



HAL
open science

Séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE et complétude de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire par le parent débiteur.

Bruno Jeandidier, Cécile Bourreau-Dubois, Julie Mansuy

► To cite this version:

Bruno Jeandidier, Cécile Bourreau-Dubois, Julie Mansuy. Séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE et complétude de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire par le parent débiteur.. 2021. hal-03437613

HAL Id: hal-03437613

<https://hal.univ-lorraine.fr/hal-03437613>

Preprint submitted on 21 Dec 2021

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.

« Séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE et complétude de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire par le parent débiteur »

Auteur


Bruno JEANDIDIER, Cécile BOURREAU-DUBOIS, Julie MANSUY

Document de Travail n° 2021 – 43

Octobre 2021

Bureau d'Économie
Théorique et Appliquée
BETA

www.beta-umr7522.fr

 @beta_economics

Contact :
jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr

Séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE et complétude de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire par le parent débiteur

Bruno JEANDIDIER, Cécile BOURREAU-DUBOIS, Julie MANSUY

BETA, Université de Lorraine, CNRS, INRAE

Résumé

Le non-paiement des pensions alimentaires faisant suite à une séparation parentale est un objet de recherche extrêmement étudié aux Etats-Unis, beaucoup moins en France. Dans une première partie, outre le recensement de données de cadrage permettant de rendre compte de l'ampleur de ce comportement de non-paiement ou de paiement partiel, nous effectuons une vaste revue de littérature socio-économique empirique – essentiellement américaine – permettant d'identifier les principales causes de ce comportement. Nous abordons ainsi la question de la capacité contributive du débiteur et sa capacité relative (pension alimentaire / revenu), puis la question de sa volonté à payer. Cette dernière est étudiée, d'une part, sous l'angle de l'engagement du débiteur à l'égard de l'enfant (intensité des contacts, modes d'hébergement, facteurs pouvant influencer la relation parent-enfant), d'autre part, sous l'angle de la qualité relationnelle entre les deux parents. La deuxième partie est consacrée à l'identification des ruptures parentales dans l'enquête ELFE. De nature plutôt méthodologique, cette partie montre en particulier qu'il est parfois difficile d'identifier avec certitude certaines ruptures, notamment lorsque la relation de couple est initialement floue. Nous estimons qu'avant les quatre ans de l'enfant, le taux de rupture parentale (estimation basse) se situerait entre 8,5% et 9,4%. Dans la troisième partie nous analysons un module d'enquête spécialement adressé aux parents séparés et portant principalement sur l'exécution de l'obligation alimentaire. Sur le sous-échantillon des parents qui ont répondu à ce module, nous estimons qu'environ un peu moins de deux couples sur trois ont entrepris une démarche pour mettre en œuvre cette obligation alimentaire sous forme monétaire, soit en engageant une procédure de divorce, soit en engageant une procédure légale de fixation d'une pension alimentaire de parents non-mariés, soit en concluant un accord amiable ou encore en effectuant de fait des versements d'argent. Notre analyse économétrique montre principalement que la probabilité qu'un transfert soit prévu est significativement plus faible lorsque le débiteur a des faibles revenus, lorsque ce dernier n'a pas ou peu de contacts avec l'enfant, lorsque la durée écoulée depuis la séparation est courte et lorsque les parents n'ont pas de relation ou des relations tendues. Ces quatre résultats sont de nature à valider les hypothèses de capacité et de volonté à payer. Parmi les couples ayant prévu un transfert au titre de l'obligation alimentaire, nous estimons que dans environ six cas sur dix l'obligation alimentaire est mise en œuvre correctement (complétude et régularité), dans deux cas sur dix elle est imparfaitement mise en œuvre et dans également deux cas sur dix elle n'est jamais mise en œuvre. L'analyse économétrique de ce comportement de non-paiement ou de paiement partiel a montré que la probabilité que le transfert soit correctement versé était principalement liée négativement à l'absence de contacts entre le père et l'enfant et positivement à la qualité de la relation au sein du couple parental et au climat de coopération en cas de divorce. En revanche, l'hypothèse concernant la capacité relative à payer est infirmée sur notre échantillon et l'hypothèse relative à la capacité absolue à payer reçoit un soutien limité dans notre estimation finale.

Abstract

Non-payment of child support following parental separation is an extremely well-studied research topic in the United States, much less so in France. In the first part of the paper, in addition to the identification of statistics that allow us to account for the extent of this non-payment or partial payment behavior, we conduct a vast review of the empirical socio-economic literature - essentially American - that allows us to identify the main causes of this behavior. We address the question of the debtor's ability to pay and his relative ability to pay, and then the question of his willingness to pay. The latter is studied, on the one hand, from the point of view of the debtor's commitment to the child (intensity of contact, modes of accommodation, factors that may influence the quality of the relationship) and on the other hand, from the point of view of the quality of the relationship between the two parents. The second part is devoted to the identification of parental breakdowns in the ELFE survey. It shows in particular that it is sometimes difficult to identify with certainty certain break-ups, especially when the couple's relationship is initially unclear. We estimate that before the child's fourth birthday, the rate of parental breakdown (low estimate) would be between 8.5% and 9.4%. In the third part, we analyze a survey module specifically addressed to separated parents and dealing mainly with the enforcement of child support obligations. Of the subsample of parents who responded to this module, we estimate that slightly less than two out of three couples have taken steps to implement this support obligation in monetary form, either by initiating divorce proceedings, initiating legal proceedings to determine child support from unmarried parents, reaching an amicable agreement, or actually making voluntary monetary payments. The main findings of our econometric analysis are that the probability of a transfer being scheduled is significantly lower when the debtor father has low income, when the father has little or no contact with the child, when the duration of the separation is short, and when the parents have no or strained relationships. These four results support the ability and willingness-to-pay hypotheses. Among these couples who have provided for a transfer, we estimate that in about six cases out of ten the child support obligation is implemented correctly (completeness and regularity), in two cases out of ten it is imperfectly implemented and in also two cases out of ten it is never implemented. The econometric analysis of this non-payment or partial payment behavior showed that the probability of the transfer being correctly paid was mainly negatively related to the lack of contact between father and child and positively related to the quality of the relationship within the parental couple and the climate of cooperation in the event of divorce. In contrast, the relative ability-to-pay hypothesis is negated in our sample and the absolute ability-to-pay hypothesis receives limited support in our final estimate.

Codes JEL : J12, K36, D13.

Mots-clés : séparation parentale, pension alimentaire, non-paiement, paiement partiel.

Keywords : parental separation, child support, non-payment, partial payment.

Le suivi longitudinal des familles de la cohorte « Etude Longitudinale Française depuis l'Enfance » (ELFE)¹ permet d'observer l'éventuelle séparation entre les parents de l'enfant suivi. La séparation parentale ne modifie pas les obligations légales des parents à l'égard de leur enfant, mais ces dernières peuvent faire l'objet, soit par décision de justice soit par accord amiable entre les parents, de modalités d'exécution spécifiques. Au titre de ces modalités, on s'intéressera plus spécifiquement à l'obligation alimentaire qui se traduit principalement par le versement d'une pension alimentaire par l'un des parents à l'autre parent au titre du partage des dépenses destinées à l'entretien et l'éducation de l'enfant. L'attention particulière portée à cette modalité tient au fait que c'est celle qui fait le plus souvent l'objet de litiges portés devant les juges aux affaires familiales (selon BEKMOKHTAR (2016), en France, les deux tiers des recours post-divorce auprès d'un juge aux affaires familiales portent sur la question de la pension alimentaire pour enfant) et que la non-exécution des décisions de justice relatives à la Contribution à l'Entretien et l'Education de l'Enfant (CEEE) est un comportement relativement fréquent et objet de débats publics récurrents, notamment parce que le non-paiement des pensions alimentaires contribue à la pauvreté de familles monoparentales. Lorsque le parent qui héberge l'enfant perçoit une pension alimentaire, cette dernière contribue en effet de manière non négligeable au niveau de vie de la famille : 11% selon FONTAINE et STEHLE (2014).

Dans un premier temps nous proposons une revue de littérature portant sur l'analyse des causes de la non-exécution des décisions de justice en matière de pensions alimentaires versées au titre de l'obligation alimentaire des parents séparés. Dans un second temps, nous présentons des données de cadrage et les limites méthodologiques relatives à la séparation parentale telle que l'on peut l'observer avec la cohorte ELFE. Enfin, dans une troisième partie nous effectuons une analyse statistique d'un module de questions spécifique aux parents séparés qui permet d'appréhender dans quelle mesure les parents débiteurs exécutent leur obligation alimentaire.

¹ L'enquête Elfe est une réalisation conjointe de l'Institut national d'études démographiques (Ined), de l'Institut national de la santé et de la recherche médicale (Inserm), de l'Établissement français du sang (EFS), de Santé publique France, de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), de la Direction générale de la santé (DGS, Ministère en charge de la santé), de la Direction générale de la prévention des risques (DGPR, Ministère en charge de l'environnement), de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees, Ministères en charge de la santé et des affaires sociales), du Département des études, de la prospective et des statistiques (DEPS, Ministère en charge de la Culture) et de la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf), avec le soutien du Ministère de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation et de l'Institut national de la jeunesse et de l'éducation populaire (INJEP). Dans le cadre de la plateforme RECONAI, elle bénéficie d'une aide de l'État gérée par l'Agence nationale de la recherche au titre du programme Investissements d'avenir portant la référence ANR-11-EQPX-0038. On trouvera une présentation de la méthodologie de l'enquête dans CHARLES *et al.* (2020). Les auteurs remercient Xavier THIERRY et Thierry SIMEON (INED) pour leur aide et leurs conseils lors de la mobilisation de la base de données.

1. Revue de littérature portant sur les causes de la non-exécution de l'obligation alimentaire

La littérature socio-économique empirique traitant du non-paiement des pensions alimentaires pour enfant en cas de séparation parentale est foisonnante. Elle est principalement américaine et s'est développée à partir des années 1980 à une époque où, aux Etats-Unis, la pauvreté croissante des familles monoparentales associée à la forte croissance des naissances hors union et des séparations parentales ont mis sur le devant de la scène des politiques sociales américaines la nécessité de mettre en œuvre des politiques proactives en matière de recouvrement des impayés de pensions alimentaires.

En France, jusqu'à récemment, la question du non-paiement des pensions alimentaires n'a pas fait l'objet de travaux scientifiques, de dénombrements statistiques ni de débats sociétaux, d'envergure. Pour preuve, on peut rappeler que l'estimation du taux de non-paiement des pensions alimentaires (40%) faite par FESTY (1986)² était toujours citée dans des documents officiels il y a peu (COUR DES COMPTES, 2010, p. 439, ARIPA ; 2017, p. 11³). Il faut cependant reconnaître que des travaux ont été menés sur les bénéficiaires de l'Allocation de Soutien Familial (ASF) et donc qu'une estimation indirecte et partielle du phénomène de non-paiement des pensions alimentaires pouvait être déduite de ces travaux (RENAUDAT, 1986 ; ESCANDE, 1990). Mais l'ASF, versée à un peu moins de 800.000 familles en 2019⁴, n'est pas versée uniquement lorsque l'obligation alimentaire fait défaut : selon les décomptes officiels les plus récents portant sur l'année 2019 publiés par la Caisse Nationale des Allocations Familiales – CNAF – (BENYACHI *et al.*, 2020), 15% des enfants bénéficiaires de l'ASF l'étaient parce qu'ils sont orphelins d'au moins un parent ou parce qu'aucune filiation n'a été établie à leur égard et 6% la percevaient au titre d'une pension alimentaire faible⁵. En revanche, deux autres situations importantes en nombre pourraient être considérées comme reflétant une défaillance d'obligation alimentaire, mais dans les faits l'autorité publique considère que la créance n'est pas recouvrable : dans 27% des cas la filiation du père débiteur n'est pas établie (mais pourrait l'être probablement dans un certain nombre de cas) et dans 41% des cas le débiteur est défaillant mais reconnu « hors d'état » (débiteur sans ressources ou difficile à localiser ou manifestation violente). Et c'est seulement pour 7% des enfants bénéficiaires d'ASF (88 000 enfants) que l'allocation est considérée par les pouvoirs publics

² Juste après le divorce, en 1984, 40% des mères créancières n'auraient pas perçu le montant de pension alimentaire auquel elles avaient droit. Quinze ans après le divorce, le taux serait de 50%.

³ On retrouve un chiffre similaire (40%) dans le document du Centre d'Analyse Stratégique de BOISSON et WISNIA-WEILL (2012) qui renvoie à une source incertaine : chiffre cité dans JUSTON (2003) sans en indiquer la source.

⁴ Le nombre de familles bénéficiaires de l'ASF a cru de 12% entre 2009 et 2019 (BENYACHI *et al.*, 2020).

⁵ En 2016, l'ASF a été étendue sous la forme d'une prestation complémentaire destinées aux parents créanciers percevant une pension alimentaire complète mais inférieure au montant de l'ASF, elle ne concerne donc pas des débiteurs défaillants et n'est donc pas recouvrable.

comme étant recouvrable, et recense donc des situations où une pension alimentaire fixée est totalement ou partiellement impayée, sous réserve que le créancier engage une démarche en recouvrement⁶. On ajoutera qu'il convient d'utiliser ces chiffres avec prudence car l'ASF fait l'objet d'un non-recours non négligeable (MATHIVET *et al.*, 2014).

La question du non-paiement des pensions alimentaires n'était également pas totalement absente du débat public, puisque, par exemple, dès 1985, avec la création de l'ASF, mais aussi dans le cadre de la gestion de l'Allocation de Parent Isolé, les Caisses d'Allocations Familiales ont reçu mandat d'apporter un soutien aux créanciers pour le recouvrement des pensions alimentaire impayées (VILLAC et RENAUDAT, 1991 ; DEBORDEAUX D., 1993 ; BUCHET, 2002 ; KESTEMAN, 2007 ; BASSET, 2008). Plus récemment, en 2016 a été introduit un dispositif expérimental de Garantie contre les Impayés de Pensions Alimentaires – GIPA – (LIONNET et THIBAUT, 2016), puis en 2017 a été créée l'Agence de Recouvrement des Impayés de Pensions Alimentaires – ARIPA – et en 2018 a été mise en place une procédure permettant aux couples non-mariés et séparés de faire donner à leurs accords amiables de pension alimentaire une force exécutoire mobilisable en cas d'impayés (pour les divorcés, c'est la décision de justice lors du divorce qui peut être mobilisée). La GIPA et l'ARIPA ont donné lieu à des évaluations portant sur les mécanismes de recouvrement des impayés et leur management, mais peu sur les causes socio-économiques du non-paiement selon une approche de comparaison entre débiteurs défaillants et débiteurs non-défaillants (CEROUX *et al.*, 2019 ; LAUBRESSAC *et al.*, 2020, 2021).

Quelques travaux statistiques permettent de quantifier l'ampleur actuelle du non-paiement des pensions alimentaires en France. Sur la base d'une enquête déclarative auprès de couples divorcés avec enfant(s) mineur(s) en 2012 et interrogés deux ans plus tard, CRETIN (2015) montre que, au moment de la seconde enquête, dans 82% des cas, la pension alimentaire a été versée systématiquement et dans son intégralité (92% selon les débiteurs, 72% selon les créanciers) ; elle n'aurait jamais ou très rarement été payée dans 12% des cas (5% selon les débiteurs, 19% selon les créanciers). A partir de la même enquête, BELMOKTHAR (2016) précise que sur la durée de deux ans un quart des divorcés ont connu des incidents de paiement. CEROUX *et al.* (2019), à partir de déclarations faites auprès des Caisse d'Allocations Familiales, montrent que parmi les allocataires ayant déclaré une pension alimentaire en 2009 et ayant des enfants mineurs, 37% ont connu une interruption totale de versement en 2010 et/ou en 2011. LARDEUX (2021), à partir de données fiscales associées à l'Echantillon Démographique Permanent, montre qu'environ un quart des débiteurs

⁶ Les quatre derniers pourcents correspondent à des situations diverses, principalement en lien avec le Revenu de Solidarité Active (RSA). Si l'on compare les chiffres produits par BENYACHI *et al.* (2020) pour l'année 2019 à ceux cités dans AUVIGNE *et al.* (2016, p. 6) pour l'année 2015, cette proportion d'ASF recouvrable serait passée de 4,5% à 7% en quatre ans.

solvables (revenu supérieur à 700 par mois) avec enfant mineur non à charge fiscalement n'ont pas déclaré fiscalement avoir versé une pension alimentaire à la suite d'un divorce ou d'une rupture de Pacte Civil de Solidarité – PACS – (les ruptures d'union libre sont exclues⁷). Par ailleurs, sur la période de cinq ans suivant la rupture (en 2011), 65% des débiteurs ont déclaré une pension alimentaire chaque année (73% si l'on exclut la première année qui est une année de transition post-séparation), 14% n'en ont jamais déclarée et 13% ont fait des déclarations de pension alimentaire irrégulièrement (pas tous les ans). Autant on peut supposer que la sous-déclaration est faible, puisque la pension alimentaire versée est déductible fiscalement, autant il faut reconnaître que, comme le fait l'auteur, ce taux d'absence de pension alimentaire déclarée intègre les situations où le débiteur n'a pas à s'acquitter de pension alimentaire parce que la décision de justice l'a décidé ainsi. En effet, selon BELMOKHTAR (2014), en 2012, les juges aux affaires familiales ont décidé de fixer une pension alimentaire (en espèces ou en nature) dans seulement 82% des affaires jugées en première instance. LAUBRESSAC *et al.* (2020), à partir d'une enquête menée auprès de parents séparés ayant vécu des incidents de paiement de pensions alimentaires légales et à ce titre engagés dans une procédure de recouvrement, identifient quatre trajectoires d'incidents de paiement : les interruptions de paiement après un période de versements normaux (43% selon les créanciers et 51% selon les débiteurs), les versements irréguliers (12% quel que soit le type de répondant), les paiements réguliers intervenant après une période de non-paiement (5% selon les créanciers ; 8% selon les débiteurs), l'absence totale de paiement (40% selon les créanciers ; 19% selon les débiteurs)⁸. Les auteurs montrent par ailleurs que les motifs de non-paiement déclarés par les débiteurs ne sont pas, en proportion, les mêmes selon les trajectoires, les interruptions et les paiements irréguliers sont justifiés plus qu'en moyenne par des difficultés financières, alors que l'absence totale de paiement est plus justifiée qu'en moyenne par un argument d'iniquité ou d'absence de fondement à la pension alimentaire. Pour conclure, dans le cadre d'un rapport rédigé dans la perspective de la création de l'ARIPA, AUVIGNE *et al.* (2016), prenant acte du manque de statistiques sur le non-paiement des pensions alimentaires en France (reprenant ainsi le constat déjà établi par le HAUT CONSEIL A LA FAMILLE, 2014) et croisant les différentes sources partielles, avancent le chiffre d'un taux de non-paiement ou de paiement partiel estimé à 35% (315 000 parents créanciers)⁹.

⁷ Sont également exclues les ruptures où les deux conjoints continuent à cohabiter dans le même logement, les situations où le débiteur a d'autres pensions alimentaires déclarées avant la rupture (relatives à une séparation antérieure) et les situations de garde alternée (qui généralement ne donnent pas lieu à fixation de pension alimentaire).

⁸ Dans 11% des cas les débiteurs contestent la réalité du non-paiement.

⁹ On ajoutera que, dans la littérature française, UNTERREINER A. (2018) propose une revue de littérature internationale sur le non-paiement des pensions alimentaires aux pages 24-31.

Du fait du contexte spécifique aux Etats-Unis caractérisé par des politiques fédérales et étatiques de plus en plus élaborées pour combattre le non-paiement des pensions alimentaires¹⁰, une grande partie de la littérature est ciblée sur l'évaluation de ces politiques. La diversité des politiques en matière de recouvrement des pensions alimentaires selon les différents Etats américains permet en effet des évaluations pertinentes du fait de l'existence de cette variance, ce qui est moins aisé dans un pays centralisé comme la France où une seule politique uniforme s'applique sur l'ensemble du territoire, à moins d'effectuer des analyses historiques pour mesurer l'impact d'éventuels changements de législation au cours du temps. Nous n'aborderons pas cette question d'évaluation dans notre synthèse car cette thématique de recherche ne fait pas l'objet des analyses que nous menons *infra* sur le cas de la France. De même, ne sera pas abordée la littérature qui s'intéresse aux impacts du (non)-paiement des pensions alimentaires sur les niveaux de vie des familles, sur la pauvreté des enfants, sur la fécondité, sur le divorce, sur l'offre de travail des débiteurs, sur les relations entre le parent débiteur et l'enfant, sur l'éducation de l'enfant, sur les relations avec l'ex-conjoint, sur les comportements d'échappement aux politiques publiques de recouvrement des pensions (basculement dans l'économie informelle, fraude fiscale, mobilité résidentielle...), etc., impacts qui font l'objet de nombreuses recherches étasuniennes et qui, pour certains, pourraient faire l'objet de travaux futurs en recourant à la dimension longitudinale de l'enquête ELFE.

La littérature étasunienne cite de nombreuses estimations du non-paiement des pensions alimentaires aux Etats-Unis, elle montre en particulier que le phénomène est massif (*cf.* tableau A.0 en annexe). Pour donner des ordres de grandeur, GARFINKEL et OELLERICH (1989) indiquent que dans les années 80 aux Etats-Unis la moitié des mères éligibles ne touchaient aucun transfert en provenance du père et les simulations de MILLER *et al.* (1997) montraient qu'aux Etats-Unis, en 1990, les pères payaient au total presque cinq fois moins de pensions alimentaires que ce qu'ils auraient dû payer selon le barème du Wisconsin, barème qui fait cependant partie des barèmes les plus généreux aux Etats-Unis à cette époque-là¹¹. Au niveau fédéral, les données américaines officielles les plus récentes portent sur l'année

¹⁰ Au titre des principaux dispositifs de recouvrement des pensions alimentaires mis en œuvre aux Etats-Unis par des agences spécialisées, on peut citer : la mise en place de lignes directrices indicatives (barèmes) de pensions alimentaires, l'incitation à formaliser par des décisions de justice l'obligation alimentaire, le prélèvement à la source salariale (dès la décision de justice ou suite à un incident de paiement), l'obligation faite aux employeurs de déclarer l'identité de leurs salariés dans une base de données à la disposition des agences de recouvrement (afin de retrouver les débiteurs), les actions en justice pour condamner les débiteurs en défaut de paiement (amendes, retrait du permis de conduire, saisie du patrimoine, emprisonnement), le recouvrement des pensions lors des opérations de remboursement d'avoirs fiscaux, les incitations à la reconnaissance de paternité – voire la mise en œuvre de tests génétiques – et l'identification des pères, la coopération entre les Etats pour permettre un meilleur suivi des débiteurs, la réduction des taux d'imposition implicite de l'aide sociale, la conditionnalité de l'aide sociale destinée aux familles monoparentales au recours à une décision de justice relative à la pension alimentaire, les politiques d'aide au retour à l'emploi des débiteurs en défaut de paiement des pensions alimentaires.

¹¹ Avec une autre méthodologie et pour l'année 1996, SORENSEN (1997) estime que les pères séparés devraient payer entre 2,7 et 2,9 fois plus (selon la source mobilisée) si l'on retient le barème du Wisconsin comme référence et entre 1,5 et 1,8 fois plus si l'on applique un barème implicite moins généreux (moyenne de ce qui est observé pour les pères qui payent quelque chose). En recourant à des méthodes plus pertinentes pour estimer le revenu des pères et en développant des méthodologies permettant de tenir compte d'un certain nombre de cas où les pères ne peuvent pas être considérés comme débiteurs

2017 (GRALL, 2020), sachant qu'un quart des enfants âgés de moins de 21 ans vivent avec un seul de leurs parents et que parmi ces enfants environ 30% ont un niveau de vie inférieur au seuil de pauvreté, indiquent que 49% des parents séparés créanciers bénéficiaient d'une décision légale de pension alimentaire (42% si l'on exclut les décisions qui fixent la pension alimentaire à zéro pour différentes raisons), 19% ont reçu une pension alimentaire complète, 10% ont reçu une pension alimentaire incomplète et 13% n'ont rien reçu alors qu'ils bénéficient d'une décision légale¹². Parmi les parents qui ne reçoivent rien ou qui n'ont pas de décision légale, certains bénéficient très certainement de transferts informels ; GRALL (2020) indique par exemple que 58% des parents séparés créanciers perçoivent des aides en nature de l'autre parent. Par ailleurs, les taux de non-paiement ou de paiement partiel sont certainement inexacts car pour les calculer la référence est le montant fixé par la décision légale, décision qui doit être révisée si des changements importants (dans les revenus du débiteur, dans le nombre d'enfants éligibles ou dans les modalités de garde de l'enfant) se sont produits, à la hausse ou à la baisse, depuis la décision initiale, or des travaux montrent que les révisions sont loin d'être effectuées systématiquement (HA *et al.*, 2010).

Les indicateurs pour rendre compte de ce phénomène de non-paiement des pensions alimentaires sont diversifiés et portent le plus souvent soit sur l'ensemble des couples de parents séparés, soit distinguent, d'un côté, les couples divorcés ou séparés (qui ont donc entrepris une procédure légale de divorce et de fixation du montant de l'obligation alimentaire), et de l'autre, les couples de parents qui n'ont jamais été mariés (pour qui, le recours à une procédure légale de fixation d'une pension alimentaire est plus rare). Les indicateurs les plus fréquents sont : la proportion de créanciers bénéficiant d'une décision légale de pension alimentaire, la proportion de non-paiement de la pension alimentaire légale, la proportion de créanciers ne percevant aucun transfert privé (légal ou informel), le taux de complétude (montant versé / montant fixé), la proportion de pensions alimentaires versées complètement, la proportion de pensions alimentaires versées partiellement.

On remarquera que ces indicateurs font peu de place aux transferts informels sans décision légale, sauf lorsqu'il s'agit de mesurer la proportion de créanciers ne percevant aucun transfert privé quelle qu'en soit l'origine, légale ou informelle. PETERS *et al.* (1993) montrent d'ailleurs, sur un échantillon californien, que dans les trois ans qui suivent la fixation légale de la pension alimentaire, dans 15% à 30% des cas (selon que l'on tient compte de la déclaration d'un seul ou des deux parents) une

d'aliment et, enfin, en tenant compte de la fécondité pluri-partenaire, SINKEWICZ et GARFINKEL (2009) montrent que les estimations antérieures sont probablement surestimées de 33% à 60% selon la méthodologie retenue.

¹² Entre 1993 et 2017, le nombre de parents séparés créanciers potentiellement éligibles à une pension alimentaire a diminué de 5,6%, la proportion de parents bénéficiant d'une décision légale de pension alimentaire est passé de 57% à 49% (respectivement 49% et 42% si l'on exclut les cas de pensions alimentaires fixées à zéro), la proportion de parents percevant une pension alimentaire complète est passée de 18% à 19%, la proportion de parents percevant une pension alimentaire incomplète est passée de 19% à 10% et la proportion de parents avec décision légale ne percevant rien est passée de 12% à 13%.

renégociation du montant de la pension alimentaire pour faire face à un changement de situation intervient et qu'elle intervient dans 80% des cas de manière informelle. Et si l'on considère que dans ces cas de nouvel accord la complétude du paiement (montant perçu /montant fixé) doit s'apprécier non plus en référence avec le montant fixé initialement mais avec le nouveau montant fixé alors, en moyenne, le taux de complétude passe de 71% à 76%. GARASKY *et al.* (2010) montrent, sur un échantillon national américain, qu'une fois pris en compte les facteurs explicatifs de la probabilité de recevoir une aide monétaire et celle de recevoir des aides en nature, ces deux probabilités restent significativement corrélées positivement (sans que les auteurs ne se prononcent sur le sens de causalité), du moins pour les ménages à revenu moyen et élevé (pour les revenus bas, la corrélation positive n'est pas significative). Les auteurs montrent également que les déterminants de ces deux probabilités sont forts différents : la réception de transferts monétaires est liée aux facteurs économiques (revenu, âge, minorité ethnique, emploi de la mère) alors que la réception de l'aide en nature serait liée à d'autres facteurs (distance géographique entre le père et l'enfant, durée pendant laquelle l'enfant a vécu avec le père, niveau d'éducation de la mère). En revanche, dans leurs estimations de la probabilité de recevoir une aide informelle (sur un échantillon de mères bénéficiant de l'aide sociale), MEYER et CANCIAN (2012) montrent que, une fois pris en compte l'hétérogénéité inobservée, il n'y aurait plus de lien statistiquement significatif entre cette probabilité et le fait que le père verse la pension alimentaire légale complètement ou partiellement (comparativement au fait qu'il ne verse rien) ; l'absence de significativité ne permet donc pas de trancher entre complémentarité et substituabilité entre les deux formes de transfert, mais les auteurs penchent vers la complémentarité compte tenu du fait que le coefficient estimé (certes non significatif) est positif, tout en restant prudents parce qu'ils travaillent sur une probabilité de perception et des indicatrices de complétude et non sur des montants (d'aide informelle et de pension alimentaire légale). NEPOMNYASCHY et GARFINFEL (2010) montrent, sur un échantillon longitudinal de parents séparés qui n'ont jamais été mariés, qu'en début de période de séparation (quatre premières années) un phénomène massif de substitution entre transferts légaux et transferts informels se produit : en début de période, l'aide monétaire est essentiellement informelle et est importante, mais elle diminue progressivement jusqu'aux alentours du quinzième mois, le temps que la pension alimentaire légale se mette en place. Ensuite les auteurs observent une période où la somme des transferts est assez stable, puis cette dernière croît essentiellement du fait d'un accroissement des paiements de pension alimentaire légale, mais pas au point de rejoindre le niveau initial de tout début de période. Les auteurs montrent également que le recours à l'aide informelle est nettement plus fréquent dans les couples où le père a de faibles ressources.

Pour s'en tenir donc à l'analyse micro-économique ou sociologique des causes du non-paiement des pensions alimentaires légales (formelles), on peut schématiquement souligner qu'à la fois les analyses empiriques et les modélisations théoriques (des économistes) envisagent cette question en séparant deux logiques causales : la capacité à payer du débiteur et sa volonté (motivation) à le faire¹³.

1.1. Sur la capacité à payer des débiteurs

Le fait que le non-paiement des pensions alimentaires puisse s'expliquer en partie par une faible capacité financière à payer (revenus) du débiteur est bien documenté dans la littérature étasunienne depuis les premiers travaux (SELTZER, 1991 ; BARTFELD et MEYER, 1994 ; MEYER et BARTFELD, 1996 ; GRAHAM et BELLER, 1996 ; DEL BOCA et FLINN, 1995 ; SMOCK et MANNING, 1997 ; LIN, 2000 ; ARGYS et PETERS, 2003 ; DEL BOCA et RIBERO, 2003 ; HUANG *et al.*, 2003 ; MANNING *et al.* 2003 ; MEYER *et al.*, 2005 ; HUANG *et al.*, 2005 ; MEYER *et al.*, 2008 ; GARASKY *et al.*, 2010 ; CRAIGIE, 2015 ; BERGER *et al.*, 2019 ; HODGES *et al.*, 2020 ; MEYER et CANCIAN, 2012 ; CHEN et MEYER, 2017)¹⁴ et dans les rares travaux portant sur le cas de la France. FESTY et VALETAS (1987) soulignent que, en France, la proportion de divorcées percevant un pension alimentaire complète est plus faible lorsque le débiteur est sans emploi et lorsque le montant de la pension alimentaire est faible (signe que les revenus du débiteur sont faibles). FONTAINE et STEHLE (2014) montrent que le taux de perception d'une pension alimentaire ainsi que son montant croissent avec le niveau de revenus du parent créancier, probablement du fait d'un effet d'homogamie de niveau d'éducation. BELMOKHTAR (2016) montre, à partir d'une enquête d'opinion effectuée deux ans après le divorce auprès de parents débiteurs et créanciers, que la principale raison (43%) invoquée pour expliquer les incidents de paiement serait le manque de ressources. Enfin, LARDEUX (2021) montre un lien significativement négatif entre le revenu du débiteur et la probabilité qu'une pension alimentaire soit déclarée fiscalement par le débiteur et un lien significativement positif entre le revenu du débiteur et le montant de pension alimentaire déclarée fiscalement¹⁵. Mais cette littérature est confrontée à une difficulté et un questionnement : la

¹³ Il existe également des travaux empiriques de nature plus historique qui, à partir de séries chronologiques macro, tentent d'identifier des causes structurelles de l'évolution du non-paiement des pensions alimentaires : évolution des salaires masculins et féminins, de l'inflation, des comportements de fécondité hors union et de divorce, de l'évolution de la législation relative aux politiques de réduction du non-paiement des pensions alimentaires, etc. (par exemple, BELLER et GRAHAM (1988), HANSON *et al.* (1996), SELTZER (1991), TEACHMAN (1991), MEYER et BARTFELD (1996), GRAHAM et BELLER (1996), FREEMAN et WALDFOGEL (2001)).

¹⁴ La relation entre le revenu du père et le montant de pension alimentaire perçu est estimée non significative dans les travaux de TEACHMAN (1991), mais la spécification, d'une part, introduit le montant de pension alimentaire fixé et, d'autre part, tient compte du potentiel biais de sélection attaché au fait d'avoir bénéficié d'une fixation légale de pension alimentaire (dont la probabilité estimée est elle-même liée positivement au revenu du débiteur).

¹⁵ LAUBRESSAC *et al.* (2020), dans une enquête auprès de parents engagés dans une procédure de recouvrement d'impayés de pension alimentaire, montrent que ces parents sont plus souvent des ouvriers ou des employés, sont un peu moins souvent en emploi et ont plus souvent la charge de plus de deux enfants, que dans la population générale. Selon nous, il aurait été plus pertinent de comparer à la seule population des familles monoparentales par exemple.

mauvaise qualité de l'information relative aux revenus des débiteurs (1.1.1) et l'éventuel impact de la capacité relative à payer (1.1.2).

