

**Participation des mères  
au marché du travail et  
disponibilité locale des  
services collectifs de garde  
d'enfants. Application au  
Luxembourg.**

Audrey BOUSSELIN<sup>1</sup>  
Jean-Claude RAY<sup>2</sup>

*CEPS/INSTEAD, Luxembourg<sup>1</sup>  
Beta, Université Nancy 2, France<sup>2</sup>*

*CEPS/INSTEAD Working Papers are intended to make research findings available and stimulate comments and discussion. They have been approved for circulation but are to be considered preliminary. They have not been edited and have not been subject to any peer review.*

*The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect views of CEPS/INSTEAD. Errors and omissions are the sole responsibility of the author(s).*

# **Participation des mères au marché du travail et disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants.**

## **Application au Luxembourg\***

**Audrey Boussein**

CEPS/INSTEAD, Luxembourg

**Jean-Claude Ray**

Beta, Université Nancy 2, France

Novembre 2011

### **Résumé**

L'objet de cette étude est d'analyser le rôle de l'offre locale de modes de garde collectifs sur la participation des mères au marché du travail. Nous utilisons un modèle probit bivarié pour expliquer simultanément la probabilité de travailler et la probabilité de recours à la garde collective des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé. Les résultats obtenus vont au-delà de la confirmation du rôle positif de la disponibilité locale des modes de garde collectifs sur la participation des mères au marché du travail et le recours à la garde collective : l'usage de cas types réalistes suggère que l'ampleur de cet effet est non négligeable.

*Keywords* : offre de travail, femmes, garde d'enfants, probit bivarié

*JEL classification codes* : J13 ; J22

---

\*Les auteurs tiennent à remercier Pierre Hausman et Anne Reinstadler (CEPS/INSTEAD), les participants à la conférence « Développements récents en économie de la famille »(Ined, Paris, 2010) et au XVe Spring Meeting of Young Economists (Luxembourg, 2010), ainsi que deux référés anonymes de la Revue Economique pour leurs remarques et suggestions ayant permis d'améliorer ce travail.

# 1 Introduction

Dans le cadre de la Stratégie Européenne pour l'Emploi, l'une des recommandations de politiques en faveur de la conciliation vie familiale-vie professionnelle faite aux Etats-membres est de développer l'offre de modes formels de garde d'enfants (définis comme les modes de garde institutionnels, tels que les structures collectives ou les nourrices agréées). L'idée sous-jacente est que les enfants représentent des coûts, monétaires et en temps, de nature à pénaliser l'activité professionnelle des femmes. La prise en charge partielle ou totale de ces coûts apparaît donc comme un moyen d'action pour les pouvoirs publics s'ils ont à coeur d'encourager l'emploi des mères. Au Luxembourg, en particulier, le gouvernement s'est engagé à poursuivre et à intensifier les efforts entrepris au cours de la dernière décennie : le nombre de places existantes devrait être multiplié par 3,75 entre 2006 et 2013, pour une dépense annuelle supplémentaire estimée à 230-250 millions d'euros.

Mais si la relation positive entre le développement de l'offre de modes de garde d'enfants et l'emploi des mères semble faire consensus, force est de constater que l'on dispose de peu de mesures de l'ampleur de cet effet. L'objectif de cette étude est donc d'offrir de tels résultats.

Les rares auteurs qui s'intéressent spécifiquement à cette question (Van Dijk et Siegers, 1996, Kreyenfeld et Hank, 2000, Del Boca, 2002, Chiuri, 2004, Wetzels, 2005, Del Boca *et al.*, 2005, Van Ham et Büchel, 2006, Del Boca et Vuri, 2007) ont en commun d'utiliser, pour rendre compte des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants, de simples taux d'équipement (nombre de places sur nombre d'enfants), calculés pour des zones géographiques parfois aussi vastes que les Lander allemands. De ce fait, ces auteurs ignorent que, en raison de l'existence de conditions d'admission prioritaire dans les structures d'accueil, certaines familles ont plus de chances que d'autres d'obtenir la place demandée. De surcroît, ces auteurs considèrent que seule l'offre de garde d'enfants du lieu de résidence est en mesure d'affecter les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde ; cette hypothèse revient, d'une part, à laisser de côté le rôle que peut jouer l'offre de garde d'enfants des autres localités et, d'autre part, à considérer que les places dans les services de garde d'enfants situés dans une localité donnée sont substituables les uns aux autres.

En revanche, la présente étude s'inscrit dans la ligne de ces travaux en ce qui concerne le cadre théorique : nous partons en effet d'un modèle standard d'offre de travail individuelle

adapté au cas des mères de jeunes enfants, en le complétant par une application inédite, à la garde d'enfants, du *modèle de rationnement discret avec règles de priorité* (Moulin, 2001).

