre de recommandation de Madame Marie-Josée Jacobs, Ministre de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, et une photocopie de la lettre de Monsieur Pierre Hausman, directeur du CEPS/INSTEAD, annonçant le projet d'enquête<sup>1</sup>. Ces lettres avaient pour objectif d'annoncer l'enquête et d'informer le(la) responsable de la structure du thème de l'enquête, du type de questions abordé, de la durée estimée de l'entretien, etc. Les responsables des structures collectives ont ensuite été contactés par téléphone afin de savoir s'ils

---

<sup>1</sup>Voir page 279 et page 280.

acceptaient de participer à l'enquête et, dans l'affirmative, afin de fixer un rendez-vous pour l'entretien.

L'enquête en face à face s'est déroulée au printemps 2007. Parmi les 131 structures collectives, dont 59 structures *conventionnées* (publiques) et 72 structures *non conventionnées* (privées), formant la population cible, les responsables de 124 structures ont accepté de participer à l'enquête. Le taux de réponse selon le secteur auquel appartient la structure est le suivant :

- le taux de réponse des structures *conventionnées* est de 100%
- le taux de réponse des structures *non conventionnées* est de 90% (7 structures ont refusé de participer à l'enquête).



**Grand-Duché de Luxembourg**

-----  
**MINISTÈRE DE LA FAMILLE  
ET DE L'INTEGRATION**

Luxembourg, le 28 mars 2007

Madame, Monsieur,

Le Ministère de la Famille et de l'Intégration s'intéresse de près à la conciliation entre la vie familiale et la vie professionnelle. C'est un intérêt partagé par le CEPS/Instead, qui entreprend une enquête auprès des responsables des structures collectives de garde d'enfants. Cette enquête vise à apporter des réponses à la question du lien entre l'activité professionnelle des mères et les possibilités de garde d'enfants. J'y attache donc tout particulièrement de l'importance.

Au cours des prochains jours, un enquêteur assermenté du CEPS/Instead prendra contact avec vous afin d'obtenir un rendez-vous. L'entretien que nous vous demandons durera environ trente minutes. Il va de soi que cet entretien sera traité dans une totale confidentialité et que votre anonymat sera garanti (le respect de l'anonymat est d'ailleurs une obligation légale pour le CEPS/Instead). Si vous souhaitez de plus amples informations, vous pouvez contacter, au CEPS/Instead à Differdange, Audrey Bousselein (58-58-55-557).

Je vous remercie d'avance pour votre aimable collaboration et le bon accueil que vous réserverez à l'enquêteur, et vous prie de croire, Madame, Monsieur, en l'assurance de ma parfaite considération.



*La Ministre de la Famille  
et de l'Intégration*

**Marie-Josée JACOBS**



Differdange, le 5 avril 2007

**Objet :** enquête auprès des responsables des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg

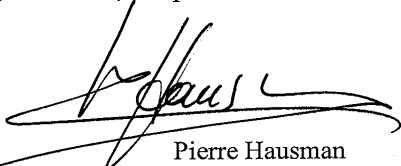
Madame, Monsieur,

Dans le cadre d'une analyse sur la conciliation entre la vie familiale et la vie professionnelle, le CEPS/Instead étudie le lien entre l'activité professionnelle des mères et l'offre de garde d'enfants par les structures collectives. Plus particulièrement, l'objectif est de mesurer l'impact, sur l'emploi des mères, de l'insuffisance des possibilités de garde d'enfants dans les structures collectives. Parce que vous connaissez les caractéristiques des enfants et des familles qui demandent une place dans votre établissement, vous seul(e) pouvez fournir les informations nécessaires à la réalisation de cet objectif. C'est pourquoi le CEPS/Instead lance une enquête auprès de chacun des responsables des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg.

Le but de cette enquête est de mieux connaître les caractéristiques de l'offre de garde d'enfants par les structures collectives et les conditions d'accès des familles à ces structures. Le type de questions qui vous seront posées est : combien d'enfants peuvent être accueillis dans votre établissement ? Pendant combien d'heures au cours d'une journée ? Et, surtout, quelles sont les chances d'obtenir une place dans votre établissement, pour des familles et des enfants ayant telle et telle caractéristique ? Toutes les informations que vous fournirez seront traitées de façon strictement confidentielle et anonyme, et seront couvertes par le secret statistique. C'est une obligation légale pour le CEPS/Instead.

Dans les prochains jours, un enquêteur prendra contact avec vous pour choisir une date à votre convenance pour l'entretien. Celui-ci durera environ trente minutes. Si vous souhaitez de plus amples informations concernant cette enquête, vous pouvez contacter Audrey Bousselin au 58 58 55 557.

Vous remerciant par avance pour votre coopération et le bon accueil que vous réserverez à l'enquêteur, je vous prie d'agréer, Madame, Monsieur, l'expression de mes salutations distinguées.



Pierre Hausman  
Directeur du CEPS/Instead

**CEPS/INSTEAD**

**Enquête auprès des  
structures collectives d'accueil de jeunes enfants  
2007**

**CAHIER DES CARTES**

### Carte 1 : Fonction (type d'emploi occupé par l'employé(e))

-1-	Chargé(e) de direction
-2-	Adjoint(s) du/de la chargé(e) de direction
-3-	Educateur/Educatrice
-4-	Infirmier(e)/puéricultrice
-5-	Autre ( <i>précisez</i> )

### Carte 2 : Niveau de qualification de l'employé(e)

-1-	Educateur diplômé
-2-	Educateur gradué
-3-	Infirmier(e)/puéricultrice
-4-	Pédagogue curateur
-5-	Autre ( <i>précisez</i> )

### Carte 3 : Rémunération brute mensuelle de l'employé(e)

	Montant mensuel brut
<b>A</b>	Moins de 999 €
<b>B</b>	Entre 1000 et 1499 €
<b>C</b>	Entre 1500 et 1999 €
<b>D</b>	Entre 2000 et 2499 €
<b>E</b>	Entre 2500 et 2999 €
<b>F</b>	Entre 3000 et 3499 €
<b>G</b>	Entre 3500 et 3999 €
<b>H</b>	Entre 4000 et 4499 €
<b>I</b>	Entre 4500 et 4999 €
<b>J</b>	5000 € et plus

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

**Carte 4 : Echelle relative aux chances d'obtenir une place pour son enfant à la rentrée scolaire 2006/2007**

<b>0</b>	Aucune chance
<b>1</b>	Très faibles chances
<b>2</b>	
<b>3</b>	
<b>4</b>	
<b>5</b>	
<b>6</b>	
<b>7</b>	
<b>8</b>	
<b>9</b>	Très fortes chances
<b>10</b>	Certainement

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

### **Carte 5 : Lieu de résidence des enfants**

<b>1</b>	le quartier où se trouve votre établissement
<b>2</b>	un autre quartier de la ville de Luxembourg
<b>3</b>	une autre commune
<b>4</b>	hors du Luxembourg

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

CEPS/INSTEAD

**Enquête auprès des  
structures collectives d'accueil de jeunes enfants  
2007**

**Questionnaire 1  
STRUCTURES COLLECTIVES CONVENTIONNEES**

**A. Caractéristiques de l'établissement**

Numéro identifiant de la structure :

--	--	--	--

Code Postal :

--	--	--	--	--

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

**1A1. Enquêteur : A lire avant de poser les questions**

« L'objectif de ce questionnaire est de mieux connaître les caractéristiques de l'offre de garde d'enfants par les structures collectives et les conditions d'accès des familles à ces structures. Pour commencer, je vais donc vous poser une série de questions sur les caractéristiques de votre établissement. En premier lieu, j'ai besoin de connaître l'âge des enfants que vous accueillez. »

**A partir de quel âge** les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement ?

!\_ !\_ ! mois

!\_ !\_ ! an(s)

**1A2. Et jusqu'à quel âge** les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement ?

!\_ !\_ ! mois

!\_ !\_ ! an(s)

**1A3. Est-ce que, dans votre établissement, les enfants sont répartis dans des groupes différents selon leur âge ?**

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 1A5*

**1A4. Quels sont ces groupes d'âge ?**

Groupe d'âge	Définition	
	De :	A :
<b>1</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>2</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>3</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>4</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>5</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)

**1A5. J'aimerais maintenant connaître la durée pendant laquelle les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement. Quels sont vos horaires d'ouverture au cours d'une semaine type en dehors des vacances scolaires, et en dehors, évidemment, de vos périodes de fermeture ?**



### Emploi du temps au cours d'une semaine type en dehors des vacances scolaires

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?
<b>Lundi</b> <input type="checkbox"/> fermé le lundi	<b>Groupe 1</b>	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
<b>Mardi</b> <input type="checkbox"/> fermé le mardi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
<b>Mercredi</b> <input type="checkbox"/> fermé le mercredi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !

.../...

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?
<b>Jeudi</b> <input type="checkbox"/> fermé le jeudi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
<b>Vendredi</b> <input type="checkbox"/> fermé le vendredi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>

.../...

Suite et fin

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?	
<b>Samedi</b> <input type="checkbox"/> fermé le samedi	<b>Groupe 1</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 2</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 3</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 4</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 5</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Dimanche</b>	<b>Groupe 1</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<input type="checkbox"/> fermé le dimanche	<b>Groupe 2</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
		<b>Groupe 3</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
		<b>Groupe 4</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
		<b>Groupe 5</b>	<input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>

1A6. S'agissant maintenant des vacances scolaires, est-ce que :

	Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5
<b>Votre établissement est fermé <u>au moins pour partie</u> pendant les .... ?</b>	<b>-1- OUI</b>	<b>Est-ce que votre établissement est fermé pendant toute la durée des .... ?</b>	<b>Pendant combien de temps votre établissement est-il fermé ?</b>	<b>Les jours où votre établissement est ouvert, les horaires sont-ils les mêmes que pendant le reste de l'année scolaire ?</b>	<b>Vos horaires et vos jours d'ouverture sont-ils les mêmes que pendant le reste de l'année scolaire ?</b>
		<b>-1- OUI</b> ⇒ <i>Passez à la période de vacances suivante</i>		<b>-1-OUI</b> } ⇒ <b>-0-NON</b> } <i>Passez à la période de vacances suivante</i>	<b>-1-OUI</b> } ⇒ <b>-0-NON</b> } <i>Passez à la période de vacances suivante</i>
	<b>-0-NON</b> ⇒ <i>Passez à Col. 5</i>	<b>-0-NON</b>			
<b>Congés de la Toussaint</b>					
<b>Vacances de Noël</b>					
<b>Congés de Carnaval</b>					
<b>Vacances de Pâques</b>					
<b>Congés de Pentecôte</b>					
<b>Vacances d'été</b>					

**1A7.** J'aimerais maintenant connaître les **caractéristiques du personnel éducatif** de votre établissement, **y compris vous**. Pour chacune de ces personnes, et pour vous-même, pouvez-vous m'indiquer :

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures

Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures



Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures

Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0-NON</b>	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures	!_!_!_!_% !_!_!_!_heures

Enquêteur : si le tableau ci-dessus n'est pas suffisant, utiliser le tableau supplémentaire fourni en annexe.

**1A8.** S'agissant maintenant de vos **capacités d'accueil**, pouvez-vous m'indiquer combien y a-t-il de **places à temps complet** dans votre établissement pour accueillir les enfants :

*Enquêteur : dans le cas des structures où les enfants sont répartis dans des groupes différents selon leur âge, si la personne enquêtée ne sait pas dire le nombre de places à temps complet disponibles par groupe, demandez lui d'indiquer le nombre total de places et inscrivez-le dans la case Ensemble du tableau.*

Groupe d'âge	Nombre de places à temps complet
1	
2	
3	
4	
5	
<b>Ensemble</b>	

**1A9.** Est-ce que, à la rentrée scolaire 2006, toutes ces places ont été attribuées ?

-1-  
OUI

-0-  
NON

**1A10.** Combien de places étaient vacantes à la rentrée scolaire 2006 ?

Groupe d'âge	Nombre de places vacantes
1	
2	
3	
4	
5	
<b>Ensemble</b>	

**1A11.** Est-ce que, à la rentrée scolaire 2006, vous avez dû refuser des enfants parce que vous n'aviez plus de places disponibles ?

-1-  
OUI

-0-  
NON

⇒ *Passez à 1B18 du questionnaire B (p. 7)*

**1A12.** Combien d'enfants avez-vous dû alors refuser ?

<b>Groupe d'âge</b>	<b>Nombre d'enfants refusés</b>
1	
2	
3	
4	
5	
<b>Ensemble</b>	

*Enquêteur : orientation du questionnaire*

*Dans le tableau ci-dessus, entourez le(s) groupe(s) d'âge pour lequel (lesquels) des enfants ont été refusés. Vous devez remplir autant de schémas 1 que vous avez entourés de groupes d'âge.*

*Inscrivez sur le(s) schéma(s) le(s) groupes d'âge dans lequel (lesquels) des enfants ont été refusés.*

*Passer au questionnaire B*



CEPS/INSTEAD

**Enquête auprès des  
structures collectives d'accueil de jeunes enfants  
2007**

**Questionnaire 1  
STRUCTURES COLLECTIVES CONVENTIONNEES**

**B. Conditions d'accès**

Numéro identifiant de la structure :

--	--	--	--

Code Postal :

--	--	--	--	--

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle

*Enquêteur : Indiquez à la personne enquêtée le groupe d'âge concerné.*

*A lire avant de poser les questions :*

« **Dans ce groupe d'âge**, vous m'avez indiqué que, à la rentrée scolaire 2006, vous aviez dû refuser des enfants faute de places disponibles dans votre établissement. J'aimerais en savoir un peu plus sur les chances d'obtenir une place dans ce groupe d'âge. Je vais alors envisager différents types de familles et je vais vous interroger sur les chances qu'avaient, **à la rentrée scolaire 2006**, ces familles d'obtenir une place pour leur enfant dans ce groupe d'âge. »

**1B1.** Commençons par les cas des familles qui **résident dans la commune**. Prenons d'abord le cas d'une famille **monoparentale**, dont **l'un des enfants est déjà gardé chez vous**. Imaginons que, à la rentrée scolaire 2006, cette famille vous ait demandé une place **dans ce groupe d'âge** pour un autre de ses enfants. Pouvez-vous me dire s'il existait un montant de revenus mensuels au-dessus duquel cette famille n'avait **aucune chance** d'obtenir la place demandée ?

*Enquêteur : entourez la case correspondante dans le schéma 1*

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 1B6*

**1B2.** Quel était alors ce montant de revenus mensuels ?

*Enquêteur : indiquez le montant dans la case intitulée « si oui, lequel » dans le schéma 1*

**1B3.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 1500€/mois. Sinon, passez à 1B9.*

Vous venez donc de me dire qu'une famille qui réside la commune, est monoparentale, dont l'un des enfants est déjà gardé chez vous et qui dispose de revenus mensuels supérieurs à [indiquez le revenu seuil] n'avait aucune chance d'obtenir une place pour un autre de ses enfants dans ce groupe d'âge à la rentrée scolaire 2006. Mais si cette famille disposait de **revenus moins élevés**, équivalent, disons, à **1 salaire social minimum** (1500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place pour un autre de ses enfants dans ce groupe d'âge ?

Pour me répondre, je vous demande de vous aider d'une échelle, qui va de 0 à 10, où 0 signifie que la famille n'avait aucune chance d'obtenir la place demandée et 10 signifie que la famille a sans aucun doute obtenu la place demandée.

*Enquêteur : présentez la carte 4.*

*Remplir P<sub>1</sub>*



**1B4.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 3000€/mois. Sinon, passez à 1B9.*

Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **2 salaire social minimum** (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>2</sub>*

**1B5.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 4500€/mois. Sinon, passez à 1B9.*

Et si cette famille disposait de revenus encore **plus élevés**, disons **3 salaire social minimum** (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>3</sub>*

⇒ *Passez à 1B9*

**1B6.** Imaginons que cette famille, qui **réside la commune**, est **monoparentale**, dont l'**un des enfants est déjà gardé chez vous** et qui demande une place pour un autre de ses enfants à la rentrée scolaire 2006, dispose de **faibles revenus** mensuels, disons **1 salaire social minimum** (1500€/mois). Quelles étaient ses chances d'obtenir la place demandée ? Pour me répondre, je vous demande de vous aider d'une échelle, qui va de 0 à 10, où 0 signifie que la famille n'avait aucune chance d'obtenir la place demandée et 10 signifie que la famille a sans aucun doute obtenu la place demandée.

*Enquêteur : présentez la carte 4.*

*Remplir P<sub>1</sub>*

**1B7.** Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **2 salaire social minimum** (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>2</sub>*

**1B8.** Et si cette famille disposait de revenus encore **plus élevés**, disons **3 salaire social minimum** (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>3</sub>*

**1B9.** Prenons **maintenant** le cas d'une famille qui, **comme précédemment**, réside dans la commune, est monoparentale, mais qui, **cette fois, n'a aucun enfant gardé chez vous**. Imaginons que, à la rentrée scolaire 2006, cette famille vous ait demandé une place dans ce groupe d'âge. Pouvez-vous me dire s'il existait un montant de revenus mensuels au-dessus duquel cette famille n'avait **aucune chance** d'obtenir la place demandée ?

*Enquêteur : entourez la case correspondante dans le schéma 1.*

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 1B14*

**1B10.** Quel était alors ce montant de revenus mensuels ?

*Enquêteur : indiquez le montant dans la case intitulée « si oui, lequel » dans le schéma 1*

**1B11.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 1500€/mois. Sinon, passez à 1B17.*

Vous venez donc de me dire qu'une famille qui réside la commune, est monoparentale, et qui dispose de revenus mensuels supérieurs à [*indiquez le revenu seuil*] n'avait aucune chance d'obtenir une place pour un de ses enfants dans ce groupe d'âge à la rentrée scolaire 2006. Mais si cette famille disposait de **revenus moins élevés**, équivalent, disons, à **1 salaire social minimum** (1500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place demandée ?

*Enquêteur : remplir P<sub>4</sub>*

**1B12.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 3000€/mois. Sinon, passez à 1B17.*

Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **2 salaire social minimum** (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>5</sub>*

**1B13.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 4500€/mois. Sinon, passez à 1B17.*

Et si cette famille disposait de revenus encore **plus élevés**, disons **3 salaire social minimum** (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>6</sub>*

⇒ *Passez à 1B17*

**1B14.** Imaginons que cette famille, qui **réside la commune**, est **monoparentale**, qui n'a **aucun enfant gardé chez vous** et qui demande une place pour un de ses enfants à la rentrée scolaire 2006, dispose de **faibles revenus** mensuels, disons **1 salaire social minimum** (1500€/mois). Quelles étaient ses chances d'obtenir la place demandée ?

*Enquêteur : remplir P<sub>4</sub>*

**1B15.** Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **2 salaire social minimum** (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>5</sub>*

**1B16.** Et si cette famille disposait de revenus encore **plus élevés**, disons **3 salaire social minimum** (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir la place ?