1.1.1. La mesure du revenu du débiteur

Une question méthodologique récurrente à l'établissement du lien de causalité entre le revenu du débiteur et le comportement de paiement des pensions alimentaires provient du fait que, au moins dans les travaux initiaux mais aussi dans certains travaux plus récents (BELLER et GRAHAM, 1986 ; RANGARAJAN et GLEASON, 1988 ; SELTZER *et al.*, 1989 ; GARFINKEL et OELLERICH, 1989 ; BERON, 1990 ; PETERSON et NORD, 1990 ; VEUM, 1993 ; PETERS *et al.*, 1993 ; BARTFELD et MEYER, 2003 ; PETERS *et al.*, 2004 ; SORENSEN et HILL, 2004 ; NEPOMNYASCHY, 2007 ; HUANG, 2009 ; NEPOMNYASCHY et GARFINKEL, 2010 ; GOLDBERG, 2015), l'information sur les ressources (salaire, revenus) du débiteur – le plus souvent le père¹⁶ – est de mauvaise qualité car les sources mobilisées pour l'analyse du non-paiement des pensions alimentaires sont le plus souvent des enquêtes effectuées auprès des créanciers (auprès de qui le degré de perception de la pension alimentaire est observé). Faute d'information fiable sur les ressources du débiteur, parce qu'au mieux l'information est déclarée par le créancier, parfois les analyses retiennent des *proxies* comme le niveau d'éducation du débiteur (observé ou déclaré par le créancier)¹⁷, voire le niveau d'éducation du créancier lui-même en mobilisant une hypothèse de probable homogamie, ou encore l'âge (les revenus croissant avec l'âge), l'appartenance à une minorité ethnique (en moyenne les revenus des afro-américains et des hispano-américains sont plus faibles que ceux des autres groupes ethniques¹⁸), la Profession et Catégorie Sociale – PCS – (VALETAS, 1994, dans le cas de la France) ou le montant de pension alimentaire fixé et ce, parce que dans la plupart des Etats américains les montants fixés sont proportionnels aux revenus du débiteur (BARTFELD et MEYER, 1994, 2003). BERON (1990) indique que si l'information peut diverger selon qu'elle est déclarée par le père ou la mère, en revanche les conclusions sur la corrélation entre les ressources du débiteur et le non-paiement ne seraient pas

¹⁶ Rares sont les études qui traitent simultanément des pères et des mères débiteurs ; SMOCK et MANNING (1997) et HUANG *et al.* (2003) montrent que le fait que le débiteur soit la mère aurait un impact significativement négatif sur le montant de pension alimentaire payé. Pour une revue de littérature portant sur le non-paiement des pensions alimentaires dues par les mères, voir VNUK (2010). L'auteur montre qu'il existe peu de travaux sur le sujet en particulier du fait de la faiblesse des effectifs dans les sources statistiques mobilisables, elle cite cependant une estimation relative à l'Australie : les mères débitrices déclarent payer la pension alimentaire complète et à temps moins souvent que les pères débiteurs (47% *versus* 51%) et déclarent plus souvent que les pères qu'elles n'ont pas du tout payé la pension alimentaire (26% *versus* 21%). Aux Etats-Unis, les statistiques officielles (GRALL, 2020) sont produites par sexe et, pour l'année 2017, on observe que les pères débiteurs, comparativement aux mères débitrices, versent plus souvent la pension alimentaire légale (71% *versus* 62%) et la verse un peu plus souvent complètement (46% *versus* 43%).

¹⁷ SHACKELFORD *et al.* (2005) soulignent, sans le démontrer, que l'éducation du père n'est sans doute pas qu'un *proxy* de son revenu, car l'éducation peut également modifier les préférences relatives à l'attention portée à l'enfant.

¹⁸ GRAHAM et BELLER (1996) dans des travaux spécifiquement consacrés à la différence de non-paiement de la pension alimentaire selon l'origine ethnique (blancs *versus* afro-américains) montrent que de très loin les deux facteurs expliquant cette différence sont le niveau de ressources des pères et le fait que les afro-américains concernés sont plus souvent des couples séparés de personnes qui n'ont jamais été mariées et non pas des divorcés.

affectées par la source de l'information. SMOCK et MANNING (1997) testent l'intérêt de tenir compte à la fois des informations relatives à la mère et de celles relatives au père à l'aide d'un modèle bivarié estimant simultanément le montant de pension alimentaire perçu (et déclaré) par la mère et le montant versé (et déclaré) par le père. Leur conclusion est qu'ajouter les caractéristiques du père aux caractéristiques de la mère (dont les revenus) améliore significativement la qualité de l'estimation, mais pas l'inverse. Et du point de vue des conclusions (signe et significativité des facteurs explicatifs), les auteurs observent peu de différences entre un modèle limité aux caractéristiques d'un seul parent et le modèle complet intégrant les caractéristiques des deux parents¹⁹.

D'autres *proxies* plus spécifiques sont parfois utilisées ; par exemple, BERON (1990) introduit dans son modèle le fait que la décision légale de pension alimentaire prévoit que le débiteur payera en plus l'assurance maladie de l'enfant, ce qui constituerait un indicateur d'aisance financière du débiteur. BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) montrent, par de simples corrélations deux à deux, que les taux de paiement sont supérieurs pour les débiteurs exerçant une profession de cadre supérieur ou de fonctionnaire et qu'à l'inverse les débiteurs inactifs ou chômeurs sont significativement sur-représentés parmi les débiteurs qui ne versent aucune pension alimentaire en Belgique. BELLER et GRAHAM (1986) recourent à un indicateur de patrimoine (en classes) et estiment un effet significativement positif sur le montant de pension alimentaire fixé²⁰. Quant à HUANG *et al.* (2005), ils estiment le revenu du père à partir des informations déclarées par la mère et en utilisant des coefficients estimés à partir d'une autre source permettant l'estimation des revenus masculins (par statut matrimonial et par minorités ethniques). Mais, comme le non-paiement ou la faible complétude des versements aux Etats-Unis sont majoritairement le fait de populations défavorisées à faibles revenus (minorités ethniques, individus en marge du marché du travail, individus ayant un faible niveau d'éducation, individus ayant des comportements à risque en matière de drogue et d'alcool, etc.), le lien de causalité ne fait pas vraiment de doute. Par exemple, CANCIAN et MEYER (2004), montrent que les pères séparés dont l'enfant est bénéficiaire de l'aide sociale et bénéficie d'une décision légale de pension alimentaire ont, en 1998 au Wisconsin, des revenus inférieurs au seuil de pauvreté dans 43% des cas.

¹⁹ Avec le modèle complet, l'impact négatif du revenu pré-séparation de la mère est renforcé et devient significatif au seuil de 5% et l'impact positif du revenu pré-séparation du père est également renforcé (sa significativité passe du seuil de 10% au seuil de 5%).

²⁰ Par ailleurs, ces variables *proxies* utilisées en substitut du revenu peuvent également être mobilisées simultanément au revenu du débiteur dans certaines spécifications, c'est le cas par exemple dans l'estimation de ARGYS et PETERS (2003) où simultanément et significativement le revenu et le niveau d'éducation du père jouent positivement et l'appartenance à la minorité afro-américaine joue négativement sur le montant de pension alimentaire versée et sur le taux de complétude. On retrouve cette simultanéité dans les spécifications d'autres travaux : TEACHMAN (1991), GRAHAM et BELLER (1996), LIN (2000), ARGYS *et al.* (2001), HUANG *et al.* (2003), ARGYS et PETERS (2003), MEYER *et al.* (2005), MEYER *et al.* (2008), BERGER *et al.* (2019), HODGES *et al.* (2020), MEYER et CANCIAN (2012), CRAIGIE (2015), GOLDBERG (2015).

Si dans la littérature américaine la capacité à payer la pension alimentaire est donc essentiellement mesurée par les revenus du débiteur (ou ses *proxies*), il va de soi que le lien avec le marché du travail est implicite, mais rarement explicité. En s'intéressant à une population particulière de pères en retard de paiement de pension alimentaire et engagés dans un programme de retour à l'emploi, BERGER *et al.* (2019) montrent que, même en tenant compte du revenu du père et de tout un ensemble de caractéristiques de contrôle, plusieurs barrières à l'emploi²¹ déclarés par ces pères ont un effet significativement négatif sur le montant de pension alimentaire payé : le fait que le père ait des antécédents criminels, le fait que le père ait des difficultés de déplacement pour se rendre sur un lieu de travail, le fait qu'il soit en instabilité résidentielle. De plus, les auteurs montrent que le cumul de difficultés (au-delà de trois sur neuf) est également très significativement associé négativement au montant de pension alimentaire versé.

1.1.2. L'impact de la capacité relative à payer

Plus spécifiquement, certains travaux retiennent une définition relative de la capacité au paiement en rapportant le montant de pension alimentaire fixé au revenu du débiteur (taux de charge). La prise en compte simultanée du revenu et du poids de la pension alimentaire dans ce dernier permet de montrer notamment que le non-paiement des débiteurs les moins fortunés peut être significativement amoindri, toutes choses égales par ailleurs, par un faible taux de charge (BARTFELD et MEYER, 1994 ; HUANG *et al.*, 2005). HUANG *et al.* (2005) estiment ainsi que si, pour les pères dont le revenu est dans le premier quartile, était appliqué le taux de pension moyen observé pour les pères dont les revenus sont dans le dernier quartile (16% plutôt que 27%), leur taux de complétude du versement de la pension alimentaire s'accroîtrait de 5% en moyenne (de 41,5% à 43,7%). MEYER *et al.* (2008) montrent que, même une fois tenu compte de l'hétérogénéité inobservée (modèle à effets fixes par différence à la moyenne utilisant des données longitudinales de 2000 à 2003 au Wisconsin), à niveau de revenu donné le taux de charge est clairement corrélé positivement au montant de pension alimentaire payé et négativement corrélé au taux de complétude de versement. Les travaux plus récents de HODGES *et al.* (2020) confirment la relation négative observée pour le taux de complétude, ajoutent le fait que la régularité du paiement est également liée négativement au taux de charge, mais remettent en question la relation positive entre le taux de charge et le montant de pension alimentaire versé : pour ces auteurs, la relation serait plutôt en U inversé, avec un point de retournement vers 30% de taux de charge, et ne s'observerait pas pour les pères à faibles revenus.

²¹ Neuf barrières à l'emploi sont testées : avoir des problèmes d'alcool ou de drogue, avoir des antécédents criminels, être en situation d'instabilité résidentielle, avoir des difficultés à contenir sa colère, avoir une personne dépendante à sa charge, avoir des difficultés de déplacement pour se rendre sur un lieu de travail, avoir une incapacité physique, manquer de formation professionnelle, avoir des symptômes dépressifs.

Selon, BASSI et LERMAN (1996), lorsque le lien affectif entre le débiteur et l'enfant est faible, la pension alimentaire peut être perçue par le débiteur comme étant plus une taxe qu'une contribution à l'éducation de l'enfant accroissant l'utilité du débiteur, taxe qui, ajoutée aux autres taxes sur le revenu, peut aboutir à des taux de taxation prohibitifs pour les débiteurs ayant de faibles ressources et ainsi à une incapacité de paiement, sauf à se réfugier dans l'économie informelle pour échapper à la fiscalité. Et cet effet de taux de pression fiscale peut être renforcé par l'imposition implicite que subit le créancier qui voit son aide sociale diminuer du fait de la perception de la pension alimentaire lorsque cette dernière est versée légalement et non pas de manière informelle (d'où la réforme de l'*Aid to Families with Dependant Children* – AFDC – aux Etats-Unis dans les années 90, consistant à réduire ce taux d'imposition implicite). Le fait que la mère soit bénéficiaire de l'AFDC est corrélé négativement avec le taux de complétude de pension alimentaire dans l'estimation de LIN (2000), avec le montant de pension alimentaire versé dans les estimations de SELTZER *et al.* (1989) et de SMOCK et MANNING (1997) et avec la probabilité de recevoir une pension alimentaire dans l'estimation de PETERSON et NORD (1990). MEYER *et al.* (2008), CRAIGIE (2015), GOLDBERG (2015) et CHEN et MEYER (2017) estiment également un effet significativement négatif de la participation de la mère au programme TANF (*Temporary Assistance for Needy Families* qui a remplacé l'AFDC) sur le montant de pension alimentaire payé et sur le taux de complétude du versement ; il en est de même dans les travaux de GARASKY *et al.* (2010) lorsqu'ils estiment la probabilité que l'enfant perçoive un transfert monétaire (légal, informel ou sous la forme d'une cotisation à l'assurance santé). La corrélation est en revanche estimée non significative dans les estimations du taux de complétude de versement de la pension alimentaire effectuées par MEYER et BARTFELD (1996) et HODGES *et al.* (2020) ainsi que dans les estimations du montant de pension alimentaire perçue effectuées par PETERSON et NORD (1990) et HODGES *et al.* (2020).

Un facteur additionnel relatif à la capacité relative à payer la pension alimentaire pour l'enfant tient au fait que le débiteur peut simultanément être tenu de verser une prestation compensatoire à son ex-conjoint, ce qui accroît le taux de charge total ; l'estimation proposée par LIN (2000) sur un échantillon de couples divorcés du Wisconsin montre que ce facteur jouerait significativement et négativement sur le taux de complétude du versement de la pension alimentaire.

Mais c'est sur le second canal de causalité, la volonté de payer, que l'essentiel des travaux de recherche se sont mobilisés. BARTEFELD et MEYER, dans leur article de 2003, font la démonstration de l'importance de ce second canal. Pour cela, ils divisent leur échantillon de pères débiteurs en deux sous-groupes : d'un côté, les pères salariés de l'économie formelle pour lesquels, parce qu'ils sont contraints, surveillés et encadrés par le système étatique automatisé de lutte contre le non-paiement des pensions alimentaires, le canal de la volonté à payer ne devrait pas être important, autrement dit

leur faible mobilisation de leur volonté à payer devrait se traduire par une faible sensibilité aux (dés)incitations à payer, de l'autre, les pères éloignés de l'économie formelle (chômeurs, détenus, travailleurs au noir, travailleurs indépendants) pour lesquels, parce qu'ils sont plutôt hors de portée du système de régulation des impayés, le canal de la volonté à payer devrait être de plus grande importance, d'où une plus grande sensibilité aux (dés)incitations. De fait, les auteurs montrent dans leur estimation du taux de complétude du versement de la pension alimentaire que, à capacité à payer donnée, seuls les pères du second groupe sont sensibles aux incitations testées²², ce qui traduirait bien que, selon le profil des pères, la volonté à payer est un facteur plus ou moins déterminant.

1.2. Sur la motivation à payer des débiteurs

Dans la littérature économique, l'enfant est considéré, pour les parents, comme un bien public, au sens où l'enfant entre dans la fonction d'utilité de chacun des parents et que la « consommation d'enfant » par l'un des parents ne réduit pas celle de l'autre parent. Dans les modèles standards d'économie de la famille, l'allocation des moyens destinés à l'enfant (dépense d'investissement) par les deux parents se fait dans le cadre d'un modèle dit de coopération avec information parfaite (parce que les parents vivent ensemble). Mais la survenance de la séparation parentale laisse penser que, pour différentes raisons, le couple passe le plus souvent à un mode non-coopératif caractérisé par une asymétrie d'information (aléa moral) : le débiteur d'aliment n'a en effet plus connaissance de l'usage fait des ressources transférées à l'autre conjoint pour l'entretien et l'éducation de l'enfant²³.

²² Les auteurs testent un facteur de désincitation à payer en introduisant la probabilité d'avoir des arriérés de dette de pension alimentaire et un facteur d'incitation à payer en introduisant la probabilité d'avoir une bonne connaissance de la réforme de l'aide sociale consistant à réduire le taux d'imposition implicite (*pass-through*). Ces facteurs sont des probabilités estimées, et non des variables observées, pour limiter le risque d'endogénéité. BARTFELD et MEYER (2003) testent également d'autres indicateurs susceptibles de refléter la volonté à payer du débiteur (le fait que le couple était marié avant la séparation et le fait que la mère ait enfanté d'un autre père depuis la séparation), mais ces autres indicateurs n'ont pas d'effet estimé significatif sur le taux de complétude du versement de pension alimentaire et la différence entre les deux sous-groupes de père est de ce point de vue nettement moins pertinente.

²³ Les recherches qualitatives montrent toute l'importance de cette asymétrie d'information. Par exemple NATALIER et HEWITT (2010), analysant des entretiens semi-directifs effectués auprès de pères débiteurs australiens, montrent que, outre le fait que ces pères soulignent que la pension alimentaire constitue une charge financière importante pour eux mais qu'ils sont disposés à la supporter car cela relève de leur responsabilité de pourvoyeur de ressources de la famille, la réticence au paiement de la pension alimentaire tiendrait essentiellement au fait qu'ils n'ont plus la faculté de contrôler l'usage qui en est fait : les mères gèreraient mal les ressources, le choix dans les dépenses serait inapproprié, une part de la pension alimentaire serait utilisée pour satisfaire des besoins de la mère, l'utilisation ne serait pas transparente (manque de preuves), ils préféreraient payer des dépenses directement sans que l'argent transite par la mère, l'enfant ne pourrait pas se rendre compte de l'effort financier fait par le père. Les auteurs interprètent ces propos comme étant la manifestation d'un regret d'avoir perdu le pouvoir que les pères auraient dans le mariage : en apportant des ressources financières sous forme de don volontaire les pères subordonnent les mères à partager les choix de consommation, la séparation transforme le don en droit auquel est attaché une autonomie d'usage sans contrepartie ni reconnaissance (autonomie renforcée lorsque la pension alimentaire transite par une agence de recouvrement). Dans le cas de la France, la crainte que la pension alimentaire ne profite à la mère et non à l'enfant constitue le second motif le plus déclaré par les parents divorcés pour justifier les incidents de paiement : dans 30% des cas selon la déclaration des créanciers, mais dans seulement 9% des cas selon les déclarations de débiteurs (BELMOKHTAR, 2016). Ces arguments de crainte quant au fait que la pension alimentaire profite à la mère, de manque de visibilité des dépenses effectuées pour l'enfant et de volonté de pouvoir flécher l'usage de la pension alimentaire sont également identifiés dans les entretiens qualitatifs effectués par LAUBRESSAC *et al.* (2020).

Plus exactement, les économistes considèrent que la séparation crée, lorsqu'il y a des enfants issus du couple, la nécessité de conclure un contrat de long terme quant aux investissements respectifs dans l'enfant. Ce contrat peut être vertueux car chacun des parents détient un atout dans la négociation : le débiteur a la maîtrise du versement de la pension alimentaire et le créancier a la maîtrise de la durée de visite à l'enfant octroyée au débiteur. A priori, cette négociation devrait donc aboutir à un équilibre optimal en termes de paiement de la pension alimentaire et de durée de visite ; c'est d'ailleurs, comme le soulignent PETERS *et al.* (1993), ce que l'on peut observer dans un nombre de cas non négligeable. Mais cette négociation nécessite un certain nombre de conditions, il faut par exemple que les relations entre les parents soient sereines pour autoriser une négociation équilibrée²⁴, il faut que le débiteur ait une réelle utilité à voir son enfant se développer dans de bonnes conditions²⁵, il faut que les coûts de la négociation ne soient pas prohibitifs²⁶.

La volonté à payer du débiteur d'aliment, volonté qui comme le souligne TEACHMAN (1991) se confond pour partie avec la capacité à négocier intrinsèque du parent indépendamment de la qualité de la relation entre conjoints, va dépendre de ces conditions. Ainsi, à propos de la complétude de versement de la pension alimentaire, il est souvent avancé l'idée selon laquelle, d'une part, si le débiteur a peu (pas assez) d'occasion de « profiter » de son enfant sa motivation à payer sera d'autant diminuée parce que son utilité dépend de son temps de contact ou de visite avec l'enfant et, d'autre part, plus les contacts avec l'enfant et la famille sont nombreux moins l'aléa moral est important car les contacts accroissent le niveau d'information des deux parties, notamment sur leurs ressources respectives et sur l'utilisation des transferts entre parents (dans leur modèle théorique, ARGYS et PETERS (2003) envisagent même que pour certains couples séparés c'est le modèle coopératif sans aléa moral qui prévaut).

Un accroissement de la part de la pension alimentaire due effectivement payée (volontairement ou sous la contrainte de l'administration) devrait donc être associé à une négociation du parent débiteur pour obtenir un temps de visite supérieur. C'est d'ailleurs à une telle conclusion que les travaux de

²⁴ Dans le cas de la France, LAUBRESSAC *et al.* (2020, p. 37 et 41), sur la base d'entretiens qualitatifs avec des parents ayant engagé une procédure de recouvrement d'impayés de pension alimentaire, soulignent que la versatilité des relations entre les parents est typiquement à l'origine des incidents de paiement irréguliers, la pension alimentaire servant de « monnaie d'échange » : la pension alimentaire n'est brutalement plus versée lorsque le climat relationnel se détériore, souvent en lien avec une conflictualité relative au droit de visite du débiteur.

²⁵ Dans une enquête qualitative auprès de 150 pères poursuivis en justice pour non-paiement de pension alimentaire aux Etats-Unis, DUBEY (1995) montre par exemple que 12% de ces pères avancent comme motif principal de leur comportement de non-paiement le fait qu'ils ne souhaitaient pas avoir cet enfant et que c'est la mère qui le souhaitait (les autres motifs principaux étant le manque de ressources financières, l'absence de droit de visite, le non-contrôle des dépenses faites par la mère avec l'agent de la pension alimentaire, la contestation de la paternité).

²⁶ Par exemple, si la négociation nécessite de recourir à un tiers, par exemple un juge lors d'une procédure de divorce en appel, le coût associé à la procédure peut réduire l'efficacité de la négociation : certes la procédure peut forcer un meilleur paiement de la pension alimentaire, mais en contrepartie la durée de visite pourra se fixer à un niveau non optimal (différent de ce qu'une négociation libre et coopérative conviendrait en maximisant l'utilité des deux parents).

SELTZER *et al.* (1989) aboutissent lorsqu'ils démontrent que paiement de la pension alimentaire et durée de visite du père divorcé sont des comportements complémentaires et non substituables. C'est également ce que suggèrent les résultats de GARASKY *et al.* (2010) lorsqu'ils montrent que, une fois tenu compte des facteurs expliquant les trois probabilités de recevoir des transferts monétaires, de recevoir des aides en nature et que le père ait des contacts avec l'enfant, la corrélation entre cette dernière probabilité et chacune des deux précédentes demeure significativement positive²⁷. De même, PETERS *et al.* (2004), à l'aide d'un modèle à variables instrumentales permettant de limiter le biais d'endogénéité dû à l'inhérente double causalité entre temps de visite et paiement de pension, montrent que le fait de bénéficier d'une procédure légale fixant le montant de la pension alimentaire et le fait de payer la pension alimentaire ont des effets significativement positifs sur la durée de visite du parent débiteur et des effets qui sont substantiels (respectivement + 10 jours et + 25 jours par an, à comparer avec une durée moyenne observée de 27 jours de visite). Mais HUANG (2009), en corrigeant également le biais d'hétérogénéité inobservée en recourant à une régression à variable instrumentale, apporte une nuance non négligeable : un accroissement du montant de pension alimentaire payé réduirait effectivement significativement la probabilité que le père n'ait aucun contact avec l'enfant, mais serait sans effet sur l'intensité du temps de visite (en jours par an) ; l'hypothèse de complémentarité ne serait donc pas pleinement confirmée.

Schématiquement, on peut donc considérer que la volonté à payer du père dépend, d'une part, de la relation entre le père et l'enfant (1.2.1), d'autre part, de la relation entre les deux parents (1.2.2). Pour autant, comme le montrent les travaux de HOFFERTH *et al.* (2010), on soulignera que ces deux dimensions relationnelles ne sont pas indépendantes. Ces auteurs montrent en effet, à l'aide d'un modèle structurel, que l'engagement du père à l'égard de son enfant dépend, significativement et plus que celui de la mère, de la qualité de la relation parentale²⁸.

²⁷ La corrélation positive entre la probabilité que le père ait des contacts avec l'enfant et la probabilité que l'enfant reçoive des transferts monétaires n'est cependant pas significative pour les enfants qui vivent dans un ménage à bas revenu.

²⁸ L'engagement de chacun des parents à l'égard de l'enfant est mesuré par les réponses apportées par l'enfant lui-même (fréquence quant au fait de partager le même avis et d'avoir l'occasion de discuter de choses sérieuses avec son parent ; fréquence quant au fait que son parent a oublié un événement important pour soi-même ; être proche et avoir une relation chaleureuse avec son parent). La relation parentale est mesurée par la réponse apportée par l'enfant quant à la fréquence avec laquelle les deux parents sont d'accord ou pas d'accord. Dans le modèle testé par les auteurs, modèle qui utilise des données longitudinales, le trend de paiement de la pension alimentaire et le trend de l'intensité des visites entre le père et l'enfant sont des facteurs explicatifs directs et indirects (via la qualité de la relation entre parents) de l'engagement de chacun des deux parents. Les deux trends jouent significativement et positivement sur la qualité de la relation parentale et sur l'engagement du père, mais seul le trend de l'intensité de visite joue négativement et significativement sur l'engagement de la mère.

1.2.1 Volonté de payer la pension alimentaire et relations entre le débiteur et l'enfant

La fréquence des contacts entre le débiteur et l'enfant apparaissant comme assez centrale dans la motivation à payer du débiteur, il est alors assez logique de penser que le mode de garde de l'enfant et l'intensité de l'exercice du droit de visite soient corrélés avec le comportement de paiement (1.2.1.1). Mais à défaut de mesures de l'intensité des contacts entre le débiteur et l'enfant ou parce que la qualité des relations entre ces derniers peut dépendre d'autres facteurs que le temps passé ensemble, la littérature explore d'autres hypothèses (1.2.1.2).

1.2.1.1. La relation entre le débiteur et l'enfant mesurée par l'intensité des contacts

La Joint Physical Custody comme indicateur d'intensité des contacts

Alors qu'en France le partage de l'autorité parentale entre les deux parents séparés est la règle et que seul le juge aux affaires familiales peut retirer cette autorité à un parent, aux Etats-Unis l'obtention du partage de l'autorité parentale fait l'objet d'une procédure légale spécifique dénommée *Joint Legal Custody*. De fait, lorsque les parents séparés bénéficient de cette décision de justice, l'enfant est plus susceptible d'être hébergé par les deux parents. Et, dans nombre de cas, les parents demandent simultanément à bénéficier de la *Joint Physical Custody* qui acte une garde partagée. En recourant à une modélisation avec variable instrumentale parce que le comportement de paiement de la pension alimentaire et la décision de demander la *Joint Legal Custody* peuvent être dépendants des mêmes variables inobservées, HUANG *et al.* (2003) estiment que la probabilité estimée de choisir la *Joint Legal Custody* plutôt que l'éducation et la garde uniquement par la mère est liée significativement et positivement au montant de pension alimentaire payée ; les auteurs montrent d'ailleurs qu'en recourant à l'information observée et non pas à l'information estimée l'effet serait sous-estimé. Des résultats similaires sont obtenus dans les travaux de CHEN et MEYER (2017), à la fois pour l'estimation du montant de la pension alimentaire payé et pour le taux de complétude du versement. Pour autant, ce résultat n'est pas partagé par d'autres auteurs.

SELTZER (1991) considérant, d'une part, que les décisions en matière de choix de mode de garde et en matière de pension alimentaire sont jointes et, d'autre part, que les mêmes facteurs sont susceptibles d'expliquer les mêmes effets sur les deux décisions (par exemple un père plus éduqué simultanément paiera plus de pension alimentaire et consacra plus de temps à son enfant qu'un père moins éduqué) estime un modèle à deux équations simultanées au terme duquel, une fois l'ensemble des facteurs observés pris en compte, la corrélation entre le choix pour la *Joint Legal Custody* et le montant de pension alimentaire fixé est non significative. Ainsi, il n'y aurait pas de causalité directe entre mode de garde et montant de pension alimentaire versé, ce qui n'exclut pas le fait qu'indirectement les facteurs

explicatifs du montant de pension alimentaire versé jouent de manière différente selon que les parents ont opté ou non pour la *Joint Legal Custody*. L'auteur montre en effet que les effets positifs du revenu du père et du montant de pension alimentaire fixé, et l'effet négatif du revenu de la mère, sur le montant de pension alimentaire payé sont significativement supérieurs lorsque le choix s'est porté sur la *Joint Legal Custody*, d'où la corrélation entre *Joint Legal Custody* et montant de pension alimentaire lorsqu'elle est calculée en simple statistique descriptive (les montants moyens fixés et payés sont significativement supérieurs lorsque les parents ont opté pour la *Joint Legal Custody*). De même, les travaux de GUNNOE et BRAVER (2001) montrent que le choix pour la *Joint Legal Custody* n'impacterait pas le taux de complétude de versement de la pension alimentaire nonobstant le fait que la *Joint Legal Custody* accroisse significativement la durée de visite du père. Ce résultat de non-significativité la *Joint Legal Custody* est également observé dans les travaux de MEYER et BARTFELD (1996), de PETERS *et al.* (1993) et de LIN (2000)²⁹. Les simulations effectuées par DEL BOCA et RIBERO (2003) à partir de leur modèle théorique montrent que, comparé à la situation observée, en moyenne une garde alternée strictement égalitaire aboutirait à une réduction du montant de pension alimentaire perçue par la mère et à l'accroissement des dépenses directes effectuées par le père pour l'enfant, l'un ne compensant pas forcément strictement l'autre en termes de bien-être de l'enfant puisque la garde alternée amène à des dépenses directes redondantes. Enfin, TEACHMAN (1991) estime que le fait que le père voit ses enfants au moins autant que ce qui est spécifié dans la décision de justice aurait un effet significatif et positif sur la probabilité que la pension alimentaire soit payée, mais pas sur le montant payé. Au contraire, PETERS *et al.* (1993) estiment que si le père voit moins ses enfants que ce qui a été décidé lors de la procédure légale le taux de complétude de versement de la pension alimentaire est significativement plus faible (et inversement s'il les voit plus souvent, la modalité de référence identifiant le fait que la durée d'hébergement du père est conforme à la décision de justice)³⁰.

L'intensité des visites du débiteur

En recourant à un indicateur de fréquence annuelle de contacts entre le père et l'enfant, ARGYS *et al.* (2001) montrent que, comparativement à l'absence totale de contact, le fait que l'enfant voit son père tous les mois, voire moins fréquemment, aurait un impact significativement positif sur la probabilité qu'une fixation de pension alimentaire légale soit obtenue. En mesurant cette fois-ci la durée d'hébergement chez le père en jours par an et en recourant à des données longitudinales, VEUM

²⁹ Dans le cas de PETERS *et al.* (1993), la non-significativité peut s'expliquer par le fait que la spécification intègre simultanément un indicateur de durée d'hébergement effective de l'enfant chez le père comparativement à la durée prévue dans la décision légale.

³⁰ L'effet est amoindri si l'on mesure le taux de complétude du versement de pension alimentaire en tenant compte des accords amiables de pension alimentaire intervenus après la décision de justice.

(1993) estime un modèle à deux équations simultanées (montant de pension alimentaire payé et durée de l'hébergement paternel) en première différence pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservée³¹. Et parce que généralement les réponses apportées par les mères et les pères à propos des montants de pension alimentaire et à propos des temps d'hébergement divergent, l'auteur effectue ses estimations d'abord sur un échantillon de mères, puis sur un échantillon de pères. La conclusion générale de cette recherche est cependant identique quel que soit l'échantillon traité : la variation de temps d'hébergement estimée en première équation (simultanément) n'a aucun effet significatif direct sur la variation du montant de pension alimentaire versé. En revanche, la variation du montant de pension alimentaire versé dépend de certains facteurs observés tels que, sur l'échantillon des mères, la variation de l'expérience professionnelle de la mère (*proxy* de la variation de ses revenus) avec un effet significativement négatif, le fait que la mère divorce durant la période d'observation (d'un autre homme que le père de l'enfant) qui est associé à un coefficient significativement positif et le fait qu'elle ait déménagé vers une zone urbaine avec également un effet positif (effet justifié par l'auteur par le fait que dans les zones urbaines il serait plus facile de mobiliser des ressources administratives pour faire valoir son droit à la pension alimentaire). Pour l'estimation sur l'échantillon des pères, seul joue un effet de capacité à payer : la variation de niveau d'éducation du père (*proxy* de ses revenus) est corrélée significativement et positivement avec la variation du montant de pension alimentaire versé.

En recourant à une autre méthodologie pour traiter la question de l'endogénéité (estimation avec variables décalées permises par l'utilisation de données longitudinales) et tenir compte de l'effet croisé entre le paiement de la pension alimentaire légale (probabilité de percevoir ou montant perçu, selon les estimations réalisées) et l'intensité des visites (probabilité d'avoir un contact dans les trente jours qui précèdent l'enquête ou nombre de jours de contact dans l'année selon les estimations), NEPOMNYASCHI (2007) aboutit à une conclusion similaire à celle de VEUM (1993), à savoir l'absence de relation directe entre ces deux comportements. Mais l'originalité de la recherche tient au fait qu'après avoir estimé le modèle pour les pensions alimentaires légales, l'auteur ajoute les versements informels fait par le père à la mère. Elle montre alors que, à pension alimentaire légale donnée, l'intensité des contacts entre le père et l'enfant est significativement liée positivement à la probabilité de verser une contribution informelle ou au montant de celle-ci (le lien avec le montant n'est cependant significatif que lorsque l'intensité est mesurée en termes de probabilité d'avoir un contact

³¹ Effectuer les estimations à partir non pas des informations telles qu'elles mais à partir de leurs variations d'une vague d'enquête à l'autre permet de corriger du biais d'hétérogénéité inobservée invariante dans le temps, à savoir le fait que les mêmes facteurs inobservés, relatifs aux préférences et à l'engagement auprès de l'enfant, expliquent sans doute à la fois le comportement d'hébergement de l'enfant et celui de paiement de la pension alimentaire.

récent, pas lorsqu'elle est mesurée en termes de nombre de jours de contact)³². Selon l'auteur, ce résultat permettrait de mieux comprendre pourquoi, dans l'estimation limitée à la pension alimentaire légale, on observe un lien négatif (certes non significatif) entre le nombre annuel de jours de contact père-enfant et la probabilité de percevoir une pension alimentaire légale. En effet, un accroissement de l'intensité des contacts du père avec l'enfant, et de fait avec la mère indirectement, pourrait inciter cette dernière à être moins vigilante (climat de confiance accru) pour faire valoir ses droits légaux et, simultanément, l'accroissement des contacts pourrait inciter le père à accroître ses aides informelles à l'occasion de ces contacts plus fréquents avec la mère.