Les principales contributions de notre étude sont les suivantes. En premier lieu, en utilisant les outils du modèle de rationnement discret avec règles de priorité, nous mettons en évidence les divers éléments de définition du rationnement en modes de garde d'enfants et nous proposons une mesure originale, qui tient compte non seulement du nombre de places disponibles et du nombre de demandes, mais également des règles de priorité et de la proximité des structures au domicile familial. En second lieu, contrairement à ce qui est habituellement fait dans la littérature spécialisée, nous ne limitons pas la contrainte de garde d'enfants au plus jeune enfant de la famille : ici, tous les enfants non scolarisés de la famille sont supposés avoir besoin d'être gardés. Enfin, les résultats du modèle empirique vont au-delà de la confirmation du rôle positif de la disponibilité locale des modes de garde collectifs sur la participation des mères de jeunes enfants et le recours à la garde collective : l'usage de cas types réalistes suggère que l'ampleur de cet effet est non négligeable. En l'occurrence, si les capacités d'accueil des structures collectives augmentent de façon à ce que, à l'image de ce qui se fait dans certains pays d'Europe du Nord, tel que le Danemark ou la Suède, les familles soient certaines d'obtenir une place pour leurs enfants dans les structures de leur commune de résidence (alors qu'elles n'ont actuellement que six chances sur dix en moyenne), la probabilité de travailler des mères, telle que le modèle la prédit, devient supérieure à l'objectif européen fixé pour le Luxembourg dans le cadre de la Stratégie Européenne pour l'Emploi (à savoir 60% des femmes qui travaillent, contre 56,1% en 2007<sup>1</sup>).

Ce papier est organisé de la façon suivante. Après une brève revue de littérature, nous donnons quelques informations quant au contexte luxembourgeois en matière de garde d'enfants. Puis, nous proposons une application, au cas de la garde d'enfants, du modèle de rationnement discret avec règles de priorité. Nous décrivons les données utilisées pour l'analyse. Nous présentons ensuite le modèle empirique et les variables explicatives choisies, puis les principaux résultats obtenus. La dernière section conclut.

---

<sup>1</sup>Cf. Haag (2010).

## 2 Revue de littérature

Dans la littérature spécialisée, les auteurs utilisent un modèle standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants (Stolzenberg et Waite, 1984, Merkle, 1993, Van Dijk et Siegers, 1996, Kreyenfeld et Hank, 2000, Del Boca, 2002, Viitanen et Chevalier, 2003, Chiuri, 2004, Choné *et al.*, 2004, Guillot, 2004, Wetzels, 2005, Simonsen, 2006, Del Boca *et al.*, 2005, Van Ham et Büchel, 2006, Wrohlich, 2006, Del Boca et Vuri, 2007, Wrohlich, 2008). Bien que ces analyses portent sur les femmes en couple, l'offre de travail du conjoint est supposé exogène à celle de la mère. La mère est ainsi considérée comme étant la seule personne au sein du ménage qui prend les décisions en termes de garde d'enfants. L'introduction de la garde d'enfants dans le modèle standard d'offre de travail individuelle trouve ses fondements théoriques dans les modèles de production domestique (Becker, 1965, Gronau, 1977) et les travaux relatifs à la qualité de l'enfant (Becker et Lewis, 1973). Les mères y sont supposées retirer de la satisfaction non seulement de la consommation de biens et de loisir, mais également de la qualité de la garde de leur enfant. Dans les modèles, le nombre d'enfants est supposé exogène ; le choix du nombre d'enfants (et l'arbitrage entre qualité et quantité de l'enfant) est donc laissé de côté. L'hypothèse de quantité fixe du nombre d'enfants revient à ignorer les décisions liées à la fécondité. Cette hypothèse est cohérente avec le cadre statique de ces modèles au sens où celui-ci n'est pas adapté pour modéliser de façon satisfaisante les décisions relatives à la fécondité, qui sont des décisions ayant une dimension temporelle. La garde d'enfants est introduite sous la forme d'un input de la fonction de production de qualité de l'enfant ; ce service peut être produit au sein de la sphère domestique, au moyen du temps de loisir de la mère, et/ou acquis sur le marché ; seul le plus jeune enfant de la famille est concerné.

Dans ces modèles, les mères ont le choix entre travailler et confier leur enfant à un mode de garde extérieur, ou bien ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leur enfant. La garde maternelle a pour alternative la garde formelle (c'est-à-dire les modes de garde institutionnels, tels que les structures d'accueil collectif ou les assistantes maternelles agréées), et, dans certains cas, la garde informelle (qui désigne la garde d'enfants par l'entourage de la famille). Dans ce cadre, le coût de la garde d'enfants intervient comme une taxe sur les salaires des mères. L'implication en termes de politique sociale est que toute réduction du coût de la garde peut encourager l'offre de travail des mères. Ce cadre d'analyse a alors été largement utilisé

pour étudier l'effet des subventions des frais de garde d'enfants sur l'offre de travail des mères. Ce volet de la littérature fournit des résultats empiriques conformes au signe négatif attendu du coût de la garde d'enfants, mais l'ampleur de cet effet est très différente d'une étude à l'autre (cf. les tableaux synoptiques de Cleveland *et al.*, 1996, Viitanen, 2005, Perraudin et Pucci, 2007)). En comparaison, l'analyse de la relation entre l'offre de travail des mères et l'offre de modes de garde a fait l'objet de beaucoup moins d'attention. Ceci peut sembler surprenant au regard de la situation qui prévaut dans bon nombre de pays européens : la garde d'enfants y est largement subventionnée, avec pour conséquence fréquente une demande supérieure à l'offre, caractérisant une situation de rationnement (OCDE, 2007, Meulders et O'Dorchai, 2002).