*Enquêteur : remplir P<sub>6</sub>*

**1B17.** *Enquêteur : à lire avant de continuer, en montrant le schéma à la personne enquêtée :*

« Pour l'instant, parmi les familles qui **résident dans la commune**, j'ai pris les cas des familles **monoparentales**, qui **ont ou non déjà un enfant gardé chez vous**. Je vous ai demandé s'il existait un **seuil** de revenus à partir duquel ces familles n'avaient **aucune** chance d'obtenir une place pour leur enfant dans ce groupe d'âge. Puis, j'ai distingué ces familles selon leurs revenus mensuels (faibles, moyens ou élevés). Ces cas correspondent aux cases suivantes sur le schéma (*montrer les cases du schéma qui ont été remplies*). Je vais poursuivre le questionnaire en prenant d'autres cas de familles. Ainsi, toujours parmi les familles qui **résident dans la commune**, je vais prendre les cas des familles **biparentales**, qui ont ou non déjà un enfant gardé chez vous. Je vous demanderais s'il existait un seuil de revenus à partir duquel ces familles n'avaient aucune chance d'obtenir une place dans ce groupe d'âge. Puis, je distinguerais ces familles selon leurs revenus. Je poursuivrais ensuite avec les cas des familles qui, **cette fois, ne résident pas dans la commune**, en suivant toujours la même logique : d'abord les familles monoparentales, puis les familles biparentales, et en distinguant toujours selon que les familles ont ou non déjà un enfant gardé chez vous, en vous posant la question sur le seuil de revenus et, enfin, en les distinguant selon leurs revenus. »

*Enquêteur : rappeler à la personne enquêtée la réponse donnée à P1.*

*Par exemple : Pour une famille qui réside la commune, est monoparentale et a déjà un enfant gardé chez vous, lorsque je vous ai demandé s'il existait un montant de revenus mensuels au dessus duquel cette famille n'avait aucune chance d'obtenir une place dans ce groupe d'âge, vous m'avez répondu OUI (NON). Est-ce que c'est le cas pour une famille non pas monoparentale mais biparentale cette fois, où les deux parents travaillent à temps complet ?*

*Poursuivre le questionnaire à partir du schéma 1.*

**1B18.** *Enquêteur : L'établissement est-il situé dans la ville de Luxembourg ?*

-1-  
*OUI*

-0-  
*NON*  
⇒ *Fin du questionnaire*

Enfin, pour finir cet entretien, j'aimerais connaître la provenance géographique des enfants qui sont gardés chez vous. Parmi les enfants que vous accueillez au sein de votre établissement, pouvez-vous alors m'indiquer combien d'entre eux habitent :

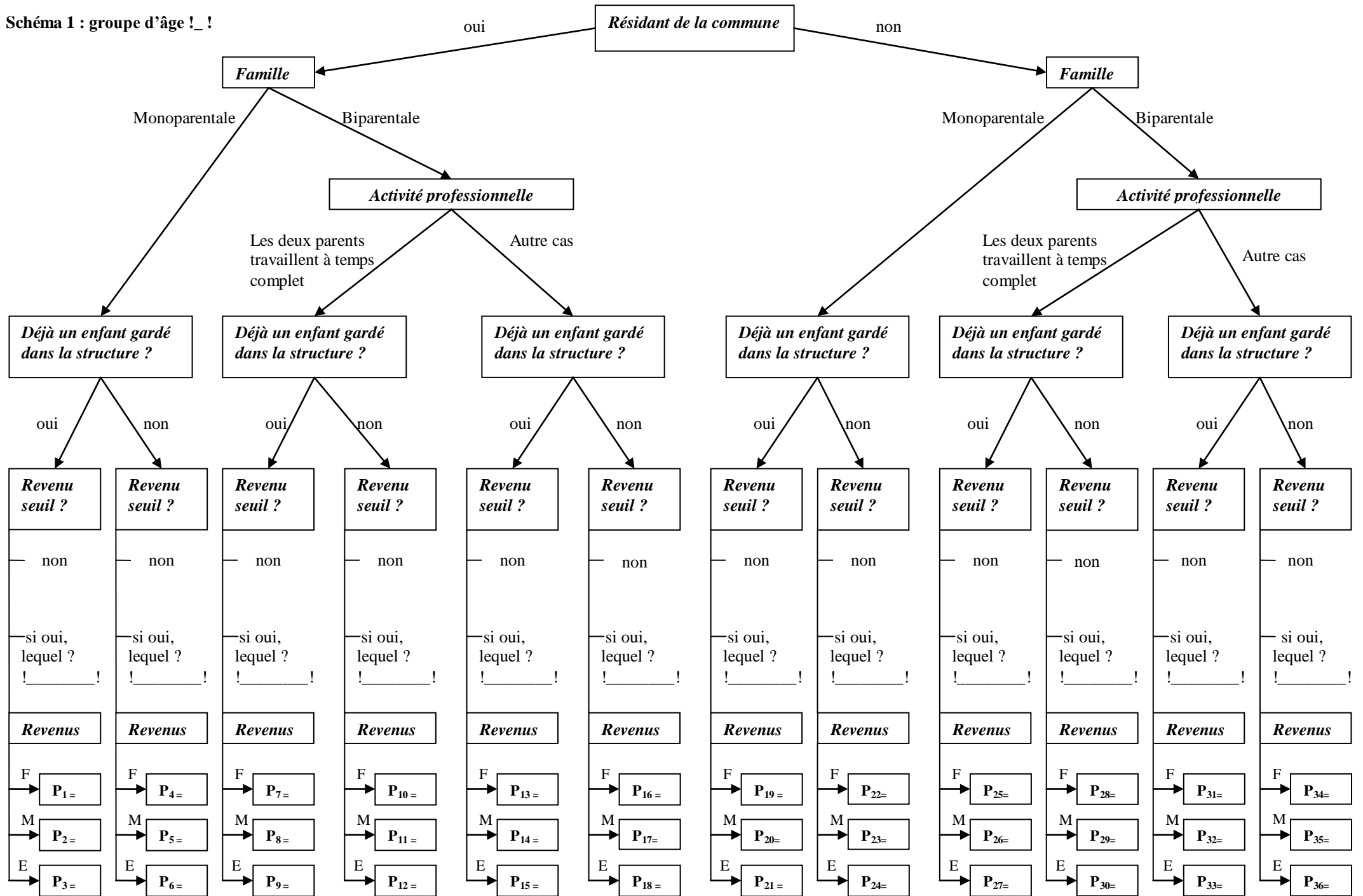
*Présentez carte 5*

	<b>Nombre d'enfants</b>
1. le quartier où se trouve votre établissement	
2. un autre quartier de la ville de Luxembourg	
3. une autre commune	
4. hors du Luxembourg	

*Fin du questionnaire*



**Schéma 1 : groupe d'âge !\_ !\_**



Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma pour un autre groupe d'âge. Sinon, passez à 1B18.

Schéma 1 : groupe d'âge ! \_ !

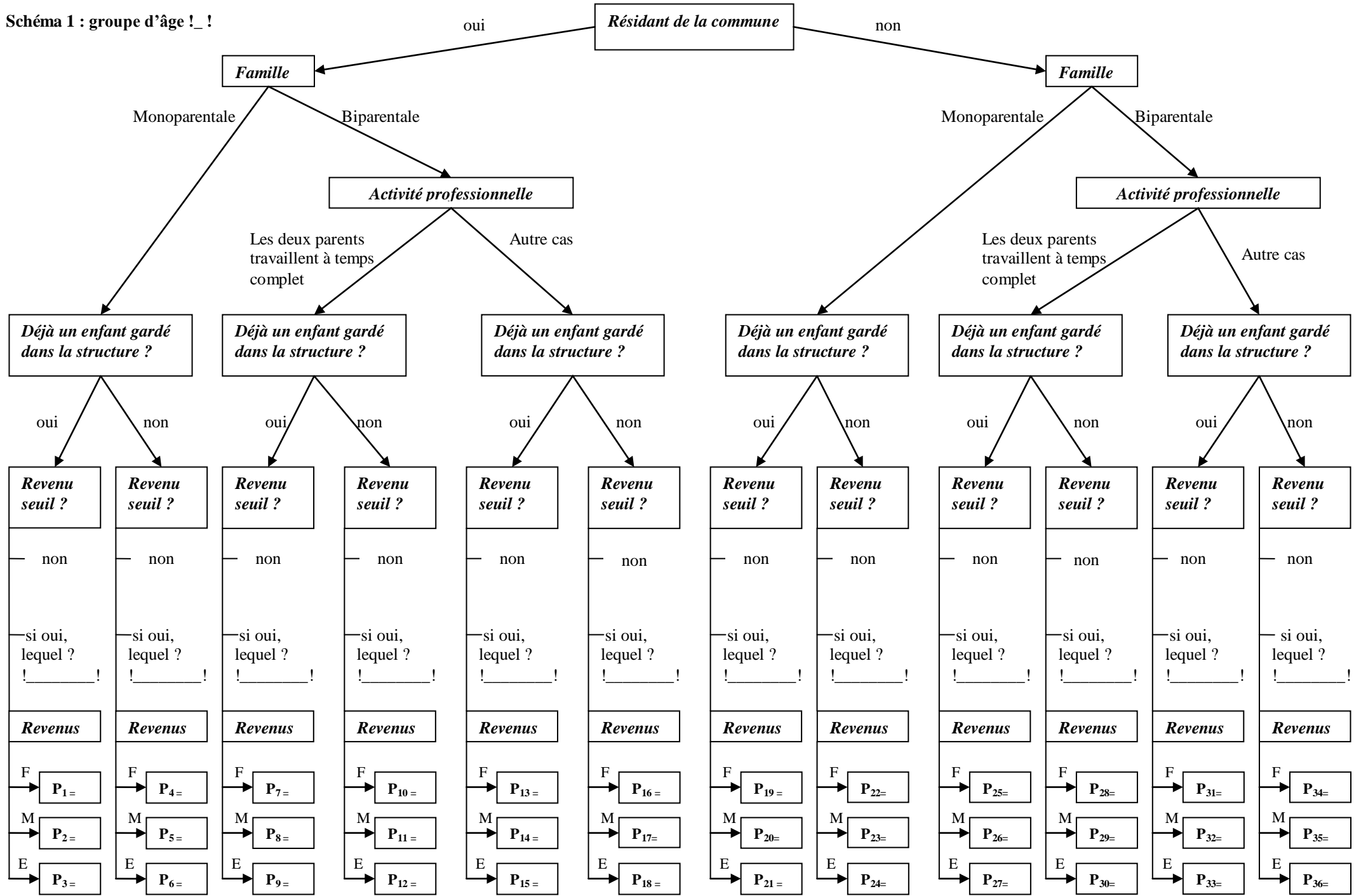
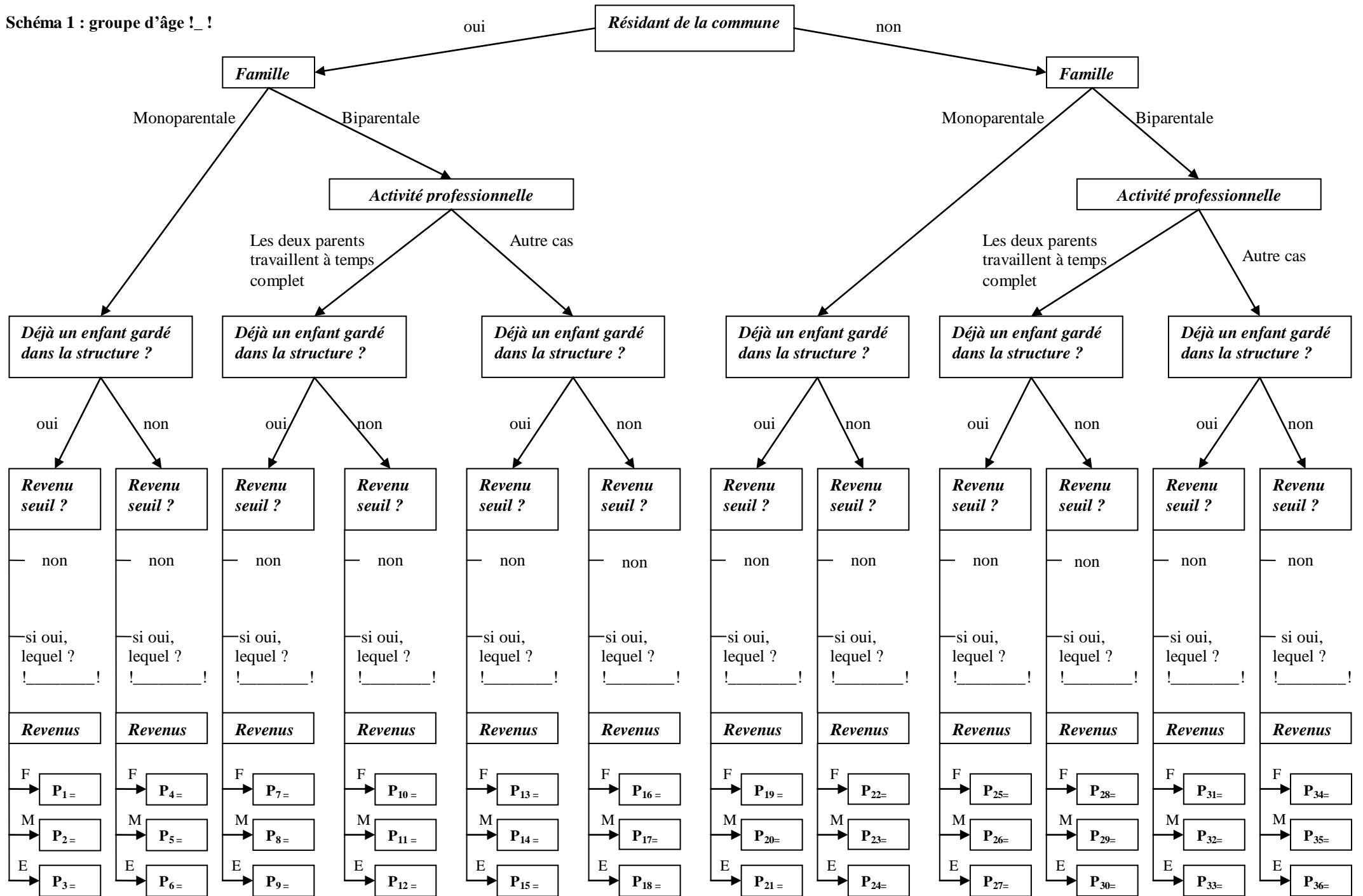


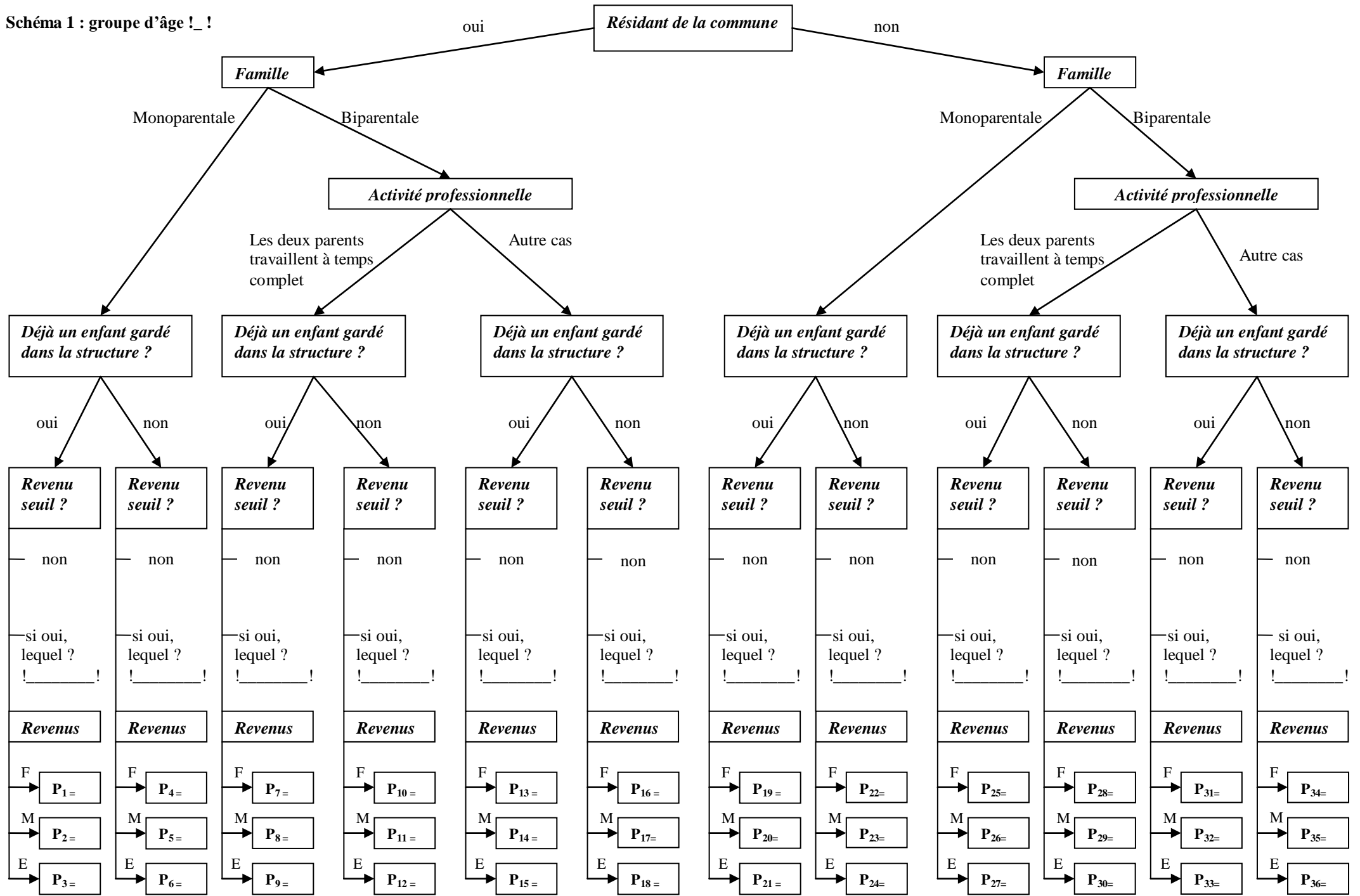


Schéma 1 : groupe d'âge !\_ !\_

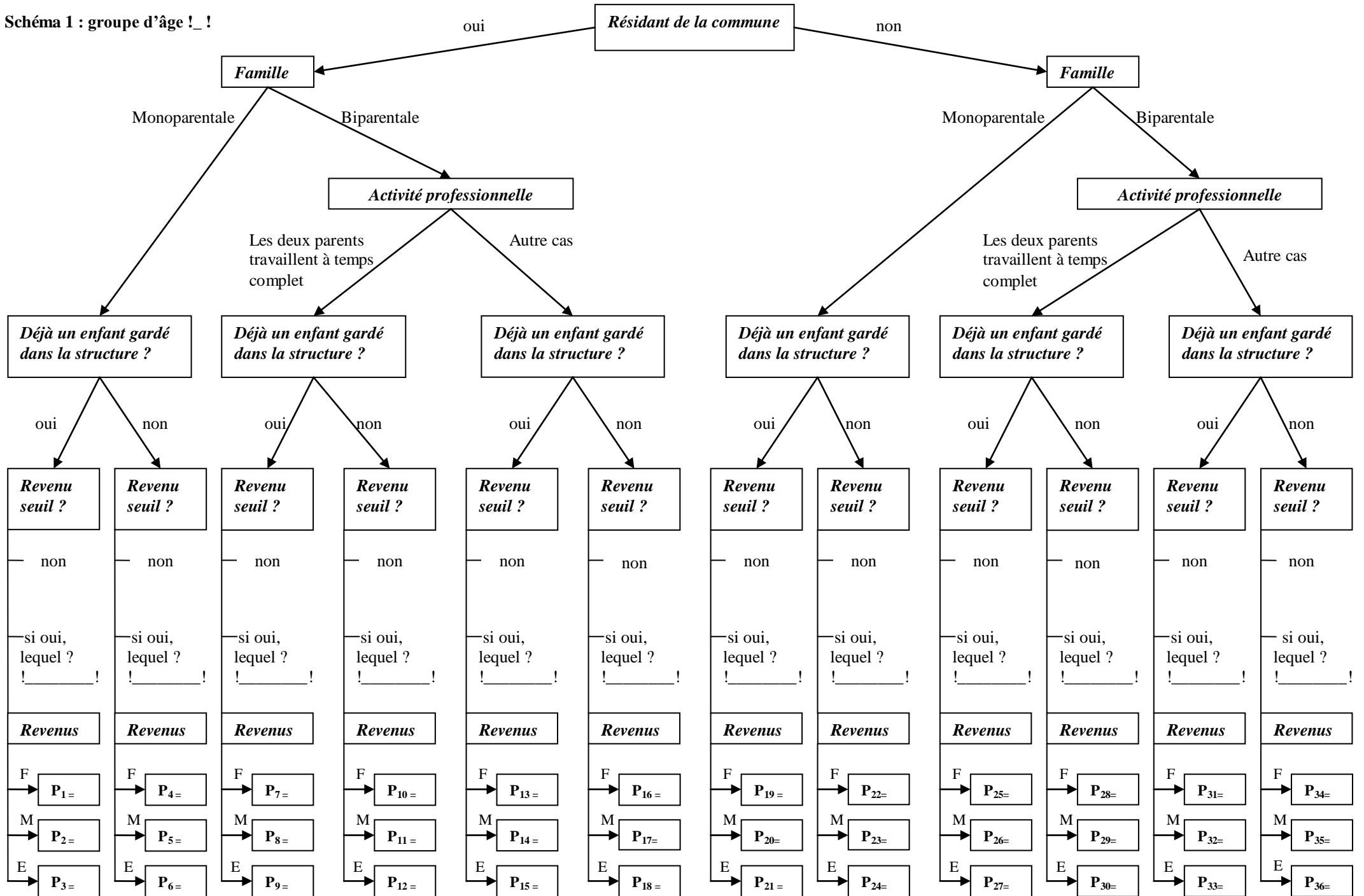


Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma pour un autre groupe d'âge. Sinon, passez à 1B18.

**Schéma 1 : groupe d'âge ! \_ !**



**Schéma 1 : groupe d'âge !\_ !**





CEPS/INSTEAD

**Enquête auprès des  
structures collectives d'accueil de jeunes enfants  
2007**

**Questionnaire 2  
STRUCTURES COLLECTIVES PRIVEES  
(hors crèches d'entreprises)**

**A. Caractéristiques de l'établissement**

Numéro identifiant de la structure :

--	--	--	--

Code Postal :

--	--	--	--	--

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

**2A1. Enquêteur : A lire avant de poser les questions**

« L'objectif de ce questionnaire est de mieux connaître les caractéristiques de l'offre de garde d'enfants par les structures collectives et les conditions d'accès des familles à ces structures. Pour commencer, je vais donc vous poser une série de questions sur les caractéristiques de votre établissement. En premier lieu, j'ai besoin de connaître l'âge des enfants que vous accueillez. »

**A partir de quel âge** les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement ?

!\_ !\_ ! mois

!\_ !\_ ! an(s)

**2A2. Et jusqu'à quel âge** les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement ?

!\_ !\_ ! mois

!\_ !\_ ! an(s)

**2A3. Est-ce que, dans votre établissement, les enfants sont répartis dans des groupes différents selon leur âge ?**

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 2A5*

**2A4. Quels sont ces groupes d'âge ?**

Groupe d'âge	Définition	
	De :	A :
<b>1</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>2</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>3</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>4</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)
<b>5</b>	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)	!_ !_ ! mois !_ !_ ! an(s)

**2A5. J'aimerais maintenant connaître la durée pendant laquelle les enfants peuvent être accueillis dans votre établissement. Pour commencer, quels sont vos horaires d'ouverture au cours d'une semaine type en dehors des vacances scolaires, et en dehors, évidemment, de vos périodes de fermeture ?**

### Emploi du temps au cours d'une semaine type en dehors des vacances scolaires

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?
<b>Lundi</b> <input type="checkbox"/> fermé le lundi	<b>Groupe 1</b>	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
<b>Mardi</b> <input type="checkbox"/> fermé le mardi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4 <input type="checkbox"/> identique à lundi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
<b>Mercredi</b> <input type="checkbox"/> fermé le mercredi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4 <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !	! ! ! h ! ! ! ! ! ! h ! ! !

.../...

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?
<b>Jeudi</b> <input type="checkbox"/> fermé le jeudi	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 1</b> <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 2</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 3</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 4</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 5</b> <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>

.../...