1.2.1.2. La relation entre le débiteur et l'enfant mesurée par d'autres indicateurs

A défaut de mesures du temps partagé entre le père et l'enfant, divers indicateurs indirects de proximité ou d'engagement envers l'enfant sont mobilisés dans les modèles explicatifs du non-paiement.

La fécondité comme signe de l'intérêt porté aux enfants

Le nombre d'enfants issu du couple montrerait un investissement passé dans la famille, et donc dans les enfants, fait par le père débiteur d'autant plus important que la fratrie est nombreuse. L'effet est cependant estimé non significatif dans nombre de travaux : dans les estimations du montant de pension alimentaire perçue effectuées par BELLER et GRAHAM (1986), BERON (1990), PETERSON et NORD (1990), VEUM (1993) et CRAIGIE (2015), dans celles de MEYER et BARTFELD (1996), de LIN (2000), de CRAIGIE (2015) et de CHEN et MEYER (2017) portant sur la complétude du versement de pension alimentaire, ainsi que dans celles de TEACHMAN (1991) portant sur la probabilité de fixer une pension alimentaire ou, comme dans GARASKY *et al.* (2010), sur la probabilité de la percevoir. Le lien serait également non significatif selon les travaux de MEYER et CANCIAN (2012) qui estiment la probabilité de recevoir une aide informelle. Pour donner du sens à cette non-significativité, certains auteurs avancent l'hypothèse selon laquelle l'implication plus forte du père lorsque la fratrie est plus nombreuse serait contrebalancée par le fait qu'une fratrie nombreuse accroît la charge en pensions alimentaires et réduit ainsi mécaniquement la capacité à payer.

Dans ARGYS et PETERS (2003), l'effet de la taille de la fratrie est non significatif dans l'estimation du montant de pension alimentaire versé, mais il est significativement négatif sur le taux de complétude du versement. Dans le cas de la France, LARDEUX (2021) estime un lien significativement négatif entre le nombre d'enfants et le montant de pension alimentaire par enfant déclaré fiscalement par le

³² Avoir un contact récent doublerait la probabilité de recevoir une aide informelle ; un jour supplémentaire de contact par an accroîtrait de 3% la probabilité de percevoir une aide informelle.

débiteur. SELTZER *et al.* (1989) et TEACHMAN (1991) estiment au contraire un effet positif de la taille de la fratrie sur le montant de pension alimentaire perçu et SELTZER (1991) estime un effet positif sur le montant de pension alimentaire fixé. Dans HUANG *et al.* (2003), l'effet de la taille de la fratrie est estimé significativement positif, mais il est estimé dans une spécification qui intègre déjà un indicateur d'intensité de contacts avec l'enfant (*Joint Legal Custody*). Enfin, l'effet est également estimé significativement positif sur la probabilité de verser une pension alimentaire dans l'estimation de MANNING *et al.* (2003), estimation dont la spécification retient le nombre total d'enfants du père quelle que soit l'union.

Si la majorité des analyses intégrant un indicateur de taille de fratrie porte sur les enfants du couple, certaines étudient au contraire (ou simultanément) l'éventuel impact des enfants issus d'autres unions. A ce propos, SHACKELFORD *et al.* (2005), dans un article non empirique, soulignent que si les nouveaux enfants sont les enfants du débiteur cela devrait réduire sa capacité à payer une pension alimentaire, et s'il s'agit de ceux de son ex-conjoint il pourrait suspecter que la pension alimentaire profite en partie aux enfants dont il n'est pas le père ; dans les deux cas les auteurs s'attendent donc à observer un effet négatif sur le paiement de la pension alimentaire. Ainsi, pour le débiteur, même si avoir un nouvel enfant peut constituer un indicateur d'intérêt porté aux enfants en général, il est peu envisageable qu'il puisse contribuer à la mesure de la qualité de la relation avec l'enfant de la première union, au contraire, une nouvelle union donnant naissance à un nouvel enfant serait plutôt de nature à réduire cette qualité, par effet de substitution (*cf. infra* à propos de la fécondité multipartenaire).

L'intérêt pour l'enfant s'estompe avec le temps

Toujours au titre des indicateurs supposés approximer l'engagement du père à l'égard de l'enfant, certains travaux retiennent la durée écoulée depuis la rupture. Mobiliser cette information traduirait l'hypothèse selon laquelle les liens avec l'enfant s'affaibliraient progressivement avec le temps. BERON (1990) et HUANG *et al.* (2003) estiment en effet un lien négatif entre la durée écoulée depuis le divorce et le montant de pension alimentaire payée ; il en est de même dans les différentes estimations (probabilité d'obtenir une fixation de pension alimentaire, probabilité de recevoir une pension alimentaire et montant de cette dernière) de TEACHMAN (1991) ainsi que dans l'estimation de la probabilité de bénéficier d'une décision légale de pension alimentaire de ARGYS *et al.* (2001). Dans le cas de la France, LARDEUX (2021) montre que le montant de la pension alimentaire déclaré fiscalement est significativement plus faible après quatre ans de rupture.

Mais la relation est estimée non-significative selon SELTZER *et al.* (1989), selon SMOCK et MANNING (1997) et selon PETERS *et al.* (1993) et, au contraire, les travaux de GOLDBERG (2015) estiment un effet positif de la durée écoulée depuis la séparation sur le montant de pension alimentaire payée, une fois

pris en compte l'hétérogénéité inobservée. En s'appuyant uniquement sur des statistiques descriptives relatives à l'Etat du Wisconsin et portant sur le comportement de paiement de la pension alimentaire pendant chacune des cinq années suivant la séparation (donc plutôt à court terme), MEYER et BARTFELD (1998) attirent l'attention sur le fait que cette hypothèse de dégradation du comportement de paiement au fil du temps est plus complexe qu'il n'y paraît. Les auteurs montrent en effet que, premièrement, en moyenne cette dégradation n'est statistiquement significative qu'en fin de leur fenêtre d'observation et qu'elle ne concerne que les couples de parents qui n'ont jamais été mariés (pas les divorcés). Mais, deuxièmement, derrière cette apparente stabilité en moyenne, les auteurs montrent que s'il est vrai qu'il y a une certaine constance de comportement parmi les débiteurs qui, dès le départ, ne payent rien ou payent la pension alimentaire entièrement (environ un débiteur sur trois adopte ces types de comportement stable), en revanche au total, on observe de nombreux changements de comportement de paiement au fil du temps. Les changements se traduisent dans 12% des cas par une augmentation du taux de complétude de versement sur la période, dans 12% par une baisse du taux de complétude et dans 39% par une volatilité du comportement ne permettant pas d'identifier clairement un trend (avec des proportions de cas de taux de complétude croissant ou de changements volatiles plus importantes parmi les parents qui n'ont jamais été mariés comparativement aux couples divorcés). Ces statistiques n'illustrent donc pas vraiment une évidente dégradation des comportements de paiement au cours du temps, du moins durant les premières années après la séparation.

Cette hypothèse relative à la durée écoulée depuis la séparation peut être mise en connexion avec l'idée selon laquelle l'attachement à l'enfant serait plus fort lorsqu'il est petit³³, d'où une corrélation attendue significativement négative entre le comportement de paiement de la pension alimentaire et l'âge de l'enfant. Par exemple dans l'estimation du taux de complétude de versement réalisée par LIN (2000), le coefficient négatif associé à l'âge du benjamin de la fratrie est significatif mais celui associé à la durée écoulée depuis le divorce (au moment de l'observation) est certes négatif mais non significatif au seuil de 10%. Quant aux estimations relatives à la probabilité de percevoir une aide informelle effectuées par MEYER et CANCIAN (2012), elles montrent un lien significativement négatif avec l'âge du benjamin.

A l'inverse, dans l'estimation du taux de complétude selon BARTFELD et MEYER (2003) et dans l'estimation de la probabilité de percevoir une pension alimentaire selon PETERS *et al.* (2004), c'est un coefficient positif et significatif qui est associé à l'âge du benjamin ou de l'enfant, et dans MEYER et BARTFELD (1996), le lien entre le degré de complétude du versement de la pension alimentaire et l'âge

³³ Notons que BELLER et GRAHAM (1986) font l'hypothèse inverse ; en France, REIGNIER-LOILLIER (2013) montre que les contacts entre le père séparé et l'enfant diminuent avec l'âge et particulièrement au moment de la majorité.

de l'aîné est estimé non significatif, comme l'est également le coefficient associé à l'âge du benjamin dans les estimations du taux de complétude effectuées selon PETERS *et al.* (1993) et dans l'estimation du montant de pension alimentaire payé selon VEUM (1993). Dans les différentes estimations de TEACHMAN (1991), la présence d'un enfant en bas âge (moins de six ans) est toujours associée à un coefficient estimé non significatif, mais, comme indiqué *supra*, la spécification intègre par ailleurs la durée écoulée depuis le divorce pour laquelle est observée une relation négative et significative avec les différentes variables dépendantes de paiement de pension alimentaire étudiées. Pour le cas de la France, CEROUX *et al.* (2019) montrent que les interruptions totales de versement de pension alimentaire sont plus fréquentes lorsque l'enfant est âgé de moins de trois ans, mais LARDEUX (2021) montre que la probabilité qu'une pension alimentaire soit déclarée fiscalement par le débiteur n'est pas significativement liée à l'âge du benjamin de la fratrie.

Le mariage, et sa durée, comme indicateur de l'engagement familial

BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) à partir de données belges et en recourant à de simples statistiques descriptives mettent en évidence une corrélation négative entre le non-paiement de la pension alimentaire et la durée du mariage : plus le mariage est long, plus l'investissement du père dans la famille et son implication auprès des enfants seraient importants et susceptibles de se poursuivre au-delà de la séparation. A l'inverse, BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) montrent l'existence d'une corrélation positive entre le non-paiement de la pension alimentaire et le fait qu'il s'agisse d'une famille de type traditionnel, famille où le père investit peu dans l'éducation des enfants du fait de la spécialisation des tâches au sein du couple. BELLER et GRAHAM (1986) avancent une autre hypothèse à l'appui de leur estimation de ce même lien positif entre la durée du mariage et la décision de payer la pension alimentaire (ou entre la durée de mariage et le montant de pension alimentaire payée) : plus la durée du mariage est longue, plus la mère souffre d'une perte en capital spécifique lors du divorce et donc plus elle est susceptible de revendiquer une compensation financière importante. On peut cependant faire valoir que cette hypothèse porte plus sur la prestation compensatoire que sur la pension alimentaire pour enfant. Le lien positif est également observé dans les travaux de SELZER (1991), d'ARGYS et PETERS (2003) et de HUANG *et al.* (2003), lorsqu'ils estiment le montant de pension alimentaire fixé ou le montant de pension alimentaire perçu.

Mais dans leur estimation du taux de complétude du versement de pension alimentaire MEYER et BARTFELD (1996) et PETERS *et al.* (1993) estiment un lien non significatif de la durée du mariage, comme dans l'estimation du montant de pension alimentaire perçu effectuée par SMOCK et MANNING (1997) et dans l'estimation de la probabilité de bénéficier d'une décision légale de pension alimentaire effectuée par ARGYS *et al.* (2010).

Le remise en couple du débiteur comme signe d'un désengagement dans l'intérêt porté aux enfants d'unions antérieures

BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) avancent l'hypothèse selon laquelle le fait que le père séparé se remarie traduirait un moindre attachement du père à l'enfant de son premier lit et ils montrent, en statistique descriptive, qu'il y a bien une corrélation négative avec le fait de payer ou non la pension alimentaire.

SELTZER *et al.* (1989) avancent cependant une hypothèse inverse (sans la tester) : le remariage traduirait un attachement aux valeurs familiales et serait donc associé à une plus forte volonté à payer une pension alimentaire. Cette hypothèse trouve du soutien dans les estimations de TEACHMAN (1991) et de GOLDBERG (2015) portant sur la probabilité que la pension alimentaire soit payée, dans celle de GARASKY *et al.* (2010) portant sur la probabilité que l'enfant reçoive un transfert monétaire et dans celle de GOLDBERG (2015) portant sur le montant total de transferts monétaires versés par le père.

Mais dans l'estimation du taux de complétude de versement de la pension alimentaire réalisée par BARTFELD et MEYER (1994) sur une population de parents américains qui ne se sont jamais mariés, dans l'estimation du taux de complétude selon MEYER et BARTFELD (1996) concernant des couples divorcés et dans l'estimation du montant de pension alimentaire payé selon de SMOCK et MANNING (1997), le coefficient associé à la remise en couple ou au (re)mariage du père est estimé non significatif. Il en est de même pour le remariage ou la remise en union libre dans l'estimation du taux de complétude de versement de la pension alimentaire réalisé par LIN (2000) portant sur un échantillon de couples divorcés du Wisconsin, dans celle de PETERS *et al.* (1993) portant sur des couples divorcés vivant en Californie ou encore dans celle réalisée par VEUM (1993) sur un échantillon national américain.

SHACKELFORD *et al.* (2005) soutiennent l'hypothèse, issue de la psychologie de l'évolution, selon laquelle l'une des causes du non-paiement des pensions alimentaires serait le fait que le débiteur, après la séparation, doit consacrer une part de ses ressources à la recherche, puis à l'entretien, d'un nouveau conjoint (voire de nouveaux enfants). ERMISCH et PRONZATO (2008) testent indirectement cette idée en développant un modèle de négociation au sein du nouveau couple ; ils montrent, sur des données britanniques, que, à revenu total du couple donné, la part du revenu du couple consacré au paiement de la pension alimentaire à destination de l'enfant de la précédente union de l'homme décroît avec la part du revenu de la nouvelle conjointe dans ce même revenu total, et ce parce que lorsque cette part croît le pouvoir de négociation de la nouvelle conjointe est renforcé. Les auteurs montrent également que le montant de pension alimentaire versé par le père qui s'est remis en couple est significativement plus important lorsqu'il vit en union libre que lorsqu'il s'est remarié, le mariage

réduisant, plus que l'union libre, l'autonomie individuelle quant à l'usage des ressources personnelles. Mais sur données étasuniennes, MANNING *et al.* (2003) estiment qu'à revenu du père donné, plus le revenu de la nouvelle conjointe augmente, plus la probabilité que le père verse une pension alimentaire formelle ou informelle à l'enfant de sa précédente union s'accroîtrait très significativement.

La paternité multipartenaire et l'engagement du père auprès de l'enfant

Comme nous l'avons évoqué *supra*, la remise en couple du père peut être associée à une nouvelle paternité. L'hypothèse selon laquelle une nouvelle paternité du débiteur serait associée, par substitution d'intérêt d'une famille sur l'autre, à une diminution du versement de la pension alimentaire est testée par MANNING et SMOCK (2000), sur un petit échantillon longitudinal de pères, en recourant à une estimation par modèle Tobit avec variable décalée du montant de pension alimentaire payée. Les auteurs montrent, d'une part, l'absence de lien statistiquement valide entre la variation du montant de pension alimentaire payée et le nombre de nouveaux enfants vivant dans le ménage du père, d'autre part (dans un modèle alternatif), un lien négatif très significatif associé au nombre de nouveaux enfants biologiques du père et simultanément un lien non significatif associé au nombre de nouveaux beaux-enfants du père et au nombre d'enfants de sa première union rejoignant son foyer³⁴. Selon les auteurs, le résultat est fragile car l'échantillon mobilisé est de petite taille, mais il montre que l'adaptation du comportement de paiement des pères débiteurs diffère selon qu'il s'agit de ses propres enfants ou de ceux de sa nouvelle conjointe. MANNING *et al.* (2003) prolongent cette analyse de manière assez originale dans la mesure où ils tentent d'approfondir la complexité des liens de fécondité du père débiteur en distinguant différents types d'enfants selon qu'ils résident ou non avec lui, selon l'union dont ils sont issus (couple(s) antérieur(s) à celui de l'enfant étudié, couple séparé étudié, nouveau couple post-séparation), et selon qu'il s'agit d'enfants biologiques ou de beaux-enfants de la nouvelle conjointe. Les auteurs montrent que la probabilité de verser un transfert (formel ou informel) décroît significativement avec le niveau de complexité de cette paternité multipartenaire (mesuré par le nombre de type d'enfants). Plus précisément, ils montrent que cette probabilité est significativement liée négativement avec le fait que le père a des enfants biologiques qui ne vivent pas avec lui et qui sont issus d'au moins deux unions antérieures, mais que l'on n'observe aucun lien significatif avec le fait que le père héberge certains de ses enfants biologiques, ni avec le fait que sa nouvelle compagne ait des enfants biologiques d'une précédente union (beaux-enfants du père étudié) aussi bien s'ils résident avec elle que s'ils vivent avec leur propre père et, enfin, ni avec le fait

³⁴ Dans l'estimation de SMOCK et MANNING (1997) le fait qu'il y ait dans le ménage de la mère d'autres enfants que ceux du couple et le fait qu'il y en ait dans le ménage du père (sans que l'on sache s'il s'agit d'enfants biologiques ou des beaux-enfant suite à une remise en couple) sont estimés non significatifs sur le montant de pension alimentaire perçue ou versée.

que le nouveau couple ait mis au monde un nouvel enfant. Seules les enfants d'unions antérieures compteraient donc, comme si le comportement à l'égard des enfants les plus récents dépendrait du passé, et non l'inverse.

NEPOMNYASCHY (2007), sur un échantillon de jeunes mères qui n'ont jamais été mariées, traite également cette question dans une estimation de la probabilité de recevoir une pension alimentaire : le coefficient estimé associé à l'existence d'un enfant (ou plusieurs) d'un second lit pour le père est estimé non significatif. Sur un échantillon moins spécifique, GOLDBERG (2015) estime également un effet non significatif de l'existence d'un ou plusieurs enfant(s) conçus par le père avec une nouvelle partenaire sur à la fois la probabilité qu'un transfert monétaire (formel ou informel) soit versé et sur le montant total de transfert, alors que CHEN et MEYER (2017) estiment un effet négatif à la fois sur le montant de la pension alimentaire et sur le taux de complétude du versement. Pour autant, en étudiant non pas le montant total des pensions alimentaires versées par le père, mais le montant de pension alimentaire perçu par une des mères avec laquelle le père a eu un enfant (ou le taux de complétude), CRAIGIE (2015) montre que, si l'on tient compte de l'hétérogénéité inobservée, il n'existe pas de lien statistiquement significatif entre le montant de pension alimentaire perçu ou le taux de complétude du versement et le nombre de partenaires avec lesquelles le père a eu un nouvel enfant (sans tenir compte de l'hétérogénéité inobservée la relation est estimée significativement négative).

En étudiant non plus les enfants, mais le fait que ces derniers aient donné lieu à la fixation d'une pension alimentaire, MEYER *et al.* (2008), sur un échantillon de mères bénéficiant d'une décision légale de pension alimentaire, estiment que le fait que le père ait une autre pension alimentaire à payer au titre d'enfant(s) issu(s) d'une précédente union aurait un effet significativement négatif sur le taux de complétude de versement de la pension relative à l'enfant de la dernière séparation. De même, HODGES *et al.* (2020) montrent un lien non significatif entre le fait que le père a une pension alimentaire fixée légalement pour un enfant issu d'une autre union et la complétude de versement pour l'enfant de la présente union, mais un lien significativement positif sur le montant de pension alimentaire et sur la probabilité qu'elle soit versée régulièrement.

A propos des transferts informels, si NEPOMNYASCHY et GARFINKEL (2010) montrent que l'existence d'enfant issus d'une autre union côté père aurait un effet non significatif sur le montant de pension alimentaire versé, elle aurait un effet significativement négatif sur le montant de l'aide informelle monétaire et sur les aides en nature. Selon MEYER et CANCIAN (2012), le lien négatif entre l'accroissement du nombre d'enfants dans le foyer du père et l'aide informelle (mesurée en probabilité de percevoir et non pas en montant) est ambigu car, selon la méthodologie retenue pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservée (modèle à effets fixes ou modèle de différence en différence), le lien est estimé soit non significatif soit significativement négatif.

Dans la majorité de ces études, la paternité multipartenaire repose sur des déclarations qui sont, selon MEYER *et al.* (2005), probablement sous-estimées, c'est pourquoi ces auteurs ont recouru à l'assemblage de plusieurs bases de données administratives de l'aide sociale et de l'administration fiscale afin d'identifier avec plus de pertinence la complexité des fratries à parents multiples. Il en résulte un échantillon particulier puisqu'en sont exclus les couples séparés qui ne bénéficient pas de l'aide sociale³⁵. Sur cet échantillon, les auteurs montrent que la probabilité que le père verse une (ou plusieurs) pension(s) alimentaire(s) croît significativement avec le nombre de mères avec qui il a eu un enfant ; il en va de même dans l'estimation du montant total de pensions alimentaires versé lorsque l'on ne tient pas compte du montant total fixé, mais la relation est significativement négative lorsque l'on en tient compte, ce qui signifierait que la complétude globale diminue avec le nombre de mères.

La proximité géographique est un facteur du degré d'engagement des débiteurs

TEACHMAN (1991) ou ARDITTI et KEITH (1993) montrent que le degré de complétude du versement de la pension alimentaire est lié positivement et significativement avec la proximité géographique entre les deux parents, la proximité étant un facteur favorable à l'expression de l'engagement du père auprès de son enfant³⁶. Un résultat assez similaire, dans une estimation du montant de la pension alimentaire versée par le père, est obtenu dans les travaux de MANNING et SMOCK (2000) et de MANNING *et al.* (2003). PETERS *et al.* (1993) estiment également une relation positive entre le fait que les deux parents habitent dans le même Etat (la Californie en l'occurrence) et le taux de complétude du versement de la pension alimentaire, mais ils le justifient plus en termes institutionnel (le système de recouvrement des impayés de pension alimentaire est moins efficace lorsque le débiteur habite un autre Etat que celui du créancier) qu'en termes de moindres contacts entre le débiteur et son enfant du fait de la distance géographique.

Un autre type de contrainte pouvant limiter le contact physique entre le père et l'enfant est introduit dans certaines spécifications : le fait que le père soit (ou ait été³⁷) incarcéré. NEPOMNYACSHI (2007) teste l'éventuel impact de cette situation particulière sur la probabilité que la pension soit payée et estime un effet significativement négatif. L'effet est confirmé dans les estimations de NEPOMNYACSHI et GARFINKEL (2010) aussi bien dans l'estimation du montant de pension alimentaire légale perçu que dans celles portant sur le montant d'aide informelle et l'existence d'aides en nature, ainsi que dans les

³⁵ Dans 26% des cas ni le père ni la mère n'ont eu d'enfant avec un(e) autre partenaire, dans 28% des cas la mère n'a eu des enfants qu'avec le père et le père a eu des enfants avec plusieurs partenaires, dans 9% des cas le père n'a eu des enfants qu'avec la mère et la mère a eu des enfants avec plusieurs partenaires et, enfin, dans 37% des cas les deux parents ont eu des enfants avec au moins un(e) autre partenaire.

³⁶ Pour le cas de la France, REIGNER-LOILLIER (2013) montre que la fréquence des visites entre le père séparé et l'enfant diminue avec la durée de trajet entre les deux domiciles, et l'absence totale de visite croît particulièrement au-delà de quatre heures de trajet.

³⁷ Lorsque l'incarcération est terminée, c'est moins la contrainte physique de contact que la persistance du détachement affectif survenu du fait de l'emprisonnement qui serait en cause.

estimations menées par CHEN et MEYER (2017) portant sur le montant de pension alimentaire et la complétude du versement.

Le divorce, la séparation et la rupture d'union libre traduisent indirectement des niveaux d'attachement à la famille différents

Le type de séparation parentale est également retenu comme indicateur indirect d'engagement du père auprès de l'enfant, parce que le divorce, à la différence de la séparation de parents mariés, éloignerait plus de la famille, d'où un effet positif de la séparation sur le taux de complétude du versement de la pension alimentaire selon BERON (1990). Les travaux de ARGYS *et al.* (2001) montrent au contraire un effet négatif de la séparation sur la probabilité de bénéficier d'une décision légale de pension alimentaire³⁸. Mais lorsque les études ne portent pas sur un seul type de séparation, elles distinguent plutôt le divorce de la séparation de parents non-mariés et montrent alors que, *ceteris paribus*, les pères divorcés payent des montants supérieurs de pension alimentaire et ont des taux de complétude de versement supérieurs (HUANG *et al.* 2005 ; MEYER *et al.* 2008 ; HODGES *et al.*, 2020).

L'attitude au moment de la naissance comme révélateur de l'attachement paternel

NEPOMNYASCHY (2007) teste un indicateur original pouvant traduire l'attachement porté à l'enfant : le fait que le père se soit rendu à la maternité pour la naissance de son enfant. L'effet sur la probabilité que la pension alimentaire soit payée est estimé significativement positif par l'auteur. L'effet est confirmé dans les estimations de NEPOMNYASCHY et GARFINKEL (2010) portant sur le montant de la pension alimentaire versé ou sur l'existence d'aides en nature, mais ne s'observe pas pour le montant des aides informelles versées en argent. Et NEPOMNYASHY (2007), dans un modèle estimant la probabilité de recevoir une pension alimentaire, montre que le fait que le père ait déclaré avoir apporté une contribution (financièrement ou autrement) pendant la grossesse n'est pas significativement corrélé à cette probabilité.

Mesurer plus directement l'engagement paternel

Enfin, PETERS *et al.* (1993) ont recours à une mesure d'engagement paternel envers l'enfant intéressante car moins indirecte que les précédentes. Chacun des parents a été invité à évaluer, sur une échelle de 1 à 10, leur propre implication auprès de leurs enfants avant la séparation. Lorsque le score déclaré par le père est supérieur à 50% de la somme des deux scores, à score total donné, les auteurs estiment un effet significativement positif sur le taux de complétude du versement de la

³⁸ Selon TEACHMAN (1991), l'introduction du divorce sans faute aux Etats-Unis n'aurait pas eu d'impact sur le comportement de paiement des pensions alimentaire (mais en aurait eu un sur le paiement des prestations compensatoires). SHACKELFORD *et al.* (2005) soulignent qu'il serait souhaitable de pouvoir tester l'hypothèse selon laquelle l'engagement paternel et conséquemment le comportement de paiement de la pension alimentaire devrait être moindre lorsque l'enfant est né d'une relation adultérine, et plus généralement lorsque la preuve de la paternité n'est pas clairement établie.

pension alimentaire (plus précisément, l'effet est non significatif lorsque la complétude est mesurée sans tenir compte des accords de modification de pension alimentaire post-procédure légale et il est significatif si l'on en tient compte). L'estimation montre également que lorsque l'engagement parental (des deux parents) est très élevé (score total supérieur ou égal à 17 sur 20), le taux de complétude de versement de la pension alimentaire est significativement plus élevé.

1.2.2 Volonté de payer la pension alimentaire et relations avec l'ex-conjoint

Pour tenter de tester indirectement la logique de l'aléa moral selon lequel le débiteur serait hésitant à payer du fait qu'il ne connaît pas l'usage fait de sa contribution (il ne sait pas si cela profite uniquement à l'enfant et s'il en profite correctement), certains auteurs retiennent des informations susceptibles d'identifier un manque de confiance à l'égard du parent créancier ou au contraire un bon degré de coopération.

Une attitude volontaire serait un indice de bonnes relations

BERON (1990) dans son estimation du montant de pension alimentaire payée³⁹ retient le fait que la pension alimentaire ait été fixée de manière volontaire par les deux parents parce que cela traduirait une volonté de coopération à propos de l'enfant et pour son bien. L'auteur estime que passer d'une décision imposée à une décision volontaire réduirait la probabilité de ne rien payer de 27% à 11% et augmenterait celle de payer la pension complète de 45% à 70%, avec pour conséquence que le montant moyen payé augmenterait de 33%. TEACHMAN (1991), quant à lui, estime que la probabilité de bénéficier d'une décision de fixation de pension alimentaire et celle de percevoir une pension alimentaire sont significativement corrélées positivement au fait que la démarche de fixation de la pension alimentaire ait été volontaire. Et PETERSON et NORD (1990) estiment que, comparativement à la fixation d'une pension alimentaire par accord amiable, le montant de pension alimentaire perçue serait significativement (au seuil de 10% seulement cependant) plus élevé lorsque la fixation du montant est associée à une décision de *Joint Legal Custody*.

Le remise en couple du créancier perturberait la relation parentale

Au titre des *proxies* de la relation parentale, BERON (1990) retient le fait que le parent créancier se soit remarié, parce que la nouvelle union introduirait une plus grande distance relationnelle entre les ex-conjoints, parce que le père pourrait se sentir moins responsable de la satisfaction des besoins en consommation de la famille où vit son enfant, parce que la constitution d'une nouvelle famille peut

³⁹ L'auteur estime un modèle Tobit à deux limites de manière à pouvoir distinguer les trois situations de paiement des pensions alimentaires que sont les paiements nuls, les montants inférieurs aux montants fixés et les montants égaux ou supérieurs aux montants fixés.

faire craindre qu'une moindre attention soit portée à l'enfant de la première union par sa mère et que l'argent de la pension alimentaire puisse bénéficier à d'autres nouveaux enfants de la mère ou à ceux de son nouveau partenaire. L'auteur estime effectivement un effet significativement négatif du remariage de la mère sur le montant de la pension alimentaire payée. On retrouve ce type d'effet négatif dans les travaux de ARGYS *et al.* (2001) pour leur estimation de la probabilité de percevoir une pension alimentaire (uniquement pour les couples divorcés) et dans ceux de RANGARAJAN et GLEASON (1988) où ce n'est pas le remariage mais la présence d'un nouveau partenaire qui est testée (les mères sont des adolescentes bénéficiaires de l'AFDC). BERGER *et al.* (2012) estiment également un effet négatif du fait que la mère s'est remise en couple et que cette nouvelle union n'est pas (encore) féconde sur le montant de transferts reçus du père débiteur (l'effet serait plus fort si la remise en couple est un remariage).

Mais l'effet est estimé non significatif dans les travaux de BELLER et GRAHAM (1986), de PETERS *et al.* (1993), de MEYER et BARTFELD (1996), de SMOCK et MANNING (1997), de HUANG *et al.* (2003), de GARASKY *et al.* (2010) et de GOLDBERG (2015). Et l'effet est estimé positif sur la probabilité de bénéficier d'une décision légale de fixation de pension alimentaire selon PETERS *et al.* (2004) ou sur la probabilité qu'une pension alimentaire soit payée selon TEACHMAN (1991) et PETERS *et al.* (2004) et, enfin, sur le montant de pension alimentaire perçu dans l'estimation de SELTZER *et al.* (1989). Dans le cas de la France, CEROUX *et al.* (2019) montrent que, chez les allocataires des Caisses d'Allocations Familiales, les interruptions totales de versement de pension alimentaire seraient plus fréquentes lorsque le parent créancier vit en couple et plus encore lorsque qu'il se remet en couple ; à l'inverse, les reprises de versement seraient plus fréquentes lorsque le parent créancier se sépare de son nouveau conjoint.

Comme à propos de la remise en couple du débiteur, la question de la remise en couple du créancier doit être étendue à celle portant sur son éventuelle fécondité multipartenaire. NEPOMNYASCHY (2007) estime un lien non-significatif entre la probabilité de recevoir une pension alimentaire et l'existence d'un enfant (ou plusieurs) d'un second lit dans le foyer de la mère créancière ; il en est de même dans les travaux de NEPOMNYASCHY et GARFINKEL (2010) lorsqu'ils estiment le montant de pension alimentaire versé, dans les estimations avec prise en compte de l'hétérogénéité inobservée de GOLDBERG (2015) lorsqu'il estime la probabilité de recevoir un transfert monétaire ou le montant total de ce dernier et, enfin, dans les différentes estimations de MEYER *et al.* (2005). De même, en recourant à des estimations avec effets fixes (les auteurs écrivent que leurs estimations sans effets fixes parviennent aux mêmes conclusions), BERGER *et al.* (2012) trouvent que la survenance d'une nouvelle naissance côté mère créancière, avec comme sans cohabitation avec le nouveau partenaire,

est estimée avoir un effet non significatif à la fois sur la probabilité que le père de l'union précédente verse un transfert monétaire et sur le montant de ce dernier.

En revanche, dans l'estimation de la probabilité de verser un transfert monétaire, estimation effectuée par RANGARAJAN et GLEASON (1988) sur un échantillon très particulier de mères d'un très jeune enfant (2 ans en moyenne) séparées, adolescentes et bénéficiaires de l'AFDC, les auteurs estiment un effet significativement négatif de la présence d'un autre enfant né d'un autre père (et significativement positif pour la présence d'un nouvel enfant né du même père). Sur un échantillon moins spécifique et pour une durée d'observation plus longue (9 ans), CRAIGIE (2015) confirme cette relation négative : même une fois tenu compte de l'hétérogénéité inobservée, l'auteur estime un effet significativement négatif du nombre de partenaires avec lesquels la mère a eu un nouvel enfant sur le montant de la pension alimentaire reçu ou sur le taux de complétude des versements. Par ailleurs, l'auteur souligne, d'une part, que la non prise en compte de l'hétérogénéité inobservée sous-estimerait cet impact négatif et, d'autre part, que l'effet n'est pas linéaire mais moins que proportionnel. Cet effet négatif de la fécondité de la mère avec un autre partenaire est également observé dans les travaux de NEPOMNYASCHY et GARFINKEL (2010) portant sur l'estimation du montant de l'aide informelle monétaire perçue. Ce résultat est confirmé par les travaux de MEYER et CANCIAN (2012) qui montrent que la probabilité qu'une aide informelle partageable, c'est-à-dire non-ciblée sur l'enfant⁴⁰, soit versée est significativement liée négativement avec la venue d'un nouvel enfant de la mère issu d'une nouvelle union ; en revanche, le lien serait moins avéré en ce qui concerne le versement d'une aide informelle ciblée sur l'enfant de la première union car dans ce cas la baisse de l'aide dépendrait plus des facteurs inobservés que directement de la survenance d'un nouvel enfant de la mère. Quant à BERGER *et al.* (2012), en tenant compte également de l'hétérogénéité inobservée à l'aide de régressions à effets fixes, s'ils estiment un effet non-significatif de la survenance d'une nouvelle naissance dans l'année côté mère sur le comportement de paiement (*cf supra*), en revanche, ils montrent qu'il y aurait une relation significativement positive entre le nombre d'enfants de la mère nés antérieurement d'une autre union depuis la séparation (à nouvelle naissance donné et à présence ou non d'un nouveau conjoint cohabitant) et le montant de transferts versés par le père.