La relation entre l'offre de modes de garde d'enfants et l'offre de travail des mères a principalement été traitée au niveau empirique. En effet, dans l'ensemble, les auteurs ne renvoient pas explicitement à la théorie du rationnement, et ne développent pas de modèle théorique détaillé pour prendre en compte le rationnement en modes de garde d'enfants. La seule exception est Merkle (1993) qui applique le modèle du consommateur rationné de Neary et Roberts (1980) et Deaton (1981). Pour tenir compte du rationnement en modes de garde collectifs, l'auteur intègre au modèle standard d'offre de travail individuelle une contrainte supplémentaire relative à la quantité de modes de garde collectifs. L'auteur conclut que l'effet, sur l'offre de travail de la mère, de cette contrainte de quantité est indéterminé : plus cette contrainte est forte, plus elle oblige la mère à s'occuper de son enfant (ce qui, par conséquent diminue le temps disponible pour le marché du travail) ; mais plus cette contrainte est importante, plus elle réduit le prix implicite de la qualité de garde d'enfants et la quantité de garde produite au sein du ménage (et donc le temps que la mère passe à s'occuper de son enfant, ce qui lui libère du temps pour se consacrer à une activité sur le marché du travail). L'approche de Merkle (1993) a pour intérêt de permettre l'exercice traditionnel de statique comparative ; mais elle a pour inconvénient majeur de traiter la garde d'enfants comme un service parfaitement divisible, ce qui, selon nous, n'est pas bien adapté à la réalité.

Plus récemment, et davantage en conformité avec la réalité, d'autres auteurs traitent la garde d'enfants comme un service indivisible. C'est le cas de Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007), qui supposent que, en cas de contraintes d'accès aux modes de garde formelle, celle-ci n'est pas une option réellement disponible pour les familles confrontées à ces contraintes. Pour ces familles-ci, les auteurs restreignent alors, à juste titre, l'éventail des

choix de modes de garde d'enfants. Cette approche a néanmoins un inconvénient majeur ici : elle ne permet pas l'estimation de l'impact du rationnement en mode de garde formelle sur la participation au marché du travail.

Del Boca et Vuri (2007), elles, introduisent dans leur modèle une probabilité que la garde formelle fasse partie de l'ensemble de choix de la mère.

Pour Wrohlich (2006), le rationnement en modes de garde formelle augmente le coût attendu de la garde d'enfants parce que les familles qui se sont vu refuser l'accès à un mode de garde public ont la possibilité d'utiliser d'autres modes de garde, privés, mais à un prix plus élevé.

Les autres auteurs se contentent de traiter les contraintes de modes de garde formelle comme une externalité négative (Stolzenberg et Waite, 1984, Van Dijk et Siegers, 1996, Kreyenfeld et Hank, 2000, Del Boca, 2002, Chiuri, 2004, Choné *et al.*, 2004, Guillot, 2004, Simonsen, 2006, Wetzels, 2005, Van Ham et Büchel, 2006).

Malgré ces différences relatives à la prise en compte du rationnement au niveau théorique, les auteurs précédemment cités ont en commun de mesurer les contraintes de modes de garde d'enfants de la même façon : ils utilisent tous un indicateur macro de l'adéquation entre l'offre de modes de garde d'enfants et la demande, chacune des deux faisant l'objet d'une agrégation au niveau local avant d'être rapportées l'une à l'autre. Plus précisément, ils calculent un taux local d'équipement en modes de garde d'enfants défini comme le nombre de places existantes (l'offre) divisé par le nombre d'enfants de groupes d'âge spécifiques (la demande)<sup>2</sup>.

La grande majorité des auteurs concluent alors à un effet positif du taux local d'équipement en services de garde d'enfants sur la participation des mères au marché du travail, mais l'on apprend à vrai dire peu de choses sur l'ampleur de cet effet, que seuls Van Dijk et Siegers (1996) précisent. En l'occurrence, une hausse d'un point du taux local d'équipement en service de garde d'enfants accroît de 17% la probabilité de travailler des mères de jeunes enfants aux Pays-Bas au début des années 1990. Mais lorsque l'analyse est réalisée sur une autre base de données, limitée aux mères vivant dans la province d'Utrecht, l'effet est nettement moins élevé (5%). Les auteurs interprètent cette forte différence par l'offre locale relativement plus importante dans la province en question que dans l'ensemble du pays. Pour l'Allemagne,

---

<sup>2</sup>Pour un tableau synoptique présentant les différentes façons dont les auteurs mettent en oeuvre cet indicateur, voir Bousselin (2010).

Merkle (1993) et Kreyenfeld et Hank (2000) concluent, elles, à l'absence d'effet du taux local d'équipement en services de garde d'enfants sur la participation des mères au marché du travail. Les auteurs expliquent ce résultat par le fait que les horaires d'accueil des enfants dans les structures collectives ne sont pas adaptés à l'exercice d'une activité professionnelle, de sorte qu'un taux local d'équipement élevé n'encourage pas l'emploi des mères de jeunes enfants.