Suite et fin

JOUR	GROUPE D'AGE	A PARTIR DE QUELLE HEURE ?	JUSQU'A QUELLE HEURE ?	
<b>Samedi</b>  <input type="checkbox"/> fermé le samedi	<b>Groupe 1</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 2</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 3</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 4</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 5</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Dimanche</b>  <input type="checkbox"/> fermé le dimanche	<b>Groupe 1</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>
	<b>Groupe 2</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 3</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 4</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	
	<b>Groupe 5</b>  <input type="checkbox"/> identique à lundi <input type="checkbox"/> identique à mardi <input type="checkbox"/> identique à mercredi <input type="checkbox"/> identique à jeudi <input type="checkbox"/> identique à vendredi <input type="checkbox"/> identique à samedi <input type="checkbox"/> identique au groupe 1 <input type="checkbox"/> identique au groupe 2 <input type="checkbox"/> identique au groupe 3 <input type="checkbox"/> identique au groupe 4	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> h <input type="checkbox"/>	

2A6. S'agissant maintenant des **vacances scolaires**, est-ce que :

	Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5
<b>Votre établissement est fermé <u>au moins pour partie</u> pendant les .... ?</b>	<b>-1- OUI</b>	<b>Est-ce que votre établissement est fermé pendant toute la durée des .... ?</b>	<b>Pendant combien de temps votre établissement est-il fermé ?</b>	<b>Les jours où votre établissement est ouvert, les horaires sont-ils les mêmes que pendant le reste de l'année scolaire ?</b>	<b>Vos horaires et vos jours d'ouverture sont-ils les mêmes que pendant le reste de l'année scolaire ?</b>
		<b>-1- OUI</b> ⇒ <i>Passez à la période de vacances suivante</i>		<b>-1-OUI</b> } ⇒ <b>-0-NON</b> } <i>Passez à la période de vacances suivante</i>	<b>-1-OUI</b> } ⇒ <b>-0-NON</b> } <i>Passez à la période de vacances suivante</i>
	<b>-0-NON</b> ⇒ <i>Passez à Col. 5</i>	<b>-0-NON</b>			
<b>Congés de la Toussaint</b>					
<b>Vacances de Noël</b>					
<b>Congés de Carnaval</b>					
<b>Vacances de Pâques</b>					
<b>Congés de Pentecôte</b>					
<b>Vacances d'été</b>					

**2A7.** J'aimerais maintenant connaître les **caractéristiques** du personnel éducatif de votre établissement, **y compris vous**. Pour chacune de ces personnes, et pour vous-même, pouvez-vous m'indiquer :

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures

Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures

Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5	Col. 6
<b>Prénom (ou initiales)</b>	<b>Fonction (type d'emploi occupé)</b> <i>Présentez Carte 1</i>	<b>Niveau de qualification</b> <i>Présentez Carte 2</i>	<b>Ancienneté dans l'établissement</b>	<b>Rémunération mensuelle brute</b> <i>Présentez Carte 3</i>	<b>Nombre d'heures de travail par semaine</b>
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures
	-1- Chargé(e) de direction -2- Adjoint(e) du/de la chargé(e) de direction -3- Educateur -4- Infirmier(e)/puéricultrice -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	-1- Educateur diplômé -2- Educateur gradué -3- Infirmière/puéricultrice -4- Pédagogue curateur -5- Autre ( <i>précisez</i> ) :	!_ !_ ! mois !_ !_ ! années	!_ !	!_ !_ ! heures



Col. 7	Col.8				
Chargé(e) de s'occuper exclusivement d'un groupe d'âge ?	Répartition du temps de travail hebdomadaire entre les différents groupes d'âge :				
	groupe 1	groupe 2	groupe 3	groupe 4	groupe 5
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures
<b>-1-OUI Groupe !_ !</b> ⇒ si la personne est le/la chargé(e) de direction, ou l'adjoint(e) passez à la col. 8, sinon indiquez 100% pour le groupe concerné et passez à l'employé(e) suivant(e) (ligne suivante) <b>-0- NON</b>	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures	!_!_!_! % !_!_! heures

Enquêteur : si le tableau ci-dessus n'est pas suffisant, utiliser le tableau supplémentaire fourni en annexe.

**2A8.** *Enquêteur : A lire avant de continuer*

« Pour finir cette série de questions sur les caractéristiques de votre établissement, je vais vous interroger sur vos capacités d'accueil. Mais, auparavant, j'aimerais connaître le prix d'une place à temps complet dans votre établissement.

Chez vous, est-ce que le **prix d'une place à temps complet** est le même pour tous les enfants... ?

	Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4
<b>Groupe d'âge</b>	<b>1. OUI</b>  <b>0. NON</b> ⇒ <i>Passez à col. 3</i>	<b>Si OUI, quel est le prix mensuel d'une place à temps complet ? (en €)</b> ⇒ <i>Passez au groupe d'âge suivant</i>	<b>Si NON, est-ce que le prix varie en fonction d'un barème qui prend en compte les revenus de la famille ?</b> <b>1. OUI</b>  <b>0. NON</b> ⇒ <i>Passez au groupe d'âge suivant</i>	<b>Si OUI, est-ce que le prix est calculé à partir du barème appliqué dans le secteur conventionné ?</b> <b>1. OUI</b> <b>0. NON</b>
1				
2				
3				
4				
5				
<b>Ensemble</b>				

**2A9.** S'agissant maintenant de vos **capacités d'accueil**, pouvez-vous m'indiquer combien y a-t-il de **places à temps complet** dans votre établissement pour accueillir les enfants :

*Enquêteur : dans le cas des structures où les enfants sont répartis dans des groupes différents selon leur âge, si la personne enquêtée ne sait pas dire le nombre de places à temps complet disponibles par groupe, demandez lui d'indiquer le nombre total de places et inscrivez-le dans la case Ensemble du tableau.*

<b>Groupe d'âge</b>	<b>Nombre de places à temps complet</b>
1	
2	
3	
4	
5	
<b>Ensemble</b>	

**2A10.** Est-ce que, à la rentrée scolaire 2006, toutes ces places ont été attribuées ?

-1-  
OUI  
⇒ *Passez à 2A12*

-0-  
NON

**2A11.** Combien de places étaient vacantes à la rentrée scolaire 2006 ?

Groupe d'âge	Nombre de places vacantes
1	
2	
3	
4	
5	
<i>Ensemble</i>	

⇒ *Passez à 2B2 du questionnaire B*

**2A12.** Est-ce que, pour une admission à la rentrée scolaire 2006, vous avez dû refuser des enfants parce que vous n'aviez plus de places disponibles ?

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 2B2 du questionnaire B*

**2A13.** Combien d'enfants avez-vous dû alors refuser ?

Groupe d'âge	Nombre d'enfants refusés
1	
2	
3	
4	
5	
<i>Ensemble</i>	

⇒ *Passez à 2B1 du questionnaire B*



CEPS/INSTEAD

**Enquête auprès des  
structures collectives d'accueil de jeunes enfants  
2007**

**Questionnaire 2  
STRUCTURES COLLECTIVES PRIVEES  
(hors crèches d'entreprises)**

**B. Conditions d'accès**

Numéro identifiant de la structure :

--	--	--	--

Code Postal :

--	--	--	--	--

La participation à cette interview est volontaire. Les réponses données seront traitées de façon anonyme et confidentielle.

**2B1.** *Enquêteur : A lire avant de poser les questions*

« Vous m'avez indiqué que, à la rentrée scolaire 2006, vous avez dû refuser des enfants faute de places disponibles dans votre établissement. J'aimerais alors connaître quelles étaient les chances pour une famille d'obtenir une place pour son enfant dans votre établissement.

Pour me répondre, je vous demande de vous aider d'une échelle, qui va de 0 à 10, où 0 signifie que la famille n'avait aucune chance d'obtenir la place demandée, et 10 signifie que la famille a sans aucun doute obtenu la place. »

*Enquêteur : présentez la carte 4.*

A la rentrée scolaire 2006, compte tenu de la taille de la file d'attente, si elle existe, et des places qui se sont libérées, quelles étaient les chances pour une famille d'obtenir une place pour son enfant ...?

*Enquêteur : veuillez ne citer que le(s) groupe(s) d'âge pour lequel (lesquels) des enfants ont été refusés.*

Groupe d'âge	Nombre de chances sur dix d'obtenir une place
1	
2	
3	
4	
5	
<i>Ensemble</i>	

**2B2.** Dans le cadre de contrats annuels, le Ministère de la Famille loue des places dans les structures privées, comme la vôtre, afin d'augmenter le nombre de places disponibles pour les familles à revenus modestes. C'est à ses places que fais référence lorsque je parle de places **subventionnées**. Est-ce que, à la rentrée scolaire 2006, le Ministère vous a contacté(e) pour vous proposer de signer un contrat de ce type avec lui ?

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 2B13*

**2B3.** Pouvez-vous alors m'indiquer :

Col. 1	Col. 2	Col. 3	Col. 4	Col. 5
<b>Groupe d'âge</b>	<b>Le nombre de places que le Ministère <u>vous a demandées</u></b>	<b>Est-ce que vous avez pu louer au Ministère <u>toutes les places qu'il vous a demandées</u> ?</b> -1- OUI ⇒ <i> passez au groupe d'âge suivant</i>  -0- NON	<b>Est-ce parce que vous n'aviez pas suffisamment de places à ce moment ?</b> -1- OUI -0- NON	<b>Veillez indiquer le nombre de places à temps complet que vous louez au Ministère</b> <i>Enquêteur : si aucune place n'est louée, indiquez 0</i>
1				
2				
3				
4				
5				
<b>Ensemble</b>				

*Enquêteur : orientation du questionnaire*

*Dans le tableau ci-dessus, entourez le(s) groupe(s) d'âge pour lequel (lesquels) l'établissement loue au Ministère de la Famille un nombre de places inférieur au nombre de places demandées (c'est-à-dire réponse NON à la col. 3). Vous devez remplir autant de schémas 2 que vous avez entourés de groupes d'âge.*

*Inscrivez sur le(s) schéma(s) le(s) groupes d'âge pour lequel (lesquels) le nombre de places loué au Ministère de la Famille est inférieur au nombre de places qu'il a demandées.*

*Passez à 2B4*

**2B4.** *Enquêteur : indiquez à la personne enquêtée le groupe d'âge concerné.*

*A lire avant de poser les questions*

« **Pour ce groupe d'âge**, vous venez de m'indiquer que vous n'avez pas pu louer au Ministère de la Famille **toutes** les places qu'il vous a demandées. J'aimerais alors en savoir plus sur les chances d'obtenir une place **subventionnée dans ce groupe d'âge**. Pour cela, je vais envisager différents types de familles et je vais vous interroger sur les chances qu'avaient ces familles d'obtenir une place **subventionnée dans ce groupe d'âge**.

Pour répondre à mes questions, je vous demande d'utiliser à nouveau l'échelle, où 0 signifie que la famille n'avait aucune chance d'obtenir la place et où 10 signifie que la famille a sans aucun doute obtenu la place. »

Commençons par le cas d'une famille **monoparentale**. Pouvez-vous me dire s'il existait un montant de revenus mensuels au-dessus duquel cette famille n'avait **aucune chance** d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge ?

*Enquêteur : entourez la case correspondante dans le schéma 2*

-1-  
OUI

-0-  
NON  
⇒ *Passez à 2B9*

**2B5.** Quel était alors ce montant de revenus mensuels ?

*Enquêteur : indiquez le montant dans la case intitulée « si oui, lequel » dans le schéma 2*

**2B6.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 1500€/mois. Sinon, passez à 2B12.*

Vous venez donc de me dire qu'une famille monoparentale qui dispose de revenus mensuels supérieurs à [indiquez le revenu seuil] n'avait aucune chance d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge. Mais si cette famille disposait de **revenus moins élevés**, équivalent, disons, à **1 salaire social minimum** (1500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge ?

*Enquêteur : remplir P<sub>1</sub>*

**2B7.** *Enquêteur : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 3000€/mois. Sinon, passez à 2B12.*

Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **2 salaire social minimum** (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée ?

*Enquêteur : remplir P<sub>2</sub>*



**2B8.** *Enquêteur* : à ne poser que si le revenu seuil est supérieur à 4500€/mois. Sinon, passez à 2B12.

Et si cette famille disposait de revenus **plus élevés**, disons **3 salaire social minimum** (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée?

*Enquêteur* : remplir  $P_3$

⇒ Passez à 2B12

**2B9.** Imaginons que cette famille monoparentale dispose de **faibles revenus mensuels**, disons 1 salaire social minimum (1500€/mois). Quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge ?

*Enquêteur* : remplir  $P_1$

**2B10.** Et si cette famille disposait de **revenus plus élevés**, disons 2 salaire social minimum (3000€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée?

*Enquêteur* : remplir  $P_2$

**2B11.** Et si cette famille disposait de **revenus plus élevés**, disons 3 salaire social minimum (4500€/mois), quelles étaient ses chances d'obtenir une place subventionnée?

*Enquêteur* : remplir  $P_3$

**2B12.** *Enquêteur : à lire avant de continuer*

« Les cas pour lesquels je vous ai interrogé correspondent aux cases suivantes sur le schéma [montrer les cases  $P_1$  à  $P_3$ ].

Je vais poursuivre le questionnaire en prenant maintenant le cas des familles biparentales, en distinguant les familles où les deux parents travaillent à temps complet des autres familles biparentales. Comme précédemment, je vais vous demander s'il existait un seuil de revenus à partir duquel ces familles n'avaient aucune chance d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge. Je distinguerais enfin les familles selon leurs revenus mensuels.»

*Enquêteur : rappeler à la personne enquêtée la réponse donnée au cas  $P_1$ .*

*Exemple :*

*Lorsque je vous ai demandé s'il existait un montant de revenus mensuels au dessus duquel une famille monoparentale n'avait aucune chance d'obtenir une place subventionnée dans ce groupe d'âge, vous m'avez répondu OUI (NON).*

*Est-ce que c'est le cas pour une famille non pas monoparentale mais biparentale cette fois, où les deux parents travaillent à temps complet ?*

*Poursuivre le questionnaire à partir du schéma 2.*

**2B13.** *Enquêteur : L'établissement est-il situé dans la ville de Luxembourg ?*

-1-  
*OUI*

-0-  
*NON*  
⇒ *Fin du questionnaire*

Enfin, pour finir cet entretien, j'aimerais connaître la provenance géographique des enfants qui sont gardés chez vous. Parmi les enfants que vous accueillez au sein de votre établissement, pouvez-vous alors m'indiquer combien d'entre eux habitent :

*Présentez la carte 5*

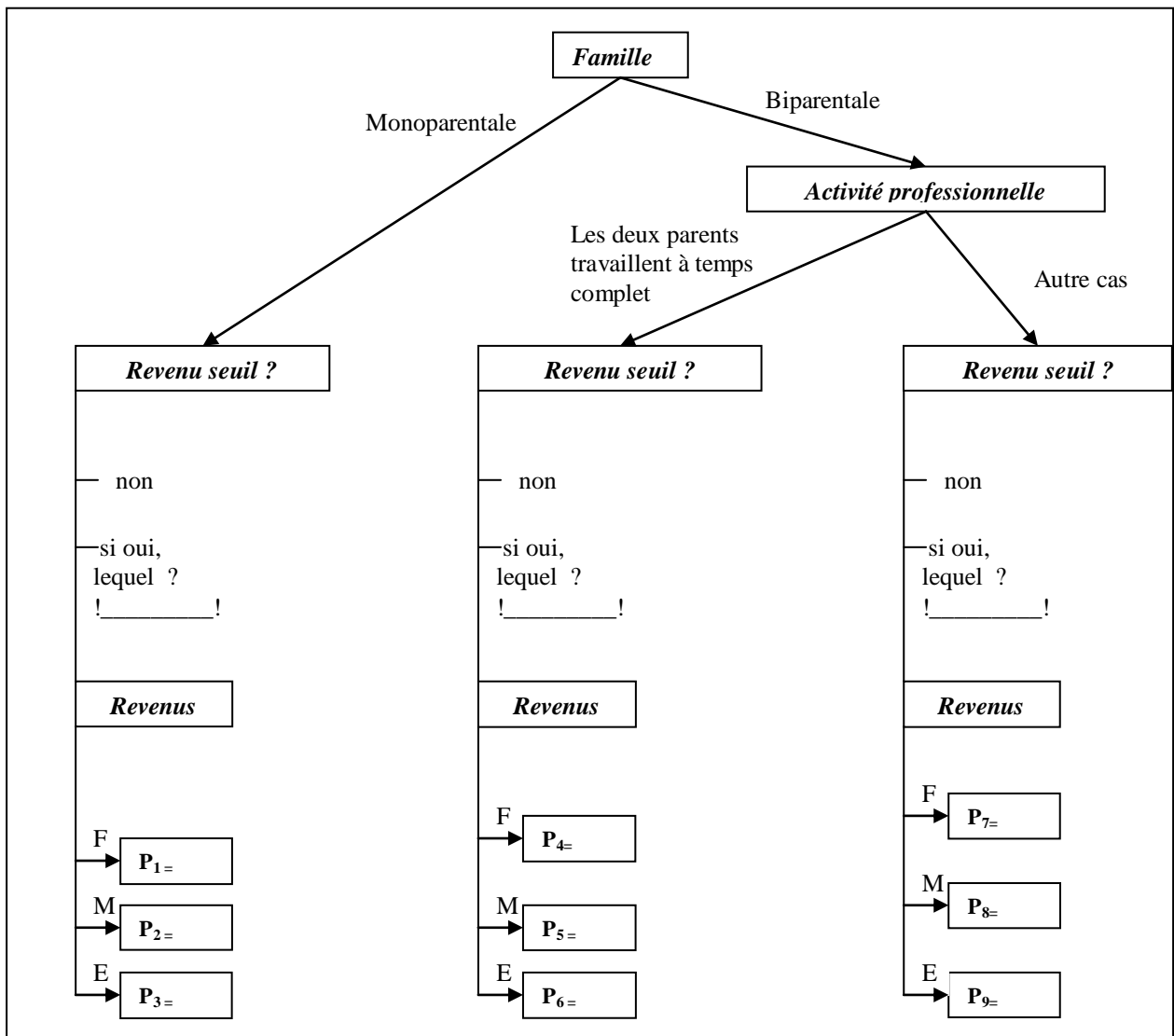
	<b>Nombre d'enfants</b>
1. le quartier où se trouve votre établissement	
2. un autre quartier de la ville de Luxembourg	
3. une autre commune	
4. hors du Luxembourg	

*Fin du questionnaire*



Numéro Identifiant de la structure !\_ !\_ !\_ !

**Schéma 2 : Groupe d'âge !\_ !**

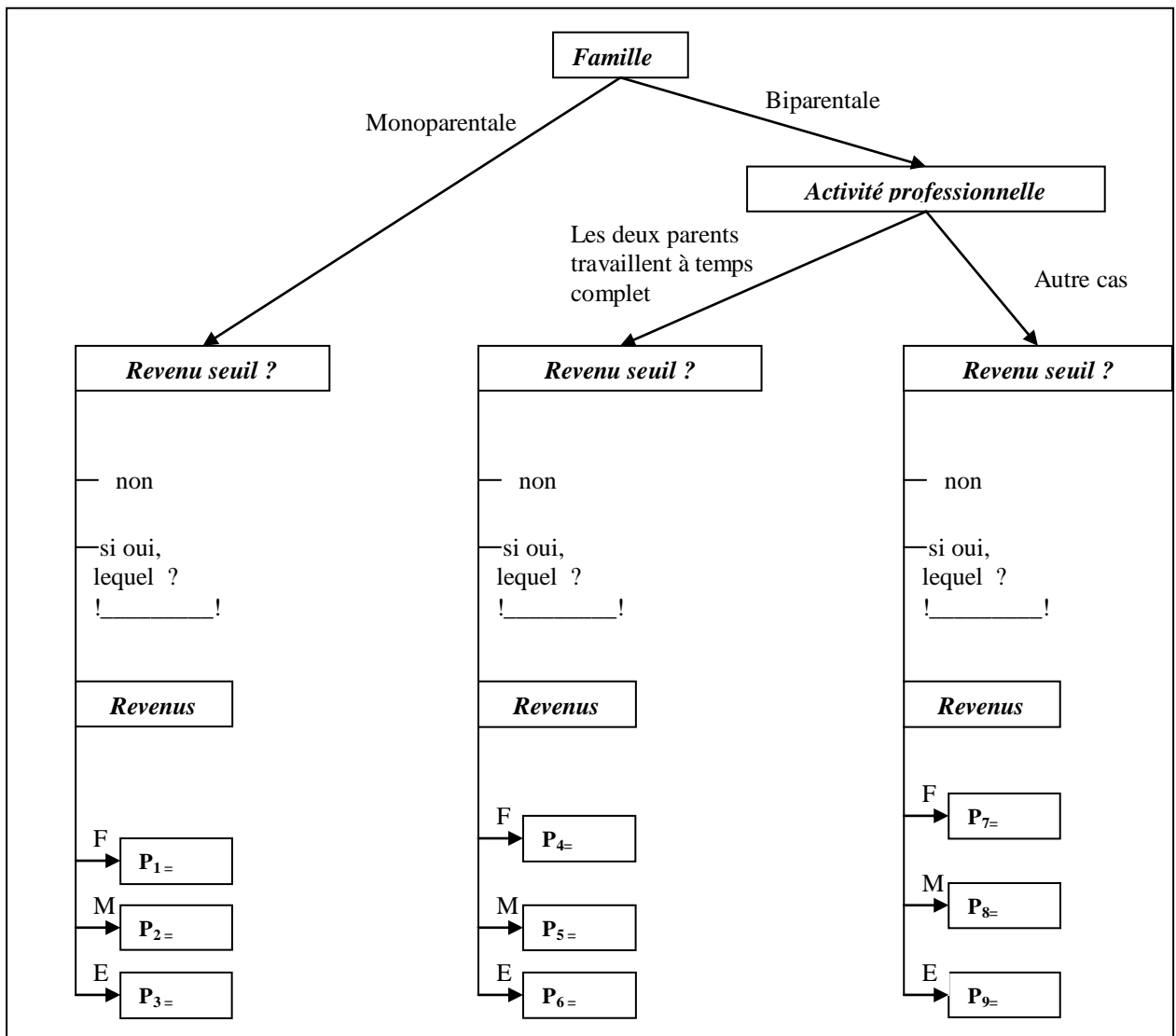


*Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma 2 pour un autre groupe d'âge.*

*Sinon, passez à 2B13.*

Numéro Identifiant de la structure !\_ !\_ !\_ !