Les modalités de la procédure de divorce comme signe de la qualité de la relation parentale

La qualité des relations dans le couple séparé est considérée comme pouvant mesurer indirectement le degré de confiance que le débiteur a envers son ex-conjoint, à ce titre BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) montrent qu'il y a, en Belgique, une corrélation négative entre le non-paiement de la pension

⁴⁰ Les auteurs distinguent l'aide informelle partageable, constituée des transferts monétaires informels versés à la mère, des dépenses alimentaires et des prises en charge de dépenses de logement, et l'aide informelle ciblée sur l'enfant, constituée des transferts monétaires versés directement à l'enfant, des dépenses d'habillement et des cadeaux faits à l'enfant.

alimentaire et certains faits traduisant la coopération au sein du couple, par exemple, le fait que les parents aient choisi un divorce par consentement mutuel et/ou que les conjoints n'aient pas eu besoin de recourir à un avocat pour la procédure de divorce. CRETIN (2015) observe un résultat similaire pour la France, le taux de paiement systématique et intégral des pensions alimentaires serait de 87% en cas de divorce par consentement mutuel, contre 77% pour les divorces contentieux ; quant à FESTY et VALETAS (1987), leur analyse en simple statistiques descriptives montrent que le paiement complet de la pension alimentaire serait moins fréquent lorsque les ex-conjoints n'étaient pas d'accord sur les principaux points de litige lors du divorce (42% *versus* 60% en moyenne). Pour les Etats-Unis, les travaux de TEACHMAN (1991) montrent que l'absence d'avocat serait corrélée positivement et significativement avec la probabilité qu'une pension alimentaire soit fixée. Quant aux travaux de PETERS *et al.* (1993), ils montrent que le taux de complétude du versement de la pension alimentaire serait significativement et négativement corrélé avec le fait que la procédure de divorce ait été conflictuelle.

Dans son estimation du montant de pension alimentaire fixé (modèle à deux équations simultanées, l'un pour estimer le choix pour la *Joint Legal Custody*, l'autre pour estimer ce montant), SELTZER (1991) estime au contraire que le recours à deux avocats est significativement lié positivement au montant de pension alimentaire fixé. La différence de conclusion avec celle de BAWIN-LEGROS *et al.* (1991) peut tenir au fait que dans un cas il s'agit du montant de pension alimentaire fixé et dans l'autre du montant payé ; elle peut également tenir au fait que l'importance des avocats dans les affaires de divorce peut être différente selon le pays.

L'homogamie renforce la qualité de la relation parentale

NEPOMNYASCHY (2007) fait l'hypothèse selon laquelle l'homogamie (d'éducation, d'origine ethnique ou d'âge) faciliterait la qualité des relations de couple et de ce fait devrait être liée positivement à la probabilité que la pension alimentaire soit payée. Son estimation montre une absence de relation du point de vue de l'âge, un effet significativement négatif lorsque le niveau d'éducation du père est inférieur à celui de la mère, résultat qui confirmerait donc l'hypothèse, mais un lien négatif (significativement au seuil de 10% seulement) associé au fait que les deux parents ont la même origine ethnique (à origine ethnique du père donné), ce qui au contraire invaliderait l'hypothèse. Les estimations de NEPOMNYASCHY et GARFINKEL (2010), qui portent sur le montant de pension alimentaire légale puis sur le montant de l'aide informelle, aboutissent à des résultats similaires : effet négatif de la différence d'éducation et absence d'effet du point de vue de l'homogamie d'âge et d'origine ethnique. Mais dans leurs estimations CHEN et MEYER (2017) trouvent significativement que plus la différence d'âge entre les conjoints est élevée en faveur du père, moins ce dernier verserait pleinement la pension alimentaire due (taux de complétude).

La perception de l'équité entre les parents joue sur la qualité de la relation entre les parents

Dans un autre registre, LIN (2000) montre que la perception (déclarée) du débiteur quant au fait que le montant à payer est équitable, perception qui devrait participer à la qualité des relations au sein du couple parental, est corrélée positivement aux taux de paiement, toutes choses égales par ailleurs et en particulier à capacité à payer donnée (mesurée par le revenu du débiteur). La généralisation des barèmes de pension alimentaire dans tous les Etats américains participe à cet objectif de révélation de l'équité, mais l'efficacité de ce dispositif n'est pas clairement démontrée : dans l'estimation du montant de pension alimentaire payée et dans celle relative au taux de complétude réalisées par ARGYS et PETERS (2003), comme dans l'estimation des probabilités de percevoir une pension alimentaire et de ne rien percevoir *versus* de ne percevoir que l'aide sociale développée par SORENSEN et HILL (2004), le coefficient associé au fait que l'Etat a mis en place un barème n'est pas significatif ; en revanche, il est estimé significativement positif sur la probabilité d'avoir engagé une procédure de fixation de pension alimentaire et sur la probabilité de recevoir une pension alimentaire selon les travaux de PETERS *et al.* (2004). En France, lorsque l'on interroge des parents deux ans après leur divorce ou leur rupture de PACS, pour justifier les incidents de paiement les enquêtés avancent comme motif le fait que la décision du juge est perçue comme infondée ou injuste dans 23% des cas (BELMOKHTAR, 2016). Et lorsque l'on interroge des débiteurs défaillants engagés dans une procédure de recouvrement d'impayés de pension alimentaire, ils évoquent dans 12% des cas le fait que la pension alimentaire est inéquitable et infondée (LAUBRESSAC *et al.*, 2020).

Le niveau des revenus du créancier ont-ils un impact sur la relation parentale ?

La question de l'équité est indubitablement liée à celle des ressources du créancier, mais la relation entre la complétude du versement de la pension alimentaire et les revenus du créancier est ambiguë. Si la préoccupation du débiteur est l'équité dans le partage des coûts de l'enfant, on doit s'attendre à une relation négative, à revenu du débiteur et coût de l'enfant donnés, entre le niveau de ressources du créancier et le montant de pension alimentaire payé par le débiteur. Mais si la préoccupation du débiteur est plutôt le bien-être de l'enfant, un débiteur très altruiste à l'égard de son enfant devrait se réjouir de voir son ex-conjoint disposer de revenus confortables permettant de conséquentes dépenses en éducation et en entretien de l'enfant et devrait continuer à abonder, autant que ses propres ressources le permettent, le budget consacré à l'enfant. A l'inverse, un débiteur moins altruiste pourra considérer que, les besoins de l'enfant pouvant être déjà largement satisfaits avec les ressources confortables du créancier, il peut réduire sa propre contribution sans fondamentalement réduire la satisfaction qu'il retire de sa relation avec l'enfant. Certains auteurs (par exemple, DEL BOCA et RIBERO, 2003) considèrent alors qu'il est probable que la sensibilité à l'équité se traduise par une adaptation du comportement de versement de la pension alimentaire, alors que la sensibilité à la

satisfaction des besoins de l'enfant pourrait transiter par des transferts supplémentaires effectués directement au profit de l'enfant lorsque le débiteur exerce son droit de visite.

Cette ambiguïté peut sans doute expliquer que, lorsque les revenus du débiteur sont pris en compte simultanément à ceux du créancier, la relation entre ces derniers (ou un *proxy* comme le niveau d'éducation du créancier) et le comportement de paiement de la pension alimentaire soit souvent estimée non significative (SELTZER *et al.*, 1989 ; TEACHMAN 1991 ; BARTFELD et MEYER, 1996, 2003 ; LIN, 2000 ; ARGYS et PETERS, 2003 ; CRAIGIE, 2015 ; GOLDBERG, 2015). Lorsque les revenus du débiteur ne sont pas pris en compte, la relation estimée entre le paiement d'une pension alimentaire et le revenu du créancier (ou son *proxy*) peut être estimée significativement positive parce que ce dernier joue comme un *proxy* du revenu du débiteur par effet d'homogamie (PETERS *et al.*, 2004 ; PETERSON et NORD, 1990 ; ARGYS *et al.*, 2001 pour l'échantillon des couples non-mariés). BARTFELD et MEYER (1994), bien qu'estimant une spécification intégrant les deux revenus, trouvent également une relation significativement positive entre le revenu de la mère et le degré de complétude du paiement de pension alimentaire. Les auteurs justifient ce résultat en avançant une hypothèse selon laquelle un niveau de revenu élevé témoignerait d'un niveau d'éducation également élevé auquel serait associé une plus grande capacité à négocier et/ou à revendiquer une pension alimentaire plus élevée. Quant à SMOCK et MANNING (1997), s'ils estiment également un lien positif entre le montant de la pension perçue et le revenu de la mère alors qu'ils tiennent simultanément compte du revenu du père, l'explication peut venir du fait que leur spécification intègre deux types de revenu : le revenu pré-séparation auquel est associé un coefficient significativement négatif et le revenu post-séparation auquel est associé un coefficient significativement positif.

Enfin, de manière originale par rapport au reste de la littérature, CHEN et MEYER (2017) retiennent un indicateur croisé des deux revenus (du père et de la mère) et montrent que lorsque la mère dispose d'un revenu plus de 1,2 fois supérieur à celui du père (comparativement à des revenus proches, c'est-à-dire entre 0,8 et 1,2) le montant de pension alimentaire versé par ce dernier et la complétude du versement seraient significativement plus faibles. En revanche, lorsque le revenu féminin est inférieur à 80% du revenu masculin, le comportement de paiement du père ne serait pas significativement différent de celui des pères ayant un revenu proche de celui de leur ex-conjointe. Sur le cas de la France, LARDEUX (2021) montre également que la probabilité que le débiteur déclare fiscalement une pension alimentaire est significativement liée négativement avec le fait que les revenus du débiteur sont inférieurs à ceux du créancier.

Mesurer plus directement la qualité de la relation parentale

De manière plus explicite, WRIGHT et PRICE (1986), montrent, en recourant à un modèle LISREL appliqué à un petit échantillon de mères et de pères, que deux facteurs latents psychologiques seraient très fortement liés, indépendamment l'un de l'autre, positivement au fait que la pension alimentaire soit payée en temps voulu. Le facteur le plus corrélé au comportement de paiement de la pension alimentaire mesure l'attachement à l'ex-conjoint, facteur qui est construit à partir d'échelles de mesure portant sur l'attachement au conjoint, la satisfaction de la relation de couple durant le mariage et les réticences et pressions au divorce. Le second facteur mesure la qualité des relations depuis le divorce et est construit à partir de tests portant sur la perception de l'honnêteté de l'ex-conjoint, la communication coparentale et le type de relation souhaité avec l'ex-conjoint. Au total, ces deux facteurs expliqueraient près de la moitié de la variance du comportement de paiement de la pension alimentaire. ARDITTI et KEITH (1993) montrent, en recourant également à un modèle LISREL, que la qualité des relations entre les parents jouerait positivement sur la qualité des contacts entre l'enfant et le père mais pas sur la fréquence de ces derniers. En revanche, dans leur modèle ni la fréquence des contacts ni la qualité de ceux-ci n'auraient d'effet significatif sur la complétude du versement de la pension alimentaire. Pour sa part, GOLBERG (2015), à l'aide de modèles à effets fixes pour tenir compte de l'hétérogénéité inobservée, estime les probabilités qu'un transfert monétaire formel, informel ou total soit versé, ainsi que les montants de ces trois types de transfert, avec pour variable d'intérêt un indice de qualité de la relation coparentale⁴¹. L'auteur montre ainsi que, *ceteris paribus*, il existe un lien positif très significatif et un effet très substantiel entre cet indice de qualité relationnelle et les différentes mesures de paiement de transferts par le père. L'auteur montre également que l'effet est plus élevé pour l'aide informelle que pour la pension alimentaire légale (sachant que la qualité de la relation coparentale ne joue pas sur la probabilité qu'un montant de pension alimentaire soit fixé légalement et que l'analyse portant sur le montant de cette pension alimentaire légale est limitée au sous-échantillon des mères ayant bénéficié d'une fixation légale de pension alimentaire). Enfin, l'auteur, en recourant à un modèle croisé, montre que la relation causale positive entre les deux comportements est significativement double lorsqu'il régresse le montant total ou le montant d'aide informelle, mais que l'ampleur de l'effet du montant du transfert sur la relation de coparentalité est faible à la différence de la relation causale dans l'autre sens. En revanche, en ce qui concerne le

⁴¹ L'auteur construit un indicateur de relation coparentale à trois niveaux à partir des réponses apportées par la mère à six questions relatives à l'entente et la communication dans le couple (échelles de mesure d'intensité à quatre modalités). Les six questions portent sur les thèmes suivants : lorsque le père est avec l'enfant, se comporte-t-il comme vous voulez ; avez-vous la possibilité de faire en sorte que le père agisse dans l'intérêt de l'enfant ; le père respecte-t-il les règles et horaires lors des visites ; est-ce que le père est d'accord avec votre manière de voir les choses en matière d'éducation de l'enfant ; parlez-vous entre vous de problèmes relatifs à l'éducation de l'enfant ; pouvez-vous compter sur le père si vous avez besoin qu'il s'occupe de l'enfant quelques heures ?

montant de la pension alimentaire légale, l'effet de la relation de coparentalité sur le montant de transferts versé est non-significatif. Cela donne donc du crédit à l'hypothèse selon laquelle le débiteur est mieux disposé à payer de manière informelle lorsqu'il entretient une bonne relation avec son ex-conjointe parce qu'il est libre d'en décider ainsi, alors que lorsque le paiement est médiatisé par un système public contraignant, son paiement est indépendant de la qualité de sa relation avec son ex-conjointe.

En guise de synthèse très générale de cette revue de littérature empirique portant sur les causes du non-paiement des pensions alimentaires, revue qui, rappelons-le, exclut les développements relatifs à l'évaluation des politiques publiques de contrôle et d'incitation au paiement⁴² ainsi que ceux relatifs aux conséquences du (non)paiement des pensions alimentaires, plusieurs enseignements peuvent être mentionnés.

D'abord, on soulignera l'abondance de la littérature américaine qui contraste fondamentalement avec la quasi absence de travaux, à notre connaissance, sur le cas français. Côté français, l'explication tient certainement principalement à l'absence de données pertinentes sur le sujet ; côté américain, l'explication tient probablement pour partie dans le fait que la politique familiale américaine est presque exclusivement centrée sur la question de la pauvreté des enfants, au titre de laquelle la situation des familles monoparentales est prépondérante, d'où l'accent porté sur la question du recouvrement des pensions alimentaires (susceptibles de réduire la pauvreté infantile et de réduire les dépenses publiques de l'aide sociale).

Ensuite, en reprenant le plan d'exposé que nous avons suivi, premièrement, concernant la capacité à payer des débiteurs, d'une part, un consensus empirique émerge en ce qui concerne le lien positif entre les revenus du débiteur et le comportement de paiement des pensions alimentaire et, d'autre part, une controverse empirique existe quant à l'impact de la capacité relative à payer (taux de charge). Les études ne s'accordent pas en particulier sur le fait de savoir si l'impact de la capacité relative à payer diverge ou non selon le niveau de revenu du débiteur (le débat porte essentiellement sur les bas revenus). Plus accessoirement, si le lien négatif entre la capacité relative à payer et le taux de complétude du versement de pension alimentaire est plutôt bien établi, en revanche le lien positif avec le montant de pension alimentaire versé est plus discuté (notamment pour les bas revenus à nouveau).

Deuxièmement, en ce qui concerne la volonté à payer des débiteurs, les résultats empiriques sont nettement moins convergents. Du point de vue de l'impact de l'engagement du débiteur à l'égard de

⁴² Certains travaux cités intègrent dans leurs estimations des facteurs identifiant ces politiques, mais nous n'en avons pas fait mention.

son enfant (l'utilité retirée de la « consommation » d'enfant dépend de cet engagement), faute de mesure directe (à l'exception de quelques travaux relevant de la psychologie sociale qui proposent des indicateurs composites d'engagement), de nombreux travaux étudient l'impact de la *Joint Legal Custody* ou de l'intensité des contacts entre le débiteur et l'enfant sur le comportement de paiement de la pension alimentaire. Les divergences de résultats dans ce champ d'analyse tiennent en grande partie à la difficulté à correctement modéliser l'endogénéité de ces deux comportements et donc de départir les sens de causalité. Il est cependant intéressant de souligner que certaines des modélisations les plus avancées aboutissent à une conclusion selon laquelle l'intensité de contacts entre le débiteur et l'enfant n'aurait pas d'effet direct sur le comportement de paiement de la pension alimentaire. C'est un résultat troublant si l'on considère que la modélisation théorique et les observations qualitatives mettent assez fondamentalement en avant l'idée d'une négociation entre l'intensité des contacts entre le débiteur et l'enfant et le paiement de la pension alimentaire. Si d'un point de vue théorique ce résultat interpelle, en revanche sous l'angle empirique cela incite à tenter de rechercher ce que sont les mystérieuses caractéristiques inobservées qui expliquent la corrélation entre intensité des contacts et paiement de la pension alimentaire.

A défaut de telles mesures d'intensité des contacts, toute une littérature fait le choix de mobiliser des indicateurs *proxy* de la qualité de la relation entre le père et l'enfant ou des indicateurs mesurant des faits susceptibles d'être corrélés avec (voire d'influer sur) le niveau d'engagement paternel du débiteur. Il faut reconnaître que de ce point de vue la non-convergence des résultats est plutôt la règle. Il se peut que les choix de ces facteurs indirects ne soient pas pertinents, mais la divergence entre les travaux peut également tenir à des différences de populations étudiées, d'époques, de spécifications des estimations, voire de la mesure du comportement de paiement retenue (probabilité qu'une fixation de pension alimentaire soit obtenue, montant fixé, probabilité qu'un versement soit effectué, montant versé ou perçu, niveau de complétude du versement).

Du point de vue, enfin, de la qualité de la relation parentale (qui conditionne la qualité de la négociation entre les parents), une conclusion assez identique à la précédente peut être avancée : rareté des travaux mobilisant une mesure directe de la qualité relationnelle et faible convergence des résultats dans les études recourant à des indicateurs indirects.

On soulignera, pour terminer, l'émergence dans la littérature américaine récente (après 2000) de thématiques nouvelles : l'impact de la fécondité multipartenaire sur le comportement de paiement des pensions alimentaires et le comportement d'arbitrage entre pension alimentaire légale et versement d'aides informelles, en argent ou en nature (MEYER et CANCIAN, 2012, étudient justement les liens entre ces deux comportements). Les travaux montrent qu'aux Etats-Unis ces deux comportements ne sont pas anecdotiques (la fécondité multipartenaire comme le versement d'aides

informelles sont extrêmement fréquents), mais que jusqu'alors ils ont échappé à l'analyse socio-économique empirique principalement faute de données sur le sujet.

Finalement, toute cette littérature foisonnante et pas toujours convergente est riche d'enseignements pour guider des travaux sur le cas de la France même si, il faut le reconnaître, le contexte institutionnel et démographique est fort différent entre les deux pays, vu l'importance considérable aux Etats-Unis, comparativement à la France, d'une part, des politiques de contrôle, d'incitation au paiement et de recouvrement des pensions alimentaires et, d'autre part, de la fécondité hors union.

2. La séparation parentale observée dans la cohorte ELFE

Notre analyse repose sur les cinq premières enquêtes ELFE (Maternité, Deux mois, Un an, Deux ans, Trois ans et demi), on s'intéresse donc à l'éventuelle séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE. La séparation parentale repose sur la comparaison, d'une vague d'enquête à l'autre, des déclarations des parents quant à leur situation familiale (situation de couple). On considère quatre vagues, l'enquête de Maternité n'étant mobilisée qu'en complément de l'enquête à deux mois. Dans le cas le plus général, on considère qu'il y a séparation lorsque les parents déclarent vivre en couple lors d'une vague d'enquête et ne pas vivre en couple lors de l'enquête suivante⁴³ ; nous observons donc trois transitions. Cette simple déduction par comparaison temporelle comporte cependant des situations particulières qu'il convient de prendre en compte.

En effet, premièrement, un parent peut déclarer vivre en couple mais pas avec le second parent de l'enfant ELFE ; nous considérons dans ce cas que les parents ne vivent pas en couple puisque nous nous intéressons exclusivement à la séparation parentale.

Deuxièmement, l'enquête est organisée de manière à ce que l'un des parents, dit parent référent (le plus souvent la mère), réponde au questionnaire principal et que le second parent (s'il accepte) réponde à des questionnements complémentaires. Mais l'un comme l'autre déclare sa situation au regard de la vie de couple. Cette double déclaration fait apparaître des contradictions qui rendent l'observation de la séparation parentale plus floue dans le cas où l'un des parents se déclare en couple parental et l'autre se déclare en couple avec un tiers ou déclare ne pas vivre en couple⁴⁴.

Troisièmement, certains parents déclarent ne pas vivre en couple dès la première vague d'enquête. Dans ce cas, on peut se demander s'ils ont vécu en couple parental avant la naissance de l'enfant, la déclaration de ne pas vivre en couple parental lors de la première vague d'enquête validerait alors la réalité de la séparation, mais cette information antérieure à la naissance de l'enfant n'est pas connue⁴⁵.

Quatrièmement, la cohorte souffrant d'attrition, on ne connaît pas le devenir du couple dans un certain nombre de cas.

Reprenons ces différents éléments en les dénombrant.

⁴³ L'enquête permet de distinguer entre une vie de couple en cohabitant, une vie de couple avec cohabitation intermittente et une vie de couple en vivant dans des logements séparés, mais nous ne distinguerons pas ces différentes formes de vie de couple dans nos principales analyses.

⁴⁴ On observe également des différences moins discutables parce qu'elles ne portent pas sur la distinction entre couple parental et couple non-parental, par exemple lorsque l'un des parents dit ne pas vivre en couple et l'autre parent dit vivre en couple parental sans cohabitation. Dans ce cas, on comprend alors que la différence tient à l'intensité (faible) de la relation et non pas à l'existence d'une éventuelle relation avec un tiers partenaire.

⁴⁵ Le fait de ne pas vivre en couple lors de la première enquête peut ne pas être un signe de séparation, notamment dans les rares cas de veuvage et ceux, également rares, de non reconnaissance de la paternité.

L'enquête ELFE porte sur 18 329 familles, parmi lesquelles 57 ont demandé à ce que leurs informations soient effacées. Par ailleurs, 1 728 familles n'ont pas participé à l'enquête à deux mois, mais il est possible de se faire une idée de leur situation de couple initiale (première observation) en se reportant soit à l'enquête de Maternité, soit à la première enquête renseignée au-delà de l'enquête à deux mois⁴⁶. Seules 50 familles sur 1 728 doivent être exclues faute d'information (ne répondent pas à la question relative à la vie en couple lors de l'enquête Maternité et ne participent à aucune autre enquête). Il convient de souligner que ce recours, à titre complémentaire, à l'information issue de la collecte en Maternité produit une information imparfaite car l'enquête en Maternité ne permet pas de distinguer entre vie en couple parental et vie en couple avec un tiers autre que le père (nous dénommons ces cas de « vie en couple à statut indéfini ») ; à défaut d'information plus précise et pour simplifier, dans un premier temps nous considérerons pour la situation initiale que la vie en couple déclarée lors de l'enquête Maternité est une vie en couple parental⁴⁷. L'échantillon total est donc réduit à 18 222 familles (18 329 – 57 – 50) pour lesquelles nous disposons d'une information sur le statut de couple initial. La répartition est la suivante.

Tableau 1. Structure de l'échantillon au regard de la vie en couple parental en début d'observation

Vit en couple parental	15 769	86,5%
Vit en couple « à statut indéfini » (déclaration à l'enquête Maternité)	1 467	8,1%
Ne vit pas en couple parental (ne vit pas en couple ou vit en couple avec un tiers)	968	5,3%
Situation ambiguë (un parent se déclare en couple parental, l'autre parent se déclare en couple avec un tiers)	18	0,1%
Ensemble	18 222	100%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Pour observer un changement de statut au regard de la vie en couple il est nécessaire d'observer au moins deux situations au cours des quatre points d'observation, éventuellement espacées d'une ou deux non-participation(s) à l'enquête. Dans 2 524 cas (13,9%), une seule observation de vie en couple parental ou « à statut indéfini » est disponible ; on considèrera alors qu'il n'y a pas de séparation pour ces couples, mais avec une incertitude puisque l'on ne connaît pas le devenir de ces derniers. Dans 350 cas (1,9%), une seule observation de non-vie en couple parental est disponible ; il existe donc pour ces quelques cas une petite incertitude quant au fait qu'il puisse y avoir une mise en couple parental suivie

⁴⁶ Ce n'est que pour 10 familles que, faute d'information lors de l'enquête Maternité et de l'enquête à deux mois, l'on recourt aux vagues suivantes pour observer la première situation du couple (dans huit cas lors de l'enquête à 1 an et dans deux cas lors de l'enquête à 3,5 ans).

⁴⁷ Lorsque la famille participe à une enquête ultérieure, il est possible de trancher entre les deux types de couple, en considérant que si les parents se déclarent en couple parental lors de leur première participation après l'enquête à deux mois, il est très probable que leur déclaration de vie en couple en maternité correspondait à une vie en couple parental (et inversement).

d'une séparation. Lorsqu'il y a plus d'une observation (15 347 cas), l'information pour identifier un éventuel changement est de bonne qualité lorsque la famille a participé aux quatre enquêtes ou lorsque l'on observe la situation aux deux bornes extrêmes de la fenêtre d'observation (enquête à deux mois, éventuellement complétée par l'enquête en Maternité, et enquête à 3,5 ans), c'est le cas dans 79,7% de ces 15 347 cas (tableau 2). L'information est en revanche moins pertinente lorsqu'il existe une censure à droite et/ou éventuellement à gauche. Dans 4 cas, la censure n'est qu'à gauche, c'est-à-dire que le statut de vie en couple est observé à la dernière vague d'enquête, ce qui est un moindre mal puisque l'on connaît le devenir du couple. En revanche, dans 20,3% des cas avec plus d'une observation (17% de l'ensemble des familles), la censure est à droite ce qui constitue une limite à l'analyse dans la mesure où l'on ne connaît pas une partie du devenir des couples concernés (comme dans le cas des familles n'ayant participé qu'à une seule enquête), la période durant laquelle une éventuelle séparation pourrait être observée est donc plus courte, ce qui est de nature à baisser le taux de séparation.

Tableau 2. Structure de l'échantillon au regard de la vie en couple parental selon la participation aux différentes vagues d'enquête

Situation initiale :	En couple parental ou indéfini	Pas en couple parental	Situation ambiguë	Total
Participe aux quatre vagues d'enquête	11 125	270	12	11 407 (74,3%)
Participe à trois vagues dont la première et la dernière	637	58	1	696 (4,5%)
Participe à deux vagues, la première et la dernière	115	19	0	134 (0,9%)
Participe à trois vagues, dont la dernière, mais pas la première	2	1	0	3 (0,0%)
Participe à deux vagues, dont la dernière, mais pas la première	1	0	0	1 (0,0%)
Participe à trois vagues mais pas la dernière	1408	123	0	1 531 (10,0%)
Participe à deux vagues mais pas la dernière	1 424	147	4	1 575 (10,3%)
Ensemble	14 712	618	17	15 347 (100,0%)

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Si l'on étudie maintenant les séquences de trois transitions, on observe premièrement tout un ensemble de trajectoires clairement caractérisées. Lorsque la situation initiale⁴⁸ est la vie en couple parental (ou « à statut indéfini ») et qu'il n'y a pas de censure à droite, il est possible d'identifier deux issues sans ambiguïté : la poursuite de la vie en couple parental ou la séparation parentale. Lorsque la

⁴⁸ Rappelons que la situation initiale est observée en vague 1 sauf dans un nombre extrêmement réduit de cas (10).

séquence est interrompue momentanément par une non-participation à l'enquête (ou par une situation ambiguë du fait de déclarations contradictoires dans le couple), nous considérons que le statut antérieur est maintenu. Ainsi peut-on dénombrer ces situations dans la première partie du tableau 3. Deuxièmement, à ces situations s'ajoutent tous les cas où la vie en couple parental est toujours observée (pas de séparation) mais où l'observation est censurée (deuxième partie du tableau 3)⁴⁹. Troisièmement, une dernière catégorie de séquences est constituée des situations plus complexes où une séparation est suivie d'une remise en couple.

On dénombre ainsi 1 012 séparations (5,5%), mais parmi elles, 25 sont incertaines⁵⁰. En effet, lorsque le statut de vie en couple parental est attribué sur la base de l'information recueillie lors de l'enquête en maternité (faute de participation à l'enquête à deux mois) et que ce statut n'est pas confirmé par une déclaration lors d'une vague ultérieure, lorsque l'on observe ensuite une déclaration de non-vie en couple ou de vie en couple avec un partenaire qui n'est pas le parent de l'enfant ELFE, on ne peut pas savoir si l'on a affaire à la séparation du couple parental ou d'un couple non-parental (puisque cette distinction n'existe pas dans l'enquête en maternité).

Tableau 3. Structure de l'échantillon au regard de la séparation parentale lorsque l'observation commence par une vie en couple parental

Toujours en couple parental	10 447	57,3%
En couple parental en début et en fin d'observation, avec interruption d'observation	647	3,6%
Séparation du couple parental et pas d'interruption d'observation	637	3,5%
Séparation du couple parental, avec interruption d'observation	92	0,5%
<hr/>		
Toujours en couple parental, mais censure à partir de la vague 2	2 521	13,8%
Toujours en couple parental, mais censure à partir de la vague 3	1 123	6,2%
Toujours en couple parental, mais censure à partir de la vague 4	1 488	8,2%
Séparation, puis censure en vague 3	70	0,4%
Séparation, puis censure en vague 4	154	0,8%
<hr/>		
Séparation suivie d'une remise en couple	59	0,3%
<i>Ensemble des trajectoires commençant pas la vie en couple parental</i>	<i>17 238</i>	<i>94,6%</i>
Ensemble des trajectoires	18 222	100,0%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Dans 5,4% des cas, la situation initiale des parents est la vie isolée (pas en couple) ou une vie en couple avec un partenaire qui n'est pas le parent de l'enfant ELFE⁵¹. Le tableau 4 synthétise les itinéraires de ces familles. La question qui se pose à propos de ces itinéraires est celle de savoir si cette situation

⁴⁹ On notera que parmi les 2 521 cas avec censure dès la seconde vague (donc une seule observation), 1 048 cas correspondent à des situations où le statut de couple est issu de l'enquête Maternité du fait de non-participation à l'enquête à deux mois (ces familles n'ont donc participé qu'à l'enquête en maternité). Faute d'observations ultérieures, il n'est donc pas possible de savoir si la vie en couple déclarée à la maternité est, ou non, une vie en couple parental.

⁵⁰ 3 cas de séparation sans interruption, 5 cas des séparations avec interruption, 9 cas de séparation avec censure en vague 3 et 8 cas de séparation avec censure en vague 4.

⁵¹ Parmi ces 984 cas, dans 15 cas la situation initiale n'est pas observée en vague 1 mais lors d'une vague postérieure (absence d'information ou observation d'une situation ambiguë en vague 1).

initiale de non-vie en couple parental est le signal d'une séparation parentale. On peut répondre par l'affirmative si l'on considère que tous ces parents ont vécu au moins un temps en couple parental avant l'enquête en maternité, or il est tout à fait possible que ces parents n'aient jamais vécu une relation de couple, ou que l'un des parents soit décédé ou encore que la paternité ne soit pas établie ou reconnue par la mère. On considérera donc qu'il s'agit bien d'une séparation de couple parental lorsqu'au moins l'un des parents a renseigné le module « Séparation parentale » lors d'une des trois vagues 2 à 4.

Tableau 4. Structure de l'échantillon au regard de la séparation parentale lorsque l'observation ne commence pas par une vie en couple parental

Jamais en couple parental	172	1,0%
Jamais en couple parental, avec interruption d'observation	52	0,3%
Jamais en couple parental, avec situation(s) ambiguë(s)	18	0,1%
Jamais en couple parental, mais censure à partir de la vague 2	348	1,9%
Jamais en couple parental, mais censure à partir de la vague 3	94	0,5%
Jamais en couple parental, mais censure à partir de la vague 4	114	0,6%
Remise en couple en vague 2, 3 ou 4	151	0,8%
Remise en couple suivie d'une séparation	33	0,2%
Situation ambiguë à toutes les vagues où il y a participation à l'enquête	2	0,0%
<i>Ensemble des trajectoires commençant pas la non-vie en couple parental</i>	<i>984</i>	<i>5,4%</i>
Ensemble des trajectoires	18 222	100,0%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Parmi les 1 045 séparations identifiées (1 012 au tableau 3 et 33 au tableau 4), 91,7% ont répondu au module « séparation parentale » lors d'au moins une vague d'enquête⁵², ce qui valide la réalité de ces séparations parentales. Pour les autres, pour 5,5% des séparations identifiées (57 cas), il faut convenir qu'il s'agit certainement de refus de répondre ou d'oublis de répondre au module, car la séquence des déclarations des parents quant à leur statut de couple est sans ambiguïté : elle enchaîne une déclaration de vie en couple parental cohabitant avec une déclaration de vie sans conjoint (pas en couple) ou, de façon plus marginale, de vie en couple avec un nouveau conjoint. Dans 1,4% des séparations identifiées (15 cas), l'absence de participation au module « séparation parentale » est plus compréhensible car, les formes de vie en couple parental déclarées témoignent d'une faible relation de couple pouvant induire le sentiment qu'il n'y a pas séparation (ou que la séparation est déjà consommée), en effet, avant de se déclarer vivre sans conjoint, les parents se déclarent soit tous les deux en couple parental non-cohabitant, soit l'un en couple parental non cohabitant et l'autre en vie sans conjoint. Enfin, dans à nouveau 1,4% des séparations identifiées (15 cas), il s'agit en fait de veuvages, ces cas doivent donc être retirés du dénombrement des séparations parentales.

⁵² Ce module existe dans les questionnaires à un an, deux ans et trois ans et demi.