### **3 La garde des jeunes enfants au Luxembourg**

Au Luxembourg, l'école est obligatoire à partir de 4 ans. L'admission à l'école peut se faire dès l'âge de 3 ans dans des classes dites d'éducation précoce. Ces classes ne sont toutefois pas disponibles dans toutes les communes et l'accueil des enfants est limité à quelques matinées par semaine. De ce fait, moins d'un enfant de 3 ans sur deux est scolarisé<sup>3</sup>. Pour faire garder leurs enfants, en plus de l'aide informelle qui peut être apportée par l'entourage, les familles peuvent faire appel à une structure collective, publique ou privée, ou à une nourrice. En 2006, 38% des enfants de moins de 4 ans étaient gardés uniquement par leurs parents. Parmi les 62% restants, 28% étaient accueillis dans une structure collective, 20% étaient confiés gratuitement à leur entourage et 14% à une nourrice.

Comme en Allemagne ou aux Pays-Bas, l'accueil des enfants dans les structures collectives au Luxembourg est assuré à la fois par le secteur public et le secteur privé. Au niveau du pays, les capacités d'accueil pour les moins de 4 ans se répartissent à parts égales entre les deux secteurs. En moyenne, les capacités d'accueil des structures collectives sont d'une quarantaine de places à temps complet. A la différence de ce qui est observé dans d'autres pays européens tels que l'Italie ou l'Allemagne, les horaires d'ouverture des structures collectives, de 7h à 19h du lundi au vendredi, sont plutôt compatibles avec l'exercice d'une activité professionnelle à temps complet (40 heures/semaine au Luxembourg). La réglementation impose des normes communes au secteur public et au secteur privé, de sorte que la qualité de l'accueil dans les structures collectives, telle qu'elle peut être appréciée par les indicateurs habituellement utilisés dans la littérature (c'est-à-dire le taux d'encadrement des enfants, le niveau de qualification des employés, le turn-over du personnel), y est relativement homogène.

De même que dans bon nombre de pays européens, l'accueil des enfants dans les structures

---

<sup>3</sup>Source : EU-SILC/PSELL 3-2006.

collectives au Luxembourg est largement subventionné. L'Etat intervient directement auprès des structures, publiques et privées (au moyen de subventions aux frais de fonctionnement, aux frais d'équipement et aux frais d'infrastructures, auxquelles s'ajoutent des subventions d'équilibre pour le secteur public).

Depuis une décennie, le gouvernement luxembourgeois a entrepris une politique active en faveur du développement de l'offre de modes d'accueil. Malgré cela, les capacités d'accueil dans les structures collectives semblent toujours insuffisantes pour satisfaire l'ensemble de la demande, comme le suggèrent la faiblesse du taux d'équipement pour les moins de 4 ans (15% en 2007) et l'existence de listes d'attente<sup>4</sup> : selon l'enquête ad hoc menée auprès des structures collectives d'accueil des jeunes enfants du Luxembourg<sup>5</sup>, près d'une structure sur deux a dû refuser des enfants faute de places en nombre suffisant : la part de structures ayant refusé des enfants faute de places disponibles est plus élevée dans le secteur public que dans secteur privé (61% contre 29%). Cette différence peut révéler une demande plus importante pour le secteur public en raison de tarifs plus attractifs, qui dépendent des revenus de la famille et du nombre d'enfants à charge. Dans le secteur privé, les tarifs sont fixés librement.

Pour réguler les listes d'attente dans le secteur public, des priorités d'admission sont accordées aux enfants de familles monoparentales, aux enfants de familles bi-actives et aux enfants de familles à bas revenus. En plus de ces critères officiels, s'ajoute un critère de fait : les frères et soeurs d'enfants déjà accueillis dans un établissement public peuvent bénéficier d'une admission prioritaire. Ces règles de priorité sont comparables aux règles de priorité existantes dans d'autres pays européens (Humblet et Amerijckx, 2008). Dans le secteur privé au contraire, seule la position sur la liste d'attente si elle existe constitue une priorité d'admission.

Pour ce qui est des nourrices, la profession n'était pas encore réglementée en 2006 (année des données utilisées ici) et on ignorait tant leur nombre que l'ampleur de leur activité.

---

<sup>4</sup>Source : Ministère de la Famille et de l'Intégration du Luxembourg, 2007.

<sup>5</sup>Pour une description de cette enquête, nommée SCAJE-GDL-2007, voir Bousselin *et al.* (2010).

## 4 Application, à la garde d'enfants, d'un modèle de rationnement discret avec règles de priorité

Le cadre théorique utilisé ici pour analyser l'offre de travail des mères est fondé sur les modèles traditionnellement utilisés dans la littérature (voir pour les modèles fondateurs Connelly, 1992, Michalopoulos *et al.*, 1992, Ribar, 1992). A l'instar de ces auteurs, et des auteurs postérieurs qui étudient le rôle des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants sur l'offre de travail des mères, nous supposons que l'offre de travail du conjoint est exogène au modèle. Cette hypothèse est a priori une hypothèse forte. Mais la portée de cette limite peut être amoindrie si l'on admet que, dans de nombreux couples, perdure encore un partage sexué des rôles attribuant à la femme l'essentiel des charges familiales. Voir par exemple pour la France Pailhé et Solaz (2006) ou Thévenon (1999), Meulders et O'Dorchai (2002) et Périvier (2004) pour une analyse des modèles d'emploi en Europe. En outre, à partir de données françaises, Duguet et Simonnet (2007) soulignent, que lorsque les choix d'offre de travail des conjoints sont analysés simultanément, cela affecte principalement le choix d'offre de travail du conjoint (positivement influencé par le fait que la femme travaille ou non) alors que celui de la femme n'est pas affecté par le fait que le conjoint travaille ou non. Le modèle sous-jacent à notre analyse est un modèle standard d'offre de travail individuelle appliqué aux cas des mères de jeunes enfants, tel que développé par Guillot (2004).