**Schéma 2 : Groupe d'âge !\_ !**

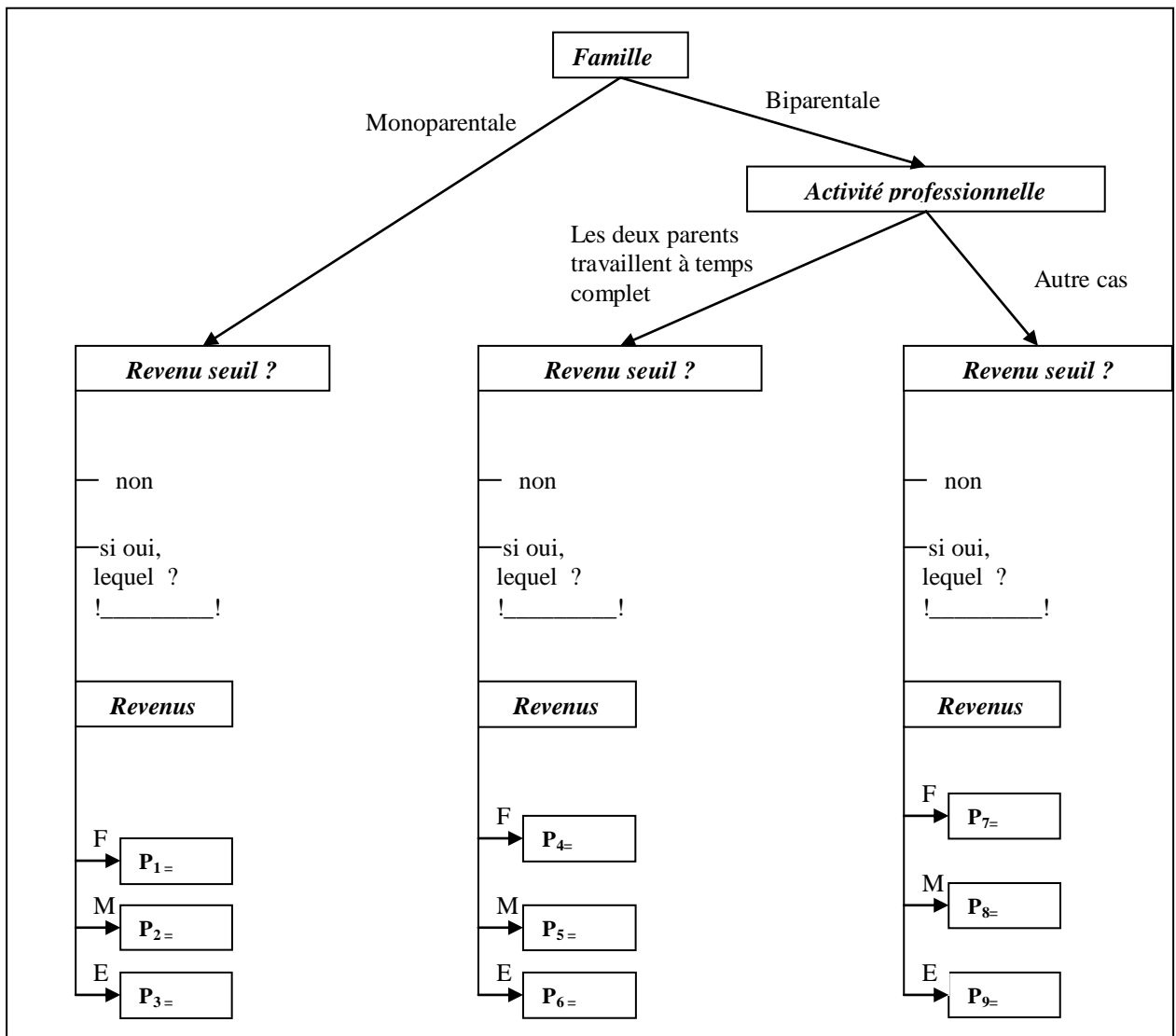


*Enquêteur : veuillez vérifier à partir du tableau d'orientation si vous devez remplir un schéma 2 pour un autre groupe d'âge.*

*Sinon, passez à 2B13.*

Numéro Identifiant de la structure !\_ !\_ !\_ !

**Schéma 2 : Groupe d'âge !\_ !**

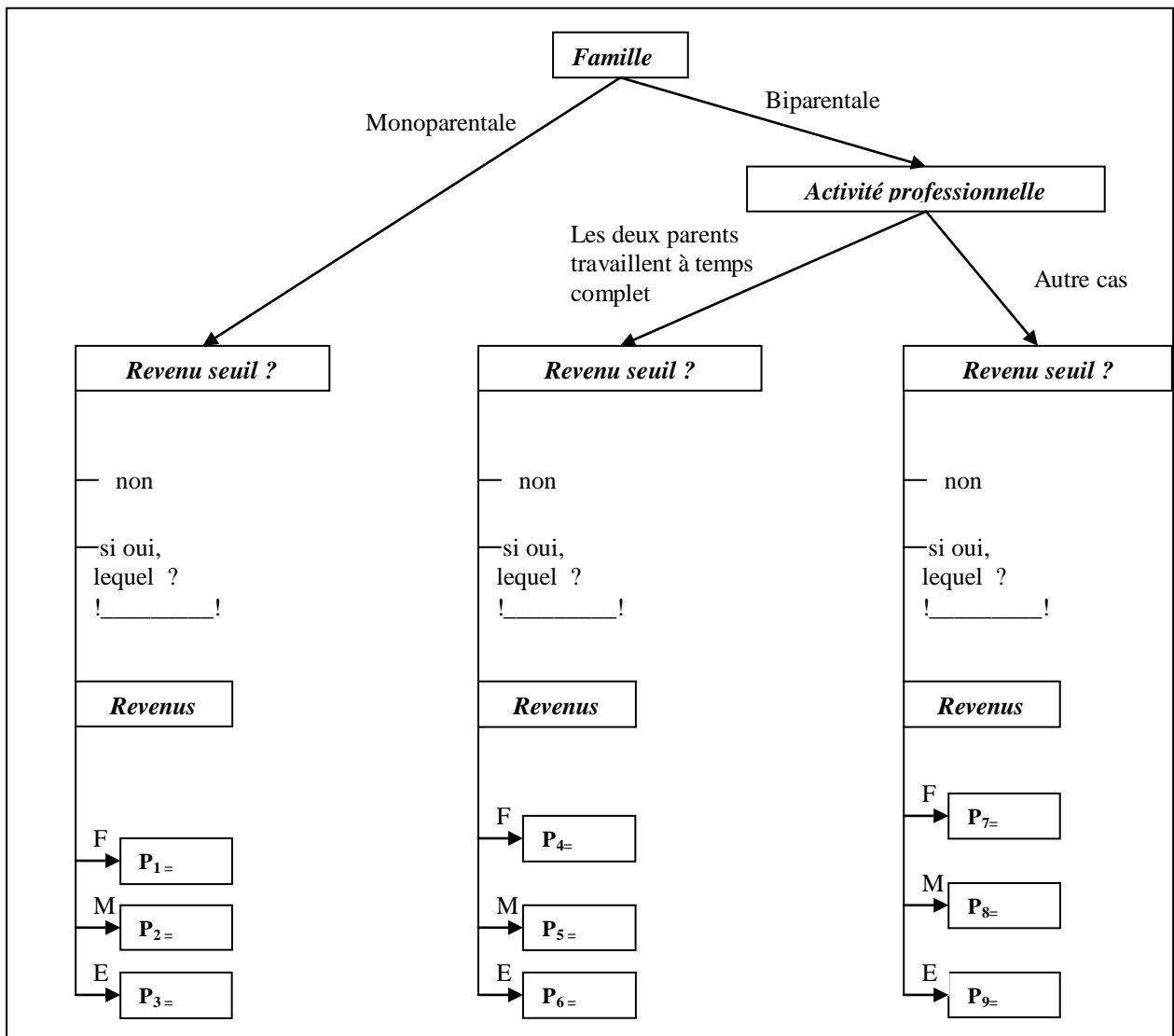


*Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma 2 pour un autre groupe d'âge.*

*Sinon, passez à 2B13.*

Numéro Identifiant de la structure !\_ !\_ !\_ !

**Schéma 2 : Groupe d'âge !\_ !**



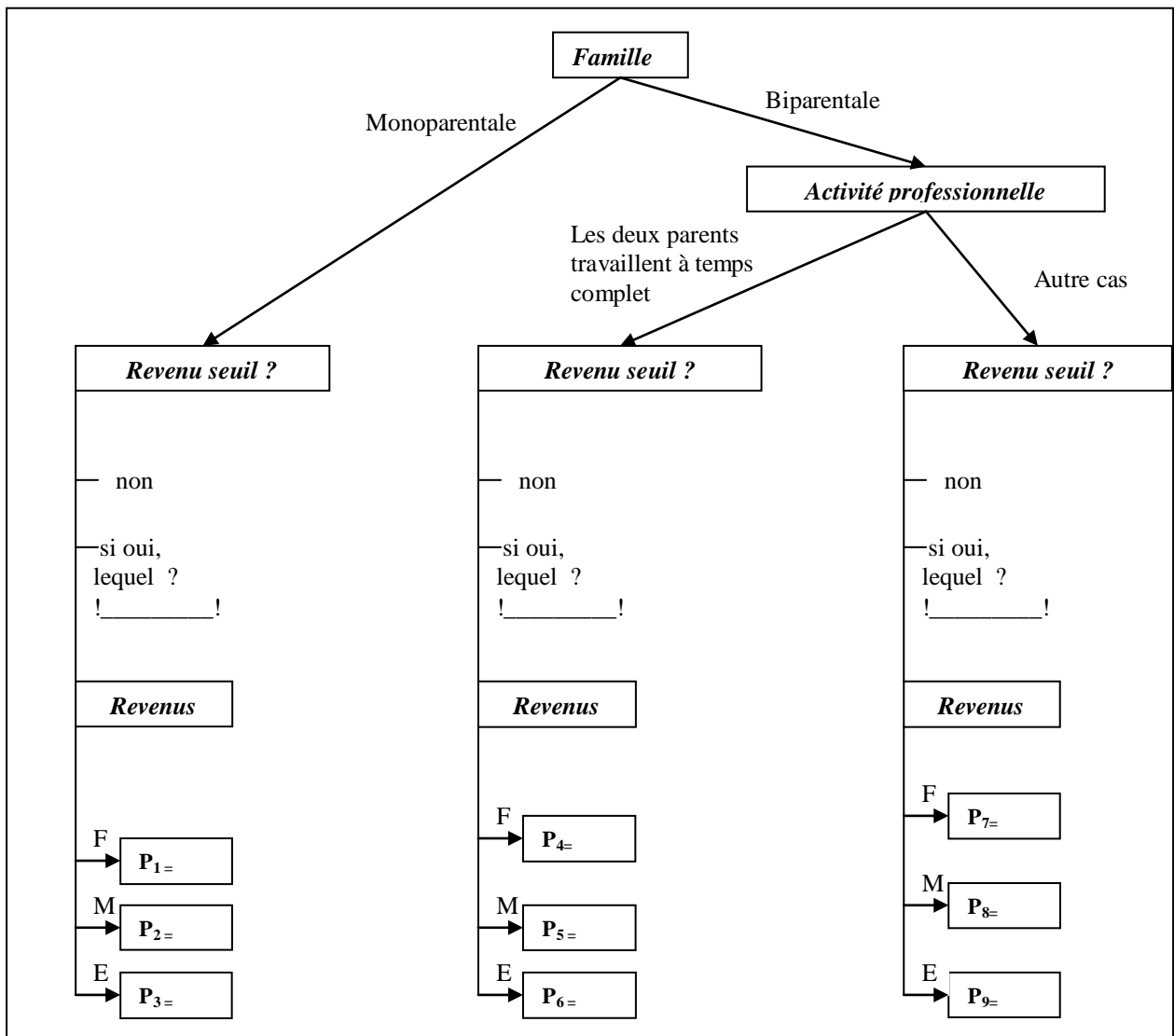
*Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma 2 pour un autre groupe d'âge.*

*Sinon, passez à 2B13.*



Numéro Identifiant de la structure !\_ !\_ !\_ !

**Schéma 2 : Groupe d'âge !\_ !**



*Enquêteur : veuillez vérifier si vous devez remplir un schéma 2 pour un autre groupe d'âge.*

*Sinon, passez à 2B13.*



## Annexe F

# Les limites de l'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg

L'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg présente deux limites : la première limite tient à la qualité des réponses fournies par les responsables des structures collectives enquêtés et la deuxième limite tient à la non réponse.

### **La qualité des réponses données par les enquêtés**

Une première limite des données utilisées réside en la **qualité des réponses données** par les responsables des structures d'accueil quant aux chances d'obtenir une place dans leur établissement.

#### *Un biais lié à la mémoire des enquêtés*

La méthode mise en oeuvre pour construire notre base de données repose sur l'hypothèse que les responsables des structures d'accueil enquêtés mettent en relation, d'un côté, le nombre de demandes qui leur ont été adressées et, d'un autre côté, les capacités d'accueil de leur établissement, pour nous indiquer quelles sont les chances d'obtenir une place dans leur établissement. Or, en raison du décalage entre

la période où s'est déroulée l'enquête (le printemps 2007) et la période concernée par le questionnaire (la rentrée scolaire 2006/07), nous pouvons craindre un biais lié à la mémoire des enquêtés : le problème ne se pose pas pour les capacités d'accueil de leur établissement, pour lesquelles il est raisonnable de penser que les responsables des structures d'accueil les connaissent bien, mais pour le nombre de demandes qui leur ont été adressées à la rentrée scolaire 2006/07. Ce biais pourrait être limité dans les structures collectives publiques, dans la mesure où les responsables de ces structures sont tenus, par le Ministère de la Famille et de l'Intégration, à mettre à jour des listes d'attente : nous pouvons en effet supposer que, de ce fait, tout au long de l'année, ces personnes ont une connaissance précise du nombre de demandes non satisfaites, et donc, entre autres, à la rentrée scolaire. Les structures collectives privées ne sont, quant à elles, pas tenues à cette obligation.

*Un biais lié au désir de se conformer aux attentes du Ministère de la Famille et de l'Intégration*

Outre ce biais lié à la mémoire des enquêtés, la qualité des données de l'enquête menée auprès des structures collectives pourrait être affectée de la façon suivante. Dans le cas des structures collectives publiques, les questions relatives aux chances d'obtenir une place ont été posées pour les différents types de mères en regard des règles de priorité : puisque ces règles de priorité figurent dans la convention signée entre les structures collectives publiques et le Ministère de la Famille et de l'Intégration, nous pouvons penser que certains enquêtés ont répondu non pas compte tenu de la situation qu'ils ont effectivement connue à la rentrée scolaire 2006/07, mais en fonction de ce qu'ils pensaient être les réponses attendues de la part du Ministère de la Famille.

### **La non réponse**

Une seconde limite de l'enquête tient à la **non réponse**. Certes, seules 7 structures sur 131 n'ont pas pu être enquêtées parce que les responsables de ces structures ont refusé de participer à l'enquête : le taux de non réponse (5%) est donc relativement bas. Cependant, au regard de notre objectif, qui était de parvenir à obtenir des informations pour toutes les structures collectives existantes au G-D de Luxembourg quant aux chances qu'avaient les mères d'y obtenir une place pour leur(s) enfant(s),

la non réponse, bien que faible, constitue bel et bien une limite.

En l'absence d'informations nous permettant de déterminer quelles auraient été les chances d'obtenir une place dans les structures pour lesquelles les responsables ont refusé de participer à l'enquête, nous n'avons pas mis au point de stratégie d'imputation des données manquantes liées à la non réponse<sup>1</sup>. Ces sept structures ne sont donc pas prises en compte dans le calcul de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, ce qui revient à considérer que les chances d'y obtenir la ou les places demandées sont nulles. On peut alors craindre une **sous-estimation** de l'indicateur de disponibilité locale pour les mères qui auraient eu de fortes chances d'obtenir la ou les places demandées dans les structures non enquêtées : cette sous-estimation est d'autant plus importante que ces femmes résident à proximité des structures en question. Pour les mères qui auraient de faibles chances d'obtenir la ou les places demandées dans les structures non enquêtées, l'indicateur de disponibilité locale est également sous-estimé mais à lieu de résidence identique, cette sous-estimation est moins importante que pour les femmes qui auraient eu de fortes chances d'obtenir la ou les places demandées. Enfin, pour les mères dont les chances d'obtenir la ou les places demandées auraient été nulles, l'indicateur de disponibilité n'est pas affectée par la non réponse.

---

<sup>1</sup>Les seules informations dont nous disposons sur les structures non enquêtées concernent leur localisation géographique. En l'occurrence, cinq structures sont localisées à Luxembourg-ville, les deux autres structures sont implantées dans des villes faisant partie de l'agglomération de Luxembourg-ville.



## Annexe G

# La définition des types de mères au regard des règles de priorité en vigueur dans les structures collectives

L'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg visait principalement à recueillir des informations sur les chances qu'avait une mère d'obtenir une place pour chacun de ses enfants. En raison de l'existence de règles de priorité, au sein d'une même structure, les mères n'ont pas toutes les mêmes chances d'obtenir une place pour chacun de leurs enfants. Pour en tenir compte dans l'enquête, l'idée a été de définir des types de mères au regard de ces règles de priorité et d'interroger les responsables des structures d'accueil de jeunes enfants quant aux chances d'obtenir une place dans leur établissement pour ces différents types de mères. Afin de définir ces types de mères, nous avons commencé par identifier les règles de priorité en vigueur dans les structures collectives du G-D de Luxembourg à la lumière des informations dont nous disposons quant au mode d'allocation des places.

S'agissant des **structures collectives publiques, dites conventionnées**, selon l'article 6 de la Convention pour Crèches et Foyers de Jour pour enfants du Ministère de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, les critères et les procédures d'admission sont définis comme suit :

*« L'enfant à besoins spéciaux<sup>1</sup> dispose d'une priorité absolue au cas où aucun enfant à besoins spéciaux n'est à ce moment inscrit dans le groupe. En dehors de ce critère, la situation professionnelle des parents ou tuteurs, leur situation familiale et leur revenu familial constituent les critères de base lors de la décision d'admettre un enfant sur une place vacante. En règle générale, 70% des places peuvent être réservées aux enfants résidents de la commune ou des communes qui ont financé les infrastructures. »*

En se référant aux critères d'admission qui viennent d'être énumérés et en laissant de côté le cas particulier des enfants à besoins spéciaux, les critères d'admission dans les structures **publiques** sont donc relatifs aux caractéristiques suivantes :

- la commune de résidence
- le type de famille
- la situation d'activité professionnelle du/des parents
- les revenus de la famille.

Pour ce qui est du type de famille et de la situation d'activité professionnelle du/des parents, les précisions qui nous ont été données par M. Claude JANIZZI, responsable du Service des foyers de jour du Ministère de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, ainsi que celles apportées par les responsables des structures d'accueil conventionnées rencontrés pendant la phase de démarrage du projet d'enquête, nous conduisent à distinguer les familles monoparentales, les familles biparentales où les deux parents travaillent à temps complet et les autres familles biparentales. En outre, ces entretiens avec les professionnels nous ont conduite à ajouter, à la liste des critères d'admission prioritaire énumérés ci-dessus, un critère d'admission prioritaire relatif aux enfants faisant partie d'une même fratrie.

A la différence des structures publiques, **les structures privées, hors crèches d'entreprise**, n'appliquent pas de critères d'admission prioritaires relatifs à la situation familiale ou financière des familles ou à leur lieu de résidence. Dans ces structures, l'allocation des places disponibles se fait uniquement selon la règle « premier

---

<sup>1</sup>D'après l'article 5 de la Convention pour Crèches et Foyers de Jour pour enfants du Ministère de la Famille et de l'Intégration du G-D de Luxembourg, « *sont considérés comme enfants à besoins spéciaux les enfants qui présentent un retard de développement ou des handicaps physiques, mentaux ou sensoriels* ».



inscrit, premier servi » ; c'est donc uniquement la position sur la liste d'inscription, si elle existe, qui constitue une condition d'admission prioritaire.

Dans la mesure où, pour construire notre indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, nous associons les données collectées auprès des structures collectives aux données du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL-3, la définition des types de mères au regard des règles de priorité utilisés dans l'enquête auprès des structures collectives ne peut être réalisée indépendamment des données disponibles dans le panel. La confrontation des caractéristiques accordant une priorité d'admission avec les informations disponibles dans le panel luxembourgeois de ménages, telle que présentée dans le tableau G.1, montre que, hormis la position sur la liste d'inscription et la présence d'un enfant déjà gardé dans la structure collective enquêtée, les caractéristiques accordant une priorité d'admission dans une structure collective sont toutes des informations disponibles dans le panel EU-SILC/PSELL 3.