Parmi les 951 (984 – 33) familles pour lesquelles nous n'avons pas identifié de séparation (tableau 4) et qui, pour autant, ne vivent pas en couple parental, 407 (42,8%) ont répondu au module « séparation parental », il convient donc de les intégrer dans le décompte des séparations parentales. La détection de ces séparations, sur la base des déclarations quant au statut de couple, n'étaient pas possible car ces parents ont déclaré, lors de l'observation initiale, vivre sans conjoint ou, dans un nombre de cas extrêmement réduit, vivre avec un partenaire qui n'est pas le père de l'enfant ELFE.

Parmi les 544 familles restantes (951 – 407), 23 situations initiales de vie sans conjoint s'expliquent par le décès d'un membre du couple ou par le fait que la paternité de l'enfant ELFE n'est pas établie ou reconnue par la mère. Faut-il considérer que les autres (521) sont des situations de séparation parentale antérieure à l'enquête à deux mois ? L'enquête « à 2 mois » renseigne sur le fait que la mère et le père ont cohabité au moins six mois avant l'enquête, c'est le cas pour 104 couples parmi les 521, on peut donc considérer qu'il y a bien eu une séparation parentale pour ces parents. Dans 201 cas, la réponse est en revanche négative, on considèrera donc que ces parents n'ont jamais eu de vie de couple⁵³. Restent 215 mères qui n'ont pas répondu à cette question, on ne connaît donc pas leur éventuelle vie de couple passée. Dans quelques cas (26), la mère lors de l'enquête Maternité a déclaré vivre en couple ; si l'on fait l'hypothèse (hasardeuse, car on ne sait pas s'il s'agit d'une vie en couple avec le père ou avec un autre partenaire) qu'il s'agit de vies en couple parental au moment de l'enquête en maternité, alors il faut considérer que ces 26 familles ont connu une séparation parentale entre l'enquête en maternité et leurs déclarations postérieures. Pour les autres 189 cas (215 – 26), si séparation il y a, elle aurait eu lieu avant l'enquête en maternité, mais on aimerait pouvoir séparer les cas de séparations de ceux qui n'ont jamais eu de vie de couple parental. Une vérification possible consiste à prendre en compte le statut matrimonial déclaré par la mère lors de l'enquête en maternité : dans 23 cas les mères se sont déclarées soit mariées, soit séparées légalement, soit divorcées, soit encore veuves, mais on ne sait pas plus si les unions antérieures étaient avec le père de l'enfant ELFE. Au total, il faut reconnaître que l'ambiguïté demeure quant à la survenance d'une séparation parentale pour ces 215 enfants ELFE.

Résumons nos investigations dans la perspective de dénombrer les séparations parentales avec plus ou moins de certitude. Au tableau 5, nous avons indiqué en gras les cas où, selon nous, il n'y a pas de doute quant au fait que ces couples parentaux se sont séparés avant les quatre ans de l'enfant ELFE.

⁵³ Parmi ces 201 couples qui n'ont jamais cohabité six mois ensemble, les deux tiers (126) déclarent avoir eu une relation de plus de six mois ; il serait éventuellement possible de considérer qu'une simple relation sans cohabitation constitue la preuve d'une vie de couple.

Ils sont au nombre de 1 541, soit 8,5%⁵⁴, dont 1 365 ont répondu au module de « séparation parentale » (7,5%).

Tableau 5. Structure de l'échantillon au regard de la séparation parentale et à la participation au module « séparation parentale »

		Module « séparation parentale »	
		Renseigné	Non renseigné
Observés toujours en couple parental	16 226	<i>Sans objet</i>	
Décès d'un conjoint ou paternité non reconnue ou contestée	38	<i>Sans objet</i>	
Séparation attestée par une séquence enchaînant « vie en couple parental » « ne vit plus avec l'autre parent »	972	901	71
Séparation attestée par une séquence enchaînant « vie en couple à statut indéfini », « ne vit plus avec l'autre parent »	25	24	1
Séquence « ne vit pas en couple parental », « remise en couple parental », « séparation du couple parental »	33	33	0
Toujours observé ne vivant pas en couple parental mais la mère ou le père a répondu au module « séparation parentale »	407	407	0
Toujours observé ne vivant pas en couple parental et déclare une cohabitation antérieure d'au moins six mois	104		104
Toujours observé ne vivant pas en couple parental et déclare ne pas avoir vécu une cohabitation parentale antérieure au moins égale à six mois	201	<i>Sans objet</i>	
Toujours observé ne vivant pas en couple parental et on ne sait pas si le couple a vécu une cohabitation parentale antérieure, mais la mère se déclare vivre en couple à l'enquête Maternité (sans que l'on sache avec qui)	26	<i>Sans objet</i>	
Toujours observé ne vivant pas en couple parental et on ne sait pas si le couple a vécu une cohabitation parentale antérieure, et la mère déclare ne pas vivre en couple à l'enquête Maternité, mais elle a connu une union antérieure (sans que l'on sache si c'est avec le père) car elle se déclare mariée, divorcée, veuve ou séparée à l'enquête Maternité	23	<i>Sans objet</i>	
Toujours observé ne vivant pas en couple parental, mais l'on ne dispose d'aucune information sur une éventuelle vie en couple	166	<i>Sans objet</i>	
<i>Ensemble</i>	<i>18 222</i>	<i>1 365</i>	<i>176</i>

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Une définition plus risquée consisterait à ajouter les 49 cas où la mère, lors de l'enquête à la maternité, s'est déclarée vivre en couple (sans que l'on sache si c'est avec le père de l'enfant ELFE) ou a déclaré un statut matrimonial attestant d'une union antérieure (sans que l'on sache avec qui), ce qui porterait

⁵⁴ Il s'agit d'une estimation basse dans la mesure où 30% des 17 238 couples observés en union parentale sont censurés à droite et donc susceptibles de s'être séparé avant les quatre ans de l'enfant sans que nous l'observions.

le taux de séparation parentale à 8,7%⁵⁵. Reste les 367 cas (2,0%) pour lesquels à aucun moment les parents ne se sont déclarés en couple parental (ou en couple lors de l'enquête en maternité) ni ont répondu au module de « séparation parentale », ni ont déclaré avoir vécu ensemble une cohabitation d'au moins six mois, et donc pour lesquels il est difficile de considérer qu'il y a eu séparation parentale faute de savoir s'ils ont eu par le passé une véritable vie de couple (parental).

Quoi qu'il en soit, l'analyse de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire que nous mènerons au paragraphe 3 ne porte que sur les 1 365 couples qui ont répondu au module de « séparation parentale ». Mais avant d'y venir, nous nous proposons de décrire succinctement ces familles qui ont connu une séparation parentale en les opposant à celles qui n'ont pas connu. Pour ce faire, nous comparons les 1 541 familles pour lesquelles nous avons la quasi-certitude qu'elles ont connu une séparation parentale aux 16 226 familles qui sont toujours observées en couple parental au moment où elles participent à l'enquête⁵⁶.

Les informations mobilisées pour caractériser les couples sont principalement issues de la réponse apportée par la mère (parent le plus souvent « parent référent ») lors de l'enquête en maternité ou de l'enquête à deux mois. Lorsque l'information est manquante, nous recourons à l'information donnée par le père lorsqu'il a participé à l'enquête et a répondu à la question. A défaut d'information lors de ces deux vagues d'enquête (ce qui est plutôt rare), nous recherchons l'information dans les questionnaires de la mère ou du père lors des vagues d'enquête postérieures. Sauf cas particuliers, les taux de non-réponse sont faibles, ils sont mentionnés dans les tableaux de résultats et lorsque le taux est plus conséquent nous le mentionnons dans le commentaire.

Comme attendu, ces deux sous-groupes de couples parentaux sont fort différents à plusieurs égards. Du point de vue démographique (tableau A1 en annexe), les couples parentaux qui se sont séparés sont tout d'abord en moyenne plus jeunes, qu'il s'agisse du père⁵⁷ ou de la mère, que ceux que nous observons toujours en union parentale⁵⁸, mais il n'y a pas de différence significative du point de vue de l'écart d'âge entre les conjoints. Les pères qui ont connu la séparation sont significativement moins souvent de nationalité française que les pères qui ne l'ont pas connue, mais ce n'est pas le cas des mères (la différence entre les deux sous-groupes n'est significative qu'au seuil de 4%, ce qui est

⁵⁵ Si l'on considère qu'avoir vécu une relation sans cohabitation pendant au moins six mois constitue une preuve de vie de couple, il convient d'ajouter 126 cas, et cela porterait alors le taux à 9,4%.

⁵⁶ Sont donc exclus de la comparaison 454 couples (2,5%), soit parce qu'ils ne sont jamais observés en couple parental et qu'aucune information ne nous permet de savoir s'ils ont vécu en couple parental avant l'enquête en maternité, soit parce que l'un des parents est décédé, soit parce que la paternité de l'enfant ELFE n'est pas établie ou est contestée.

⁵⁷ L'âge du père est une information qui souffre d'un taux de données manquantes non négligeable dans le sous-groupe des parents qui se séparent (13%).

⁵⁸ Nous avons testé les différences entre les deux sous-groupes en recourant à un test de Student lorsqu'il s'agit d'une valeur continue et un test du χ^2 pour les caractéristiques catégorielles ; la taille importante de l'échantillon fait que dans la très grande majorité des cas ces tests se révèlent positifs (p -value < 0,001), même parfois pour des différences relativement limitées.

insuffisant pour considérer qu'il y a une différence). Les couples qui se séparent sont plus de deux fois moins souvent mariés que ceux qui ne se séparent pas, un fait qui est logiquement en lien avec la différence du point de vue de l'âge mais aussi au fait que le mariage valide souvent une certaine stabilité de la relation. Si l'on ajoute les couples pacsés aux couples mariés, la différence est toujours aussi massive⁵⁹. Le fait que le dernier né (l'enfant ELFE) soit une fille ou un garçon n'est pas significativement discriminant du point de vue de la séparation. Il en est de même du rang de l'enfant ELFE dans la descendance de la mère et du nombre d'enfants présents dans le ménage. Mais si l'on décompose ce nombre d'enfants entre frères-et-sœurs de l'enfant ELFE et demi-frères-et-demi-sœurs, on s'aperçoit que l'absence de différence significative quant au nombre d'enfants présents dans le ménage provient d'un effet de compensation : il y a significativement moins de frères-et-sœurs dans les ménages touchés par la séparation parentale que dans les autres ménages, et inversement significativement plus de demi-frères-et-demi-sœurs⁶⁰. De manière très significative la proportion de mères qui ont été élevées par leurs deux parents est inférieure de onze points de pourcentage dans le cas des séparations parentales comparativement aux mères dont on n'observe pas de séparation parentale, ce qui pourrait constituer un indice validant une hypothèse de mimétisme intergénérationnel relatif au comportement de séparation. Enfin, les mères et les pères qui connaissent la séparation ont un niveau d'éducation (plus haut diplôme) significativement inférieur à celui des parents qui ne se séparent pas⁶¹.

Cette dernière constatation, ajoutée à celle relative au fait que les couples qui se séparent sont en moyenne plus jeunes, est de nature à expliquer en partie les différences économiques que nous avons relevées (tableau A2 en annexe). En effet, à une date proche de la naissance de l'enfant ELFE, les parents qui connaissent la séparation ont un statut d'activité moins favorable que n'ont les parents qui ne se séparent pas : les premiers sont effet moins souvent en emploi et plus souvent au chômage, en inactivité ou en études que ne le sont les seconds. Conséquemment, les couples qui se séparent sont significativement nettement plus souvent des couples sans emploi ou des couples avec un seul parent en emploi, comparativement aux couples qui ne se séparent pas. Lorsque la Profession et Catégorie Sociale (PCS) a pu être établie (exclusion faite des parents en études et formation)⁶², les

⁵⁹ Lorsqu'ils ne sont ni mariés ni pacsés, les parents sont presque toujours célibataires : rares sont les divorcé(e)s et les veuf(ve)s.

⁶⁰ Le fait qu'il n'y ait pas de différence significative selon le rang de l'enfant et qu'il y ait une différence significative selon le nombre de frères-et-sœurs présents dans le ménage peut s'expliquer par le fait que les frères-et-sœurs de l'enfant ELFE les plus âgés ont quitté le ménage parental ou, en cas de couple séparé, que certains frères-et-sœurs de l'enfant ELFE vivent dans un autre ménage.

⁶¹ Il convient cependant de souligner que les indicateurs d'éducation souffrent de taux de données manquantes plus importants que ceux relatifs aux autres caractéristiques démographiques, en particulier pour le père : 11% pour les pères qui ne se séparent pas et 31% pour ceux qui se séparent (voir tableau A1 en annexe).

⁶² Pour les pères et les mères qui se séparent, les taux de données manquantes sont respectivement de 18% et 9% ; pour les pères et les mères qui ne se séparent pas, les taux de données manquantes sont respectivement de 3% et 5%.

parents qui se séparent, par opposition avec ceux qui ne se séparent pas, sont moins souvent « cadres et professions intellectuelles supérieures » ou « professions intermédiaires » et, inversement, plus souvent « ouvrier(ère) » ou « employé(e) », ce qui, bien sûr, peut être corrélé avec le constat que nous avons dressé ci-dessus à propos du niveau d'éducation. Il en résulte que, en moyenne, les parents qui se séparent ont notoirement des revenus inférieurs à ceux des parents qui restent en couple parental : le revenu moyen des premiers est égal à 71% de celui des seconds. Bien que le nombre moyen d'enfants vivant dans les ménages des parents qui se séparent soit inférieur à celui des ménages où il n'y a pas de séparation parentale, et donc nonobstant un nombre d'unités de consommation en moyenne inférieur dans le cas de ménages connaissant la séparation, le niveau de vie moyen (revenu par unité de consommation) de ces derniers demeure significativement inférieur au niveau de vie moyen des ménages où l'on n'observe pas de séparation parentale. La différence n'est que légèrement estompée par rapport à celle observée pour le revenu : le niveau de vie moyen des ménages qui se séparent est en effet égal à 74% du niveau de vie moyen des ménages où les parents restent en couple parental. Compte tenu de ces constats, on ne s'étonnera pas d'observer que l'avis porté par les parents sur leur niveau de vie est significativement différent entre les deux sous-groupes. Comparativement aux parents dont on n'observe pas de séparation parentale, les parents qui se séparent déclarent presque deux fois et demi plus souvent ne pas y arriver financièrement ou y arriver difficilement⁶³.

Pour compléter cette courte analyse descriptive, nous avons également caractérisé ces couples d'un point de vue plus subjectif par le niveau déclaré de conflictualité dans le couple. Dans l'enquête à deux mois, il est en effet demandé aux parents de déclarer la fréquence avec laquelle ils ont eu une dispute avec leur conjoint et ce, à trois moments : avant la grossesse, pendant la grossesse et après la naissance de l'enfant ELFE. Les questions sont posées aux deux parents séparément ; elles sont moins souvent renseignées pour les pères que pour les mères car les mères sont le plus souvent le « parent référent de l'enquête » et car la participation secondaire à l'enquête du père n'est pas systématique. Nous avons combiné les réponses des deux parents lorsqu'elles existent en distinguant les concordances d'avis et les non-concordances majeures, il en résulte une classification synthétique en six modalités (tableau A3 en annexe)⁶⁴. La question n'est cependant pas posée aux parents qui, aux deux mois de l'enfant ELFE, déclarent ne pas vivre en couple. Cette restriction est déterminante pour notre analyse, puisque ces exclusions ne concernent, exclusivement et par définition, que le sous-groupe des parents

⁶³ Si l'on étend le critère de difficulté financière en ajoutant la modalité « y arriver, mais c'est juste », la différence demeure statistiquement significative mais est moins prononcée.

⁶⁴ Les deux parents ou le seul parent qui répond déclare(nt) n'avoir jamais ou rarement eu de dispute avec son conjoint ; un parent déclare n'avoir jamais ou rarement eu de dispute avec son conjoint et l'autre parent déclare en avoir eu quelquefois ; les deux parents ou le seul parent qui répond déclare(nt) avoir eu quelquefois des disputes avec son conjoint ; un parent déclare avoir eu quelquefois des disputes avec son conjoint et l'autre parent déclare en avoir eu souvent ; les deux parents ou le seul parent qui répond déclare(nt) avoir eu souvent des disputes avec son conjoint ; un parent déclare n'avoir jamais ou rarement eu de disputes avec son conjoint et l'autre parent déclare en avoir eu souvent.

qui connaissent une séparation parentale. Malgré ce risque de biais indéniable, notons que, sur l'échantillon des répondants, l'on observe des différences significatives entre les deux sous-groupes : les déclarations de disputes fréquentes (« souvent » ou « souvent et souvent » ou « souvent et quelquefois ») sont plus fréquentes pour les parents qui connaissent la séparation que pour les autres parents et ce, quel que soit le moment (avant la grossesse, pendant la grossesse, après la naissance). Il en est de même lorsque les parents s'accordent pour déclarer qu'ils ont eu quelquefois des disputes. Enfin, les cas assez particuliers d'avis diamétralement opposés entre les parents (« souvent » et « jamais ou rarement ») sont significativement plus fréquents dans les déclarations des parents qui se séparent, comparativement à ceux dont nous n'observons pas la séparation parentale.

Le portrait statistique que nous venons de dresser des couples qui connaissent la séparation parentale avant les quatre ans de l'enfant ELFE peut donc se résumer, par opposition aux couples dont on n'observe pas la séparation, ainsi : il s'agit, en moyenne, de couples plus jeunes, dont le père est moins souvent de nationalité française, qui sont moins souvent mariés ou pacsés, qui sont dans une situation d'activité moins favorable, qui relèvent plus souvent des PCS « ouvrier(ère) et employé(e) », qui ont un niveau d'éducation plus faible, qui ont un revenu et un niveau de vie plus bas, qui déclarent plus souvent des difficultés financières et qui se sont plus disputés par le passé. On peut donc penser que nombre de ces caractéristiques peuvent être à l'origine, pour ces couples séparés, de difficultés dans la mise en œuvre de l'obligation alimentaire à l'égard de leur enfant, sujet sur lequel nous allons nous pencher désormais.

3. La mise en œuvre de l'obligation alimentaire des parents séparés

L'enquête ELFE a introduit, aux vagues 1 an, 2 ans et 3,5 ans, un module de questions spécifiquement adressées aux parents séparés. Ce module porte en particulier sur la pension alimentaire monétaire⁶⁵ que l'un des parents est susceptible de verser à l'autre parent au titre de l'enfant ELFE, sur les modalités de l'hébergement de ce dernier et sur la qualité de la relation parentale. L'ensemble des questions est sensiblement identique d'une vague d'enquête sur l'autre. Comme nous l'avons indiqué *supra*, 1 365 couples séparés ont répondu au moins une fois à ce module⁶⁶. Le module est potentiellement adressé à chacun des deux parents. Lorsque les deux parents répondent, on observe une très grande concordance des réponses sur les questions factuelles, nous avons donc privilégié les réponses apportées par le parent référent (la mère le plus souvent) et retenu les réponses du père uniquement lorsque la mère n'avait pas répondu au module (ou à une question particulière). Les réponses sont bien sûr plus divergentes au sein du couple pour les questions d'opinion, dans ce cas nous conservons les deux opinions en les combinant.

Compte tenu de la diversité des situations des couples au regard de la séparation, selon que les parents sont mariés ou non, selon qu'ils ont engagé une procédure de séparation légale ou non, selon que la séparation est récente ou date un peu plus, etc., le module tente de s'adapter à toutes ces situations. Il en résulte un protocole assez labyrinthique que nous avons synthétisé au tableau A4 en annexe, tableau qui permet au lecteur de visualiser les différents cas de figure. Concernant plus spécifiquement la mise en œuvre de l'obligation alimentaire, le module distingue quatre situations : une procédure légale de fixation de la Contribution à l'Entretien et l'Education de l'Enfant (CEEE) a été engagée et a abouti ; une procédure légale a été engagée mais n'a pas encore abouti, l'enquête demande alors aux parents si, en attendant, il existe un transfert d'argent entre les parents ; aucune procédure légale n'a (encore) été engagée, dans ce cas l'enquête demande aux parents s'ils ont conclu un accord à l'amiable de pension alimentaire monétaire ; enfin, en l'absence de procédure légale engagée et d'accord à l'amiable, le questionnaire demande si, malgré tout, un parent verse à l'autre une aide financière au titre de l'obligation alimentaire à l'égard de l'enfant ELFE.

Dans ces quatre situations, lorsque la réponse est positive (CEEE fixée par le juge, accord amiable conclu, existence d'une aide financière), outre le montant de ce transfert, il est demandé aux parents

⁶⁵ La question de l'éventuelle obligation alimentaire réglée en nature est totalement absente du questionnaire.

⁶⁶ 808 couples ont répondu une fois au module, 473 ont répondu deux fois, et 83 couples ont répondu au module aux trois vagues. Pour ne pas donner plus d'importance aux couples qui ont répondu plusieurs fois, les statistiques produites sont pondérées par l'inverse du nombre de participation au module. Un couple parental qui cumule un nombre considérable de non-réponses est exclu de l'analyse.

d'évaluer la régularité et la complétude du versement de ce transfert privé⁶⁷. Ce sont les réponses apportées à ces questions de régularité et de complétude qui font l'objet principal de notre analyse.

Comme le montre le tableau 6, 23,2% des couples parentaux séparés sont concernés par une procédure légale aboutie visant à la fixation d'une CEEE, 18,4% sont également concernés par une telle procédure légale mais elle n'a pas encore abouti et se pose alors pour eux la question de l'éventuel versement d'argent par l'un des parents en attendant l'issue de la procédure et, enfin, 58,4% des couples parentaux séparés n'ont pas engagé de procédure légale mais peuvent avoir prévu le versement d'une pension alimentaire à l'amiable. Parmi ces derniers, 31,4% n'ont pas conclu d'accord (pour moitié parce qu'ils ne se sont pas mis d'accord, pour moitié parce que la séparation est trop récente) mais, dans environ un cas sur cinq, l'un des parents verse tout de même une aide financière à l'autre parent au titre de l'obligation alimentaire à l'égard de l'enfant ELFE.

Tableau 6 : existence d'un transfert entre les parents au titre de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire à l'égard de l'enfant selon le type de procédure engagée

<i>Est-ce qu'un transfert entre les parents est prévu ?</i>	Procédure légale aboutie : CEEE	Procédure légale en cours : versement d'argent	Pas de procédure légale : accord amiable de pension alimentaire ou aide financière
OUI	73,8% (17,1%)	30,2% (5,6%)	33,9% (19,7%)
NON	8,1%	55,7%	/
Non réponse	18,1%	14,1%	4,1%
Non concerné	/	/	30,6%
Pas d'accord amiable, mais aide	/	/	1,8% (1,0%)
C'est trop tôt pour un accord, mais aide	/	/	4,9% (2,9%)
Pas d'accord amiable ni d'aide	/	/	13,6%
C'est trop tôt pour un accord et pas d'aide	/	/	11,1%
Ensemble	23,2%	18,4%	58,4%
		100,0%	

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Effectifs : 2 003 observations, concernant 1 364 couples. Pourcentages calculés avec pondération par l'inverse du nombre de participations au module. Les pourcentages entre parenthèses indiquent la proportion de couples concernés par un transfert privé intra-couple parental au titre de l'obligation alimentaire (exemple : 73,8% de 23,2% = 17,1%).

La fixation d'une CEEE est fréquente en cas de procédure légale aboutie (73,8%)⁶⁸ et les autres types de transfert sont moins fréquents (30,2% et 33,9%)⁶⁹. Si l'on ajoute les quelques cas d'aides financières

⁶⁷ Lorsqu'une procédure légale a été engagée et n'a pas abouti et que l'un des parents verse de l'argent à l'autre parent seule la question de régularité est posée.

⁶⁸ La non-fixation d'une CEEE n'a rien d'étonnant, elle a plusieurs causes : le fait que l'obligation alimentaire soit fixée en nature, le fait qu'une garde alternée ne justifie pas la fixation d'une CEEE, le fait que le juge décide de ne pas fixer de CEEE parce que le débiteur est manifestement insolvable notamment. On peut regretter que dans le cas où aucune CEEE n'a été fixée à l'issue de la procédure légale, le questionnaire ne demande pas aux parents si des transferts sous d'autres formes sont prévus ou existent de fait.

⁶⁹ La faiblesse de ce pourcentage s'explique en partie par le fait que le protocole prévoit une modalité « ne s'applique pas » (30,6%), mais cette modalité nous semble ambiguë et pourrait, compte tenu de la proportion élevée, en fait cacher des réponses négatives. En effet, la formulation est la suivante : « Si le père de l'enfant doit vous aider pour subvenir à ses besoins,

hors accord amiable, ce dernier pourcentage passe de 33,9% à 40,5%. Au total, ce sont donc seulement 46,3% des couples parentaux séparés qui exerceraient leur obligation alimentaire sous la forme d'un versement de transfert privé intra-couple monétaire (somme des pourcentages entre parenthèses au tableau 6). Il faut cependant remarquer que les questions mobilisées pour cette analyse souffrent de taux de non-réponse assez élevés ; si l'on exclut ces cas de non-réponse ainsi que les cas où la question de l'accord à l'amiable n'a pas été posée (« non concernés »), le taux passe de 46,3% à 63,6%⁷⁰, soit presque deux couples parentaux séparés avant les quatre ans de l'enfant ELFE sur trois.

3.1. Décider qu'un transfert monétaire soit versé

Décider, par une procédure légale, par un accord amiable ou de fait, qu'un transfert monétaire sera versé pour mettre en œuvre l'obligation alimentaire du parent qui n'héberge pas l'enfant ELFE à titre principal est un choix qui peut concerner plutôt certains couples parentaux que d'autres. Pour tester cette idée, nous menons une analyse multi-critérielle en estimant la probabilité de décider qu'un transfert soit versé dans le cadre de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire. S'agissant d'un choix, on considérera que dans le cas d'un divorce dont la procédure est aboutie, la fixation du montant de pension alimentaire ne relève pas d'un choix mais d'une conséquence obligée de la procédure de divorce, de ce fait ces cas sont exclus de notre analyse. En revanche, dans les autres cas, c'est-à-dire pour les parents mariés dont la procédure légale est engagée mais non aboutie et pour les parents non-mariés, la question du choix se pose réellement : choix de prévoir un accord amiable dans l'attente de l'aboutissement de la procédure de divorce ou dans une perspective plus pérenne si la procédure légale n'est pas envisagée ou encore choix de verser librement un transfert⁷¹. Selon cette définition, la décision qu'un transfert soit versé s'observe dans 53% des couples séparés.

La sélection des facteurs susceptibles d'expliquer cette probabilité s'appuie sur la revue de littérature que nous avons menée *supra* au paragraphe 1. De ce fait, nous ne répéterons pas les raisonnements et hypothèses qui justifient le choix de chacun de ces différents facteurs. Les caractéristiques retenues

ou vous verser une pension alimentaire, vous êtes-vous mis d'accord avec lui sur le montant ? ». Or, compte tenu que juridiquement l'obligation alimentaire s'applique à tous les parents, on pourrait penser qu'aider pour subvenir aux besoins de l'enfant n'est jamais sans objet et donc que personne ne peut être « non concerné ». Il se peut que les parents ne se soient pas sentis concernés parce que l'obligation alimentaire est prévue en nature ou qu'ils estiment ne pas avoir besoin d'aide. Si tel est le cas, ces cas peuvent être assimilés à des réponses négatives de type « non, nous ne nous sommes pas mis d'accord sur un montant de transfert monétaire parce que ce n'est pas nécessaire » ou, ce qui est assez similaire, « oui, nous nous sommes mis d'accord pour que cet éventuel transfert monétaire soit nul ».

⁷⁰ 23,5% au titre de la CEEE, 7,6% au titre d'un versement d'argent dans l'attente de l'aboutissement de la procédure légale, 27,2% au titre d'un accord amiable hors procédure légale engagée et 5,3% au titre d'une aide financière hors accord amiable. Hors non réponses et non-concernés, 90,0% des procédures légales abouties donnent lieu à une fixation de CEEE par le juge, si la procédure légale n'a pas abouti les parents déclarent l'existence d'un versement d'argent dans 35,2% des cas, et si aucune procédure légale n'a été engagée les parents déclarent avoir conclu un accord amiable ou déclarent qu'une aide financière existe dans 62,1% des cas.

⁷¹ Sont naturellement exclues de notre analyse les observations où les parents n'ont pas répondu aux questions relatives à ces différents choix.

sont issues de la vague d'enquête à l'occasion de laquelle les parents ont répondu au module de « séparation parentale », donc juste après la séparation ou un peu après lorsque les parents répondent pour la deuxième ou troisième fois au module, à l'exception des caractéristiques invariantes dans le temps qui sont tirées de la première enquête à laquelle les individus ont participé⁷².

Au titre de la capacité à payer du débiteur, nous avons retenu assez naturellement le revenu du débiteur. Comme le débiteur est presque exclusivement le père⁷³, nous sommes confrontés à plusieurs limites. D'abord, l'enquête ne renseigne pas sur le revenu global du père s'il vit séparément de la mère, aussi, faute de revenu total du père, nous recourons au seul revenu du travail du père, revenu qui, lui, est déclaré soit par le père lui-même, soit par la mère. Pour autant, malgré le recours à l'information déclarée par la mère (qui permet de réduire sensiblement la non-réponse due au fait que les pères séparés participent peu à l'enquête), le taux de non-réponse demeure important. Pour ne pas exclure ces observations au motif que cette caractéristique est manquante, nous spécifions le revenu du travail du père par un jeu d'indicatrices mesurant l'appartenance à tel ou tel quartile de revenu et ce, de manière à pouvoir joindre une indicatrice identifiant les cas de non-réponse. De plus, nous développons deux stratégies alternatives ou complémentaires, d'une part, en recourant à des *proxies* du revenu du travail du père (âge, niveau d'éducation, nationalité à la naissance⁷⁴), d'autre part, en recourant à des *proxies* relatives à la mère (âge, niveau d'éducation, nationalité à la naissance) en supposant un certain degré d'homogamie au sein des couples.

Au titre de la volonté à payer du débiteur, nous avons retenu quatre mesures en lien avec l'engagement paternel : l'intensité des contacts entre le père et l'enfant⁷⁵, le lieu d'hébergement de l'enfant (principalement chez la mère *versus* en garde alternée), un indicateur succinct d'éloignement géographique entre les deux parents⁷⁶ et la durée écoulée depuis la séparation⁷⁷. En complément, nous mobilisons des indicateurs qui sont souvent retenus dans la littérature parce qu'ils seraient corrélés à l'intérêt porté, par le père, au fait familial et donc aux enfants : le fait que les parents avant la séparation étaient mariés, la taille de la fratrie de l'enfant, le fait que le père se soit remis en couple et

⁷² Pour réduire la non-réponse, lorsque l'information est manquante, nous recourons à l'éventuelle information déclarée dans la vague d'enquête précédente puis dans la vague subséquente, considérant que cette pratique constitue une méthode d'imputation relativement pertinente.

⁷³ Sont exclus de l'analyse les quelques rares cas où l'enfant réside exclusivement chez le père, situation où c'est la mère qui *a priori* est débitrice d'aliment.

⁷⁴ Le statut d'emploi du père au moment de l'enquête était également éligible comme *proxy*, mais le taux de non-réponse est trop élevé pour que cela soit envisageable.

⁷⁵ Pas de contact ; contacts irrégulièrement ; contact une fois par mois ; contact une fois par quinzaine ; contact une fois par semaine ; contacts plusieurs fois par semaine.

⁷⁶ Les parents habitent-ils dans la même région (région au sens de : Région parisienne, Nord, Est, Bassin parisien-Est, Bassin parisien-Ouest, Ouest, Sud-Ouest, Sud-Est, Méditerranée) ?

⁷⁷ Comme la prise en compte de cette durée est liée à l'hypothèse d'une usure de l'attachement paternel avec l'enfant au cours du temps, on ne considère que la durée postérieure à la naissance de l'enfant. Cette durée est donc très courte (d'un à trois ans).

l'existence de nouveaux enfants du père (demis-frères-et-sœurs de l'enfant). Toujours au titre de la volonté à payer du débiteur, nous retenons différents facteurs ayant trait à la relation entre les deux parents : un indicateur de qualité relationnelle (pour plus de détail, cf. l'encadré 2, *infra*), le fait que la mère se soit remise en couple et le fait qu'elle ait d'autres enfants nés d'une union avec un autre partenaire (autres demis-frères-et-sœurs de l'enfant), deux faits qui sont susceptibles de porter atteinte à la qualité de la relation entre les deux parents. En complément, nous ajoutons à la spécification un indicateur de niveau de vie du ménage de l'enfant et de la mère (jeu d'indicatrices de quartiles), la volonté à payer du débiteur pouvant varier en fonction du niveau d'aisance financière apparent de la mère. Au tableau 7 sont rassemblés les résultats de cette analyse.

Comme annoncé *supra*, dans un premier temps nous avons testé différentes spécifications de la capacité à payer pour rechercher la plus pertinente compte tenu du taux élevé des non-réponses des pères. Les résultats de ces tests sont présentés au tableau A6 en annexe. La spécification la plus immédiate consiste à retenir la variable de revenu d'activité du père, en quartiles et avec une indicatrice identifiant les cas de non-réponse. Cette régression montre que le coefficient de régression associé au premier quartile de revenus (par opposition au deuxième qui est la référence) est très significativement négatif⁷⁸, ce qui est de nature à confirmer l'hypothèse d'un effet de la capacité à payer sur la probabilité de décider qu'un transfert monétaire soit versé. Pour autant, le coefficient associé à l'indicatrice de non-réponse est également significativement négatif. Ce résultat était assez attendu, car l'absence de réponse correspond le plus souvent au fait que le père séparé ne participe pas à l'enquête et/ou que la mère ne connaît pas (ou refuse d'indiquer) le niveau de revenus du père séparé ; dans les deux cas cela suggère que la relation entre les deux parents est faible, il est donc logique que ces situations soient significativement associées à une faible probabilité de décider ensemble qu'un transfert soit versé au nom de l'obligation alimentaire à l'égard de l'enfant. Nous aurions certes préféré que ces non-réponses soient aléatoires et non corrélées avec la probabilité étudiée ; comme il n'en est rien, il convient d'être vigilant dans les interprétations que nous proposerons sur l'échantillon expurgé des observations entachées de non-réponse.