Le modèle sous-jacent à notre analyse est un modèle standard d'offre de travail individuelle appliqué aux cas des mères de jeunes enfants, tel que développé par Guillot (2004). En raison des données disponibles, et comme bon nombre d'auteurs, nous supposons que les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde ne portent que sur les structures collectives<sup>6</sup>. Ainsi, seule l'offre de modes de garde collectifs est supposée sujette à pénurie, ce qui revient à considérer que la garde par une nourrice est une solution qui est toujours à portée des parents, à condition que ceux-ci soient disposés à payer le tarif exigé. En outre, la demande des familles en termes de modes de garde est ici supposée porter sur une place (ou plusieurs lorsque plusieurs enfants en bas âge sont présents dans la famille) dans une structure collective, publique ou privée.

---

<sup>6</sup>Pour mesurer les contraintes d'offre locale de modes de garde d'enfants, Guillot (2004) et Choné *et al.* (2004), pour la France, ainsi que Viitanen et Chevalier (2003) pour le Royaume-Uni, tiennent compte à la fois des places dans les structures collectives et des places chez les assistantes maternelles.

Pour intégrer à ce cadre d'analyse les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde, nous avons transposé les outils du modèle de rationnement discret avec règles de priorité tel que décrit par Moulin (2001)<sup>7</sup>. Ce modèle nous semble bien adapté ici car, d'une part, c'est bien une place (ou plusieurs selon le nombre d'enfants) qui est offerte/demandée, et non pas une quantité divisible à volonté et, d'autre part, l'allocation des places disponibles entre les différents demandeurs obéit à des règles de priorité.

Soient  $N$  familles. Ces familles sont de types  $T$  différents, types définis au regard des règles de priorité existant dans les structures d'accueil de jeunes enfants ( $t= 1, \dots, T$ ). La probabilité, pour une famille  $i$  ( $i= 1, \dots, N$ ) de type  $t$ , d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans la structure  $c$  ( $c= 1, \dots, C$  structures collectives) est notée  $p_{itc}$  ; elle dépend :

- du nombre de places disponibles et du nombre total de places demandées localement,
- du nombre de places demandées par la famille  $i$ ,
- des caractéristiques de la famille  $i$  au regard des règles de priorité,
- de la distribution, dans la population locale des demandeurs, des caractéristiques au regard des règles de priorité.

Dans notre prise en considération de la dimension locale, nous ne nous limitons pas aux structures implantées dans la localité de résidence. Notre hypothèse est en effet que les décisions des mères en matière d'emploi et de garde d'enfants pourraient être affectées non seulement par l'offre de modes de garde de la localité de résidence, mais également, à des degrés divers, par celle des autres localités du pays, et cela à un degré d'autant plus fort qu'il s'agit de structures localisées à proximité du domicile des familles (et à un degré nul s'il s'agit de structures très éloignées). C'est la raison pour laquelle l'ensemble de structures collectives est intégré au calcul de l'indicateur, mais avec un poids différent selon la proximité de la structure collective au lieu de vie de la famille. Pour l'instant, nous nous contentons de supposer que la fonction de pondération, notée  $w(d_{itc})$ , est une fonction décroissante de la distance entre le domicile des familles et les structures collectives.

L'indicateur synthétique, noté  $I_{it}$ , pour une famille  $i$  de type  $t$ , des probabilités d'obtenir une place pour chacun de ses enfants s'exprime ainsi de la façon suivante :

---

<sup>7</sup>Voir en annexe l'exposé du cas général.

$$I_{it} = \sum_{c=1}^C w(d_{itc}) \times p_{itc} \quad (1)$$

où  $d_{itc}$  est la distance entre la commune de résidence de la famille  $i$  de type  $t$  et la commune d'implantation de la structure collective  $c$  et où  $w(d_{itc})$  est la fonction de pondération des distances. Cette fonction sera précisée lors de l'analyse empirique sur la base d'essais de différentes fonctions alternatives.

Pour les familles ayant un seul enfant non scolarisé, (85% de la population d'analyse),  $p_{itc} = p(enf1_{itc})$ , où  $enf1$  est l'enfant non scolarisé. Pour les familles avec deux enfants non scolarisés, afin de tenir compte du deuxième enfant,  $p_{itc}$  désigne les chances qu'une famille  $i$  de type  $t$  obtienne dans  $c$  une place pour chacun de ses enfants non scolarisés.

$$p_{itc} = p(enf1_{itc} \text{ et } enf2_{itc}) = p(enf1_{itc}) \times p(enf2_{itc} | enf1) \quad (2)$$

où  $p(enf1_{itc})$  désigne les chances pour une famille  $i$  de type  $t$  d'obtenir dans  $c$  une place pour l'enfant de rang 1 et où  $p(enf2_{itc} | enf1)$  représentent les chances pour une famille  $i$  de type  $t$  d'obtenir une place dans  $c$  pour l'enfant de rang 2 sachant que l'enfant de rang 1 est déjà admis au sein de la structure  $c$ . Etant donné qu'il existe de fait une priorité d'admission pour les enfants appartenant à une même fratrie, la probabilité que la famille  $i$  de type  $t$  obtienne une place pour l'un de ses enfants n'est en effet pas indépendante de sa probabilité d'obtenir une place pour son autre enfant. Dans le cas où une structure satisferait automatiquement toutes les demandes de places d'une famille auxquelles les règles de priorité donneraient droit à une place,  $p(enf2_{itc} | enf1)$  serait égale à 1.