TAB. G.1 – Disponibilité des informations sur les types de mères au regard des critères de priorité dans le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3

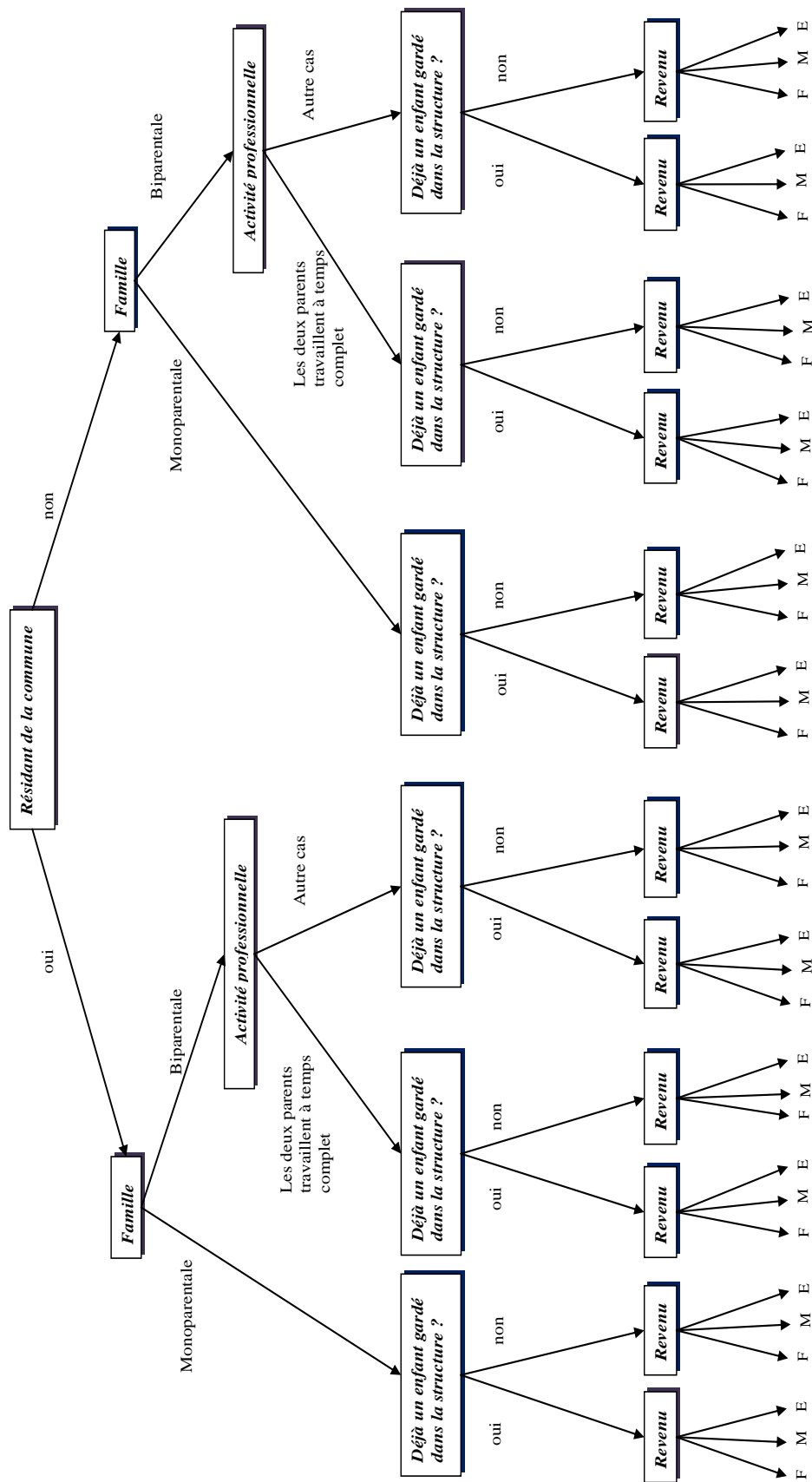
<b>Caractéristiques</b>	<b>Priorité dans les structures collectives</b>	<b>Disponibilité dans le panel</b>
Réside dans la commune d'implantation de la structure enquêtée	publiques	oui
Famille monoparentale	publiques	oui
Famille biparentale, les 2 parents travaillent à temps complet	publiques	oui
Autre type de famille biparentale	publiques	oui
Présence d'un enfant déjà gardé au sein de la structure	publiques	non ; proxy
Revenus du ménage	publiques	oui
Bonne position sur la liste d'inscription/d'attente	privées	non

Pour ce qui est de la position sur la liste d'inscription, nous n'avons aucune information en état de constituer une *proxy*. En revanche, à défaut d'avoir l'information exacte sur le fait d'avoir déjà un enfant gardé dans une structure collective donnée, nous décidons d'utiliser comme approximation le mode de garde utilisé pour les enfants d'une même fratrie : ainsi, au sein d'une même famille comptant plusieurs

enfants, nous utilisons les données relatives aux modes de garde de chacun des enfants afin de déterminer si un ou plusieurs de ces enfant(s) est(sont) déjà gardé(s) dans une structure collective.

Au terme de l'identification des règles de priorité dans les structures collectives, publiques et privées, et de la mise en relation entre les informations nécessaires pour définir les types des mères et les informations disponibles dans le panel luxembourgeois de ménages, nous tirons deux enseignements relatifs à la façon de structurer l'enquête auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants. En premier lieu, les règles de priorité n'étant pas les mêmes dans les structures *collectives* publiques et dans les structures collectives *privées*, les types de mères sont, par définition, différents selon le secteur auquel la structure collective appartient. Il n'aurait donc pas été pertinent de poser, à un responsable d'une structure collective *privée*, des questions sur les types de mères définis au regard des règles de priorité en vigueur dans les structures collectives *publiques*, et réciproquement : c'est pourquoi les questions relatives aux chances d'obtenir une place sont différentes selon que la structure enquêtée est *publique* ou *privée*. En second lieu, parce que le panel EU-SILC/PSELL 3 ne contient pas d'informations relatives à la position des mères sur la liste d'attente éventuelle des structures collectives privées, il apparaît qu'il n'est pas possible de définir de types de mères prioritaires pour ce qui est **structures collectives privées**. Les responsables des structures collectives privées sont donc interrogés sur les chances qu'avait une mère, quelle que soit sa position sur la liste d'inscription, d'obtenir une place pour son enfant dans leur établissement. Au contraire, pour ce qui est des **structures collectives publiques**, la plupart des informations nécessaires pour caractériser les types de mères au regard des règles de priorité sont disponibles dans le panel EU-SILC/PSELL 3 ; le croisement de ces caractéristiques, tel que représenté par la figure G.1, aboutit à former 36 types de mères, soit 36 questions relatives aux chances d'obtenir une place dans la structure enquêtée.

FIG. G.1 – Le croisement des caractéristiques familiales en termes de règles de priorité dans les structures collectives



F : faibles, inférieurs ou égaux à 1 SSM, M : moyens, supérieurs à 1SSM et inférieurs ou égaux à 2 SSM, E : élevés, supérieurs à 2 SSM (Le Salaire Social Minimum (SSM) s'élevait, pour les travailleurs non qualifiés, à 1570 euros/mois au 1<sup>er</sup> janvier 2007)



# Annexe H

## La construction de la base de données

Dans cette annexe, nous expliquons de quelle façon nous avons construit la base de données que nous utilisons pour réaliser notre analyse empirique. Cette base de données résulte de l'association de différentes sources de données : l'enquête ad hoc menée, au printemps 2007, auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg, la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et les données du fichier d'adresses des P&T du Luxembourg.

Pour parvenir à créer notre base de données, nous avons procédé par étapes, étapes que nous allons expliquer dans le premier point de cette annexe. A la suite de ces explications, nous présentons les programmes SAS que nous avons créés pour construire la base de données.

### H.1 Les étapes de construction de la base de données

#### **Etape 1 : création d'un fichier intermédiaire d'enfants non scolarisés**

Nous avons commencé par construire un fichier intermédiaire d'enfants non scolarisés et par affecter, à chacun de ces enfants, leurs chances d'obtenir une place dans toutes les crèches enquêtées, soit 124 variables, ainsi que les distances entre

leur commune de résidence et les communes d'implantation de ces structures (124 variables également).

Cette étape intermédiaire nous permet de gérer le cas des enfants non scolarisés d'une même famille (dans notre population d'analyse, 85% des femmes en couple n'ont qu'un seul enfant non scolarisé, les 15% restants ont deux enfants non scolarisés). En effet, nous devons affecter aux femmes autant de fois qu'elles ont d'enfants non scolarisés les 124 variables relatives aux chances d'obtenir une place dans les structures collectives - variables notées  $p_{gt}$  dans le fichier *crèche* tel que représenté, à titre d'illustration, par le tableau H.1 ( $g = \{1, \dots, 5\}$  les groupes d'âge et  $t = \{1, \dots, 36\}$  les types de mères). Pour les femmes ayant deux enfants non scolarisés, ce sont donc deux fois 124 variables que nous devons leur affecter. Ces deux séries de 124 variables relatives aux enfants non scolarisés d'une même famille peuvent prendre des valeurs différentes pour deux raisons.

TAB. H.1 – Représentation du fichier *creche*(extrait)

id_	com_	agemin	agemax	agemin	agemax	...	agemin	agemax	p11	p12	...	p136	p21	p22	...	p236	...	p51	p52	...	p536	
creche	creche	g1	g1	g2	g2	...	g5	g5														
1	1	3	12	13	36	...	-9	-9	10	10	...	10	10	10	...	10	...	0	0	...	0	
2	9	0	24	25	36	...	-9	-9	8	7	...	3	7	6	...	2	...	0	0	...	0	
3	9	0	12	13	24	...	49	70	10	10	...	4	9	9	...	3	...	10	10	...	10	
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
124	116	0	18	19	48	...	-9	-9	7	7	...	0	10	10	...	2	...	0	0	...	0	

**id\_creche** : identifiant crèche, **com\_creche** : commune d'implantation de la crèche,

**agemin1**, **agemin2**, ..., **agemin5** : age minimum d'admission dans le groupe d'âge 1, age minimum d'admission dans le groupe d'âge 2, ..., age minimum d'admission dans le groupe d'âge 5 (en mois)

**agemax1**, **agemax2**, ..., **agemax5** : age maximum d'admission dans le groupe d'âge 1, age maximum d'admission dans le groupe d'âge 2, ..., age maximum d'admission dans le groupe d'âge 5 (en mois)

**p11**, **p12**, **p136** : chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 1 pour une mère de type 1, chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 1 pour une mère de type 2, ..., chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 1 pour une mère de type 36

**p21**, **p22**, ..., **p236** : chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 2 pour une mère de type 1, chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 2 pour une mère de type 2, ..., chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 2 pour une mère de type 36

**p51**, **p52**, ..., **p536** : chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 5 pour une mère de type 1, chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 5 pour une mère de type 2, ..., chances sur 10 d'obtenir une place dans le groupe d'âge 5 pour une mère de type 36

Les valeurs -9 signalent les valeurs manquantes.

Lorsque dans une structure, un groupe d'âge n'existe pas, comme c'est le cas dans les structures n° 1, 2 et 124 dans le tableau ci-dessus, les valeurs des probabilités d'obtenir une place dans le groupe d'âge en question sont supposées nulles.

La *première raison* tient à l'âge des enfants. Dans nos données, les enfants non scolarisés d'une même famille n'ont jamais le même âge ; il est alors possible que, dans une structure  $c$ , ils appartiennent à des groupes d'âge  $g$  différents. En conséquence, pour ces enfants, les variables relatives aux chances d'obtenir une place dans la structure  $c$  ne seront pas nécessairement les mêmes. Prenons l'exemple d'une mère de type  $t$  avec un enfant âgé de 18 mois et un enfant âgé de 6 mois. Supposons que dans la structure  $c$ , les enfants accueillis sont répartis dans deux groupes d'âge, tel que le premier groupe accueille les enfants âgés de 0 à 12 mois et le deuxième groupe accueille les enfants âgés de 13 mois à 36 mois. Dans notre exemple, l'enfant aîné serait admis dans le deuxième groupe : les chances que la mère obtienne une place pour cet enfant dans la structure  $c$  sont données par la variable  $p_{2t}$ . Compte tenu de son âge, l'enfant le plus jeune serait, quant à lui, accueilli dans le premier groupe : les chances d'obtenir une place pour cet enfant sont données par la variable  $p_{1t}$ .

La *deuxième raison* tient au type de la mère en termes de règles de priorité. Le type de la mère, pris en compte dans l'enquête, est défini entre autres à partir du fait d'avoir ou non déjà un autre enfant gardé dans la structure collective. De ce fait, cette variable peut, dans certains cas, prendre une valeur différente pour les enfants non scolarisés d'une même famille. C'est le cas lorsque dans une famille, un des deux enfants non scolarisés est gardé dans une structure collective. Par exemple, dans une famille avec deux enfants non scolarisés, supposons que seul l'aîné soit gardé dans une structure collective : cet enfant n'a donc pas de frère ou soeur gardé dans une structure collective. En revanche, c'est différent pour le benjamin puisque son aîné est confié à une structure collective : cet enfant a donc un frère ou une soeur déjà gardé dans une structure collective. Ainsi, alors que ces deux enfants appartiennent à la même famille, la variable relative au type de leur mère peut être différente puisque, dans le premier cas, le type de la mère fait partie des types de mères qui n'ont aucun enfant gardé dans une structure collective alors que, au contraire, dans le deuxième cas, le type de la mère appartient au type de mères ayant déjà un enfant gardé dans une structure collective. En revanche, lorsque les deux enfants non scolarisés sont gardés une structure collective ou lorsque chacun d'entre eux est confié à un mode de garde non collectif, le type de la mère est identique : dans le premier cas, chacun des enfants a un frère ou une soeur confié à une structure collective ; dans le deuxième cas, aucun des enfants n'a de frère ou soeur gardé dans



une structure collective.

La **première étape** de construction de notre base de données a ainsi consisté à créer, à partir de la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, un fichier d'enfants non scolarisés vivant dans une famille biparentale et d'affecter à chacun de ces enfants les variables relatives aux chances pour leur mère d'obtenir une place dans chacune des 124 structures collectives, ainsi que la distance entre leur commune de résidence et les communes d'implantation des 124 structures collectives. Pour cela, les **différentes tâches** que nous avons effectuées sont les suivantes :

- sélection des enfants non scolarisés présents dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages et vivant dans une famille biparentale (670 enfants non scolarisés)
- construction d'une variable, intitulée *cat*, renseignant sur le type de la mère : pour construire cette variable, nous avons considéré que ces enfants avaient tous une mère en emploi à temps complet et nous avons croisé les caractéristiques de leur mère en termes de règles de priorité hormis celle liée à la situation professionnelle. Cette variable, associée à l'âge de l'enfant et à la commune de résidence nous permettra de repérer, dans le fichier *crèche*, la variable  $p_{gt}$  pertinente pour l'enfant en question
- fusion contrôlée du fichier d'enfants avec le fichier *crèche*, qui contient les informations relatives aux chances d'obtenir une place ( $p_{gtc}$ ), les variables définissant les différents groupes d'âge  $g$  et la commune d'implantation de ces structures, et avec le fichier *distance*, qui contient les informations sur les distances entre chacune des communes du Luxembourg et chacune des communes d'implantation des structures collectives enquêtées.

Au terme de cette première étape, nous disposons donc, pour chaque enfant non scolarisé, de variables renseignant sur les chances qu'a leur mère d'obtenir une place et ce pour toutes les structures collectives enquêtées (notées maintenant  $p_c$ , avec  $c = 1, \dots, 124$  structures collectives), ainsi que de variables renseignant sur la distance entre la commune de résidence de l'enfant et la commune d'implantation de chacune de ces structures (notées  $d_c$ ,  $c = 1, \dots, 124$ ). A titre d'illustration, la base de données intermédiaire, intitulée *enfant*, peut être représentée sous la forme du

tableau H.2.

TAB. H.2 – Représentation du fichier *enfant* (extrait)

id_ind	id_mere	age	cat	commune	p1	d1	p2	d2	...	p124	d124
101	1	0	12	1	10	2	9	5	...	7	59
201	1	12	7	1	9	2	8	5	...	8	59
102	2	8	9	3	1	8	2	6	...	5	47
103	3	24	10	3	0	8	2	6	...	6	47
104	4	13	8	10	10	12	2	26	...	4	65
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
10M	M	36	7	46	5	36	6	42	...	0	43

id\_ind : identifiant individuel id\_mere : identifiant de la mère

age : âge de l'enfant en mois, commune : commune de résidence de l'enfant

p1 : chances sur 10 d'obtenir une place dans la structure 1

p2 : chances sur 10 d'obtenir une place dans la structure 2

p124 : chances sur 10 d'obtenir une place dans la structure 124

d1 : distance en km entre le domicile de l'enfant et la structure 1,

d2 : distance en km entre le domicile de l'enfant la structure 2,

d124 : distance en km entre le domicile de l'enfant et la structure 124

### Étape 2 : association des données du fichier *enfant* aux données du fichier des mères présentes dans la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3

La seconde étape de construction de notre base de données a consisté à passer du fichier *enfant* ainsi créé au fichier de femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé. Pour cela, nous avons effectué une fusion contrôlée du fichier *enfant* avec le fichier de femmes. Le tableau H.3 illustre la forme prise par notre base de données.

TAB. H.3 – Représentation de la base de données de femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé (extrait)

id_ind	cat	commune	...	id_enf1	enf1p1	enf1p2	...	enf1p124	id_enf2	enf2p1	enf2p2	...	enf2p124	d1	d2	...	d124	
1	12	1	...	101	10	9	...	7	201	9	8	...	8	2	5	...	59	
2	9	3	...	102	1	2	...	5	-9	-9	-9	...	-9	8	6	...	47	
3	10	3	...	103	0	2	...	6	-9	-9	-9	...	-9	8	6	...	47	
4	8	10	...	104	2	4	...	-9	-9	-9	...	-9	12	25	...	65		
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	
M	7	46	...	10M	5	6	...	0	-9	-9	-9	...	-9	36	42	...	43	

id\_ind : identifiant individuel de la mère commune : commune de résidence de la mère

enf1p1, enf1p2, ..., enf1p124 : chances sur 10 d'obtenir une place pour l'enfant 1 dans la structure 1, dans la structure 2, ..., dans la structure 124

enf2p1, enf2p2, ..., enf2p124 : chances sur 10 d'obtenir une place pour l'enfant 2 dans la structure 1, dans la structure 2, ..., dans la structure 124

Les valeurs -9 signalent les valeurs non renseignées. Par exemple, les mères 2, 3 et 4 n'ont qu'un seul enfant :

pour ces femmes, les variables relatives à l'enfant 2 sont donc logiquement manquantes

## H.2 Les programmes SAS de construction de la base de données

Nous avons sélectionné, au sein de nos programmes, les parties les plus importantes pour comprendre comment est constituée notre base de données, à savoir :

1. le programme créé pour fusionner les informations du fichier *crèche* et celles du fichier *enfants* (pages 363-366)
2. la construction de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs (pages 367-369)

Afin de faciliter la compréhension de ces extraits de programmes, nous avons précisé, lorsque cela était nécessaire, la définition des variables utilisées et le contenu des fichiers.

```
/* ETAPE 1 : CREATION DU FICHER D'ENFANTS NON SCOLARISES
```

Dans mon analyse, je souhaite affecter à tous les enfants non scolarisés les chances que leur mère aurait d'obtenir une place si elle travaillait (l'idée est que lorsqu'une femme prend sa décision d'emploi, elle tient compte des chances qu'elle aurait d'obtenir une place si elle était en emploi).

Comme, avec les données de l'enquête ad hoc, je ne peux pas distinguer les chances des mères selon le fait ou non de travailler, mais seulement selon le fait de travailler à temps complet et les autres situations d'activité professionnelle, il s'agit alors d'affecter aux enfants les chances qu'a une mère qui travaille à temps complet, quelle que soit la situation d'activité professionnelle effective de leur mère, mais en tenant compte cependant des autres caractéristiques au regard des règles de priorité (revenus, frère/sœur déjà gardé dans le collectifs), et de l'âge de cet enfant.