Une alternative à cette première spécification consiste à retenir plutôt des *proxies* du revenu du père (bien qu'également entachés de non-réponse) que son revenu lui-même. Cette alternative s'est révélée peu convaincante : d'une part, ce qui prédomine dans l'estimation est la significativité des indicatrices de non-réponse, d'autre part, on n'observe qu'un seul effet significatif (négatif) associé au fait que le niveau d'éducation du père est faible (ce qui corrobore l'effet négatif observé dans la spécification initiale recourant au revenu d'activité du père) et, enfin, si l'on exclut les observations

⁷⁸ Il convient de préciser que dans ce premier quartile une part non négligeable d'observations correspond aux situations où le père n'a pas d'emploi et donc où son revenu d'activité est nul.

entachées de non-réponse, certes cet effet de niveau d'éducation demeure significatif, mais on n'obtient pas une amélioration de la qualité globale de l'estimation (pseudo-R²) par rapport à celle de la précédente spécification. Et si l'on prolonge cette spécification alternative en ajoutant ces *proxies* au revenu d'activité du père (option de complémentarité plutôt que de substitution), le résultat est tout autant décevant pour les mêmes raisons.

La seconde alternative est de donner la préférence non plus aux *proxies* caractérisant le père mais à celles caractérisant la mère et ce, selon l'idée qu'il y aurait une certaine homogamie (d'âge, de niveau d'éducation, de nationalité) au sein du couple parental. L'avantage de cette alternative tient au fait que ces informations ne souffrent pas de non-réponse. Le résultat de cette alternative (cf. tableau A6 en annexe) n'est pas plus convaincant que ceux issus de l'alternative précédente. Si l'on substitue les *proxies* de la mère au revenu d'activité du père, on n'obtient pas d'amélioration notable de la qualité globale de l'estimation et l'on observe uniquement un effet significativement positif, sur la probabilité de décider qu'un transfert soit versé, associé au fait que la mère a un niveau d'éducation supérieur. Si l'on ajoute les *proxies* de la mère au revenu d'activité du père, outre le fait que l'effet négatif déjà souligné relatif au premier quartile de revenu d'activité du père s'observe, des effets faiblement significatifs apparaissent pour l'une des classes d'âge de la mère et pour l'indicatrice identifiant le fait que la mère était de nationalité française à la naissance, mais ces effets ne sont pas robustes car leur significativité disparaît si l'on exclut les observations pour lesquelles le revenu d'activité du père est manquant. Enfin, si l'on retient une spécification intégrant l'ensemble des *proxies* (du père et de la mère) et le revenu d'activité du père, on obtient certes une petite amélioration de la qualité globale de la spécification, mais elle tient en grande partie aux indicatrices de non-réponse. En effet, dans la version excluant les observations entachées de non-réponse, le pseudo-R² est égal à celui obtenu dans la version initiale intégrant le revenu d'activité du père sans *proxies*. Cette analyse préalable nous mène donc à ne retenir que le revenu d'activité du père (tableau 7, estimations (1) et (2)) pour les analyses suivantes, analyses qui intègrent les facteurs de volonté à payer au côté de cet indicateur de capacité à payer⁷⁹.

Les estimations (3) et (4) présentées au tableau 7 intègrent les facteurs que nous avons retenus pour mesurer la qualité de la relation entre le père et l'enfant, relation qui contribuerait à forger une volonté au paiement. Selon la revue de littérature que nous avons effectuée, l'intensité des contacts entre le père et l'enfant et/ou le mode d'hébergement de ce dernier constituent les deux facteurs centraux dans l'analyse de l'effet de la volonté à payer sur le comportement de paiement de l'obligation

⁷⁹ On ne s'interdit pas pour autant d'ajouter par la suite la variable d'éducation de la mère puisque, comme nous l'avons souligné dans la revue de littérature, le niveau d'éducation, outre qu'il puisse être un *proxy* du revenu du père, est aussi un facteur susceptible de caractériser la capacité de la mère à négocier et obtenir une décision favorable en matière de transfert d'obligation alimentaire.

alimentaire. Dans notre propre estimation de la probabilité de décider qu'un transfert soit versé, quel que soit l'échantillon retenu (avec ou sans les observations souffrant de non-réponse), on n'observe aucun lien significatif du point de vue du type d'hébergement, mais des effets très significatifs de l'intensité des contacts entre le père et l'enfant : les coefficients associés à l'absence de contact ou aux contacts irréguliers sont très significativement négatifs. On notera par ailleurs que la prise en compte de cette dimension de relation paternelle ne supprime pas l'effet de capacité à payer que nous avons relevé *supra*.

On observe également un effet significativement négatif du fait que les parents résident dans la même région au moment de la naissance de l'enfant⁸⁰. Cet effet négatif peut surprendre si l'on se réfère à l'hypothèse selon laquelle la distance géographique serait de nature à réduire l'engagement du père à l'égard de son enfant. Pour autant, on peut aussi penser que la distance géographique rende d'autant plus indispensable l'existence d'un transfert monétaire dans la mesure où elle rend plus difficile les transferts en nature versés à l'occasion des visites du père, visites d'autant moins fréquentes que la distance croît. Cela étant, il faut reconnaître que l'estimation de cet effet est fragile, d'une part, parce que la variable souffre d'un taux de non-réponse important (31%) et, d'autre part, parce que la significativité de l'effet disparaît lorsque l'on recourt à l'échantillon restreint aux observations sans données manquantes.

En revanche, la durée écoulée depuis la séparation (ou depuis la naissance de l'enfant si la séparation est observée dès la première vague d'enquête) apparaît comme étant un facteur extrêmement déterminant. L'hypothèse sous-jacente à l'introduction de cette information dans la spécification repose sur l'idée de l'usure avec le temps de la relation paternelle, on s'attend donc à observer un effet négatif associé à la durée de la séparation. Or, c'est l'inverse qui est observé sur notre échantillon. Comme nous l'avons souligné *supra*, la fenêtre d'observation est courte, aussi faut-il déduire de cet effet significativement positif un autre type d'explication. Décider qu'un transfert monétaire soit versé prend du temps, un nombre non négligeable de parents répondent d'ailleurs qu'ils n'ont pas conclu d'accord amiable « parce que c'est trop tôt », et donc il est assez logique d'observer que la probabilité de décider le versement d'un transfert soit nettement plus élevée après trois qu'après un an (voire quelques mois) de séparation. Pour tester de manière plus pertinente l'hypothèse de l'usure de la relation paternelle avec le temps, une fenêtre d'observation plus longue serait sans doute nécessaire.

⁸⁰ Nous avons testé une spécification qui intègre, en plus de l'indicatrice de résidence dans la même région, une indicatrice qui identifie le fait que les parents ont déménagé après l'année de naissance de l'enfant. Le coefficient estimé associé à cette indicatrice n'étant pas du tout significatif, nous avons exclu cette information des spécifications présentées.

Tableau 7 : estimation de la probabilité de décider qu'un transfert monétaire soit versé

	Rapports de probabilités estimés (<i>odds ratios</i>)					
	(1) Avec NR	(2) Sans NR	(3) Avec NR	(4) Sans NR	(5) Avec NR	(6) Sans NR
Constante	1,621***	1,621	12,235***	6,722*	13,81***	10,288**
<i>Revenu d'activité du père :</i>						
Q1 : 0€ - 980€	0,544***	0,544***	0,603**	0,612*	0,588**	0,506**
Q2 : 981€ - 1 463€	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Q3 : 1 464€ - 1 980€	1,086	1,086	1,084	1,298	1,135	1,226
Q4 : > 1 980€	1,301	1,301	1,385	1,794*	1,456	2,061**
Revenu d'activité du père non-réponse	0,337***	/	0,547***	/	0,556**	/
<i>Enfant hébergé :</i>						
Exclusivement ou principalement chez la mère			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Hébergement en alternance			1,031	0,658	0,913	0,446*
Hébergement non réponse			1,466	/	1,782	/
<i>Contacts entre le père et l'enfant :</i>						
Au moins une fois par semaine			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une fois par quinzaine ou par mois			1,395*	1,317	1,486*	1,460
Irrégulièrement			0,512***	0,493**	0,554**	0,466**
Pas de contact			0,129***	0,145***	0,230***	0,258***
Fréquence des contacts non-réponse			0,323***	/	0,358***	/
Les parents n'habitent pas la même région			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Les parents habitent la même région			0,156**	0,287	0,154**	0,283
Localisation des parents non-réponse			0,122***	/	0,124***	/
Durée de séparation parentale : 1 an			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Durée de séparation parentale : 2 ans			1,737***	2,049***	1,852***	2,200***
Durée de séparation parentale : 3 ans			4,318***	13,028***	4,374***	17,89***
Couple non-marié			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Couple marié			1,105	1,068	1,101	1,108
L'enfant sans frère-et-sœur dans le ménage			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un frère-et-sœur dans le ménage			1,149	1,079	1,104	1,092
Plusieurs frères-et-sœurs dans le ménage			0,943	0,929	0,893	1,049
Frères-et-sœurs hors ménage : non			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Frères-et-sœurs hors ménage : oui			0,875	0,568	0,951	0,403
Le père ne s'est pas remis en couple			Réf.	/	/	/
Le père s'est remis en couple			1,315	/	/	/
Remise en couple du père non-réponse			1,102	/	/	/
Demi-frères-et-sœurs (côté père) : non			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Demi-frères-et-sœurs (côté père) : oui			0,908	0,905	0,941	0,925
L'enfant est une fille			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
L'enfant est un garçon			0,938	0,901	0,915	0,800
<i>Relations du couple parental :</i>						
Amicales ou indifférentes					Réf.	Réf.
Tendues ou très tendues					0,852	0,652**
Pas de relations					0,384***	0,339***
La mère ne s'est pas remise en couple					Réf.	Réf.
La mère s'est remise en couple					1,047	0,889
Pas de demi-frère-et-sœur dans le ménage					Réf.	Réf.
Un demi-frère-et-sœur dans le ménage					1,041	1,015
Plusieurs demi-frères-et-sœurs					0,596*	0,637
<i>Niveau de vie du ménage maternel :</i>						
Q1 : 0€/UC – 615€/UC					1,255	0,936
Q2 : 616€/UC – 929€/UC					Réf.	Réf.
Q3 : 930€/UC – 1 315€/UC					1,107	1,156
Q4 : > 1 315€/UC					1,045	0,694
Niveau de vie non réponse					0,848	/
<i>Effectifs</i>	1 702	1 204	1 702	865	1 702	799
<i>Pseudo-R² de Mc Fadden</i>	5%	2%	19%	15%	20%	19%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé*, hors hébergement exclusif chez le père. NR : observations entachées de Non-Réponse. UC : unité de consommation. Q : Quartile.

* : $p < 0,05$. ** : $p < 0,01$. *** : $p < 0,001$.

Enfin, on observe qu'aucun des autres facteurs *a priori* liés à l'attachement familial et donc aux enfants (couple marié, nombre de frères-et-sœurs de l'enfant, présence de demis-frères-et-sœurs nés d'une autre union du père) ne sont significativement associés à la probabilité de décider qu'un transfert monétaire soit versé. Un tel résultat ne surprend pas totalement tant nous avons pu relever dans la revue de littérature que les estimations étasuniennes ne sont pas convergentes à propos de ces types de facteurs⁸¹. On soulignera également que le coefficient de régression associé au fait que le père s'est remis en couple est estimé non-significatif. Pour autant, cette information souffre d'un taux de non-réponse trop important (71%) pour qu'une conclusion pertinente puisse être avancée, c'est d'ailleurs pourquoi dans les estimations (4) à (6), nous avons écarté ce facteur.

Le modèle complet présenté aux colonnes (5) et (6) du tableau 7 intègre la seconde dimension de la problématique de la volonté à payer, à savoir la qualité des relations entre le père et la mère. L'indicateur utilisé est issu d'une question d'opinion adressée aux parents séparés, il montre de manière très significative que la probabilité de décider qu'un transfert soit versé est négativement liée, principalement, au fait que le (ou les) parents déclare(nt) n'avoir aucune relation et, de manière moins robuste car la relation n'est significative que sur l'échantillon restreint, au fait de déclarer avoir des relations tendues ou très tendues, comparativement aux parents qui déclarent avoir des relations amicales ou indifférentes. En revanche, l'hypothèse selon laquelle la volonté à payer du père serait amoindrie lorsque la relation entre les parents séparés est perturbée par la remise en couple de la mère ou par sa fécondité avec un autre partenaire que le père n'est pas confirmée, que ces facteurs soient introduits en complément de l'indice de qualité de la relation de couple ou introduits seuls⁸². De même, l'estimation montre que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de décider qu'un transfert soit versé n'est pas liée significativement au niveau de vie du ménage de la mère et l'enfant (revenu par unité de consommation); l'hypothèse selon laquelle le père pourrait réduire son implication financière lorsqu'il se rend compte que la mère peut aisément faire face aux besoins de l'enfant ne serait donc pas validée par notre analyse⁸³.

⁸¹ Nous avons également testé si la probabilité de décider qu'un transfert soit versé était liée au sexe de l'enfant, suivant en cela certains travaux (MANNING *et al.*, 2003 ; PETERS *et al.*, 2004 ; GARASKY *et al.*, 2010 ; NEPOMNIASCHI et GARFINKEL, 2010 ; GOLBERG, 2015) qui font l'hypothèse selon laquelle l'engagement paternel est plus intense avec les fils qu'avec les filles du fait notamment d'une plus grande proximité d'intérêt avec les fils pour la pratique de certaines activités de loisir, en particulier à l'adolescence. Dans notre estimation le lien est estimé non-significatif, ce qui n'est pas vraiment étonnant compte tenu de l'âge de l'enfant (moins de quatre ans) et compte tenu du fait qu'aucun des travaux étasuniens cités *supra* ne montre de lien significatif dans ses estimations.

⁸² Cette variante de spécification sans l'indice de qualité de la relation de couple n'est pas présentée dans le présent document, mais est accessible en s'adressant aux auteurs.

⁸³ Comme indiqué *supra*, nous avons testé l'ajout du niveau d'éducation de la mère à ce modèle final pour tester l'hypothèse selon laquelle un haut niveau d'éducation serait corrélé à une capacité plus élevée à négocier un transfert ; les coefficients de régression n'étant pas significativement différents de zéro au seuil de 10%, nous avons finalement écarté ce facteur de la spécification.

Globalement notre estimation finale est de qualité moyenne, avec un pseudo-R² d'environ un cinquième (19% et 20% selon l'échantillon)⁸⁴. Si l'on retient une estimation parcimonieuse (cf. tableau A7 en annexe) dont la spécification est limitée aux quatre principaux facteurs explicatifs, à savoir le revenu d'activité du père, l'intensité des contacts entre le père et l'enfant, la durée écoulée depuis la séparation et la qualité de la relation dans le couple parental, la qualité globale de l'estimation est à peine affectée (17% et 19% selon l'échantillon).

Comme nous l'avons souligné auparavant, la décision de ne pas prévoir qu'un transfert soit versé est hétérogène : dans certains cas les individus se disent non-concernés, dans d'autres cas ils disent qu'il est trop tôt pour décider et dans les autres cas ils déclarent tout simplement qu'ils ne se sont pas mis d'accord sur un tel transfert. On peut alors craindre que les conclusions issues de notre estimation finale ne soient pas pertinentes selon les cas. Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons estimé la version parcimonieuse de notre estimation sur deux échantillons restreints, d'abord en excluant les individus se déclarant non concernés, puis en excluant en plus les individus qui répondent que c'est trop tôt pour conclure un accord amiable. Les résultats de ces variantes sont présentés en annexe au tableau A7. Ils montrent que l'exclusion successive de ces deux sous-groupes ne modifie pas sensiblement les résultats. En restreignant l'échantillon sur le sous-groupe plus homogène des seuls individus qui déclarent ne s'être pas mis d'accord, l'effet négatif des relations tendues ou très tendues entre les parents et l'effet positif de la durée écoulée depuis la séparation sont simplement un peu renforcés. On observe cependant une modification analytiquement plus substantielle qui concerne l'effet de la capacité à payer. Sur l'échantillon complet, l'hypothèse d'un effet positif de la capacité à payer sur la probabilité de décider qu'un transfert soit versé est confirmée par l'observation d'un coefficient de régression significativement négatif associé au premier quartile de revenus d'activité du père (comparativement au deuxième quartile) ; sur l'échantillon restreint, l'hypothèse est toujours confirmée mais selon une autre argumentation : le coefficient négatif associé au premier quartile de revenu d'activité du père est désormais estimé non significatif, mais celui associé au quatrième quartile est estimé très significativement positif.

⁸⁴ Les travaux de la littérature étasunienne analysée au chapitre 1 mentionnent rarement le Pseudo-R², préférant mentionner le Log de vraisemblance (utile pour une comparaison entre deux estimations effectuées sur le même échantillon, mais pas pour comparer des travaux effectués sur des sources différentes). Mais à titre de comparaison avec la qualité de notre estimation, on peut citer les travaux de PETERSON et NORD (1990) qui, dans l'estimation portant sur la probabilité qu'une fixation légale de pension alimentaire soit obtenue (comportement qui, analytiquement, est le plus proche de la probabilité de décider qu'un transfert soit versé que nous estimons) indiquent un Pseudo-R² égal à 18%, un taux similaire aux nôtres.

Encadré 1 : est-ce qu'une procédure légale aboutie supprime les désaccords ?

Lorsque le divorce a été prononcé ou que la procédure légale de séparation de parents non mariés a abouti (524 observations), l'enquête questionne les parents (dans 80% des cas, un seul parent répond) sur les éventuels désaccords qui subsistent et sur l'objet de ces derniers. La liste des objets n'étant pas identique selon que les parents sont mariés ou non, nous avons regroupé ces objets en trois catégories : 1) des désaccords portant sur la CEEE (montant, paiement...) ou sur des dépenses relatives à l'enfant ; 2) des désaccords portant sur les modalités d'hébergement de l'enfant (lieu, durée, horaires, vacances, trajets, exercice du droit de visite...) ou d'éducation ; 3) des désaccords portant sur des aspects de la séparation qui ne sont pas en lien direct avec l'enfant (partage de patrimoine, prestation compensatoire, mésentente entre les parents, absence de relations, violence entre parents...). Dans 8% des cas, les parents apportent une réponse contradictoire, au sens où l'un déclare avoir un désaccord alors que l'autre déclare ne pas en avoir ; dans ce cas, nous retenons uniquement la réponse positive. Enfin, l'enquête prévoit une question ouverte permettant de déclarer des sujets de désaccord non prévus dans les questions fermées ; nous les avons recodés de manière à les faire correspondre au mieux aux trois catégories (la très grande majorité des réponses relève des questions relatives aux modalités d'hébergement de l'enfant).

Pas de désaccord	67,4%
Désaccord sur la CEEE	6,1%
Désaccords sur la CEEE et les modalités d'hébergement de l'enfant	7,2%
Désaccords sur la CEEE et sur des questions relatives au couple	1,4%
Désaccords sur la CEEE, les modalités d'hébergement et sur des questions relatives au couple	1,0%
Désaccord sur les modalités d'hébergement de l'enfant	13,4%
Désaccords sur les modalités d'hébergement et sur des questions relatives au couple	0,8%
Désaccord sur des questions relatives au couple	1,7%
Non réponse	1,0%
Ensemble	100,0%

Source : ELFE, « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Dans les deux tiers des cas (67,4%) les parents ne déclarent aucun désaccord. Dans 15,7% des cas, le désaccord porte au moins sur la CEEE, le plus souvent (9,6%) associé à un autre type de désaccord, en particulier aux modalités d'hébergement et d'éducation. Dans 22,4% des cas, le désaccord porte au moins sur les modalités d'hébergement et d'éducation, et est associé à un désaccord relatif à la CEEE dans 8,2% des cas. Les désaccords déclarés portant sur des questions sans lien direct avec l'enfant sont plus marginaux.

3.2. L'exécution de la décision de verser un transfert monétaire

Prévoir un transfert monétaire entre parents est une chose, le mettre en œuvre en est une autre. Il a donc été introduit dans le module « séparation parentale » des questions portant sur la régularité et la complétude des versements de ce transfert en espèces lorsqu'il était prévu⁸⁵. Au tableau 8 nous dénombrons les réponses apportées à ces interrogations lorsque la procédure légale a abouti à la fixation d'une CEEE et lorsque les parents n'ont pas engagé de procédure mais ont décidé d'un transfert dans le cadre d'un accord à l'amiable ou lorsque, malgré l'absence d'accord amiable, un parent verse une aide financière à l'autre parent. Les situations de procédure légale en cours sont traitées à part car le questionnaire ne prévoit pas d'interrogation sur la complétude mais uniquement sur la régularité. La qualité de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire est un peu meilleure lorsqu'il y a une décision de justice, mais la différence avec la qualité déclarée de mise en œuvre en l'absence de procédure légale mais avec accord amiable n'est pas très élevée : avec décision de justice la qualité de la mise en œuvre est totalement satisfaisante dans 67,3% des cas et la CEEE n'est jamais versée dans 18,1% des cas, alors qu'avec un accord amiable les taux sont respectivement de 64,4% et 20,5%.

Tableau 8 : Régularité et complétude du versement du transfert selon le type de procédure engagée

	Procédure légale aboutie : CEEE	Pas de procédure légale :		Ensemble
		accord amia- ble de PA	aide financière	
Régulièrement, en totalité	67,3%	64,4%	27,9%	62,0%
Régulièrement, en partie	1,8%	1,1%	4,8%	1,8%
Régulièrement, complétude variable	1,2%	5,9%	6,7%	4,0%
Irrégulièrement, en totalité	6,2%	2,9%	2,6%	4,3%
Irrégulièrement, en partie	0,4%	0,4%	0,0%	0,4%
Irrégulièrement, complétude variable	5,0%	4,8%	25,6%	6,8%
Jamais	18,1%	20,5%	32,4%	20,7%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Dans les rares situations où une aide financière est versée hors procédure légale et hors accord amiable, les versements volontaires sont peu souvent (27,9%) considérés comme étant réguliers et complets, ce qui peut se comprendre dans la mesure où aucun engagement n'est pris entre les parents dans ce cas de figure. Il est, de plus, souvent déclaré (32,4%) que l'aide financière n'est jamais versée,

⁸⁵ Dans 99% des cas, c'est la mère qui répond à ces questions. Sur 942 réponses, dans deux cas (0,3%) le père répond et héberge l'enfant à titre principal, dans deux cas le père répond et l'enfant est en garde alternée et dans deux cas le père répond mais on ne sait pas où l'enfant est hébergé. Dans quatre cas (0,5%) c'est la mère qui répond et l'enfant est hébergé chez le père à titre principal. Dans 63% des cas la mère répond et héberge l'enfant ou pratique une garde alternée, dans 3,5% des cas la mère répond et l'on ne sait pas explicitement où l'enfant est hébergé parce qu'il n'y a pas d'accord sur le sujet entre les parents, mais on peut supposer que vu l'âge de l'enfant il est probablement hébergé par la mère. Enfin, dans 32% des cas le lieu d'hébergement de l'enfant n'a pas été déclaré et c'est la mère qui répond. Au total, c'est donc à titre très exceptionnel que c'est le débiteur du transfert qui répond aux questions de régularité et de complétude du transfert.

ce qui est contradictoire avec le fait que le parent déclare positivement auparavant à la question « Bien que vous ne vous soyez pas vraiment mis d'accord, est-ce que le père de l'enfant vous verse quand même de l'argent pour subvenir aux besoins de ce dernier ? ». La contradiction peut tenir au fait que dans certaines situations de relations tendues (pas d'accord amiable) la question de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire est floue.

Toutes situations confondues, dans environ six cas sur dix l'obligation alimentaire est mise en œuvre correctement, dans deux cas sur dix elle est imparfaitement mise en œuvre et dans également deux cas sur dix elle n'est jamais mise en œuvre. Et si l'on considère que verser une CEEE ou une pension alimentaire informelle en totalité mais irrégulièrement est un moindre mal, on peut conclure que dans les deux tiers des cas le parent débiteur respecte correctement son obligation alimentaire⁸⁶. Enfin, lorsque la procédure légale est en cours et que, dans l'attente de l'aboutissement de cette dernière, un parent verse de l'argent à l'autre parent, celle-ci est versée très régulièrement dans 58,5% des cas, assez régulièrement dans 14,7% des cas et irrégulièrement dans 26,8% des cas, mais on ne sait pas si la somme prévue est effectivement versée en totalité.

Pour la suite de l'analyse, nous distinguerons deux sous-groupes : d'une part les couples qui déclarent que l'obligation alimentaire est mise en œuvre correctement (transfert versé régulièrement et en totalité, transfert versé irrégulièrement et en totalité, transfert versé très régulièrement dans le cas où la procédure légale est en cours) et, d'autre part, les autres couples pour lesquels la régularité et/ou la complétude sont insatisfaisantes.

Tableau 9 : Montants moyens de transfert entre les parents selon le type de procédure engagée et selon la qualité de la mise en œuvre du versement

	Procédure légale aboutie : CEEE		Pas de procédure légale : accord amiable de PA		Versements volontaires ⁽²⁾	
	Effectifs ⁽¹⁾	Montant	Effectifs ⁽¹⁾	Montant	Effectifs ⁽¹⁾	Montant
Mise en œuvre non satisfaisante	104 (26,6%)	139€	69 (25,2%)	136€	68 (48,0%)	195€
Mise en œuvre satisfaisante⁽³⁾	285 (73,4%)	184€***	218 (74,8%)	197€**	73 (52,0%)	306€*

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

(1) : effectifs bruts et pourcentages pondérés, hors données manquantes relatives au montant du transfert (qui concernent 7% de l'échantillon). (2) : versements volontaires dans l'attente d'une décision de justice ou en l'absence de procédure légale engagée et d'accord amiable. (3) : transfert versé (ir)régulièrement en totalité ou transfert versé « très régulièrement » dans l'attente de la décision de justice. * : $p < 0,05$. ** : $p < 0,01$. *** : $p < 0,001$ (tests de différence de moyenne).

Comme le montre le tableau 9, le montant moyen de CEEE fixé par le juge est significativement plus élevé lorsque le débiteur assume correctement son versement que lorsqu'il y a un défaut de paiement.

⁸⁶ Ce chiffre est donc très proche de l'estimation retenue par AUVIGNE *et al.* (2016) qui écrivent qu'il est raisonnable de penser qu'environ 35% des parents concernés, en France, seraient victimes d'incidents de paiement de la pension alimentaire.

On aurait pu penser que des montants plus élevés généreraient des difficultés de versement, or c'est plutôt l'inverse qui est observé. Mais il faut bien se rendre compte que la CEEE est pour partie proportionnelle aux revenus du débiteur, ce qui signifie que les difficultés sont assez logiquement plus fréquentes lorsque, en moyenne, les montants de CEEE sont plus faibles.

Le même raisonnement vaut pour les parents qui ne se sont pas engagés dans une procédure légale et ont conclu un accord amiable de pension alimentaire. Lorsque le transfert est un versement volontaire (dans l'attente de l'issue de la procédure légale ou en l'absence d'accord amiable), le montant moyen est également supérieur lorsque le versement est régulier et/ou complet, mais la différence est à peine significative au seuil de 10% et ce du fait d'une assez forte variance et des effectifs faibles.

Encadré 2 : mise en œuvre de l'obligation alimentaire et relations au sein du couple parental

Lors des enquêtes « à un an », « à deux ans » et « à trois ans et demi », l'ensemble des parents séparés sont questionnés sur la nature de leurs relations post-séparation. Sans préjuger sur le sens de la causalité (ce qui nécessiterait des investigations plus complexes), on peut s'interroger sur l'existence d'une corrélation entre le comportement à l'égard de l'obligation alimentaire et la nature des relations entretenues par les parents. Par comportement à l'égard de l'obligation alimentaire, nous entendons les trois choix possibles suivants : ne pas prévoir de transfert, prévoir un transfert et le verser de manière satisfaisante et prévoir un transfert mais ne pas le verser de manière satisfaisante. Quant à la nature des relations entre les parents, elle est mesurée par une question d'opinion libellée en cinq modalités : avoir des relations amicales, indifférentes, tendues, très tendues, ne pas avoir de relations. Dans plus de 99% des couples séparés ayant participé au module de « séparation parentale », au moins un parent a répondu à la question. Dans 88% des couples séparés, un seul parent a répondu et parmi les 11% de réponses doubles, ces dernières sont strictement concordantes dans 8% des cas. Ce n'est donc que dans environ 3% des cas que nous observons une différence de réponse au sein du couple. Pour faciliter l'analyse tout en tenant compte d'éventuels avis contradictoires, nous avons regroupé certaines modalités pour n'en retenir que quatre : avoir des relations amicales ou indifférentes, avoir des relations tendues ou très tendues, au moins l'un des parents dit ne pas avoir de relations, émettre deux avis contradictoire (l'un des parents déclare avoir des relations amicales ou indifférentes, l'autre parent répond avoir des relations tendues ou très tendues)⁸⁷.

Les parents séparés qui n'ont pas (encore) prévu de transfert au titre de l'obligation alimentaire à l'égard de leur enfant sont très spécifiques du point de vue de leurs relations déclarées. A la différence des autres couples, ils déclarent, dans une assez forte proportion (31%, contre 18% en

⁸⁷ Les statistiques détaillées, sans regroupement de modalités, sont présentées en annexe au tableau A.5.

moyenne), ne pas avoir de relations. Conséquemment, ils sont nettement moins fréquents à déclarer entretenir des relations amicales ou indifférentes (45%, contre 58% en moyenne). La répartition de ce sous-groupe par type de relations déclarées est significativement différente de celles de chacun des trois autres sous-groupes (les trois χ^2 ont une p -value < 0,001)⁸⁸.

	Pas de transfert prévu ⁽¹⁾	Transfert prévu et versé correctement	Transfert prévu et versé incorrectement	Non réponse sur l'existence d'un transfert	Ensemble
Relations amicales ou indifférentes	45,2%	72,2%	61,3%	65,1%	57,8%
Relations (très) tendues	21,1%	20,3%	24,9%	27,0%	22,0%
Pas de relations	31,5%	4,4%	11,5%	6,3%	17,8%
Avis contradictoires	2,1%	3,1%	2,3%	1,6%	2,4%
Ensemble	44,5%	30,3%	15,9%	9,3%	100,0%

Source : ELFE, enquêtes « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». (1) : cette catégorie intègre notamment les situations où le juge aux affaires familiales a fixé une CEEE nulle, ainsi que les situations où l'existence d'un accord amiable est considérée comme étant sans objet.

Lorsqu'un transfert est prévu, en moyenne les déclarations relatives à la nature des relations entre les parents séparés diffèrent selon que l'obligation alimentaire est correctement assumée ou non. Comme attendu, la nature des relations est de meilleure qualité lorsque le transfert est correctement versé : les relations sont plus souvent amicales ou indifférentes (72% *versus* 61%), moins souvent tendues ou très tendues (20% *versus* 25%) et l'absence de relations est presque trois fois moindre (4% *versus* 11%). Les deux distributions diffèrent significativement (χ^2 avec une p -value égale à 0,002). Enfin, on soulignera que pour les 9% de couples séparés qui n'ont pas répondu à la question sur l'existence ou non d'un transfert, la répartition selon le type de relations n'est pas significativement différente de chacune de deux répartitions relatives aux parents ayant prévu un transfert mais, comme nous l'avons indiqué *supra*, elle diffère sensiblement de la répartition relative aux parents qui n'ont pas prévu de transfert. Du point de vue du climat relationnel, la similarité avec les parents qui ont prévu un transfert permet donc de penser que l'absence de réponse pourrait s'expliquer par le fait que les parents sont dans des situations temporaires et incertaines dans l'attente d'une décision amenant probablement à un accord sur le principe d'un transfert.

Lorsqu'au moins l'un des parents a déclaré vivre une relation tendue ou très tendue (24% des couples séparés, 473 observations), il leur est demandé si c'est à propos de l'enfant que leurs

⁸⁸ La catégorie des couples n'ayant pas prévu de transfert monétaire intègre ici les quelques couples pour lesquels la procédure légale a abouti à la fixation d'une CEEE nulle. L'inclusion de ces cas dans la catégorie « pas de transfert prévu » est discutable car une démarche pour organiser les modalités de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire a bien eu lieu, ce qui est fort différent des situations, par exemple, où l'absence de transfert prévu est due au fait que les parents ne se sont pas mis d'accord. Pour autant, si l'on exclue les situations où le juge a fixé une CEEE nulle, aucun des résultats présentés dans l'encadré n° 2 n'est modifié. Les statistiques relatives à cette variante sont disponibles en s'adressant aux auteurs.

relations sont si difficiles. Dans 96% des cas, un seul parent répond à cette question, dans un peu plus 2% des cas les deux parents répondent similairement et dans seulement un peu moins de 2% des cas l'avis des deux parents est contradictoire. La question est libellée en quatre modalités que nous avons regroupé en deux : « le plus souvent » ou « souvent » et « rarement » ou « jamais ». Dans presque deux cas sur trois (65%), les parents déclarent que leur enfant n'est pas ou rarement la cause de leurs relations tendues et dans 34% des cas c'est souvent ou le plus souvent à propos de l'enfant que leurs relations sont tendues (dans 1% des cas les avis divergent entre les deux parents). Lorsqu'un transfert est prévu et qu'il est versé correctement, la proportion de réponses indiquant que l'enfant est souvent à l'origine de la situation tendue entre les parents est un peu supérieure qu'en moyenne (38%), ainsi que dans les cas où le transfert est incorrectement versé (35%), mais ces petites différences ne sont statistiquement pas significatives au seuil de 10% du test de Khi².