Bien que construit à partir de probabilités (les  $p_{itc}$ ), l'indicateur ainsi défini ne peut être interprété comme une probabilité : parce que la somme pondérée des probabilités d'obtenir une place n'est divisée ni par la somme des poids, ni par le nombre de structures, l'indicateur n'est pas borné à 1 ; il admet par contre une limite inférieure en 0.

Plus la valeur de cet indicateur sera importante, plus les chances pour une famille de voir sa demande satisfaite le seront également.

## 5 Les données

Les données utilisées ici sont issues de la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3 (2003-). Ce panel fait partie du programme statistique de l'Union Européenne qui vise à connaître les revenus et les conditions de vie des personnes et des ménages dans les différents Etats membres. Les données sont collectées chaque année auprès d'un *échantillon représentatif* de la population résidente affiliée au système de Sécurité sociale. En 2006, cet échantillon comportait 10434 individus, appartenant à 3836 ménages.

La population d'analyse est composée ici des *couples ayant au moins un enfant non scolarisé*, soit 523 observations. Comme nous pouvions nous y attendre compte tenu de la définition de la population d'analyse, les mères étudiées ici sont jeunes (32 ans en moyenne). La grande majorité de ces femmes (85%) ont un seul enfant non scolarisé. A l'instar de ce qui est observé pour la population totale résidant au Luxembourg, les femmes de nationalité étrangère composent une fraction importante (les deux tiers) de notre échantillon : 18% sont arrivées au Luxembourg avant d'avoir 18 ans ; 45% ont immigré lorsqu'elles étaient adultes. Un tiers des femmes étudiées ici ont un niveau d'éducation qui ne dépasse pas le secondaire inférieur<sup>8</sup>. Pour ce qui est de leur situation sur le marché du travail, les deux tiers sont en emploi. S'agissant de leur conjoint, il est en moyenne âgé de 35 ans et il occupe un emploi dans la quasi-totalité des cas (97%). Résultat attendu, compte tenu du lien qui existe entre les niveaux de qualification de chacun des membres d'un couple, la répartition des niveaux de qualification chez les conjoints est similaire à celle observée chez les femmes. En moyenne, les revenus du ménage hors gains liés à l'activité professionnelle de la mère sont de 5660 euros par mois<sup>9</sup>.

Les sources de données disponibles au Luxembourg ne permettent pas de mesurer la disponibilité locale des modes de garde collectifs de la façon définie par l'équation 1 car il nous manque l'information relative à l'offre et à la demande de places dans les structures collectives. Pour contourner cet obstacle, nous avons profité de la petite taille du pays pour mener une enquête ad hoc auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants. Plus précisément, la collecte de données a consisté à interroger le(la) responsable de chacune des

---

<sup>8</sup>Ce niveau correspond au niveau collège dans le système français d'éducation.

<sup>9</sup>Au Luxembourg, en 2006, le salaire social minimum s'élevait à 1570 euros/mois ; l'indemnité de congé parental, elle, était de 1778,31 euros par mois pour un congé à temps complet (soit six mois d'interruption de carrière professionnelle) et à 889,48 euros par mois pour un congé à temps partiel.

structures d'accueil pour jeunes enfants du Luxembourg (131 structures) quant aux chances, pour une famille ayant telle et telle caractéristiques, d'obtenir une place dans leur structure – les caractéristiques prises en compte étant celles définies par les règles de priorité en vigueur dans les structures collectives. L'hypothèse est que, de par leurs fonctions, les responsables des structures d'accueil sont les mieux à même de nous fournir ces informations : ce sont en effet ces personnes qui répartissent, entre les différents demandeurs, les places disponibles dans leur établissement. Elles le font, on peut le supposer, en mettant en relation d'un côté les capacités d'accueil de leur structure et d'un autre côté le nombre de demandes qui leur ont été adressées, tout en tenant compte des règles de priorité.

Ces données collectées auprès des responsables des structures d'accueil de jeunes enfants ont été utilisées afin de déterminer, pour chaque femme de la population d'analyse, ses chances d'obtenir une place dans une structure collective, et ce dans chacune des structures collectives enquêtées (soit la quasi-totalité des structures puisque le taux de réponse à l'enquête est supérieur à 90%). Ces données ont été complétées par des informations sur la distance entre le lieu de résidence de chaque femme et le lieu d'implantation de chaque structure collective (informations provenant de données administratives). L'association de ces différentes informations a ainsi permis de calculer, pour chaque femme, un indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde, qui tient compte non seulement du nombre de places, du nombre de demandes et du nombre de places demandées dans les structures collectives, mais également des règles de priorité et de la proximité entre les diverses structures d'accueil et le domicile des familles.