Pour affecter aux enfants les variables relatives aux chances qu'ont leur mère d'obtenir une place compte tenu des caractéristiques au regard des règles de priorité mais conditionnellement au fait de travailler à temps complet, je crée la variable cat :  
idée : je considère que ces enfants font tous partie des catégories qui incluent l'activité professionnelle à temps complet de la mère, c'est-à-dire les catégories 7 à 12, et, parmi cet éventail de catégorie, je leur affecte celle à laquelle il se rattache compte tenu des autres caractéristiques (revenus, présence d'un frère/sœur déjà gardé(s) dans une structure collective)

La variable cat a été créée de la sorte :

```
if(nb GT 1 and nbcoll=1 and trincome=1) then cat=7;
else if (nb GT 1 and nbcoll=1 and trincome=2) then cat=8;
else if (nb GT 1 and nbcoll=1 and trincome=3) then cat=9;
else if (nb=1 and trincome=1) or (nb GT 1 and nbcoll=0 and trincome=1)then cat=10;
else if (nb=1 and trincome=2) or (nb GT 1 and nbcoll=0 and trincome=2) then cat=11;
else if (nb=1 and trincome=3) or (nb GT 1 and nbcoll=0 and trincome=3) then cat=12;
else if ((nb GT 1 and nbcoll=.) or trincome=.) then cat=.;
run;
```

cat	Frequency	Percent	Cumulative Frequency	Cumulative Percent
7	8	1.20	8	1.20
8	29	4.35	37	5.55
9	35	5.25	72	10.79
10	176	26.39	248	37.18
11	237	35.53	485	72.71
12	182	27.29	667	100.00

Frequency Missing = 3

avec :

```
*nb : nombre d'enfants non scolarisés dans la famille
** nbcoll : nombre d'enfants de la famille gardés dans le collectif (autre que l'enfant
lui même)
*** trincome=1,2,3 : revenus du ménage (1-> bas, 2-> moyen, 3_>élevés)
```

objectif du programme :

affecter à chaque enfant non scolarisé la probabilité pertinente dans chacune des crèches (124)

La probabilité pertinente est déterminée en fonction de l'âge de l'enfant (car cela me dit dans quel groupe d'âge de la crèche il serait accueilli), de sa commune de résidence (pour déterminer si c'est la même commune d'implantation que celle de la crèche) et enfin de sa catégorie socio-économique (cat = 7,8,9,10,11 ou 12).  
\*\*\*\*\*

Les fichiers utilisés dans le programme :

fichier creche.final : fichier crèche (124 crèches) avec pour variables :

- id\_creche : l'identifiant crèche

- ageming1-ageming5: age minimas d'admission dans les 5 groupes d'âge

- agemax1-agemax5 : age maximas d'admission dans les 5 groupes d'âge
- p1-p36 : probabilités des 36 catégories définies par le croisement des règles de priorité pour le groupe d'âge 1 (cf. schéma 1 du questionnaire 1A)
- p37- p72 : probabilités pour le groupe d'âge 2
- etc, jusque p145-180 probabilités pour le groupe d'âge 5

fichier creche.enfant : fichier enfants non scolarisés présents dans la vague 2006 du panel de ménages EU-SILC/PSELL 3 (670 observations) avec pour variables :

- id\_enf : l'identifiant individuel
- commune : la commune de résidence
- age : l'âge de l'enfant
- cat : sa catégorie en termes de règles de priorité

fichier creche.poids : fichier qui contient les distances entre les 118 communes du Luxembourg (codées 1 à 118) et chacune des communes d'implantation des crèches (les codes des communes des crèches sont construits de la même façon que ceux utilisés dans l'EU-SILC/PSELL 3). Le fichier contient aussi une variable clé définie de la même façon que dans ce programme, c'est-à-dire :

```
idcc=(commune*1000)+com_creche
```

Cette variable clé est nécessaire pour pouvoir affecter à l'enfant la distance entre sa commune de résidence et la commune d'implantation de chaque crèche.

```
*****/
```

```
libname creche 'U:\audrey\SAS\creche\bases';
```

```
options PS=50 LS=90 FORMDLIM='- '
nonumber nostimer nodate;
```

```
option nonotes;
```

```
%macro creche;
```

```
  %let i=0;
  %do a=1 %to 670;
  %let i=%eval(&i+1);
```

```
  data bebe&i;
    set creche.enfant;
    if id_enf=&i;
  run;
```

```
  %let j=0;
  %do b=1 %to 124;
  %let j=%eval(&j+1);
  data creche&j;
    set creche.final;
    if id_creche=&j;
  run;
```

```
  %if &j=1 %then %do;
  data bebe&i.c&j;
    merge bebe&i creche&j;
  run;
  %end;
```

```
  %if &j>1 %then %do;
  data bebe&i.c&j;
    merge enf&i creche&j;
  run;
  %end;
```

```

data e&i.c&j;
  set bebe&i.c&j;
  array agemin (*) ageming1--ageming5;
  array agemax(*) agemaxg1--agemaxg5;
  array probacom (5,18) p1--p18 p37--p54 p73--p90 p109--p126 p145--p162;
  array probadiff (5,18) p19--p36 p55--p72 p91--p108 p127--p144 p163--p180;
  array bonproba(*) p1-p180;

  do k=1 to dim(agemin);
    if agemin(k)<= age <agemax(k) then group=k;
  end;

  do k=1 to dim1(probacom);
  do m=1 to dim2(probacom);
  if group ne k then do;
    probacom(k,m)=.;
    probadiff(k,m)=.;
  end;

  if commune=com_creche then do;
    probadiff(k,m)=.;
    if cat ne m then do;
      probacom(k,m) = .;
    end;
  end;

  if commune ne com_creche then do;
    probacom(k,m)=.;
    if cat ne m then do;
      probadiff(k,m) = .;
    end;
  end;
end;
end;
k=0;
do until (bonproba(k) ne .);
  k=k+1;
  if k=dim(bonproba)+1 then goto suit1;
  prob&j=bonproba(k);
end;

  suit1: drop k;
run;

data e&i.d&j;
  set e&i.c&j;
  idcc=(commune*1000)+com_creche;
run;

data e&i.e&j;
  merge e&i.d&j creche.poids;
  by idcc;
run;

data e&i.f&j;
  set e&i.e&j;
drop m com_creche id idcc ageming1-ageming5 agemaxg1-agemaxg5 group
p1-p180;
  rename d=d&j;
  if id_enf=. then delete;
run;

```

```

        data enf&i;
            set e&i.f&j;
        run;

        %end;

%if &i=1 %then %do;
    data creche.children;
        set e&i.f&j;
    run;
%end;

%if &i>1 %then %do;
    data creche.children;
        set creche.children e&i.f&j;
    run;
%end;

proc datasets library=work kill;
quit;

dm log "clear" continue;

%end;
%mend;

%creche;

```



```
/* ETAPE 2 : ASSOCIATION DES DONNEES DU FICHER ENFANT AUX DONNES DU FICHER DES MERES
PRESENTES DANS LA VAGUE 2006 DE EU-SILC/PSELL 3
```

\*le fichier proba.toto comprend, pour tous les enfants non scolarisés, les probabilités d'obtenir une place, conditionnellement à l'emploi de leur mère, pour toutes les structures collectives, ainsi que la distance entre leur commune de résidence et la commune d'implantation de ces crèches. Ces informations sont utilisées pour construire l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Lorsqu'il n'y a qu'un seul enfant non scolarisé dans la famille (85% des cas), les chances pour la mère d'obtenir une place dans la crèche c sont données par la variable pc. Lorsqu'il y a 2 enfants non scolarisés (15% des cas), les chances que la mère obtienne une place dans la crèche c sont égales aux chances que l'enfant de rang 1 obtienne une place fois les chances que l'enfant de rang2 obtienne une place sachant que son frère ou sa soeur a obtenu une place

ie  $p(A\&B) = p(A) * P(B|A)$

avec  $P(B|A)$  = chances que l'enfant B soit gardé sachant que l'enfant A est déjà gardé

Avant la fusion avec le fichier de mères, et avant de calculer l'indicateur de disponibilité, je calcule donc le produit des probabilités d'obtenir une place;

\*je trie le fichier d'enfants selon l'identifiant ménage (id\_men) et l'âge;

```
proc sort data=proba.toto out=tototri;
by id_men descending age; /*pour avoir l'enfant le plus âgé en premier*/
run;
```

```
%macro liste;
```

```
data totob (keep = id_men produit1--produit124 );
set tototri;
by id_men;
```

```
retain
%do i=1 %to 124;
produit&i
%end;
;
```

```
array produit {*} produit1--produit124;
array probc {*} probc1--probc124;
```

```
if first.id_men then do;
do i=1 to 124;
produit{i}=probc{i};
end;
end;
else do;
do i=1 to 124;
produit{i}=produit{i}*probc{i};
end;
end;
if last.id_men then output;
```

```
run;
```

```
%mend liste;
```

```
%liste;
```

```

data toto2;
merge tototri totob;
by id_men;
run;

*J'affecte maintenant aux femmes de la population d'analyse (fichier creche.womenc) les
informations relatives à leurs enfants;

proc sort data=creche.womenc;
by id_ind;
run;

proc sort data=toto2;
by id_mere descending age;
run;

data toto22;set toto2;
by id_mere descending age;
if first.id_mere=1 then numero=1;
else numero=numero+1;
retain numero;
run;

proc print data=toto22;
var id_men id_mere age numero;
run;

*je ne conserve que l'enfant de rang 1 ;
data premier;set toto22;
if numero=1;
run;

*je fusionne les 2 fichiers;
proc sort data=premier;
by id_mere;
run;

data womenenf1;
merge creche.womenc (in=w3)
      premier (keep= id_mere id_men probc1-probc124 dist1-dist124 produit1-produit124
                rename = id_mere=id_ind);
by id_ind;
if w3;
run;

*je renomme les variables probc1-probc124;
%macro rename;

    data womenenf1b;set womenenf1;

    %do i=1 %to 124;
        rename probc&i=enf1probc&i;
    %end;

run;

%mend rename;
%rename;

```

\*Je fais pareil pour le deuxième enfant (mais cette fois en ne conservant que les probabilités relatives à ce deuxième enfant car les distances, ainsi que le produit des probabilités sont les mêmes pour chacun des enfants d'une même famille);

```
data second;set toto22;  
if numero=2;  
run;
```

```
*je fusionne les 2 fichiers;  
proc sort data=second;  
by id_mere;  
run;
```

```
data womenenf2;  
merge womenenf1b(in=w42) second (keep=id_mere probc1-probc124  
rename =id_mere=id_ind);  
by id_ind;  
if w42;  
run;
```

```
*je renomme les variables probc1-probc124;  
%macro rename2;
```

```
data proba.femmeenfant; set womenenf2;
```

```
%do i=1 %to 124;  
    rename probc&i=enf2prob&i;  
%end;  
run;
```

```
%mend rename2;  
%rename2;
```



# Annexe I

## Le choix de la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places demandées aux fins de construction de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs

Dans notre analyse, l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, prenant une valeur identique pour chaque groupe de mères, est défini de la façon suivante :

$$I_t = \sum_{c=1}^C w(d_{tc}) \times p_{tc}$$

où  $d_{tc}$  est la distance entre la commune de résidence d'une mère de type  $t$  et la commune d'implantation de la structure collective  $c$ ,  $w(d_{tc})$  la fonction de pondération, et  $p_{tc}$  les chances pour une mère de type  $t$  d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans la structure collective  $c$  et  $c = \{1, \dots, C\}$  structures collectives).

Nous supposons que le poids d'une structure collective dans l'indicateur est d'autant plus faible que la structure en question est éloignée du domicile familial. Pour

tenir compte de cette hypothèse, nous avons envisagé quatre types de familles de fonction de pondérations (cf. le point 3.2.1.2), chacune respectant l'hypothèse de poids décroissant avec la distance entre le domicile familial et la structure collective en question.

A défaut de disposer d'éléments théoriques nous permettant d'arbitrer entre ces fonctions, nous avons adopté une **démarche empirique**. Plus précisément, afin de choisir la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places demandées que nous allons utiliser pour le calcul de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous avons procédé par étapes. Ces étapes sont les suivantes :

1. calcul des indicateurs synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs avec différentes fonctions de pondération :
  - un premier groupe de fonctions appartenant à une famille de courbes caractérisées par une convexité démarrant à 1 (pour une distance nulle entre la commune de résidence des mères et la commune d'implantation de la structure) et ayant une asymptote de niveau plus ou moins proche de 0.
  - un deuxième groupe de fonctions telles que le poids est égal à l'unité pour les structures situées jusqu'à une certaine distance et zéro ensuite. La distance moyenne (8 km), puis la distance médiane (6 km) observées dans la vague 1999 du PSELL 2 ont été successivement utilisées pour définir la distance seuil.
  - un troisième groupe de fonctions, tel que le poids diminue avec la distance entre le domicile des mères et les structures collectives jusqu'à une certaine distance et devient nul au-delà de cette distance seuil.
  - un quatrième groupe de fonctions, tel que le poids est égal à l'unité pour les structures situées avant une certaine distance et diminue, de façon continue, avec la distance entre le domicile des mères et les structures collectives une fois cette distance seuil franchie.
2. estimation d'autant de modèles de probabilité linéaire (avec pour variable dé-

pendante le fait de travailler et avec des variables explicatives identiques<sup>1</sup>) que d'indicateurs calculés avec des fonctions de pondération différentes

3. comparaison des  $R^2$  des modèles (voir le tableau synoptique I.1 pour les résultats).

Le programme informatique créé pour arrêter le choix de la fonction de pondération figure à la fin de cette annexe.

TAB. I.1: Statistiques de qualité d'ajustement des modèles de probabilité linéaire, avec l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde calculé avec différentes fonctions de pondération

Indicateur n°	Caractéristiques de la fonction de pondération utilisée pour le calcul de $I_t$	$R^2$ du modèle
Famille : $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$		
1	$\alpha = 1, \beta = 1$	0,0930
2	$\alpha = 18, \beta = 1,25$	0,0984
3	$\alpha = 18, \beta = 2,5$	0,0919
4	$\alpha = 18, \beta = 3$	0,0910
5	$\alpha = 18, \beta = 4$	0,0899
6	$\alpha = 18, \beta = 5$	0,0893
7	$\alpha = 18, \beta = 7,5$	0,0885
8	$\alpha = 18, \beta = 10$	0,0878
Famille : $w(d_{tc}) = 1$ si $d_{tc} < \bar{D}$ $w(d_{tc}) = 0$ sinon		
9	$\bar{D} = 6$	0,0875
10	$\bar{D} = 8$	0,0960
Famille : $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$ si $d_{tc} < \bar{D}$ $w(d_{tc}) = 0$ sinon		
11	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 2$	0,0860
12	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 4$	0,0874
13	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 7,5$	0,0880
14	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 10$	0,0877

.../...

<sup>1</sup>Les variables explicatives retenues sont celles utilisées pour l'analyse empirique de l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Il s'agit donc de l'âge de la mère, de sa nationalité, de son niveau de diplôme, du niveau de diplôme de son conjoint et de la présence d'enfants par groupe d'âge.

TAB. I.1: (suite)

15	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 2$	0,0816
16	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 4$	0,0847
17	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 7,5$	0,0871
18	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 10$	0,0873
Famille : $w(d_{tc}) = 1$ si $d_{tc} < \bar{D}$ $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$ sinon		
19	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 2$	0,0912
20	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 3$	0,0880
21	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 4$	0,0964
22	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 5$	0,0854
23	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 7,5$	0,0843
24	$\bar{D} = 6, \alpha = 18, \beta = 10$	0,0840
25	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 2$	0,0864
26	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 3$	0,0828
27	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 4$	0,0869
28	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 5$	0,0798
29	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 7,5$	0,0787
30	$\bar{D} = 8, \alpha = 18, \beta = 10$	0,0784

N=523 observations

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007



```

*****;
CHOIX DE LA FONCTION DE PONDERATION

Objectif : identifier la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places
demandées pertinente

- examen des différentes fonctions de pondération qui pourraient être utilisées
- calcul des indicateurs avec les différentes fonctions de pondérations
- comparaison de ces indicateurs
- estimation de modèles de probabilité linéaire et de modèles logit,
y =1 si la mère travaille, 0 sinon, les X de contrôle (identiques pour tous les modèles) et
l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde
- comparaison des statistiques d'ajustement des modèles

*Je récupère les moyennes et les médianes des 124 distances pour pouvoir les utiliser par la
suite;
%macro recupmean;

%do i=1 %to 124;

proc means data=proba.femmeenfant n nmiss mean median min max std maxdec=2;
var dist&i;
title "Informations sur la distance (en km) entre le domicile des mères et la creche &i";
weight pwgt;
output out=mean&i mean=mean_dist&i median=median_dist&i;
run;

%if &i=1 %then %do;
data f; set proba.femmeenfant;
if _n_=1 then set mean&i (keep = mean_dist&i median_dist&i);
%end;

%if &i GT 1 %then %do;
data f;set f;
if _n_=1 then set mean&i (keep = mean_dist&i median_dist&i);
%end;

%end;

%mend recupmean;
%recupmean;

*Calcul des moyennes de ces variables;
data ff;set f;

moyenne_agreg=mean(of mean_dist1-mean_dist124);
median_agreg=mean(of median_dist1-median_dist124);

run;
proc print data=ff;
var moyenne_agreg median_agreg ;
run;

/* en moyenne, sur les 124 crèches, la distance moyenne entre le domicile des mères et les
crèches s'élève à 20 km
la distance médiane entre le domicile des mères et les crèches s'élève à 18 km */

```

```

*Création de distances fictives afin d'examiner comment les poids varient avec ces
distances :
les distances réelles sont comprises entre 0 et 77 km
je crée des distances qui vont servir à examiner, sur cet intervalle (0-77), la
décroissance (taux et palier bas) des poids (démarche par tâtonnements);

data distances;
do distance=0 to 77 by 1;
    distance_en_metres=distance*1000;
    output;
end;
run
;
*sur l'intervalle 0-77, la fonction de type  $1/(1+distance)^{exposant}$ , avec  $exposant > 0$ ,
est conforme aux hypothèses d'une fonction décroissante avec la distance, à un taux
décroissant;

*1. Poids décroissants de façon continue avec la distance;

*Je commence par examiner une fonction du type :  $1/(1+distance)^{exposant}$ ;
%macro formule(exposant=);

data ponderations;
set distances;
    poids=1/(1+distance)**&exposant;
run;
title1 " fonction :  $1/(1+distance)^{exposant}$ ";
title2 "Constante du denominateur = 1
        Exposant du denominateur = &exposant";

proc gplot data=ponderations;
    plot poids*distance;

run;
title1;
title2;
quit;
%mend formule;

%formule(exposant=1)
%formule(exposant=0.25)
%formule(exposant=0.5)
%formule(exposant=0.75)
%formule(exposant=1.25)
%formule(exposant=1.5)
%formule(exposant=1.75) *diminution très nette dès que la distance augmente;
%formule(exposant=2)
%formule(exposant=3)
%formule(exposant=0.1) /*la courbe est beaucoup moins creuse*/
%formule(exposant=0.05)

* En ajoutant une constante qui est de l'ordre de grandeur de la médiane de 'distance', et
en calibrant le numérateur du rapport pour que, quand distance=0, alors poids=1, on
obtient une formule flexible, qui évite toute pondération négative (risque encouru
avec une simple décroissance linéaire du poids) grâce à son asymptote horizontale,
et qui permet de choisir une courbe plus ou moins convexe;

%macro formuleX(exposant=, constante=);
data ponderations;
set distances;
    poids=&constante**&exposant/(&constante+distance)**&exposant;
run;
proc gplot data=ponderations;
    plot poids*distance;
run;

```

```

quit;
title1;
title2;
%mend formuleX;    title1 "constante/(constante+distance)**exposant";
title2 "Constante du denominateur = &constante
        Exposant du denominateur = &exposant";

%formuleX(exposant=0.05, constante=18) *non car ne tend vers 0;
%formuleX(exposant=0.25, constante=18)
%formuleX(exposant=0.5, constante=18) /* cet exposant ne permet pas encore d'atteindre un
    poids voisin de 0 pour les plus longues distances. Il faut donc l'augmenter, cf. infra
*/
%formuleX(exposant=0.75, constante=18)
%formuleX(exposant=1, constante=18)
%formuleX(exposant=1, constante=1)

%formuleX(exposant=1.25, constante=18) /* à partir de cette valeur d'exposant, on obtient
    une courbe décroissante, avec un poids qui tend
    vers 0 pour les grandes distances */
%formuleX(exposant=1.5, constante=18) /*non, trop proche de 1*/
%formuleX(exposant=1.75, constante=18) /*assez similaire les unes des autres*/
%formuleX(exposant=2, constante=18)
%formuleX(exposant=2.5, constante=18)
%formuleX(exposant=3, constante=18)
%formuleX(exposant=4, constante=18)
%formuleX(exposant=5, constante=18)
%formuleX(exposant=7.5, constante=18)
%formuleX(exposant=10, constante=18) /* profil très creux, convexe, mais réaliste si les
    parents ne souhaitent pas du tout mettre leur enfant loin de leur domicile */

%formuleX(exposant=20, constante=18)

/*
*Essais avec une courbe logistique;
%macro formuleX2(k=, r=, a=);

data ponderations;
    set distances;
    poids=&k*(1/(1+&a*exp(&r*distance)));

run;
title "Essai avec une courbe logistique, k=&k, r=&r et a=&a ";
proc gplot data=ponderations;
    plot poids*distance;
run;
quit;
title;
%mend formuleX2;

%formuleX2(k=2, r=1, a=1);
%formuleX2(k=2, r=0.5, a=1);
%formuleX2(k=2, r=0.75, a=1);
%formuleX2(k=2, r=0.25, a=1);
%formuleX2(k=2, r=2, a=1); *très décroissant;
%formuleX2(k=2, r=0.4, a=1); *décroissant, pente + ou - importante;
%formuleX2(k=2, r=0.3, a=1);
%formuleX2(k=2, r=0.2, a=1);
%formuleX2(k=2, r=0.1, a=1);
%formuleX2(k=3, r=0.5, a=1); *non retenu car poids supérieur à 1.5;

*fonction non retenue, pas d'avantages par rapport à la fonction utilisée précédemment;
*/

```

\*2. Fonction de pondérations du type :

poids=1 tant que la distance entre la commune de résidence et la commune d'implantation de la structure est inférieure à une distance donnée (distance seuil) mais poids =0 une fois cette distance seuil franchie.