Pour l'étude de la probabilité que le transfert soit correctement versé, nous recourons à une estimation de type Logit en reprenant la spécification retenue pour l'analyse que nous avons menée *supra* à propos de la probabilité de décider qu'un transfert soit prévu. L'analyse est enrichie d'un facteur explicatif supplémentaire discuté dans la revue de littérature : la capacité relative à payer, capacité que nous mesurons en taux de charge (transformé en quatre classes) c'est-à-dire en calculant le rapport relatif (en %) entre le montant de transfert prévu et le revenu d'activité du père débiteur⁸⁹. A nouveau, nous sommes confrontés à la difficulté due à la non-réponse, en particulier des pères, ce qui nous mène à proposer deux estimations, l'une avec les observations entachées de non-réponse, l'autre en excluant ces observations. La difficulté est d'autant plus délicate que, à la différence de l'analyse économétrique précédente, ici la taille de l'échantillon est très faible (969 observations), puisque nous travaillons sur l'échantillon des seuls couples qui ont prévu un transfert légalement ou de manière informelle et qui ont répondu aux questions relatives à la complétude. A la différence de l'analyse de la probabilité de décider qu'un transfert soit versé, dans la présente analyse les couples dont la procédure légale a abouti sont intégrés dans l'analyse. Dans cet échantillon, la proportion de transferts correctement versés est égale à 67%. Le tableau A8 en annexe retrace notre démarche de spécification séquentielle et le tableau 10 *infra* présente les résultats de notre spécification finale.

Les estimations (1) à (4) du tableau A8 proposent de simples régressions bivariées pour étudier, en première analyse, les hypothèses de capacité à payer et de capacité relative à payer. Quel que soit l'échantillon (avec ou sans observations entachées de non-réponse), on observe des relations significatives qui valident ces deux hypothèses : d'une part, la probabilité que le transfert soit

⁸⁹ Compte tenu des effectifs, les classes sont définies ainsi : [0% - 5%] ;]5% - 10%] ;]10% - 20%] ; > 20%. Lorsque le revenu d'activité est nul, nous considérons que la capacité relative à payer se situe dans la classe des taux de charge les plus élevés.

correctement payé est significativement supérieure pour les pères dont le revenu d'activité se situe dans les troisième et quatrième quartiles et est inférieure pour le premier quartile (comparativement au deuxième quartile qui est la référence), d'autre part, cette même probabilité est significativement inférieure lorsque le taux de charge est supérieur à 20% (comparativement aux observations où le taux de charge est située entre 5% et 10%). Pour autant, l'hypothèse portant sur la capacité relative à payer ne résiste pas à l'analyse multivariée : lorsque l'on tient compte à la fois du revenu d'activité du père et de son taux de charge, seul s'observe l'effet selon lequel le transfert a une plus forte chance d'être payé correctement à mesure que le revenu d'activité du père croît (spécifications (5) et (6) du tableau A8). Nous avons également testé si les caractéristiques qui peuvent être considérées comme des *proxies* du revenu du père étaient liées significativement à la probabilité de payer correctement le transfert. Il s'avère que la plupart de ces *proxies* n'ont pas de lien significatif avec cette probabilité, aussi les avons-nous écartés de notre spécification. Seule a été conservée la nationalité du père à la naissance : le coefficient de régression associé à cette modalité montre que, à revenu d'activité donné, les pères de nationalité française à la naissance ont significativement une plus forte probabilité de payer correctement le transfert. Cela pourrait traduire un effet culturel selon lequel les pères d'origine étrangère sont moins attachés à l'exercice de l'obligation alimentaire à l'égard de leur enfant.

L'introduction des facteurs associés à la relation paternelle (spécifications (7) et (8) du tableau A8), montre tout d'abord l'absence de liens significatifs pour plusieurs facteurs. La probabilité que le transfert soit correctement payé n'est pas liée au type d'hébergement de l'enfant (exclusivement chez la mère, principalement chez la mère, en garde alternée), ni à la durée écoulée depuis la séparation, ni à la présence, dans le ménage de l'enfant, de demis-frères-et-sœurs nés d'une union avec un autre partenaire. En revanche, l'hypothèse centrale relative à l'effet de la volonté à payer sur la probabilité de payer correctement le transfert est confirmée. En effet, on observe que le coefficient de régression associé au fait que le père n'a pas de contact avec l'enfant est significativement négatif ; pour autant on n'observe pas de différence significative entre le fait que les contacts soient plutôt mensuels qu'hebdomadaires. Par ailleurs, alors que dans l'analyse de la probabilité qu'un transfert soit prévu nous avons retenu une simple distinction entre les couples mariés et les couples non-mariés, dans la présente analyse, parce que les divorcés y ont été réintroduits, nous avons enrichi notre typologie de manière à pouvoir introduire une nuance qui reflète l'hypothèse selon laquelle la complétude du versement du transfert devrait être supérieure lorsque les parents sont dans une démarche volontaire. Notre estimation montre en effet que, comparativement aux couples non-mariés, les pères ayant divorcé par consentement mutuel ont significativement une plus forte probabilité de payer

correctement le transfert, ce qui n'est pas le cas des pères mariés dont la procédure de divorce est encore en cours ni de ceux dont la qualification du divorce révèle un désaccord⁹⁰.

Enfin, on observe que la probabilité que le transfert soit correctement versé est significativement et négativement associée, d'une part, au fait que l'enfant habite avec plusieurs frères-et-sœurs et, d'autre part, au fait que l'enfant soit un garçon. Dans le premier cas, cet effet négatif retrace probablement le fait que l'obligation alimentaire est d'autant plus difficile à satisfaire que la fratrie est plus importante en nombre, puisque le père a alors plusieurs pensions alimentaires à financer. Dans le second cas, cette apparente préférence pour mieux satisfaire les besoins financiers des filles est plus difficile d'interprétation. On remarquera cependant que dans les deux cas ces relations sont faiblement significatives (au seuil de 10% seulement).

Dans les estimations (9) et (10) au tableau A8, nous complétons notre spécification en ajoutant les facteurs relatifs à la relation au sein du couple. Seule la variable mesurant directement la qualité des relations (déclarées) au sein du couple montre des effets significatifs : conformément à l'hypothèse, avoir des relations tendues ou très tendues, et plus encore ne pas avoir de relations du tout, réduit significativement la probabilité de verser le transfert correctement. En revanche, le fait que la mère se soit remise en couple ou qu'elle ait eu un enfant d'une autre union ne joueraient pas sur la probabilité que le père verse correctement le transfert. De même, du point de vue de la complétude, le père serait indifférent au niveau de vie de l'enfant (et de la mère).

Les résultats présentés au tableau 10 synthétisent cette analyse menée de manière séquentielle. Dans cette spécification finale, pour arbitrer entre complétude de la spécification et minimisation de l'impact de la non-réponse, nous avons choisi de retirer les facteurs explicatifs estimés non significatifs et qui par ailleurs sont source d'exclusion d'observations pour cause de données manquantes et ce, sans réelle perte de qualité globale de l'estimation (mesurée par le pseudo-R²). Sont ainsi exclus de la spécification les indicateurs de type d'hébergement et de niveau de vie du ménage maternel.

Ainsi, en résumé, cette spécification permet de mettre en lumière les conclusions suivantes quant aux effets des différents facteurs sur la probabilité que le transfert soit correctement versé. Premièrement, l'hypothèse relative à la capacité à payer du père débiteur est timidement confirmée dans la mesure où un effet significativement positif n'est observé que pour les pères dont le revenu d'activité est situé dans le troisième quartile (le coefficient associé au quatrième quartile est bien positif, mais estimé non significatif au seuil de 10%).

⁹⁰ L'absence d'effet pour les divorcés qui n'ont pas introduit une procédure de divorce par consentement mutuel est cependant discutable car, sur l'échantillon restreint et à la différence de nos estimations sur l'échantillon complet, on observe un effet positif et significatif (au seuil de 10% seulement cependant).

Tableau 10 : Estimation de la probabilité que le transfert soit versé correctement

	<i>Odds ratios</i>	
	(1) Avec NR	(2) Sans NR
Constante	1,803 [#]	2,067 [#]
<i>Revenu d'activité du père :</i>		
Q1 : 0€ - 1 200€	0,885	1,094
Q2 : 1 201€ - 1 500€	Réf.	Réf.
Q3 : 1 501€ - 1 999€	1,754*	1,872*
Q4 : > 1 999€	1,377	1,542
Revenu d'activité du père non-réponse	2,377*	/
<i>Transfert / revenu d'activité du père (taux de charge) :</i>		
0% - 5%	0,870	0,880
5% - 10%	Réf.	Réf.
10% - 20%	1,351	1,342
> 20%	0,957	0,755
Taux de charge non-réponse	0,270***	/
Le père est étranger de naissance	Réf.	Réf.
Le père est français de naissance	1,763**	1,683*
Nationalité de naissance du père non-réponse	1,047	/
<i>Contacts entre le père et l'enfant :</i>		
Au moins une fois par semaine	Réf.	Réf.
Une fois par quinzaine ou par mois	1,281	1,288
Irrégulièrement	0,678	0,672
Pas de contact	0,449**	0,482 [#]
Fréquence des contacts non-réponse	1,431	/
Durée de séparation parentale : 1 an	Réf.	Réf.
Durée de séparation parentale : 2 ans	1,132	1,134
Durée de séparation parentale : 3 ans	1,278	1,653
Couple non-marié	Réf.	Réf.
Couple marié, divorce en cours	0,879	0,733
Couple marié, divorces non consensuels	1,677	2,562*
Couple marié, divorce par consentement mutuel	2,569**	2,121*
L'enfant sans frère-et-sœur dans le ménage	Réf.	Réf.
Un frère-et-sœur dans le ménage	0,904	0,866
Plusieurs frères-et-sœurs dans le ménage	0,658 [#]	0,585 [#]
Frères-et-sœurs hors ménage : non	Réf.	Réf.
Frères-et-sœurs hors ménage : oui	0,949	1,033
Demis frères-et-sœurs (côté père) : non	Réf.	Réf.
Demis frères-et-sœurs (côté père) : oui	0,743	0,850
L'enfant est une fille	Réf.	Réf.
L'enfant est un garçon	0,770 [#]	0,669*
<i>Relations du couple parental :</i>		
Amicales ou indifférentes	Réf.	Réf.
Tendues ou très tendues	0,591**	0,535**
Pas de relations	0,478*	0,379*
La mère ne s'est pas remise en couple	Réf.	Réf.
La mère s'est remise en couple	0,950	0,915
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : non	Réf.	Réf.
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : oui	1,405	1,621
<i>Effectifs</i>	<i>969</i>	<i>610</i>
<i>R² de McFadden</i>	<i>12%</i>	<i>11%</i>

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé* hors hébergement exclusif chez le père. NR : observations entachées de Non-Réponse.

: p < 0,1 ; * : p < 0,05 ; ** : p < 0,01 ; *** : p < 0,001.

Deuxièmement, toutes choses égales d'ailleurs, l'hypothèse relative à la capacité relative (taux de charge) est infirmée. Troisièmement, on observe un effet, que l'on peut supposer être culturel, montrant que les pères d'origine étrangère satisfont significativement moins leur obligation alimentaire à l'égard de leur enfant que les pères nés français. Quatrièmement, l'absence de contact entre le père et l'enfant, qui traduit de manière assez radicale le manque d'intérêt porté à l'enfant par le père, est un facteur déterminant de la non-complétude du versement du transfert d'obligation alimentaire. A l'inverse, et cinquièmement, le climat de coopération entre les parents, qui se manifeste soit par le fait que le divorce ait été conclu par consentement mutuel soit par le fait que les parents déclarent entretenir des relations amicales ou tout du moins indifférentes (par opposition à des relations tendues ou très tendues, voire à l'absence totale de relations), est significativement lié positivement à la probabilité que le transfert soit versé correctement. Ces différentes conclusions s'observent aussi bien sur l'échantillon complet que sur l'échantillon restreint aux seules observations non entachées de non-réponse, nonobstant une réduction de la taille de l'échantillon de 37%.

Enfin, on peut se demander si ce comportement de non-paiement du transfert d'obligation alimentaire est similaire ou non selon que ce dernier a été décidé dans le cadre d'une procédure légale (CEEE) ou qu'il résulte d'un accord informel. A cette fin, nous avons réestimé notre régression finale sur chacun des deux sous-groupes. Les résultats sont présentés au tableau A9 en annexe. Il faut être extrêmement prudent quant aux conclusions susceptibles d'être tirées de ces deux estimations, car elles portent sur des effectifs extrêmement faibles (428 observations pour les procédures légales et 541 observations pour les accords informels).

La comparaison des deux estimations incite cependant à penser qu'il y aurait bien des différences entre les deux sous-groupes. La relation positive que nous avons observée précédemment à propos des pères dont le revenu d'activité est situé dans le troisième quartile n'est significative que pour les transferts informels, ce qui inciterait à penser que l'impact de la capacité à payer jouerait peu quand une procédure légale a abouti, peut-être parce que les juges aux affaires familiales sont soucieux de fixer des montants de CEEE en bonne adéquation avec les ressources du débiteur afin justement de minimiser le risque de non-paiement ou de paiement partiel. Mais à l'inverse, l'hypothèse relative à la capacité relative à payer reçoit un certain soutien empirique pour le seul sous-groupe des couples ayant bénéficié d'une procédure légale aboutie : un taux de charge très élevé (> 20%) est significativement associé à une plus faible probabilité de payer correctement la CEEE. L'absence de relation significative dans l'estimation où l'on ne distingue pas les deux formes de transfert peut peut-être alors s'expliquer par cette hétérogénéité, d'autant que pour le sous-groupe des couples concernés par un transfert informel, le coefficient estimé, bien que non significativement au seuil de 10%, est positif.

Une autre différence concerne l'intensité des contacts entre le père et l'enfant : on n'observe la relation négative entre la probabilité de payer le transfert correctement et l'absence totale de contacts uniquement dans la régression relative à la complétude de versement de la CEEE. Une interprétation possible serait que, lorsqu'une procédure légale et contraignante a abouti, l'absence de contact devient assez réhibitoire au paiement, alors que dans le cas d'un accord informel, l'absence de contact entre le père et l'enfant jouerait surtout sur l'existence-même d'un tel accord, mais qu'une fois celui-ci conclu l'intensité des contacts aurait moins d'importance parce qu'un accord à l'amiable est volontaire, alors qu'une procédure légale peut être perçue comme étant imposée et contraignante.

A l'inverse, la relation positive entre la qualité des relations au sein du couple et la probabilité de verser correctement le transfert ne s'observe significativement que pour les couples concernés par un transfert informel. Là encore il est possible de mobiliser l'argument hypothétique de la contrainte associée à la procédure légale : lorsqu'il y a une procédure de justice, peu importerait la qualité des relations au sein du couple puisque déroger à l'obligation alimentaire décidée légalement fait potentiellement s'exposer à des sanctions ou à un recours en justice, alors que dans un accord amiable, une dégradation des relations entre les parents pourrait plus facilement se traduire par une rétorsion prenant la forme d'une incomplétude de versement du transfert voire son interruption. Il faut cependant reconnaître que ces interprétations ne sont que des conjectures hasardeuses compte tenu de l'importante limite que nous avons déjà évoquée quant à la taille très réduite des sous-échantillons sur lesquelles ces estimations sont réalisées. Mais ces résultats constituent tout au moins une forte invitation à mener des travaux futurs sur ce sujet, dès lors que les conditions empiriques seront plus confortables.

Conclusion

Le non-paiement des pensions alimentaires faisant suite à une séparation parentale est un objet de recherche extrêmement étudié aux Etats-Unis, beaucoup moins en France. Dans une première partie, outre le recensement de données de cadrage permettant de rendre compte de l'ampleur de ce comportement de non-paiement ou de paiement partiel, nous avons effectué une vaste revue de littérature socio-économique empirique – essentiellement étasunienne – permettant d'identifier les principales causes de ce comportement. Nous avons ainsi abordé la question de la capacité contributive du débiteur et sa capacité relative, puis la question de sa volonté à payer. Cette dernière est étudiée, d'une part, sous l'angle de l'engagement du débiteur à l'égard de l'enfant (intensité des contacts entre le père et l'enfant, modes d'hébergement de l'enfant, facteurs pouvant influencer la relation père-enfant), d'autre part, sous l'angle de la qualité relationnelle entre les deux parents.

La deuxième partie a été consacrée à l'identification des ruptures parentales dans l'enquête ELFE. De nature plutôt méthodologique, cette partie a montré en particulier qu'il est parfois difficile d'identifier avec certitude certaines ruptures, notamment lorsque la relation de couple est initialement floue. Nous avons estimé ainsi que, avant les quatre ans de l'enfant, le taux de rupture parentale (estimation basse) se situerait entre 8,5% et 9,4%.

Dans la troisième partie, nous avons analysé un module d'enquête spécialement adressé aux parents séparés et portant principalement sur l'exécution de l'obligation alimentaire monétaire. Sur le sous-échantillon des parents qui ont répondu à ce module, nous avons estimé qu'environ un peu moins de deux couples sur trois ont entrepris une démarche pour mettre en œuvre cette obligation alimentaire sous forme monétaire, soit en engageant une procédure de divorce, soit en engageant une procédure légale de fixation d'une pension alimentaire de parents non-mariés, soit en concluant un accord amiable ou encore en effectuant de fait des versements d'argent. A ce propos, notre analyse économétrique a montré principalement que la probabilité qu'un transfert soit prévu est, toutes choses égales d'ailleurs, significativement plus faible lorsque le débiteur a des faibles revenus d'activité, lorsque ce dernier n'a pas ou peu de contacts avec l'enfant, lorsque la durée écoulée depuis la séparation est courte et lorsque les parents n'ont plus de relations ou ont des relations tendues. Ces quatre résultats sont donc de nature à valider les hypothèses de capacité à payer et de volonté à payer traitées dans la littérature.

Parmi les couples ayant prévu un transfert au titre de l'obligation alimentaire, nous avons ensuite estimé que dans environ six cas sur dix l'obligation alimentaire est mise en œuvre correctement (complétude et régularité), dans deux cas sur dix elle est imparfaitement mise en œuvre et dans également deux cas sur dix elle n'est jamais mise en œuvre. L'analyse économétrique de ce

comportement de non-paiement ou de paiement partiel a montré que la probabilité que le transfert soit correctement versé était principalement liée négativement à l'absence de contacts entre le père et l'enfant et positivement à la qualité de la relation au sein du couple parental et au climat de coopération en cas de divorce (consentement mutuel). En revanche, l'hypothèse portant sur la capacité relative à payer est infirmée sur notre échantillon et l'hypothèse relative à la capacité absolue à payer reçoit un soutien limité dans notre estimation finale.

Nos analyses souffrent cependant de plusieurs limites qu'il convient de souligner. Bien que nous ayons travaillé sur des échantillons *poolés*, la taille de ces derniers est faible ; on ne peut donc qu'encourager les managers de l'enquête ELFE à reconduire le module de « séparation parentale » à chacune des vagues d'interview de manière à accumuler au fil du temps des observations qui à terme autoriseront des analyses plus robustes. Comme nous l'avons répété tout au long de la troisième partie, nos analyses souffrent d'un important taux de non-réponse concernant principalement les pères séparés. Cet écueil n'est pas propre à l'enquête ELFE, on la rencontre dans nombre des travaux que nous avons étudiés dans notre revue de littérature. Pour autant, nous suggérons que des protocoles innovants et insistants centrés spécifiquement sur les parents séparés permettent à l'avenir de réduire ce phénomène de non-réponse qui obère la pertinence des analyses portant sur les familles séparées. Nos travaux peuvent également être critiqués car nous n'avons pas traité la question des éventuels biais d'endogénéité (entre le comportement de paiement du transfert d'obligation alimentaire et les comportements de relation – contacts et visite – entre le débiteur d'aliment et l'enfant et de relation entre le débiteur et le créancier) et de biais d'hétérogénéité inobservée. Nous avons écarté le traitement de cette question méthodologique principalement parce que l'échantillon, dans sa dimension longitudinale, est fort réduit en nombre (seulement 556 couples ont répondu deux années de suite au module de « séparation parentale »). Mais, de ce point de vue, l'enquête ELFE, de par son caractère longitudinal, est prometteuse pour de futurs travaux, du moins si le module est reconduit à chacune des futures vagues d'enquête. Enfin, notre analyse, comme le module de « séparation parentale » de l'enquête ELFE, est limitée aux transferts monétaires d'obligation alimentaire, or les arrangements entre les parents peuvent se traduire par des prises en charge en nature des besoins de l'enfant ; une réflexion pourrait donc être entreprise pour introduire cette dimension dans le module de « séparation parentale » lors des vagues d'enquête à venir.

Ces limites n'autorisent pas que soient tirées de nos estimations des recommandations de politiques socio-économiques. On soulignera cependant que, sous réserve de travaux futurs plus élaborés sur un échantillon de taille supérieure et souffrant moins de non-réponse, nos analyses montrent que le non-paiement des pensions alimentaires dépend sensiblement des comportements relationnels entre le père et l'enfant et entre les parents, alors que l'on réduit parfois la question du non-paiement à la

seule dimension de la capacité à payer du débiteur. Cela souligne, il nous semble, toute l'importance, dans la gestion publique de l'après-séparation parentale, des procédures de médiation familiale et des décisions légales en matière de droit de visite et d'hébergement de l'enfant. Notre analyse a également montré que la mise en œuvre de l'obligation parentale en espèces prenait du temps. Cela souligne toute l'importance, au moins dans le cadre des divorces, de la mise en place des mesures provisoires au moment de l'ordonnance de non-conciliation, mesures qui permettent aux parents séparés de parer au plus urgent dans l'attente d'un accord plus pérenne. On peut alors s'interroger sur la pertinence d'étendre, dans l'intérêt de l'enfant, ce type de mesures provisoires aux couples non-mariés, dans un cadre judiciaire ou administratif.

Références

- AGENCE DE RECOUVREMENT DES IMPAYES DE PENSIONS ALIMENTAIRES (2017), *Dossier de presse*, 1-13.
- ARDITTI J.A., KEITH T. Z. (1993), "Visitation Frequency, Child Support Payment, and the Father-Child Relationship Post divorce", *Journal of Marriage and the Family*, 55(3), 699-712.
- ARGYS L. M., PETERS E. H., WALDMAN D. M. (2001), "Can the Family Support Act Put Some Life Back into Deadbeat Dads? An Analysis of Child-Support Guidelines, Award Rates, and Levels", *Journal of Human Resources*, 36(2), 226-52.
- ARGYS L. M., PETERS H. E. (2003) "Can adequate child support be legislated? Response to guidelines and enforcement", *Economic Inquiry*, 41(3), 463-480.
- AUVIGNE F., DUMUIS F., PECAUT-RIVOLIER L., GUEDJ J., SUEUR C., MAIZY M., DOMENJOZ I., BIGNALET I. (2016), « Création d'une agence de recouvrement des impayés de pension alimentaire », *Rapport de l'IGS, l'IGAS et l'IGSJ*, 1-303.
- BARTFELD J., MEYER D. R. (1994), "Are There Really Deadbeat Dads? The Relationship between Ability to Pay, Enforcement, and Compliance in Nonmarital Child Support Cases", *Social Service Review*, 68(2), 219-235.
- BARTFELD J., MEYER D. R., (2003), "Child Support Compliance among Discretionary and Nondiscretionary Obligor", *Social Service Review*, 77(3), 347-273.
- BASSET C. (2008), « L'obligation alimentaire : des formes de solidarités à réinventer », *Rapport présenté par au Conseil Economique et Social*, 1-106.
- BASSI L. J., LERMAN R.I. (1996), "Reducing the Child Support Welfare Disincentive Problem", *Journal of Policy Analysis and Management*, 15(1), 89-96.
- BAWIN-LEGROS B., GAUTHIER A., GUILLAUME J.-F. (1991), « Intérêt de l'enfant et paiement des pensions alimentaires après divorce en Belgique », *Population*, 4, 855-880.
- BELLER A. H., GRAHAM J. W. (1986), "The determinants of child support income", *Social Science Quarterly*, 67, 352-364.
- BELLER A. H., GRAHAM J. W. (1988), « Child support payments: evidence from repeated cross sections », *American Economic Review*, 78(2), 81-85.
- BELMOKHTAR, Z. (2014), « Une pension alimentaire fixée par les juges pour deux tiers des enfants de parents séparés », *Infostat Justice*, 128, 1-4.
- BELMOKHTAR, Z. (2016), « La contribution à l'entretien et l'éducation de l'enfant, deux ans après le divorce », *Infostat Justice*, 141, 1-6.
- BENYACHI Y., GIRAULT O., LEGAL A., LEGENDRE É., VAN WASSENHOVE T. (2020), « Chiffres-clés des prestations légales 2019 », *Document de la Caisse Nationale des Allocations Familiales*, 1-20.
- BERGER L. M., CANCIAN M., MEYER D. R. (2012), "Maternal Re-Partnering and New-Partner Fertility: Association with Nonresident Father Investments in Children", *Children and Youth Services Review*, 34(2), 426-436.
- BERGER L. M., CANCIAN M., GUARIN A., HODGES L., MEYER D. R. (2019), *Barriers to Formal Child Support Payment*, Institute for Research on Poverty Report, 1-48.
- BERON K. J. (1990), "Child Support Payment Behaviour: An Econometric Decomposition", *Southern Economic Journal*, 56(3), 650-664.
- BOISSON M., WISNIA-WEILL V. (2012), « Désunion et paternité », *La note d'analyse du Centre d'Analyse Stratégique*, 294, 1-16.

- BUCHET D. (2002), « Médiation familiale, allocation de soutien familial et recouvrement des pensions alimentaires », *Recherches et Prévisions*, 70, 80-85.
- CANCIAN M., MEYER D. R. (2004), "Fathers of Children Receiving Welfare: Can They Provide More Child Support?", *Social Service Review*, 78(2), 179-206.
- CEROUX B., BRUNET F., KERTUDO P., PETIT C. (2019), « Évaluation de l'expérimentation de la garantie contre les impayés de pension alimentaire (GIPA) », *Dossier d'étude, Collection des documents de travail de la Cnaf*, 207, 1-125.
- CHARLES M. A., THIERRY X., LANOË J.-L., BOIS C., DUFOURG M.-N., POPA R., CHEMINAT M., ZAROS C., GEAY B. (2019), "Cohort Profile: The French National cohort of children ELFE: birth to 5 years", *International Journal of Epidemiology*, 49(2), 368-369.
- CHEN Y., MEYER D. R. (2017), "Does Joint Legal Custody Increase Child Support for Nonmarital Children?", *Children and Youth Services Review*, 79, 547-557.
- COUR DES COMPTES (2010), *La sécurité sociale 2010*, 1-539.
- CRAIGIE T.-A. L. (2015), "Multi-partner Fertility and Child Support", *Eastern Economic Journal*, 41(4), 571-591.
- CRETIN L. (2015), « Résidence et pension alimentaire des enfants de parents séparés : décisions initiales et évolutions », in *Couples et familles, Insee – Références*, 41-49.
- DEBORDEAUX D. (1993), « Solidarité collective ou relance du parent défaillant », *Recherches et Prévisions*, 34, 17-25.
- DEL BOCA D., FLINN C. J. (1995), "Rationalizing Child-Support Decisions", *The American Economic Review*, 85(5), 1242-1262.
- DEL BOCA D., RIBERO R. (2003), "Visitations and Transfers After Divorce", *Review of Economics of the Household*, 1, 187-204.
- DUBEY S. N. (1995), "A study of reasons for non-payment of child support by non-custodial parents", *Journal of Sociology and Social Welfare*, 22 (4), 115-131.
- ERMISCH J., PRONZATO C. (2008), "Intra-Household Allocation of Resources: Inferences from Non-Resident Fathers' Child Support Payments", *The Economic Journal*, 118(527), 347-362.
- ESCANDE M.-T. (1990), « Les bénéficiaires d'ASF et d'API dans le cadre du régime général », *Recherches et Prévisions*, 21, 27-35.
- FESTY P. (1986), « Le paiement des pensions alimentaires aux femmes divorcées », *Recherches et Prévisions*, 4, 23-26.
- FESTY P., VALETAS M.-F. (1987), « Le divorce et après », *Population et société*, 215, 1-4.
- FONTAINE M., STEHLE J. (2014), « Les parents séparés d'enfants mineurs : quel niveau de vie après une rupture conjugale », *Politiques sociales et familiales*, 117, 80-86.
- FREEMAN Richard B., WALDFOGEL Jane (2001), "Dunning Delinquent Dads. The Effects of Child Support Enforcement Policy on Child Support Receipt by never Married Women", *The Journal of Human Resources*, 36(2), 207-252.
- GARASKY S., STEWART S. D., GUNDERSEN C., LOHMAN B. J. (2010), "Toward a Fuller Understanding of Nonresident Father Involvement: An Examination of Child Support, In-Kind Support, and Visitation", *Population Research and Policy Review*, 29(3), 363-393.
- GARFINKEL I., OELLERICH D. (1989), "Noncustodial Fathers' Ability to Pay Child Support", *Demography*, 26(2), 219-233.

- GOLDBERG J. S. (2015), "Co-parenting and Nonresident Fathers' Monetary Contributions to Their Children", *Journal of Marriage and Family*, 77(3), 612-627.
- GRAHAM J. W., BELLER A. H. (1996), "Child Support in Black and White: Racial Differentials in the Award and Receipt of Child Support during the 1980s", *Social Science Quarterly*, 77(3), 528-542.
- GRALL T. (2020), "Custodial Mothers and Fathers and Their Child Support: 2017", *Current Population Reports (U.S. Census Bureau)*, P60-269, 1-19.
- GUNNOE M. L., BRAVER S. L. (2001), "The Effects of Joint Legal Custody on Mothers, Fathers, and Children Controlling for Factors That Predispose a Sole Maternal versus Joint Legal Award", *Law and Human Behavior*, 25(1), 25-43.
- HA Y., CANCIAN M., MEYER D. R. (2010), "Unchanging Child Support Orders in the Face of Unstable Earnings", *Journal of Policy Analysis and Management*, 29(4), 799-820.
- HANSON T. L., GARFINKEL I., MC LANAHAN S. S., MILLER C. K. (1996), "Trends in Child Support Outcomes", *Demography*, 33, 483-496.
- HAUT CONSEIL A LA FAMILLE (2014), « Les ruptures familiales, états des lieux et proposition », *Rapport du 10 avril 2014*, 1-336.
- HODGES L., MEYER D. R., CANCIAN M. (2020), "What Happens When the Amount of Child Support Due Is a Burden? Revisiting the Relationship between Child Support Orders and Child Support Payments", *Social Service Review*, 94(2), 238-284.
- HOFFERTH S. L., FORRY N. D., PETERS H. E. (2010), "Child Support, Father-Child Contact, and Preteens' Involvement with Nonresidential Fathers: Racial/Ethnic Differences", *Journal of Family and Economic Issues*, 31(1), 14-32.
- HUANG C.-C., HAN W.-J., GARFINKEL I. (2003), "Child Support Enforcement, Joint Legal Custody, and Parental Involvement", *Social Service Review*, 77(2), 255-278.
- HUANG C.-C., MINCY R. B., GARFINKEL I. (2005), "Child Support Obligations and Low-Income Fathers", *Journal of Marriage and Family*, 67(5), pp. 1213-1225.
- HUANG C.-C. (2009), "Mothers' Reports of Nonresident Fathers' Involvement with Their Children: Revisiting the Relationship between Child Support Payment and Visitation", *Family Relations*, 58(1), 54-64.
- JUSTON M. (2003), « La médiation familiale : les motivations d'un JAF », *La Gazette du Palais*, 23 septembre, 2-3.
- KESTEMAN N. (2007), « L'allocation de parent isolé et les obligations alimentaires : les conséquences de la réforme de 2007 », *Politiques sociales et familiales*, 95, 67-75.
- LARDEUX R. (2021), « Un quart des parents non gardiens solvables ne déclarent pas verser de pension alimentaire à la suite d'une rupture de Pacs ou d'un divorce », *Etudes et Résultats*, 1179, 1-8.
- LAUBRESSAC C., TITLI L., LAUNET M., CARPEZAT M., BARBRY C. (2020), « Étude évaluative de l'offre de service d'appui au recouvrement de l'ARIPA », *Dossier d'Etude, Collection des documents de travail de la Cnaf*, 214, 1-150.
- LAUBRESSAC C., TITLI L., LAUNET M., CARPEZAT M., BARBRY C. (2020), « Recouvrer les pensions alimentaires impayées. Évaluation de l'offre de service de l'ARIPA », *L'e-ssentiel*, 194, 1-4.
- LIN I.-F. (2000), Perceived Fairness and Compliance with Child Support Obligations, *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 388-398.
- LIONNET A., THIBAULT F. (2016), « La garantie contre les impayés de pensions alimentaires : un bilan de l'expérimentation », *L'e-ssentiel*, 167, 1-4.