## **6 Le modèle empirique**

Pour analyser conjointement les choix d'offre de travail des mères et de modes de garde d'enfants, les travaux empiriques existant dans la littérature s'inscrivent dans deux démarches différentes : d'une part, les modèles de choix discrets, dans lesquels c'est une combinaison des choix d'offre de travail et de modes de garde qui constitue la variable dépendante, et d'autre part, les modèles bivariés, où ces deux choix sont retracés par deux variables dépendantes, modèles alors estimés conjointement. Puisque la variable dépendante des modèles de choix discrets est formée par le croisement des choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants, il n'est pas possible de distinguer le rôle d'une variable explicative donnée sur l'offre

de travail des mères de son rôle sur le choix du mode de garde d'enfants ; c'est en revanche possible dans les modèles bivariés. C'est pour cette raison que nous avons choisi d'utiliser ce second type de modèles. Notre analyse empirique rejoint donc, sous cet angle, celle de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) ou encore Del Boca et Vuri (2007).

Au lieu d'estimer la forme réduite d'un modèle de participation au marché du travail, certains auteurs utilisent des modèles structurels d'offre de travail des mères de jeunes enfants (Choné *et al.*, 2004, Lokshin, 2004, Kornstad et Thoresen, 2007, Wrohlich, 2006). Ces modèles sophistiqués permettent de simuler l'effet de politiques en faveur de la garde d'enfants, dont l'augmentation des capacités d'accueil (plutôt que de déduire cet effet de la valeur estimée du coefficient associé à la variable dans la forme réduite d'un modèle de participation au marché du travail). Une approche alternative serait d'utiliser la méthode des variables instrumentales : il s'agirait par exemple d'utiliser la variation de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants pour en identifier l'effet sur l'offre de travail des mères, ce qui permettrait de mettre en évidence l'effet causal de l'usage de la garde collective. A notre connaissance, cette méthode n'est pas utilisée par les auteurs intéressés par le rôle des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants sur l'offre de travail des mères<sup>10</sup>. L'explication tient peut-être à ce que, en théorie, le choix du mode de garde est endogène au choix d'offre de travail, ce qui a conduit un bon nombre d'auteurs à privilégier une approche bivariée pour expliquer ces deux choix.

Le modèle bivarié que nous utilisons ici a simultanément pour variables dépendantes la *probabilité de travailler* et la *probabilité d'utiliser un mode de garde collectif, plutôt que tout autre mode de garde, pour chaque enfant non scolarisé* de la famille. A noter que la définition de cette variable est différente de ce qui se fait habituellement dans la littérature puisque nous tenons compte de chacun des enfants non scolarisés, et non pas seulement du plus jeune. Concrètement, dans notre échantillon, 69% des femmes ayant un seul enfant non scolarisé et 51% de celles ayant deux enfants non scolarisés travaillent et le recours à la garde collective concerne 29% des femmes ayant un seul enfant non scolarisé et 22% des femmes ayant deux

---

<sup>10</sup>Pour une application à une problématique assez proche de la nôtre puisque les auteurs l'utilisent pour étudier l'impact de la disponibilité des classes maternelles sur l'offre de travail des mères en France, voir Goux et Maurin (2010)

enfants non scolarisés<sup>11</sup>.

## La disponibilité locale des modes de garde collectifs

Les données du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3(2003-) ne contiennent pas d'informations sur le lieu de garde effectif des enfants. Les seules informations disponibles sur ce point sont celles contenues dans la vague 1999 du panel luxembourgeois de ménages PSELL 2 (1995-2002). Ces données sont certes un peu anciennes mais elles montrent que, dans un tiers des cas, les enfants gardés par d'autres personnes que leurs parents le sont en dehors de leur commune de résidence (la distance médiane est de 6 km). Cela justifie notre choix de ne pas limiter notre indicateur de disponibilité aux places offertes dans cette seule commune<sup>12</sup>. Pour ce faire, nous choisissons une fonction de pondération des distances entre le domicile familial et les structures collectives dont la décroissance se fait à un taux décroissant. Sur l'intervalle des distances observées entre le domicile familial et les structures collectives, soit [0-77km], la fonction du type  $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$ , avec  $\alpha, \beta > 0$  satisfait cette exigence. Pour choisir  $\alpha$  et  $\beta$ , nous avons procédé par tâtonnements : nous avons utilisé différentes valeurs de  $\alpha$  et  $\beta$  pour calculer la fonction de pondération et nous avons confronté le taux de décroissance et le palier bas de chacune des fonctions obtenues à ce qui nous paraissait constituer un comportement plausible.

Au terme de cet exercice, nous avons retenu une constante égale à la médiane de la distance ( $\alpha=18$  km) et calibré le numérateur du rapport, en prenant  $\beta=1,25$ , pour obtenir une fonction décroissant à un rythme plausible. Grâce à son asymptote horizontale, la fonction choisie évite toute pondération négative (un risque qui serait encouru avec une simple décroissance linéaire du poids). A titre indicatif, l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs ainsi calculé ( $I_{it}$ ) est en moyenne égal à 37,25. Son intervalle observé est [11,97-56,17].