Pour les seuils, j'essaie successivement 6 km, qui est la distance médiane observée entre le domicile des parents et le lieu de garde des enfants (cf. Psell 2-1999 déplacements domicile-garde) et 8 km, distance moyenne observée;

```
%macro formuleX3(s=);
```

```
data ponderations;
  set distances;
  if distance < &s then poids=1;
  else poids=0;
```

```
run;
title "Essai avec un poids =1 tant que distance < &s, 0 sinon ";
proc gplot data=ponderations;
  plot poids*distance;
run;
quit;
title;
%mend formuleX3;
```

```
%formuleX3(s=8);
```

```
%formuleX3(s=6);
```

\*3. Fonction de pondération du type :

poids=1 tant que la distance entre la commune de résidence et la commune d'implantation de la structure est inférieure à une distance donnée (distance seuil) une fois cette distance seuil franchie, poids décroissants avec la distance;

```
%macro formuleX4(s=, exposant=, constante=);
```

```
data ponderations;
  set distances;
  if distance < &s then poids= &constante**&exposant/(&constante+distance)**&exposant;
  else poids=0;
```

```
run;
title1 "Essai avec un poids =c**exposant/(c+distance)**exposant ";
title2 "tant que distance<&s, 0 sinon ";
title3 "(c =&constante et exposant =&exposant)";
proc gplot data=ponderations;
  plot poids*distance;
run;
quit;
title1;
title2;
title3;
%mend formuleX4;
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=1.25, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=1.5, constante=18)*très semblable à précédent;
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=1.75, constante=18) *très semblable à précédent;
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=2, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=2.5, constante=18)*très semblable à précédent;
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=3, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=4, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=5, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=7.5, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=10, constante=18)
```

```
%formuleX4(s=6, exposant=20, constante=18)
```

```

%formuleX4(s=8, exposant=1.25, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=1.5, constante=18) *très semblable à précédent;
%formuleX4(s=8, exposant=1.75, constante=18) *très semblable à précédent;
%formuleX4(s=8, exposant=2, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=2.5, constante=18) *très semblable à précédent;
%formuleX4(s=8, exposant=3, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=4, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=5, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=7.5, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=10, constante=18)
%formuleX4(s=8, exposant=20, constante=18)

*4. Dernier type de fonction envisagée :
poids=1 tant que la distance entre la commune de résidence et la commune d'implantation
de la structure est inférieure à une distance donnée (distance-seuil)
une fois cette distance seuil franchie, poids décroissants avec la distance, selon une
courbe de type logistique;

%macro formuleX5(s=, exposant= , constante= );

data ponderations;
  set distances;
  if distance < &s then poids=1;
  else poids=&constante**&exposant/(&constante+distance)**&exposant;
run;
title1 "Essai avec un poids =1 tant que D<&s ";
title2 "ensuite poids =c**exposant/(c+distance)**exposant";
title3 "c = &constante
      exposant = &exposant";
proc gplot data=ponderations;
  plot poids*distance;
run;
quit;
title1;
title2;
title3;
%mend formuleX5;

*je prends un seuil égal à 6 km;

%formuleX5(s=6, exposant=1.25, constante=18)
%formuleX5(s=6, exposant=2, constante=18) *au fur et à mesure que l'exposant augmente,
l'ordonnée de poids lorsque la distance seuil est franchie est de plus en plus basse;
%formuleX5(s=6, exposant=3, constante=18) * effet de seuil important ;
%formuleX5(s=6, exposant=4, constante=18)
%formuleX5(s=6, exposant=5, constante=18)
%formuleX5(s=6, exposant=7.5, constante=18)
%formuleX5(s=6, exposant=10, constante=18)
%formuleX5(s=6, exposant=20, constante=18) *même résultat que la fonction poids=1 tant
que d<s, poids=0 sinon;

%formuleX5(s=8, exposant=1.25, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=2, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=3, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=4, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=5, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=7.5, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=10, constante=18)
%formuleX5(s=8, exposant=20, constante=18)
*résultats comparables avec ceux obtenus pour le seuil = 8 km;

```

\*Calcul des indicateurs synthétiques de disponibilité locale des modes de garde selon les différentes fonctions de pondérations examinées. Je ne le fais pas pour toutes les fonctions de pondérations mais j'en retiens quelques unes, celles qui se distinguent le plus les unes des autres, parmi les différentes fonctions examinées ;

\*calcul indicateur avec fonction de pondération appartenant à la famille de type :  
 $c^{**\&exposant}/(c+distance(i))^{**\&exposant}$  ;

**%macro** calculX(j, exposant=, constante=);

data test&j;set proba.femmeenfant;

array probabilite(\*) produit1-produit124;  
array distance (\*) dist1-dist124;

array poids(\*) w1-w124;  
array probw(\*) probw1-probw124;

do i=1 to dim(poids);  
poids(i)=&constante\*\*&exposant/(&constante+distance(i))\*\*&exposant;  
probw (i) = probabilite(i)\*poids(i);  
end;

ratio&j=(sum(of probw1-probw124));  
run;

proc sort data=test&j;  
by ratio&j;  
run;

data t&j;set test&j;  
rang&j=\_N\_;  
run;

proc sort data=t&j;  
by id\_ind;  
run;

**%mend** calculX;

**%calculX(1,exposant=1,constante=1)**

**%calculX(2,exposant=1.25, constante=18)**

**%calculX(3,exposant=2.5, constante=18)**

**%calculX(4,exposant=3, constante=18)**

**%calculX(5,exposant=4, constante=18)**

**%calculX(6,exposant=5, constante=18)**

**%calculX(7,exposant=7.5, constante=18)**

**%calculX(8,exposant=10, constante=18)**

**%macro fusion;**

data fichier\_ratio;

merge %do i=1 %to 8;  
t&i (keep= id\_ind ratio&i rang&i)  
%end;

;  
by id\_ind;

run;

**%mend;**

**%fusion;**

```

*Je fais de même avec le profil de pondération qui tient compte d'un effet de seuil
tel que poids =1 jusqu'à une certaine distance, puis 0 ensuite ;
%macro calculXX (j=, s=);

data test&j;set proba.femmeenfant;

    array probabilite(*) produit1-produit124;
    array distance (*) dist1-dist124;
    array poids(*) w1-w124;
    array probw(*) probw1-probw124;

do i=1 to dim(poids);
    if distance(i) < &s then poids(i)=1; else poids(i)=0;
    probw (i) = probabilite(i)*poids(i);
end;

ratio&j=(sum(of probw1-probw124));

run;

proc sort data=test&j;
    by ratio&j;
run;
data t&j;set test&j;
    rang&j=_N_;
run;
proc sort data=t&j;
    by id_ind;
run;

%mend calculXX;

%calculXX(j=9, s=6)
%calculXX(j=10, s=8)

%macro fusionXX;
data touseuil;

merge %do i=9 %to 10;
    t&i (keep =id_ind ratio&i rang&i)
    %end;
    ;
    by id_ind;
run;

proc sort data=touseuil;
by id_ind;
run;

proc sort data= fichier_ratio;
by id_ind;
run;

data fichier_ratio2;
merge fichier_ratio touseuil ;
by id_ind;
run;

%mend fusionXX;
%fusionXX;

```

```

*autre fonction de pondération : poids décroissants jusqu'au seuil et nul ensuite;
%macro calculXXX (j=,s=, exposant=, constante= );

data test&j;set  proba.femmeenfant;

    array probabilite(*) produit1-produit124;
    array distance (*) dist1-dist124;
    array poids(*) w1-w124;
    array probw(*) probw1-probw124;

do i=1 to dim(poids);
    if distance(i) < &s then poids(i)=
&constante**&exposant/(&constante+distance(i))**&exposant;
    else poids(i)=0;

    probw (i) = probabilite(i)*poids(i);
end;

ratio&j=(sum(of probw1-probw124));

run;

proc sort data=test&j;
    by ratio&j;
run;
data t&j;set test&j;
    rang&j=_N_;
run;

proc sort data=t&j;
    by id_ind;
run;

%mend calculXXX;

%calculXXX(j=11,s=6, exposant=2, constante=18)
%calculXXX(j=12,s=6, exposant=4, constante=18)
%calculXXX(j=13,s=6, exposant=7.5, constante=18)
%calculXXX(j=14,s=6, exposant=10, constante=18)
%calculXXX(j=15,s=8, exposant=2, constante=18)
%calculXXX(j=16,s=8, exposant=4, constante=18)
%calculXXX(j=17,s=8, exposant=7.5, constante=18)
%calculXXX(j=18,s=8, exposant=10, constante=18)

%macro fusionXXX;

data touseuilb;
merge %do i=11 %to 18;
    t&i (keep =id_ind ratio&i rang&i)
    %end;
    ;
    by id_ind;
run;

proc sort data=touseuilbb;
by id_ind;
run;

proc sort data= fichier_ratio2;
by id_ind;
run;

```



```

data fichier_ratio3;
merge fichier_ratio2 touseuilb ;
by id_ind;
run;

%mend fusionXXX;
%fusionXXX;

*dernier calcul : cette fois, j'utilise une fonction de pondération du type poids=1 jusqu'à
distance-seuil, puis décroissants ensuite;

%macro calculXXXX (j=,s=, exposant=, constante= );

data test&j;set proba.femmeenfant;

    array probabilite(*) produit1-produit124;
    array distance (*) dist1-dist124;
    array poids(*) w1-w124;
    array probw(*) probw1-probw124;

    do i=1 to dim(poids);
        if distance(i) < &s then poids(i)=1 ;
    else poids(i)=&constante**&exposant/(&constante+distance(i))**&exposant;
    probw (i) = probabilite(i)*poids(i);
    end;

    ratio&j=(sum(of probw1-probw124));

run;

proc sort data=test&j;
    by ratio&j;
run;

data t&j;
    set test&j;
    rang&j=_N_;
run;

proc sort data=t&j;
    by id_ind;
run;

%mend calculXXXX;

%calculXXXX(j=19,s=6, exposant=2, constante=18)
%calculXXXX(j=20,s=6, exposant=3, constante=18)
%calculXXXX(j=21,s=6, exposant=4, constante=18)
%calculXXXX(j=22,s=6, exposant=5, constante=18)
%calculXXXX(j=23,s=6, exposant=7.5, constante=18)
%calculXXXX(j=24,s=6, exposant=10, constante=18)
%calculXXXX(j=25,s=8, exposant=2, constante=18)
%calculXXXX(j=26,s=8, exposant=3, constante=18)
%calculXXXX(j=27,s=8, exposant=4, constante=18)
%calculXXXX(j=28,s=8, exposant=5, constante=18)
%calculXXXX(j=29,s=8, exposant=7.5, constante=18)
%calculXXXX(j=30,s=8, exposant=10, constante=18)

```

```

%macro fusionXXXX;

data touseuilbb;

merge %do i=19 %to 30;
      t&i (keep =id_ind ratio&i rang&i)
      %end;
      ;
      by id_ind;
run;

proc sort data=touseuilbb;
by id_ind;
run;

proc sort data= fichier_ratio3;
by id_ind;
run;

data fichier_ratio4;
merge fichier_ratio3 touseuilbb ;
by id_ind;
run;

%mend fusionXXXX;
%fusionXXXX;

/*Comparaison des indicateurs calculés avec les différentes fonctions de pondération :
- je calcule la différence (en valeur absolue) entre les rangs
- je regarde la distribution de ces différences de rang
- je regarde si les changements sont importants ou non
(je regarde si d'une fonction de pondération à une autre, la distribution est modifiée,
ie est-ce que selon la fonction de pondération utilisée, les individus sont classés
différemment ? */

%macro diffrang;
data difference;
  set fichier_ratio4;
  array rang(*) rang1-rang30;

  %do i=1 %to 29;
    %do j=%eval(&i+1) %to 30;
      diffrg&i._&j=abs(rang{&i} - rang{&j});
    %end;
  %end;
run;

  %do i=1 %to 29;
    %do j=%eval(&i+1) %to 30;

      proc univariate data=difference;
        var diffrg&i._&j;
        title "difference entre rang&i et rang&j";
      run;

    %end;

  %end;

%mend;
%diffrang;

```

```

*est-ce que ces modifications sont importantes ?;

%macro decile;

    %do j=1 %to 30 ;

proc univariate data=difference;
var ratio&j;
title "distribution de ratio&j";
output out=Pctl5 pctlpts=10 20 30 40 50 60 70 80 90 100 pctlpre=p;
run;

proc sql;
create table tot as select * from difference, pctl5;
quit;

data total; set tot;
    if ratio&j le p10 then decratio&j=1;
else if p10 lt ratio&j le p20 then decratio&j=2;
else if p20 lt ratio&j le p30 then decratio&j=3;
else if p30 lt ratio&j le p40 then decratio&j=4;
else if p40 lt ratio&j le p50 then decratio&j=5;
else if p50 lt ratio&j le p60 then decratio&j=6;
else if p60 lt ratio&j le p70 then decratio&j=7;
else if p70 lt ratio&j le p80 then decratio&j=8;
else if p80 lt ratio&j le p90 then decratio&j=9;
else if ratio&j gt p90 then decratio&j=10;
run;

data dec&j; set total;
drop p10 p20 p30 p40 p50 p60 p70 p80 p90 p100;
run;

proc sort data=dec&j out=dtri&j (keep=id_ind decratio&j);
by id_ind;
run;

data dtritotal;
    merge %do i=1 %to 30;
           dtri&i
           %end;
           ;
           by id_ind;
run;

%end;

data dtritotal1;
    set dtritotal;

    array decr(*) decratio1-decratio30;

    %do z=1 %to 29;
    %do x=%eval(&z+1) %to 30;
        diffdec&z._&x=abs(decr{&z} - decr{&x});
    %end;
%end;

run;

```

```

%do z=1 %to 29;
%do x=%eval(&z+1) %to 30;

proc univariate data=dtritotal1;
var diffdec&z._&x;
title "infos sur diffdec&z&x";
run;

%end;
%end;

%mend;
%decile;

*Dans la quasi-totalité des cas, modification d'un ou deux déciles;

*Pour finir, j'affecte les divers indicateurs de disponibilité ainsi calculés au fichier de
mères (le fichier proba.femmeenfant);

proc sort data=proba.femmeenfant;
by id_ind;
run;
proc sort data=totoratio4;
by id_ind;
run;

data proba.femmeratio;
merge proba.femmeenfant totoratio4;
by id_ind;
run;

*Choix de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs
parmi les 30 indicateurs calculés;

proc univariate data= proba.femmeratio nextrval=10 nextrobs=10;
var ratio1-ratio30 ;
weight wcal;
title "Informations sur les divers indicateurs";
run;

*en l'absence de théorie ou de données me permettant de déterminer quel devrait être le
rythme de décroissance de l'intérêt d'une crèche au regard de sa distance au domicile de la
famille, je fonde mon choix sur l'indicateur qui donne la meilleure qualité d'ajustement (à
X donnés) ;

%macro essaiplm;

%do j=1 %to 30;

proc reg data= proba.femmeratio;
model emploi= agec portug autreUE15 nonUE15
pres46 pres712 pres13etplus dipinf dipint dipinfcj dipintcj ratio&j ;
title "Modèle avec ratio&j";
run;
quit;

%end;
%mend essaiplm;
%essaiplm;

*c'est le ratio2 qui donne le R2 le plus élevé,
mais il n'y a guère de différence : les R2 sont tous très bas;
*ratio28, 29 et 30 sont non significatifs au seuil de 10%, tous les autres sont
significatifs au seuil de 5%;

```

```

*je fais de même avec un modèle logit;
%macro essailogit;
%do j=1 %to 30;
proc logistic data= proba.femmeratio descending;
model emploi= agec portug autreUE15 nonUE15
      pres46 pres712 pres13etplus dipinf dipint dipinfcj dipintcj ratio&j;
title1 "Modele logit binaire, un niveau";
title2 "Probabilite de travailler";
title3 "avec ratio&j";
run;
%end;
%mend essailogit;
%essailogit;
*même conclusion en comparant les log vraisemblance de ces différents modèles;

```



## Annexe J

### Les résultats des analyses exploratoires à un seul niveau

*Examen de la multicolinéarité  
Modèle avec âge au premier enfant*

*The REG Procedure  
Model: MODEL1  
Dependent Variable: emploi*

<b>Number of Observations Read</b>	523
<b>Number of Observations Used</b>	494
<b>Number of Observations with Missing Values</b>	29

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	13	12.20964	0.93920	4.07	<.0001
<b>Error</b>	480	110.77214	0.23078		
<b>Corrected Total</b>	493	122.98178			

<b>Root MSE</b>	0.48039	<b>R-Square</b>	0.0993
<b>Dependent Mean</b>	0.53239	<b>Adj R-Sq</b>	0.0749
<b>Coeff Var</b>	90.23310		

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variance Inflation
<b>Intercept</b>	1	0.28792	0.11133	2.59	0.0100	0
<b>agec</b>	1	0.01304	0.01367	0.95	0.3407	10.50920
<b>agefirstc</b>	1	-0.00757	0.01424	-0.53	0.5953	10.46408
<b>portug</b>	1	0.07467	0.06880	1.09	0.2783	2.31212
<b>autreUE15</b>	1	0.02099	0.06209	0.34	0.7354	1.73142
<b>nonUE15</b>	1	-0.23988	0.08041	-2.98	0.0030	1.34741
<b>pres46</b>	1	-0.14610	0.05968	-2.45	0.0147	1.58088
<b>pres712</b>	1	-0.15233	0.09435	-1.61	0.1071	3.40314
<b>pres13</b>	1	-0.28173	0.15967	-1.76	0.0783	2.91794
<b>dipsup</b>	1	0.10027	0.07377	1.36	0.1747	2.67859
<b>dipint</b>	1	0.07624	0.06086	1.25	0.2109	1.50656
<b>dipsupcj</b>	1	-0.01967	0.07618	-0.26	0.7963	2.79588
<b>dipintcj</b>	1	0.01751	0.06395	0.27	0.7844	1.65455
<b>dispo</b>	1	0.00782	0.00217	3.61	0.0003	1.03434



*Examen de la multicolinéarité  
Modèle sans l'âge au premier enfant*

*The REG Procedure  
Model: MODEL1  
Dependent Variable: emploi*

<b>Number of Observations Read</b>	523
<b>Number of Observations Used</b>	502
<b>Number of Observations with Missing Values</b>	21

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	12	12.29518	1.02460	4.45	<.0001
<b>Error</b>	489	112.69486	0.23046		
<b>Corrected Total</b>	501	124.99004			

<b>Root MSE</b>	0.48006	<b>R-Square</b>	0.0984
<b>Dependent Mean</b>	0.53187	<b>Adj R-Sq</b>	0.0762
<b>Coeff Var</b>	90.25891		

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variance Inflation
<b>Intercept</b>	1	0.28001	0.10687	2.62	0.0091	0
<b>agec</b>	1	0.00548	0.00516	1.06	0.2889	1.52417
<b>portug</b>	1	0.07152	0.06811	1.05	0.2942	2.30037
<b>autreUE15</b>	1	0.03478	0.06158	0.56	0.5725	1.73738
<b>nonUE15</b>	1	-0.22612	0.07927	-2.85	0.0045	1.35658
<b>pres46</b>	1	-0.13021	0.04924	-2.64	0.0085	1.08942
<b>pres712</b>	1	-0.10551	0.05596	-1.89	0.0600	1.22669
<b>pres13</b>	1	-0.21103	0.09539	-2.21	0.0274	1.14840
<b>dipsup</b>	1	0.11746	0.07165	1.64	0.1018	2.56527
<b>dipint</b>	1	0.07626	0.05954	1.28	0.2009	1.47441
<b>dipsupcj</b>	1	-0.05144	0.07454	-0.69	0.4905	2.72576
<b>dipintcj</b>	1	0.00404	0.06325	0.06	0.9491	1.64710
<b>dispo</b>	1	0.00766	0.00214	3.58	0.0004	1.03147

*Examen de la multicollinéarité  
Modèle avec l'âge au premier enfant*

*The REG Procedure  
Model: MODEL1  
Dependent Variable: childcare*

<b>Number of Observations Read</b>	523
<b>Number of Observations Used</b>	494
<b>Number of Observations with Missing Values</b>	29

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	14	11.53726	0.82409	5.18	<.0001
<b>Error</b>	479	76.15504	0.15899		
<b>Corrected Total</b>	493	87.69231			

<b>Root MSE</b>	0.39873	<b>R-Square</b>	0.1316
<b>Dependent Mean</b>	0.23077	<b>Adj R-Sq</b>	0.1062
<b>Coeff Var</b>	172.78406		

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variance Inflation
<b>Intercept</b>	1	0.00642	0.09267	0.07	0.9448	0
<b>agec</b>	1	0.02520	0.01136	2.22	0.0270	10.54132
<b>agefirstc</b>	1	-0.01698	0.01185	-1.43	0.1525	10.52162
<b>portug</b>	1	0.04014	0.05716	0.70	0.4829	2.31653
<b>autreUE15</b>	1	0.15847	0.05168	3.07	0.0023	1.74122
<b>nonUE15</b>	1	0.13411	0.06698	2.00	0.0458	1.35735
<b>pres46</b>	1	-0.12578	0.04967	-2.53	0.0116	1.58946
<b>pres712</b>	1	-0.09712	0.07838	-1.24	0.2159	3.40915
<b>pres13etplus</b>	1	-0.25434	0.13276	-1.92	0.0560	2.92819
<b>dipsup</b>	1	0.14781	0.06134	2.41	0.0163	2.68785
<b>dipint</b>	1	0.06621	0.05054	1.31	0.1908	1.50780
<b>dipsupcj</b>	1	0.01933	0.06343	0.30	0.7607	2.81329
<b>dipintcj</b>	1	-0.04457	0.05312	-0.84	0.4018	1.65696
<b>autreadult</b>	1	-0.04092	0.08112	-0.50	0.6142	1.05647
<b>dispo</b>	1	0.00453	0.00180	2.52	0.0121	1.03454

*Examen de la multicolinéarité  
Modèle sans l'âge au premier enfant*

*The REG Procedure  
Model: MODEL1  
Dependent Variable: childcare*

<b>Number of Observations Read</b>	523
<b>Number of Observations Used</b>	502
<b>Number of Observations with Missing Values</b>	21

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
<b>Model</b>	13	11.61053	0.89312	5.62	<.0001
<b>Error</b>	488	77.58469	0.15899		
<b>Corrected Total</b>	501	89.19522			

<b>Root MSE</b>	0.39873	<b>R-Square</b>	0.1302
<b>Dependent Mean</b>	0.23108	<b>Adj R-Sq</b>	0.1070
<b>Coeff Var</b>	172.55352		

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variance Inflation
<b>Intercept</b>	1	-0.00955	0.08916	-0.11	0.9147	0
<b>agec</b>	1	0.00990	0.00429	2.31	0.0213	1.52425
<b>portug</b>	1	0.03807	0.05659	0.67	0.5014	2.30198
<b>autreUE15</b>	1	0.17165	0.05125	3.35	0.0009	1.74450
<b>nonUE15</b>	1	0.13157	0.06615	1.99	0.0473	1.36938
<b>pres46</b>	1	-0.08851	0.04092	-2.16	0.0310	1.09068
<b>pres712</b>	1	-0.01076	0.04651	-0.23	0.8171	1.22815
<b>pres13</b>	1	-0.08595	0.07930	-1.08	0.2789	1.15040
<b>dipsup</b>	1	0.15378	0.05952	2.58	0.0101	2.56636
<b>dipint</b>	1	0.05918	0.04946	1.20	0.2320	1.47458
<b>dipsupcj</b>	1	-0.00444	0.06210	-0.07	0.9430	2.74252
<b>dipintcj</b>	1	-0.05738	0.05255	-1.09	0.2754	1.64785
<b>autreadult</b>	1	-0.02302	0.07696	-0.30	0.7650	1.05081
<b>dispo</b>	1	0.00418	0.00178	2.35	0.0190	1.03173

TAB. J.1 – Modèles logit joints à un niveau

$y_1$  : probabilité de travailler,  $y_2$  : probabilité de recours à la garde collective

Variables	Modèle 0		Modèle 1		Modèle 2	
	$y_1$	$y_2$	$y_1$	$y_2$	$y_1$	$y_2$
constante	0,119	-1,169***	-1,091***	-2,450***	-0,701	-2,149***
disponibilité locale de la garde collective			0,034***	0,036***	0,034***	0,030**
âge					0,026	0,063**
<i>Nationalité</i>						
luxembourgeoise					<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
portugaise					0,327	0,181
autre UE-15					0,153	0,996***
non UE-15					-1,005***	0,830**
<i>Niveau de diplôme</i>						
supérieur					<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire					-0,199	-0,495
inférieur					-0,530*	-1,024 ***
<i>Niveau de diplôme du conjoint</i>						
supérieur					<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire					0,259	-0,278
inférieur					0,244	0,124
<i>Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :</i>						
4-6 ans					-0,575***	-0,626**
7-12 ans					-0,469*	-0,005
13 ans ou +					-0,927**	-0,556
-2 Log-Vraisemblance	1 296,09		1260,11		1117,09	

\* : significatif au seuil de 5 à 10%, \*\* :1-5%, \*\*\* :<1%

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006 CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

N=523 observations

Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX

## Annexe K

### Les résultats des modèles exploratoires à 2 niveaux

TAB. K.1 – Modèles logit joints à 2 niveaux - Modèle vide et modèle avec, comme seule variable explicative, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants

$y_1$  : probabilité de travailler,  $y_2$  : probabilité de recours à la garde collective

	Modèle 3		Modèle 4	
	$y_1$	$y_2$	$y_1$	$y_2$
<b><i>Effets fixes</i></b>				
Constante	0,102	-1.209***	-1,081 ***	-2,469***
Disponibilité locale de la garde collective			0,035***	0,011
<b><i>Effet aléatoire</i></b>				
Variance de niveau 2 (Ecart-type)		0,336 (0,148)		0,248 (0,140)
-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance		4585,08		4593,00

\* : significatif au seuil de 5 à 10%, \*\* :1-5%, \*\*\* :<1%

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

N=523 observations

Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX

# Annexe L

## Le rôle des facteurs de contrôle de niveau individuel

Cette annexe présente les résultats du modèle logit bivarié à deux niveaux quant à l'impact des variables de contrôle de niveau individuel sur la probabilité de participer au marché du travail et sur la probabilité de recours à la garde collective (cf. tableau 3.12).