- MANNING W. D., SMOCK P. J. (2000), "Swapping families: Serial parenting and economic support for children", *Journal of Marriage and the Family*, 62(1), 111-122.
- MANNING W. D., STEWART S. D., SMOCK P. J. (2003), "The Complexity of Fathers' Parenting Responsibilities and Involvement with Nonresident Children", *Journal of Family Issues*, 24(5), 645-667.
- MATHIVET A., CERETTO H., IGUERTSIRA H., ZUNIGO X. (2014), « Etude sur l'allocation de soutien familial en lien avec la contribution à l'entretien et à l'éducation de l'enfant », *Dossier d'études, Collection des documents de travail de la Cnaf*, 172, 1-137.
- MEYER D. R., BARTFELD J. (1996), "Compliance with child support orders in divorce cases", *Journal of Marriage and the Family*, 58(1), 201-212.
- MEYER D. R., BARTFELD J. (1998), "Patterns of Child Support Compliance in Wisconsin", *Journal of Marriage and the Family*, 60(2), 309-18.
- MEYER, D. R., CANCIAN M., COOK S. T. (2005), "Multiple-Partner Fertility: Incidence and Implications for Child Support Policy", *Social Service Review*, 79(4), 577-601.
- MEYER D. R., HA Y., HU M.-C. (2008), "Do High Child Support Orders Discourage Child Support Payments?", *Social Service Review*, 82(1), 93-118.
- MEYER D. R., CANCIAN M. (2012), "I'm Not Supporting His Kids: Noncustodial Fathers' Contributions Given Mothers' New Fertility", *Journal of Marriage and Family*, 74(1), 132-51.
- MILLER C., GARFINKEL I., MCLANAHAN S. S. (1997), "Child support in the U.S.: Can fathers afford to pay more?", *Review of Income and Wealth*, 43, 261-281.
- NATALIER K., HEWITT B. (2010), "It's Not Just About the Money: Non-resident Fathers' Perspectives on Paying Child Support", *Sociology*, 44(3), 489-505.
- NEPOMNYASCHY L. (2007), "Child support and father-child contact: testing reciprocal pathways", *Demography*, 44(1), 93-112.
- NEPOMNYASCHY L., GARFINKEL I. (2010), "Child Support Enforcement and Fathers' Contributions to Their Non-marital Children", *Social Service Review*, 84(3), 341-380.
- PETERS H. E., ARGYS L. M., MACCOBY E. E., MNOOKIN R. H. (1993), "Enforcing Divorce Settlements: Evidence from Child Support Compliance and Award Modifications" *Demography*, 30(4), 719-735.
- PETERS H. E., ARGYS L. M., HOWARD H. W., BUTLER J. S. (2004), "Legislating Love: The Effect of Child Support and Welfare Policies on Father-child Contact", *Review of Economics of the Household*, 2, 255-274.
- PETERSON J., NORD C. (1990), "The regular receipt of child support: a multistep process", *Journal of Marriage and the Family*, 52(2), 539-551.
- RANGARAJAN A., GLEASON P. (1998), "Young Unwed Fathers of AFDC Children: Do They Provide Support?", *Demography*, 35(2), 175-186.
- REGNIER-LOILIER A. (2013), « Quand la séparation des parents s'accompagne d'une rupture du lien entre le père et l'enfant », *Population et sociétés*, 500, 1-4.
- RENAUDAT E. (1986), "Recouvrement des pensions alimentaires », *Recherches et Prévisions*, 3, 17-20.
- SELTZER J. A., SCHAEFFER N. C., CHARNG H. W. (1989), "Family Ties After Divorce: The Relationship between Visiting and Paying Child Support", *Journal of Marriage and the Family*, 51, 1013-1031.
- SELTZER J. A. (1991), "Legal custody arrangements and children's economic welfare", *American Journal of Sociology*, 96(4), 895-929.

- SHACKELFORD T. K., WEEKES-SHACKELFORD V. A., SCHMITT D. P. (2005), "An Evolutionary Perspective on Why Some Men Refuse or Reduce Their Child Support Payments", *Basic and Applied Social Psychology*, 27(4), 297-306.
- SINKEWICZ M., GARFINKEL I. (2009), "Unwed fathers' ability to pay child support: New estimates accounting for multiple-partner fertility", *Demography*, 46, 247-263.
- SMOCK P. J., MANNING W. D. (1997), "Nonresident Parents' Characteristics and Child Support", *Journal of Marriage and the Family*, 59(4), 798-808.
- SORENSEN E. (1997), "A national profile of nonresident fathers and their ability to pay child support", *Journal of Marriage and the Family*, 59(4), 785-797.
- SORENSEN E., HILL A. (2004), "Single Mothers and Their Child Support Receipt", *Journal of Human Resources*, 39(1), 135-154.
- TEACHMAN J. D. (1991), "Who pays? Receipt of child support in the United States", *Journal of Marriage and the Family*, 53, 759-772.
- UNTERREINER A. (2018), « Le quotidien des familles après une séparation », *Les dossiers de la DREES*, 27, 1-77.
- VALETAS M.-F. (1994), « Le paiement des pensions alimentaires en France et en Russie », *Population*, 49(6), 1451-1471.
- VEUM J. (1993), "The Relationship Between Child Support and Visitation: Evidence from Longitudinal Data", *Social Science Research*, 22(3), 229-244.
- VILLAC M., RENAUDAT E. (1991), « L'Allocation de Soutien Familial : l'intervention de l'Etat dans la gestion privée de l'après-divorce », *Recherches et Prévisions*, 26, 1-12.
- VNUK M. (2010), "Merged or omitted? What we know (or don't) about separated mothers who pay or should pay child support in Australia", *Journal of Family Studies*, 16(1), 62-76.
- WRIGHT D. W., PRICE S. J. (1986), "Court-ordered child support payment: The effect of the former-spouse relationship on compliance", *Journal of Marriage and the Family*, 48(4), 869-874.

ANNEXES

Tableau A0 : Indicateurs relatifs au non-paiement des pensions alimentaires cités dans la littérature (recension non exhaustive)

Source	Période, pays, champ	Proportion avec décision légale	Proportion de non-paiement	Proportion de paiements partiels	Proportion de paiements complets
FESTY (1986)	1984, France, divorcés (sur l'ensemble de la durée de droit à pension alimentaire)		13%	36%	35% régulièrement 16% irrégulièrement
BELLER, GRAHAM (1986, 1988)	1978, USA, ensemble	59%	25% des 59%	25% des 59%	50% des 59%
GARFINKEL, OELLERICH (1989)	Années 1980, USA, ensemble	60%	24% des 60%		50% des 60%
BAWIN-LEGROS <i>et al.</i> (1991)	1990, Belgique, divorcés		18%	8%	57% sans retard ; 17% avec retard
BARTFELD, MEYER (1994)	1989-90, USA, mères jamais mariées	25%	Un quart des 25%	Un quart des 25%	La moitié des 25%
DEL BOCA, FLINN (1995)	1980-82, Wisconsin, divorcés avec un seul enfant		37%	14%	38% + 11% de paiements > au montant fixé
MEYER et BARTFELD (1996)	1981-89, Wisconsin, divorcés		15%	41%	44%
HANSON <i>et al.</i> (1996)	1989, USA, ensemble	58%			La moitié des 58%
LIN (2000)	1989, Wisconsin, divorcés participants à l'enquête		5%	33%	42% + 20% de paiements > au montant fixé
BARTFELD, MEYER (2003)	1998, USA, ensemble		64%		42% des mères ayant une décision légale
BARTFELD, MEYER (2003)	Wisconsin, participant au programme W2		40%	36%	24%
SORENSEN, HILL (2004)	1976, 1995, 2000, USA, Jamais mariés ; Divorcés avec aide sociale ; Divorcés sans aide sociale		97% ; 82% ; 82% 90% ; 70% ; 80% 52% ; 53% ; 54%		
HUANG <i>et al.</i> (2005)	1994-1996, USA, ensemble		28%	32%	40%
ERMISCH (2008)	2001, Grande-Bretagne, usagers du Child Support Service				49%
	2002, Grande-Bretagne, ensemble (enquête BHPS)		38%		
MEYER <i>et al.</i> (2008)	2000, Wisconsin, ensemble		47%	40%	13%
CRETIN (2015)	2014, France, divorcés		6%	12%	82%
GRALL (2020)	1993, 2017, USA, ensemble	57%, 49%	12%, 13%	19%, 10%	18%, 19%

Tableau A1 : comparaison des couples connaissant une séparation parentale à ceux qui n'en connaissent pas, du point de vue de différentes caractéristiques démographiques

	Toujours observé en couple parental (N = 16 226)	Une séparation parentale est observée (N = 1 540)	Test de différence (p-value)
Age de la mère	30,7 ans	29,5 ans	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 226 (100%)	1 540 (100%)	
Age du père	33,3 ans	32,1 ans	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 148 (99,5%)	1 341 (87,1%)	
Age père – âge mère	2,65 ans	2,81 ans	0,60
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 148 (99,5%)	1 341 (87,1%)	
Mère de nationalité française	92,0%	90,5%	0,04
<i>Effectifs</i>	16 207 (99,9%)	1 540 (100%)	
Père de nationalité française	91,8%	85,4%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 174 (99,7%)	1 387 (90,1%)	
Mère mariée	48,8%	20,5%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 176 (99,7%)	1 538 (99,9%)	
Mère mariée ou pacsée	64,3%	29,1%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 176 (99,7%)	1 538 (99,9%)	
L'enfant ELFE est une fille	48,8%	49,8%	0,33
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	16 219 (99,9%)	1 540 (100%)	
Rang de l'enfant ELFE	1,82	1,81	0,65
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 987 (98,5%)	1 518 (98,6%)	
Nombre de frères et sœurs dans le ménage	0,71	0,52	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 355 (94,6%)	1 540 (100%)	
Nombre de demi frères et sœurs dans le ménage	0,11	0,26	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 355 (94,6%)	1 540 (100%)	
Nombre de (demi) frères et sœurs dans le ménage	0,82	0,77	0,04
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 355 (94,6%)	1 451 (100%)	
L'enfant ELFE sans (demi) frères et sœurs	43,3%	50,1%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 355 (94,6%)	1 540 (100%)	
L'enfant ELFE avec 2 (demi) frères et sœurs, ou +	19,0%	18,1%	0,38
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 355 (94,6%)	1 540 (100%)	
La mère a un diplôme universitaire	60,5%	38,5%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	15 113 (93,1%)	1 533 (99,5%)	
Le père a un diplôme universitaire	50,0%	32,9%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	14 414 (88,8%)	1 063 (69,0%)	
La mère a été élevée par ses deux parents	92,1%	82,8%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	14 627 (90,1%)	1 444 (93,8%)	

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

Tableau A2 : comparaison des couples connaissant une séparation parentale à ceux qui n'en connaissent pas, du point de vue de différentes caractéristiques économiques

	Toujours observé en couple parental (N = 16 226)	Une séparation parentale est observée (N = 1 540)	Test de différence (p-value)
La mère est en emploi	72,8%	52,5%	
La mère est au chômage	11,0%	19,5%	
La mère est en inactivité	13,0%	21,9%	< 0,001
La mère est en études/formation	3,3%	6,0%	
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>16 172 (99,7%)</i>	<i>1 540 (100%)</i>	
Le père est en emploi	90,4%	78,8%	
Le père est au chômage	5,6%	12,2%	
Le père est en inactivité	1,9%	5,3%	< 0,001
Le père est en études/formation	2,1%	3,7%	
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>16 183 (99,7%)</i>	<i>1 363 (88,5%)</i>	
Les parents sont sans emploi	4,1%	11,4%	
Un seul parent est en emploi	28,1%	43,2%	< 0,001
Les deux parents sont en emploi	67,8%	45,5%	
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>16 161 (99,6%)</i>	<i>1 524 (99,0%)</i>	
Mère artisanne, commerçante, cheffe d'entreprise	3,6%	3,9%	
Mère cadre, profession intellectuelle supérieure	19,1%	10,6%	
Mère profession intermédiaire	24,4%	19,3%	
Mère employée	49,5%	59,6%	< 0,001
Mère ouvrière	3,4%	6,6%	
<i>Effectif total sans données manquantes (*)</i>	<i>15 218 (94,7%)</i>	<i>1 371 (91,2%)</i>	
Père agriculteur exploitant	1,7%	0,6%	
Père artisan, commerçant, chef d'entreprise	9,3%	9,6%	
Père cadre, profession intellectuelle supérieure	23,3%	12,5%	
Père profession intermédiaire	13,6%	11,8%	< 0,001
Père employé	37,7%	45,8%	
Père ouvrier	14,3%	19,9%	
<i>Effectif total sans données manquantes (**)</i>	<i>15 727 (97,5%)</i>	<i>1 234 (81,9%)</i>	
Niveau de vie : revenu par unité de consommation	1 666	1 238	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>14 689 (90,5%)</i>	<i>1 516 (98,4%)</i>	
Revenu total du ménage	3 415	2 425	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>14 689 (90,5%)</i>	<i>1 521 (98,8%)</i>	
Ne pas y arriver financièrement ou difficilement	7,8%	19,6%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>14 558 (89,7%)</i>	<i>1 429 (92,8%)</i>	
Ne pas y arriver financièrement ou difficilement ou y arriver mais c'est juste	43,1%	60,6%	< 0,001
<i>Effectif total sans données manquantes</i>	<i>14 558 (89,7%)</i>	<i>1 429 (92,8%)</i>	

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

(*) Hors PCS agricultrice (effectifs insuffisants pour le test de Khi2) et hors PCS « étudiante ».

(**) Hors PCS « étudiant ».

Tableau A3 : comparaison des couples connaissant une séparation parentale à ceux qui n'en connaissent pas, du point de vue de différentes déclarations relatives aux disputes au sein du couple

	Toujours observé en couple parental (N = 16 226)	Une séparation parentale est observée (N = 1 540)	Test de différence (p-value)
<i>Disputes avant la grossesse :</i>			
Jamais ou rarement (1 ou 2 réponses)	41,0%	26,2%	< 0,001
Jamais ou rarement + Quelquefois	28,3%	24,3%	
Quelquefois (1 ou 2 réponses)	23,1%	29,9%	
Quelquefois + Souvent	3,7%	8,7%	
Souvent (1 ou 2 réponses)	2,0%	7,0%	
Souvent + Jamais ou rarement	1,9%	4,0%	
<i>Effectif total sans données manquantes (*)</i>	<i>14 295 (88,2%)</i>	<i>947 (89,5%)</i>	
<i>Disputes pendant la grossesse :</i>			
Jamais ou rarement (1 ou 2 réponses)	51,7%	36,5%	< 0,001
Jamais ou rarement + Quelquefois	26,7%	27,1%	
Quelquefois (1 ou 2 réponses)	15,8%	22,2%	
Quelquefois + Souvent	2,3%	4,4%	
Souvent (1 ou 2 réponses)	1,5%	5,5%	
Souvent + Jamais ou rarement	2,0%	4,2%	
<i>Effectif total sans données manquantes (*)</i>	<i>14 295 (88,2%)</i>	<i>947 (89,5%)</i>	
<i>Disputes après la naissance :</i>			
Jamais ou rarement (1 ou 2 réponses)	52,9%	40,2%	< 0,001
Jamais ou rarement + Quelquefois	26,4%	25,8%	
Quelquefois (1 ou 2 réponses)	14,7%	18,5%	
Quelquefois + Souvent	2,5%	5,8%	
Souvent (1 ou 2 réponses)	1,3%	4,8%	
Souvent + Jamais ou rarement	2,1%	5,0%	
<i>Effectif total sans données manquantes (*)</i>	<i>14 295 (88,2%)</i>	<i>947 (89,5%)</i>	

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

(*) Hors parents s'étant déclarés ne pas vivre en couple, à qui la question n'est pas posée.

Tableau A4 : Dénombrement des réponses relatives à la mise en œuvre de l'obligation alimentaire selon les différentes situations du couple de parents séparés

Séparation en cours, non mariés 75,3%	Procédure engagée : OUI 22,2%	Jugement rendu : OUI 13,2%	CEEE fixée : OUI, 10,2%		Avis régularité et complétude
			CEEE fixée : NON, 1,2%		
			Non réponse, 1,8%		
		Jugement rendu : NON 9,0%	Verse argent : OUI, 2,1%		Avis régularité
	Verse argent : NON, 5,6%				
	Non réponse, 1,3%				
	Procédure engagée : NON 53,0%	Sans objet 53,0%	Accord PA : OUI, 17,7%		Avis régularité et complétude
			Accord PA : NON, 16,7%	Aide financière : OUI, 3,3%	Avis régularité et complétude
Non réponse, 2,1%			Aide financière : NON, 13,4%		
Ne s'applique pas, 16,6%					
Séparation en cours, mariés, déclare initialement que la procédure légale n'est pas engagée 7,3%	Procédure engagée : OUI 2,0%	Jugement rendu : OUI 0,2%	CEEE fixée : OUI, 0,1%		Avis régularité et complétude
			CEEE fixée : NON, 0,1%		
			Non réponse, 0,1%		
		Jugement rendu : NON 1,8%	Verse argent : OUI, 0,4%		Avis régularité
	Verse argent : NON, 0,3%				
	Non réponse, 1,0%				
	Procédure engagée : NON 5,3%	Sans objet 5,3%	Accord PA : OUI, 2,1%		Avis régularité et complétude
			Accord PA : NON, 1,6%	Aide financière : OUI, 0,7%	Avis régularité et complétude
Non réponse, 0,3%			Aide financière : NON, 0,9%		
Ne s'applique pas, 1,3%					
Séparation en cours, mariés, procédure légale engagée 10,7%	Procédure engagée 10,7%	Jugement rendu : OUI 3,1%	CEEE fixée : OUI, 2,3%		Avis régularité et complétude
			CEEE fixée : NON, 0,2%		
			Non réponse, 0,6%		
		Jugement rendu : NON 7,6%	Verse argent : OUI, 3,0%		Avis régularité
Verse argent : NON, 4,4%					
Non réponse, 0,2%					
Divorcés 6,7%	Procédure engagée 6,7%	Jugement rendu : OUI 6,7%	CEEE fixée : OUI, 4,5%		Avis régularité et complétude
			CEEE fixée : NON, 0,5%		
			Non réponse, 1,7%		

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ».

En surligné jaune sont indiqués les cas où est demandé l'opinion des parents sur la régularité (et la complétude) du versement de la pension alimentaire ou de l'aide financière. On distingue les situations avec procédure de fixation d'une CEEE par le juge aux affaires familiales (en rouge), les situations où, dans l'attente d'une décision de justice, il existe un versement d'argent entre les parents (en vert), et les situations où, faute de procédure engagée, les parents ont conclu un accord amiable de pension alimentaire ou, à défaut d'un tel accord, où une éventuelle aide financière transite entre les parents (en noir).

Tableau A5 : nature des relations déclarées entre les parents séparés selon leur comportement à l'égard de l'obligation alimentaire

<i>Le parent répondant ou les deux parents répondants déclare(nt) avoir des relations...</i>	Pas de transfert prévu (44,5%)	Transfert prévu et versé correctement (30,3%)	Transfert prévu et versé incorrectement (15,9%)	Non réponse sur l'existence d'un transfert (9,3%)	Ensemble (100,0%)
Amicales	28,2%	52,4%	37,9%	44,9%	38,6%
Indifférentes	11,6%	11,9%	15,5%	18,1%	12,9%
Tendues	11,8%	14,3%	15,1%	18,1%	13,7%
Très tendues	8,0%	5,1%	9,1%	7,9%	7,3%
Pas de relations	30,6%	3,6%	11,4%	6,3%	17,2%
Amicales + Amicales	4,4%	6,1%	5,0%	1,6%	4,7%
Amicales + Indifférentes	0,4%	1,5%	1,4%	0,0%	0,4%
Amicales + Tendues	1,0%	1,2%	0,9%	0,8%	0,4%
Amicales + Très tendues	0,4%	0,5%	0,0%	0,8%	0,1%
Amicales + Pas de relations	0,2%	0,2%	0,5%	0,0%	0,1%
Indifférentes + Indifférentes	0,5%	0,5%	0,9%	0,8%	0,6%
Indifférentes + Tendues	0,7%	1,2%	1,4%	0,0%	0,3%
Indifférentes + Très tendues	0,3%	0,2%	0,0%	0,0%	0,0%
Indifférentes + Pas de relations	0,2%	0,2%	0,0%	0,0%	0,1%
Tendues + Tendues	0,5%	0,5%	0,0%	0,8%	0,4%
Tendues + Très tendues	0,6%	0,0%	0,9%	0,0%	0,3%
Tendues + Pas de relations	0,4%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%
Très tendues + Très tendues	0,2%	0,2%	0,0%	0,0%	0,1%
Très tendues + Pas de relations	0,4%	0,2%	0,0%	0,0%	0,1%
Ensemble	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Source : ELFE, enquêtes « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». 1 999 observations.

Tableau A6 : estimation de la probabilité de décider qu'un transfert soit versé dans le cadre de la mise en œuvre de l'obligation alimentaire : spécifications alternatives relatives aux facteurs de capacité à payer du père

	Avec NR	Sans NR	Avec NR	Sans NR	Sans NR	Avec NR	Sans NR	Avec NR	Sans NR	Avec NR	Sans NR
Constante	0,483***	0,483***	0,425*	0,328	-0,031	0,633**	0,551**	0,632***	0,418	0,734**	0,541
<i>Revenu d'activité du père :</i>											
Q1 : 0€ - 980€	-0,608***	-0,608***	/	/	/	-0,550**	-0,577**	-0,645***	-0,653***	-0,569***	-0,592**
Q2 : 981€ - 1 463€	Réf.	Réf.	/	/	/	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Q3 : 1 464€ - 1 980€	0,082	0,082	/	/	/	0,008	0,022	0,091	0,078	0,013	0,024
Q4 : > 1 980€	0,263	0,263	/	/	/	0,160	0,201	0,263	0,190	0,160	0,159
Revenu d'activité du père non-réponse	-1,087***	/	/	/	/	-0,232	/	-1,133***	/	-0,245	/
<i>Niveau d'éducation du père :</i>											
Inférieur au lycée			-0,420*	-0,362*	/	-0,378*	-0,134			-0,364*	-0,121
Lycée			Réf.	Réf.	/	Réf.	Réf.			Réf.	Réf.
Etudes supérieures			0,188	0,195	/	0,092	0,098			0,083	0,040
Niveau d'éducation non-réponse			-0,776***	/	/	-0,613**	/			-0,646***	/
<i>Age du père :</i>											
< 25 ans			0,099	-0,024	/	0,136	0,009			-0,013	-0,096
25 – 29 ans			Réf.	Réf.	/	Réf.	Réf.			Réf.	Réf.
30 – 34 ans			0,072	0,036	/	0,032	0,054			0,023	-0,018
35 – 39 ans			-0,046	-0,042	/	-0,074	-0,042			-0,129	-0,196
> 39 ans			0,132	0,053	/	0,095	0,088			0,151	-0,068
Age du père non-réponse			-0,463	/	/	-0,548	/			-0,610*	/
Père de nationalité étrangère à la naissance			Réf.	Réf.	/	Réf.	Réf.			Réf.	Réf.
Père de nationalité française à la naissance			0,095	0,239	/	-0,005	0,058			0,176	0,136
Nationalité du père non-réponse			-0,762*	/	/	-0,856**	/			-0,683*	/
<i>Niveau d'éducation de la mère :</i>											
Inférieur au lycée					-0,063			0,012	0,087	0,029	0,126
Lycée					Réf.			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Etudes supérieures					0,318**			0,068*	0,194	0,023	0,160
<i>Age de la mère :</i>											
< 25 ans					0,192			0,319	0,417*	0,385*	0,310
25 – 29 ans					Réf.			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
30 – 34 ans					0,237			0,273	0,227	0,276	0,299
35 – 39 ans					0,048			0,128	0,313	0,230	0,363
> 39 ans					-0,343			-0,220	0,004	-0,272	0,197
Mère de nationalité étrangère à la naissance					Réf.			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Mère de nationalité française à la naissance					-0,050			-0,351*	-0,220	-0,455	-0,270
<i>Effectifs</i>	<i>1 702</i>	<i>1 204</i>	<i>1 702</i>	<i>1 139</i>	<i>1 702</i>	<i>1 702</i>	<i>1 079</i>	<i>1 702</i>	<i>1 204</i>	<i>1 702</i>	<i>1 079</i>
<i>Pseudo-R² de Mc Fadden</i>	<i>5%</i>	<i>2%</i>	<i>8%</i>	<i>1%</i>	<i>1%</i>	<i>9%</i>	<i>2%</i>	<i>6%</i>	<i>2%</i>	<i>10%</i>	<i>2%</i>

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé*, hors hébergement exclusif chez le père. * : p < 0,05. ** : p < 0,01. *** : p < 0,001. NR : observations entachées de Non-Réponse. Q : Quartile.

Tableau A7 : estimation de la probabilité de décider qu'un transfert monétaire soit versé, en retenant une spécification parcimonieuse et selon différents échantillons

	Rapports de probabilités estimés (<i>odds ratios</i>)					
	Echantillon complet		Sans les individus se déclarant non concernés		Sans les individus se déclarant non concernés ni ceux déclarant qu'il est trop tôt pour conclure un accord amiable	
	(1) Avec NR	(2) Sans NR	(3) Avec NR	(4) Sans NR	(5) Avec NR	(6) Sans NR
Constante	2,237***	2,097***	3,717***	3,507***	5,079***	4,755***
<i>Revenu d'activité du père :</i>						
Q1 : 0€ - 980€	0,591**	0,585**	0,533**	0,529*	0,688	0,676
Q2 : 981€ - 1 463€	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Q3 : 1 464€ - 1 980€	1,131	1,368	0,988	1,267	1,206	1,703*
Q4 : > 1 980€	1,425	1,720*	1,820**	2,495***	2,079**	2,954***
Revenu d'activité du père non-réponse	0,500***	/	0,571**	/	0,701	/
<i>Contacts entre le père et l'enfant :</i>						
Au moins une fois par semaine	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une fois par quinzaine ou par mois	1,492*	1,486*	1,175	1,124	0,994	0,937
Irrégulièrement	0,551**	0,533*	0,440***	0,406**	0,437***	0,398**
Pas de contact	0,228***	0,250***	0,245***	0,271***	0,221***	0,251***
Fréquence des contacts non-réponse	0,337***	/	0,375***	/	0,342***	/
Durée de séparation parentale : 1 an	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Durée de séparation parentale : 2 ans	1,767***	1,969***	2,089***	2,279***	1,737***	1,975**
Durée de séparation parentale : 3 ans	4,242***	8,668***	4,807***	7,688***	5,165***	9,520**
<i>Relations du couple parental :</i>						
Amicales ou indifférentes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Tendues ou très tendues	0,853	0,688*	0,624***	0,518***	0,506***	0,391***
Pas de relations	0,388***	0,395***	0,484***	0,486*	0,368***	0,394**
<i>Effectifs</i>	1 702	968	1356	844	1194	755
<i>Pseudo-R² de Mc Fadden</i>	19%	17%	15%	16%	16%	17%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé*, hors hébergement exclusif chez le père. NR : observations entachées de Non-Réponse. Q : Quartile.

* : $p < 0,05$. ** : $p < 0,01$. *** : $p < 0,001$.

Tableau A8 : Estimation de la probabilité que le transfert soit versé correctement

	Rapports de probabilités estimés (<i>odds ratios</i>)									
	(1) Avec NR	(2) Sans NR	(3) Avec NR	(4) Sans NR	(5) Avec NR	(6) Sans NR	(7) Avec NR	(8) Sans NR	(9) Avec NR	(10) Sans NR
Constante	2,082***	2,082***	3,221***	3,221***	2,220***	2,222***	1,753 [#]	1,097	1,951*	1,940
<i>Revenu d'activité du père :</i>										
Q1 : 0€ - 1 200€	0,640 [#]	0,640 [#]			0,872	1,017	0,891	1,701	0,877	1,147
Q2 : 1 201€ - 1 500€	Réf.	Réf.			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Q3 : 1 501€ - 1 999€	1,886**	1,886**			1,942**	1,892**	1,697*	1,386 [#]	1,712*	1,833*
Q4 : > 1 999€	1,480 [#]	1,480 [#]			1,665*	1,761**	1,302	0,962	1,289	1,554
Revenu d'activité du père non-réponse	0,512**	/			1,848 [#]	/	2,264*	/	2,420*	/
<i>Transfert / revenu d'activité du père (taux de charge) :</i>										
0% - 5%			0,844	0,844	0,863	0,823	0,931	1,300	0,886	0,791
5% - 10%			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
10% - 20%			1,224	1,224	1,234	1,222	1,314	0,744	1,350	1,358
> 20%			0,565*	0,565*	0,835	0,738	0,969	1,641	0,961	0,789
Taux de charge non-réponse			0,297***	/	0,258***	/	0,296***	/	0,268***	/
Le père est étranger de naissance							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Le père est français de naissance							1,683**	1,130 [#]	1,741**	1,763 [#]
Nationalité de naissance du père non-réponse							1,034	/	0,997	/
<i>Enfant hébergé :</i>										
Exclusivement chez la mère							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Principalement chez la mère							1,057	0,900	0,959	0,973
Hébergement en alternance							0,948	1,169	0,831	0,663
Hébergement non réponse							0,687	/	0,593	/
<i>Contacts entre le père et l'enfant :</i>										
Au moins une fois par semaine							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une fois par quinzaine ou par mois							1,152	0,618	1,293	1,282
Irrégulièrement							0,590 [#]	0,313	0,667	0,629
Pas de contact							0,310***	1,162**	0,441**	0,501
Fréquence des contacts non-réponse							1,483	/	1,655	/
Durée de séparation parentale : 1 an							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Durée de séparation parentale : 2 ans							1,111	1,564	1,087	1,107
Durée de séparation parentale : 3 ans							1,198	0,678	1,237	1,992
Couple non-marié							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Couple marié, divorce en cours							0,825	2,210	0,864	0,804
Couple marié, divorces non consensuels							1,396	2,174 [#]	1,678	3,291*
Couple marié, divorce par consentement mutuel							2,583***	0,826*	2,564**	2,409*

Tableau A8 (suite) : Estimation de la probabilité que le transfert soit versé correctement

	Rapports de probabilités estimés (<i>odds ratios</i>)									
	(1) Avec NR	(2) Sans NR	(3) Avec NR	(4) Sans NR	(5) Avec NR	(6) Sans NR	(7) Avec NR	(8) Sans NR	(9) Avec NR	(10) Sans NR
L'enfant sans frère-et-sœur dans le ménage							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un frère-et-sœur dans le ménage							0,897	0,559	0,914	0,953
Plusieurs frères-et-sœurs dans le ménage							0,629*	0,994 [#]	0,680	0,584 [#]
Frères-et-sœurs hors ménage : non							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Frères-et-sœurs hors ménage : oui							0,862	1,057	0,889	1,047
Demis frères-et-sœurs (côté père) : non							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Demis frères-et-sœurs (côté père) : oui							0,854	0,684	0,744	0,927
L'enfant est une fille							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
L'enfant est un garçon							0,756 [#]	1,835 [#]	0,750 [#]	0,624*
<i>Relations du couple parental :</i>										
Amicales ou indifférentes									Réf.	Réf.
Tendues ou très tendues									0,594**	0,586**
Pas de relations									0,472*	0,351**
La mère ne s'est pas remise en couple									Réf.	Réf.
La mère s'est remise en couple									0,923	0,908
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : non									Réf.	Réf.
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : oui									1,451	1,650
<i>Niveau de vie du ménage maternel :</i>										
Q1 : 0€/UC – 618€/UC									0,818	0,789
Q2 : 619€/UC – 975€/UC									Réf.	Réf.
Q3 : 976€/UC – 1 370€/UC									0,968	0,949
Q4 : > 1 370€/UC									1,144	0,944
Niveau de vie non réponse									1,481	/
<i>Effectifs</i>	969	779	969	703	969	702	969	606	969	568
<i>Pseudo-R² de McFadden</i>	4%	2%	5%	1%	6%	2%	11%	8%	13%	10%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé*, hors hébergement exclusif chez le père. NR : observations entachées de Non-Réponse. UC : unité de consommation. Q : Quartile.

[#] : p < 0,1. * : p < 0,05. ** : p < 0,01. *** : p < 0,001.

Tableau A9 : Estimation de la probabilité que le transfert soit versé correctement : transfert décidé, ou non, par une procédure légale

	<i>Odds ratios</i>			
	<i>Avec procédure légale</i>		<i>Sans procédure légale</i>	
	<i>(1) Avec NR</i>	<i>(2) Sans NR</i>	<i>(3) Avec NR</i>	<i>(4) Sans NR</i>
Constante	2,322	1,822	1,743	1,798
<i>Revenu d'activité du père :</i>				
Q1 : 0€ - 1 200€	2,325	2,380	0,747	0,793
Q2 : 1 201€ - 1 500€	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Q3 : 1 501€ - 1 999€	1,501	1,437	2,327*	3,068*
Q4 : > 1 999€	2,185#	1,952	1,343	1,441
Revenu d'activité du père non-réponse	3,669	/	1,477	/
<i>Transfert / revenu d'activité du père (taux de charge) :</i>				
0% - 5%	2,467#	2,086	0,521#	0,509
5% - 10%	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
10% - 20%	1,151	1,026	1,751	1,772
> 20%	0,222*	0,189*	1,818	1,626
Taux de charge non-réponse	0,408	/	0,293***	/
Le père est étranger de naissance	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Le père est français de naissance	2,256*	2,225#	1,373	1,407
Nationalité de naissance du père non-réponse	1,320	/	1,224	/
<i>Contacts entre le père et l'enfant :</i>				
Au moins une fois par semaine	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une fois par quinzaine ou par mois	1,357	1,625	1,044	0,904
Irrégulièrement	0,645	0,596	0,568	0,871
Pas de contact	0,258**	0,284*	0,651	0,984
Fréquence des contacts non-réponse	2,266	/	1,376	/
Durée de séparation parentale : 1 an	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Durée de séparation parentale : 2 ans	1,023	0,984	1,250	1,511
Durée de séparation parentale : 3 ans	1,494	1,470	0,827	2,195
Couple non-marié avec procédure légale aboutie	Réf.	Réf.	/	/
Couple marié, divorces non consentuels	1,157	3,550	/	/
Couple marié, divorce par consentement mutuel	1,933#	2,520*	/	/
Couple non-marié	/	/	Réf.	Réf.
Couple marié avec procédure de divorce en cours	/	/	1,019	0,872
L'enfant sans frère-et-sœur dans le ménage	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Un frère-et-sœur dans le ménage	0,644	0,701	0,979	0,845
Plusieurs frères-et-sœurs dans le ménage	0,364*	0,238**	0,855	0,868
Frères-et-sœurs hors ménage : non	Réf.	Réf.	/	/
Frères-et-sœurs hors ménage : oui	0,629	0,595	/	/
Demis frères-et-sœurs (côté père) : non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Demis frères-et-sœurs (côté père) : oui	1,633	1,325	0,646	0,657
L'enfant est une fille	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
L'enfant est un garçon	0,523*	0,563#	0,922	0,782
<i>Relations du couple parental :</i>				
Amicales ou indifférentes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Tendues ou très tendues	0,608#	0,771	0,418***	0,341***
Pas de relations	0,552	0,515	0,245**	0,336
La mère ne s'est pas remise en couple	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
La mère s'est remise en couple	1,271	1,266	0,793	0,749
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Demis-frères-et-sœurs dans le ménage : oui	0,798	1,024	2,112*	2,767*
<i>Effectifs</i>	428	310	541	30
<i>Pseudo-R² de McFadden</i>	19%	19%	14%	11%

Source : ELFE, enquêtes « En maternité, « à deux mois », « à un an », « à deux ans », « à trois ans et demi ». Echantillon *poolé* hors hébergement exclusif chez le père. NR : observations entachées de Non-Réponse. Q : Quartile.

: p < 0,1. * : p < 0,05. ** : p < 0,01. *** : p < 0,001.