L'*âge* de la mère ne joue pas significativement sur ses chances de participer au marché du travail. En revanche, il affecte ses chances d'utiliser la garde collective : toutes choses égales par ailleurs, un an d'âge supplémentaire au delà de la moyenne (qui est de 32 ans) accroît de 6% le rapport des chances du recours à la garde collective<sup>1</sup>.

Pour ce qui est de la *nationalité* de la mère, le fait d'être portugaise, ou bien d'un autre pays de l'UE-15 plutôt que luxembourgeoise n'affecte pas la probabilité de travailler. Le fait d'être étrangère d'un pays n'appartenant pas à l'UE-15 joue, en revanche, de façon significative sur cette probabilité : toutes choses égales par ailleurs, le fait de venir d'un pays autre que les pays de l'UE-15 plutôt que d'être luxembourgeoise réduit de 75% la probabilité de travailler plutôt que de ne pas travailler. Quant au rôle de la nationalité de la mère sur la probabilité de recours à la garde collective, seul le fait d'être portugaise plutôt que luxembourgeoise n'a

---

<sup>1</sup>Le rapport des chances de la variable relative à l'âge de la mère est calculé selon la méthode traditionnelle :  $100 \times (\exp(\hat{\gamma}_2 \text{ age} - 1))$ , avec  $\hat{\gamma}_2 \text{ age}$  le coefficient estimé de la variable âge dans le sous-modèle de la probabilité de recours à la garde collective.

pas d'effet significatif sur cette probabilité; le fait d'être étrangère, d'un pays appartenant ou non à l'UE-15, plutôt que luxembourgeoise a un impact positif sur la probabilité de recours à la garde collective (le rapport des chances du recours à la garde collective est multiplié respectivement par 2,8 et 2,2).

Le *niveau d'études* de la mère n'influence pas de façon significative la probabilité de travailler. Le fait d'être diplômée de l'inférieur plutôt que du supérieur, en revanche, réduit la probabilité de recours à la garde collective plutôt qu'à tout autre mode de garde (le rapport des chances est diminué de 42%). S'agissant du *niveau de diplôme du conjoint*, il n'affecte significativement ni la probabilité de travailler, ni la probabilité de recourir à la garde collective.

La *présence d'au moins un enfant scolarisé*, quel que soit leur groupe d'âge, réduit la probabilité de travailler plutôt que de ne pas travailler : toutes choses égales par ailleurs, le fait d'avoir au moins un enfant âgé de 4 à 6 ans réduit de 44% la probabilité de travailler plutôt que ne pas travailler ; s'agissant du fait d'avoir au moins un enfant âgé de 7 à 12 ans, et du fait d'avoir au moins un enfant âgé de 13 ans ou plus, les chiffres sont respectivement 37% et 61%.

La présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de plus de 6 ans ne joue pas de façon significative sur la probabilité de recours à la garde collective ; en revanche, la présence d'au moins un enfant scolarisé plus jeune, âgé de 4 à 6 ans, diminue la probabilité de recours à la garde collective plutôt qu'à tout autre mode de garde (le rapport des chances est réduit de 46%).

La mise en relation de ces résultats avec les résultats de la version du modèle à un niveau (cf. tableau 3.13) souligne que les effets des facteurs de contrôle de niveau individuel qui sont significatifs dans la version du modèle à un niveau demeurent significatifs dans la version multiniveaux hormis le fait, pour une mère d'avoir un niveau de diplôme inférieur plutôt que supérieur<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup>Mais dans le modèle à un niveau, la *p-value* de la variable en question est de 0,0960, proche du seuil de non significativité de 10%.



# Liste des tableaux

1.1	Les hypothèses de Del Boca et Vuri (2007) quant à l'effet du rationnement individuel sur les choix d'offre de travail et de garde d'enfants, et leur validation par simulation . . . . .	61
1.2	Hypothèses quant à la relation entre les préférences des mères en termes de localisation du mode de garde et fonctions de pondération associées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées . . . .	91
2.1	La mesure des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique . . . . .	114
2.2	L'impact des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique . . . . .	150
3.1	Les caractéristiques définissant les types de familles au regard des critères d'admission prioritaires . . . . .	172
3.2	Distribution de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	182
3.3	Statistiques descriptives de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que les mères travaillent ou non . . .	182
3.4	Statistiques descriptives de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que les mères travaillent à temps complet ou à temps partiel . . . . .	182
3.5	Fréquences de la taille des groupes de mères . . . . .	190
3.6	Distributions des heures travaillées et des heures de garde d'enfant . .	194

3.7	Taux de recours à la garde non parentale, selon la situation d'emploi des mères et le nombre d'enfants non scolarisés . . . . .	195
3.8	Durée hebdomadaire de garde d'enfants, selon la situation d'emploi des mères . . . . .	196
3.9	Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler . . . . .	205
3.10	Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés . . .	206
3.11	Les variables de contrôle au niveau individuel . . . . .	207
3.12	Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux . . . . .	214
3.13	Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 1 niveau . . . . .	215
3.14	Effets d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs - Cas-type de base et variantes selon la présence d'enfants scolarisés . . . . .	220
3.15	Effets d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs - Cas-type n°2, et variantes selon la présence d'enfants scolarisé	223
3.16	Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux avec un effet d'interaction entre la disponibilité locale des modes de garde et la proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe . . . . .	229
3.17	Coefficients estimés de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon la proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe .	230
A.1	Les structures d'éducation et d'accueil de jeunes enfants : cas de l'Allemagne, du Danemark, de l'Italie, de la France, de l'Italie, des Pays-Bas, du Royaume-Uni et de la Suède . . . . .	250
B.1	Typologie des structures d'accueil collectif de jeunes enfants . . . . .	255
B.2	Conditions d'obtention et modalités de contrôle de l'agrément gouvernemental . . . . .	256
B.3	Nombre maximal d'enfants pouvant être accueillis, selon le type de structures . . . . .	257

B.4	Nombre maximal d'enfants par agent d'encadrement . . . . .	258
B.5	Les structures d'accueil collectif de jeunes enfants en 2007 . . . . .	260
B.6	Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux <i>structures conventionnées</i> . . . . .	261
B.7	Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux <i>structures non conventionnées</i> . . . . .	262
B.8	Nombre d'enfants inscrits sur liste d'attente dans les structures conventionnées au 31/12/07 . . . . .	263
B.9	La location des chaises dans les structures <i>non conventionnées</i> . . . . .	265
C.1	Répartition des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé, selon la participation financière qui leur serait demandée pour une place à temps complet dans une structure collective publique . . . . .	269
C.2	Prix mensuel d'une place à temps complet dans les structures collectives privées (en euros), selon l'âge de l'enfant . . . . .	270
D.1	La structure hiérarchique des données dans les analyses empiriques de l'offre de travail des femmes où les contraintes d'offre locale de modes de garde d'enfants sont introduites . . . . .	275
G.1	Disponibilité des informations sur les types de mères au regard des critères de priorité dans le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 . . . . .	351
H.1	Représentation du fichier <i>crèche</i> (extrait) . . . . .	357
H.2	Représentation du fichier <i>enfant</i> (extrait) . . . . .	360
H.3	Représentation de la base de données de femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé (extrait) . . . . .	361
I.1	Statistiques de qualité d'ajustement des modèles de probabilité linéaire, avec l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde calculé avec différentes fonctions de pondération . . . . .	373
J.1	Modèles logit joints à un niveau . . . . .	394

K.1 Modèles logit joints à 2 niveaux - Modèle vide et modèle avec, comme seule variable explicative, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants . . . . .	396
---	-----

# Table des figures

3.1	Schéma de construction de la base de données . . . . .	165
3.2	La population de structures collectives enquêtée . . . . .	169
3.3	Histogramme de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	181
3.4	Histogrammes de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon que la mère travaille ou non . . . . .	183
3.5	Histogramme des heures travaillées . . . . .	194
3.6	Histogramme des heures de garde d'enfants . . . . .	195
G.1	Le croisement des caractéristiques familiales en termes de règles de priorité dans les structures collectives . . . . .	353



# Table des matières

<b>Introduction</b>	<b>15</b>
<b>1 La prise en compte de contraintes d'offre de garde d'enfants dans le cadre d'un modèle néoclassique standard d'offre de travail des mères de jeunes enfants</b>	<b>23</b>
1.1 Le cadre d'analyse commun : le modèle néoclassique d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants . . . . .	25
1.1.1 Modèles où la garde informelle n'est pas prise en compte . . .	25
1.1.1.1 Les arguments de la fonction d'utilité de la mère . . .	26
1.1.1.2 Les contraintes de la mère . . . . .	29
1.1.1.3 Les principaux enseignements de ce type de modèles	32
1.1.2 La prise en compte de la garde informelle dans les modèles d'offre de travail des mères et de garde d'enfants . . . . .	34
1.1.2.1 Deux façons différentes d'introduire les possibilités d'aide informelle . . . . .	36
1.1.2.2 Les principaux enseignements des modèles où la garde informelle est prise en compte . . . . .	39
1.2 La prise en compte, dans les modèles d'offre de travail et de garde d'enfants, des contraintes d'offre de modes de garde formelle . . . . .	41
1.2.1 Le rationnement global . . . . .	42
1.2.2 Le rationnement individuel . . . . .	45
1.2.2.1 Le rationnement individuel continu . . . . .	45

1.2.2.1.1	Exposé de la démarche . . . . .	46
1.2.2.1.2	Résultats de l'analyse de l'impact du rationnement individuel continu . . . . .	50
1.2.2.1.3	Les limites de l'application du modèle du consommateur de rationné proposée par Merkle (1993) . . . . .	51
1.2.2.2	Le rationnement individuel discret . . . . .	52
1.2.2.2.1	L'adaptation à la garde d'enfants des modèles de files d'attente : les modèles de Viitanen et Chevalier (2003) et Wrohlich (2008) . . . . .	53
1.2.2.2.2	Le modèle de Del Boca et Vuri (2007) : l'introduction de la dimension spatiale au travers du concept d'ensemble acceptable, aux yeux des parents, des modes de garde d'enfants . . . . .	56
1.2.2.3	Le rationnement individuel discret et continu . . . . .	62
1.2.2.3.1	Le modèle de Del Boca <i>et al.</i> (2005) : la prise en compte des règles de priorité et des contraintes liées aux plages d'ouverture des structures d'accueil . . . . .	63
1.2.2.3.2	Le modèle de Wrohlich (2006) : l'augmentation du coût potentiel de la garde d'enfants en raison du rationnement . . . . .	66
1.3	L'application à la garde d'enfants du modèle de rationnement discret avec règles de priorité . . . . .	70
1.3.1	Les hypothèses simplificatrices . . . . .	72
1.3.1.1	L'hypothèse relative à la définition de l'offre de garde d'enfants sujette à pénurie . . . . .	72
1.3.1.2	L'hypothèse relative au prix de la garde d'enfants . . . . .	73
1.3.2	Une application à la garde collective du modèle de rationnement discret avec règles de priorité . . . . .	75



1.3.2.1	Présentation du cas général . . . . .	76
1.3.2.2	La co-existence de plusieurs méthode de rationnement et la définition des règles de priorité remettent en cause l'hypothèse d'un ordre de priorité unique, transitif et exogène . . . . .	78
1.3.2.3	L'immobilité géographique de l'offre de garde d'enfants	81
1.3.3	La définition d'un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, d'obtenir une place pour chacun de ses enfants . . .	83
1.3.3.1	Le recours à un indicateur synthétique des probabilités, pour une mère, de voir sa demande satisfaite . . .	84
1.3.3.2	Les pondérations affectées aux probabilités d'obtenir la ou les places demandées . . . . .	87
1.4	Conclusion du chapitre . . . . .	93
<b>2</b>	<b>L'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de garde d'enfants : revue de littérature empirique</b>	<b>95</b>
2.1	L'introduction de contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants . . . . .	96
2.1.1	Les limites du recours à un indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants . . . . .	97
2.1.1.1	La non prise en compte de la dimension relative à la disposition des mères à payer . . . . .	97
2.1.1.2	La non prise en compte de la dimension relative aux règles de priorité . . . . .	100
2.1.2	La restriction de l'éventail de choix de modes de garde d'enfants	102
2.2	L'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants : des mesures différentes selon les auteurs . . . . .	105
2.2.1	Le type de services de garde pris en compte . . . . .	105
2.2.2	Les besoins locaux en services de garde d'enfants . . . . .	108
2.2.3	Le caractère local de l'indicateur de disponibilité en services de garde d'enfants . . . . .	109

2.2.4	Le calcul de l'indicateur de disponibilité locale en services de garde d'enfants . . . . .	111
2.3	L'impact, dans la littérature, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants . . . . .	119
2.3.1	Les modèles où la non-indépendance des observations est ignorée	121
2.3.1.1	Les formes réduites d'un modèle structurel d'offre de travail des mères de jeunes enfants . . . . .	121
2.3.1.2	La prise en compte du choix du mode de garde au moyen de modèles de choix discrets . . . . .	126
2.3.1.2.1	Les modèles logit polytomiques de Guillot (2004) . . . . .	127
2.3.1.2.2	Les modèles de Choné <i>et al.</i> (2004) et Wrohlich (2006) . . . . .	130
2.3.1.3	Les modèles bivariés de participation au marché du travail et de recours à un mode de garde formelle . .	138
2.3.2	Les modèles où l'absence d'indépendance des observations en cas de niveaux multiples est prise en compte . . . . .	142
2.3.2.1	La dépendance des observations vue comme une nuisance . . . . .	142
2.3.2.2	La dépendance comme un phénomène intéressant à analyser . . . . .	147
2.4	Conclusion du chapitre . . . . .	158
<b>3</b>	<b>Une analyse empirique de l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs au moyen de modèles multiniveaux</b>	<b>161</b>
3.1	Une analyse du rôle de la disponibilité locale des modes de garde collectifs à partir d'une base de données originale . . . . .	162
3.1.1	Une base de données originale . . . . .	163
3.1.1.1	La nécessaire association de différentes sources de données . . . . .	163

3.1.1.2	Le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 et le fichier d'adresses des P&T . . . . .	166
3.1.1.3	L'enquête ad hoc menée auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du Luxembourg . . . . .	167
3.1.2	La population d'analyse : les femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé . . . . .	173
3.2	Une analyse au moyen d'un outil original de mesure de la disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	174
3.2.1	La mise en oeuvre de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	175
3.2.1.1	L'application de la formule théorique de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	175
3.2.1.2	Le choix de la fonction de pondération des probabi- lités d'obtenir la ou les places demandées . . . . .	177
3.2.2	Statistiques descriptives sur l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs . . . . .	180
3.2.3	Les différences avec les indicateurs de disponibilité locale des modes de garde utilisés dans la littérature spécialisée . . . . .	184
3.3	Le choix du modèle et les variables retenues pour l'analyse . . . . .	185
3.3.1	Le choix d'un modèle multiniveaux . . . . .	185
3.3.1.1	Des données groupées nécessitant le recours à une technique adaptée . . . . .	185
3.3.1.2	La définition des unités de niveau supérieur . . . . .	187
3.3.2	Le choix d'un modèle bivarié . . . . .	190
3.3.2.1	La prise en compte de l'hypothèse d'interdépendance des choix d'offre de travail et de garde d'enfants . . . . .	190

3.3.2.2	Le choix de variables dépendantes discrètes, et la nécessité de s'en tenir à une version dichotomique de celles-ci . . . . .	192
3.3.2.3	La variable dépendante relative à l'offre de travail des mères de jeunes enfants . . . . .	196
3.3.2.4	La variable dépendante relative à la garde d'enfants .	198
3.3.3	Présentation formelle du modèle bivarié multiniveaux retenu .	200
3.3.4	Les variables explicatives retenues . . . . .	202
3.3.4.1	Les variables de contrôle . . . . .	203
3.3.4.2	Les limites imposées par les données disponibles . . .	210
3.4	Une analyse multiniveaux de l'impact, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs	212
3.4.1	Un modèle à constantes aléatoires . . . . .	213
3.4.2	Le recours aux cas-types pour mieux apprécier l'ampleur de l'effet de la disponibilité locale des modes de garde collectifs .	217
3.4.3	Un essai de prise en compte des demandes découragées en raison de tarifs jugés excessifs . . . . .	224
3.4.3.1	Le recours à une <i>proxy</i> pour tenir compte des demandes découragées . . . . .	225
3.4.3.2	Les résultats de la deuxième version du modèle bivarié multiniveaux . . . . .	227
3.4.4	Limites de notre analyse économétrique . . . . .	228
3.5	Conclusion du chapitre . . . . .	232
	<b>Conclusion</b>	<b>235</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>241</b>
	<b>A L'accueil des jeunes enfants dans les pays sur lesquels portent les travaux empiriques</b>	<b>249</b>

<b>B Les structures d'accueil collectif au G-D de Luxembourg : cadre légal et réglementaire</b>	<b>253</b>
B.1 Les différents types de structures d'accueil collectif de jeunes enfants et l'agrément gouvernemental . . . . .	253
B.1.1 Les capacités maximales d'accueil selon le type de structures .	257
B.1.2 Norme d'encadrement minimal . . . . .	258
B.2 Structures conventionnées, structures non conventionnées . . . . .	258
B.3 Les différentes formes de soutien financier de l'Etat aux structures d'accueil de jeunes enfants . . . . .	261
B.3.1 Cas des structures conventionnées . . . . .	261
B.3.2 Cas des structures non conventionnées . . . . .	262
B.3.3 La location, par l'Etat, de chaises dans les structures non conventionnées : une autre forme de soutien financier de l'Etat aux structures non conventionnées . . . . .	263
<b>C Le coût de la garde d'enfants au G-D de Luxembourg</b>	<b>267</b>
<b>D Examen des données utilisées par les auteurs</b>	<b>273</b>
<b>E L'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg</b>	<b>277</b>
<b>F Les limites de l'enquête menée auprès des structures collectives d'accueil de jeunes enfants du G-D de Luxembourg</b>	<b>345</b>
<b>G La définition des types de mères au regard des règles de priorité en vigueur dans les structures collectives</b>	<b>349</b>
<b>H La construction de la base de données</b>	<b>355</b>
H.1 Les étapes de construction de la base de données . . . . .	355
H.2 Les programmes SAS de construction de la base de données . . . . .	362

I	Le choix de la fonction de pondération des probabilités d'obtenir la ou les places demandées aux fins de construction de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs	371
J	Les résultats des analyses exploratoires à un seul niveau	389
K	Les résultats des modèles exploratoires à 2 niveaux	395
L	Le rôle des facteurs de contrôle de niveau individuel	397
	Liste des tableaux	402
	Liste des figures	403