---

<sup>11</sup>Parmi les femmes ayant deux enfants non scolarisés, 7% ne confient qu'un seul de leurs deux enfants non scolarisés à une structure collective (dans notre échantillon, il s'agit toujours de l'enfant le plus âgé). Ces cas-là, qui n'utilisent pas la garde collective pour tous les enfants non scolarisés, seront assimilés au cas des mères qui n'utilisent aucun mode de garde collectif.

<sup>12</sup>Cette prise en compte de l'offre externe à la commune de résidence ne constitue qu'un premier pas dans la direction d'une appréhension vraiment réaliste du rôle de la distance aux crèches offrant des places. En effet, pour bien faire, il faudrait créer un indicateur qui intègre non seulement la distance à vol d'oiseau mais aussi la distance réelle et surtout le temps de trajet ; et il faudrait parvenir aussi à intégrer, en dépit d'un possible problème d'endogénéité, la distance entre les crèches et les lieux de travail des parents.

## Les autres variables explicatives

Pour expliquer la probabilité de travailler et la probabilité de recourir à la garde collective, nous utilisons les variables de contrôle de niveau individuel suivantes<sup>13</sup> :

- l'âge de la mère,
- le niveau de diplôme de la mère : inférieur (équivalent au secondaire inférieur ou moins), intermédiaire (secondaire supérieur) ou supérieur (enseignement supérieur)<sup>14</sup>,
- la nationalité de la mère : femme née au Luxembourg, femme ayant immigré lorsqu'elle était enfant/adolescente ou femme ayant immigré lorsqu'elle était adulte,
- la présence d'un second enfant non scolarisé,
- la présence d'enfants scolarisés, en distinguant différents groupes d'âge : présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de 4 à 6 ans, de 6 à 12 ans, de 13 ans ou plus,
- la présence dans le ménage d'au moins un adulte autre que les parents,
- les revenus du ménage hors gains d'activité professionnelle de la mère.

L'absence d'informations relatives au coût, pour les parents, de chacun des modes de garde, d'une part, et à la disponibilité des modes de garde non collectifs, d'autre part, sont deux limites de notre analyse empirique. S'agissant d'abord des prix des modes de garde d'enfants, nous ne disposons ni d'informations directes, ni de variables en mesure de constituer des approximations de ces tarifs. Or les modèles théoriques d'offre de travail des mères et de garde d'enfants soulignent le rôle déterminant de ces prix dans les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde ; ce résultat est confirmé empiriquement dans la majeure partie des études (voir à ce sujet Cleveland *et al.*, 1996, Viitanen, 2005, Perraudin

---

<sup>13</sup>Avant d'arrêter notre choix, nous avons mené une analyse exploratoire au moyen de modèles de probabilité linéaire. Bien que ce type de modèles ne soit pas celui retenu pour notre analyse finale, à un stade préliminaire les résultats obtenus nous ont été utiles pour arbitrer entre les différents facteurs explicatifs suggérés par la littérature. Les résultats obtenus nous ont indiqué que :

- l'hypothèse d'un effet quadratique de l'âge n'est pas validée (que ce soit pour la probabilité de travailler ou pour la probabilité de recourir à la garde collective) : les coefficients de l'âge de la mère et de l'âge au carré ne sont pas significatifs ;
- il en va de même pour l'hypothèse d'un effet quadratique des revenus du ménage (hors revenus d'activité de la mère) ;
- l'effet, sur la probabilité de travailler mais aussi sur la probabilité de recourir à la garde collective, de l'âge du conjoint est non significatif ; ce résultat et la mise en évidence d'une forte corrélation entre l'âge de la mère et celui de son conjoint nous ont amenés à écarter la variable « âge du conjoint » de la liste des variables de contrôle de niveau individuel.

<sup>14</sup>Dans le système français d'éducation, cela correspond respectivement au niveau collège, au niveau lycée et au niveau enseignement supérieur.

et Pucci, 2007). L'omission, dans notre modèle, de variables relatives aux tarifs des modes de garde pourrait avoir des conséquences négatives : si ces prix sont corrélés avec l'un ou l'autre de nos facteurs explicatifs, alors l'estimation de l'impact du facteur explicatif en question sera biaisée. En ce qui concerne spécifiquement notre variable d'intérêt, la disponibilité locale des modes de garde collectifs, une telle corrélation pourrait exister notamment si l'on considère que l'élasticité-prix de la demande exprimée aux structures collectives est négative, ce qui est très vraisemblablement le cas du fait que la qualité de la garde n'est pas moindre en cas de tarifs inférieurs.

Une seconde limite liée aux variables explicatives tient au manque d'informations sur la disponibilité des modes de garde non collectifs, c'est-à-dire les nourrices et l'aide informelle (aide apportée par l'entourage de la famille, à titre gratuit ou en échange de services). Ces modes de garde peuvent être considérés comme des substituts, plus ou moins parfaits, aux modes de garde collectifs. De ce fait, l'effet supposé désincitatif, sur la participation des mères au marché du travail, d'une faible disponibilité locale des modes de garde collectifs pourrait ne pas s'exercer sur les femmes qui ont accès aux modes de garde non collectifs. Pour rendre compte de la disponibilité de l'aide informelle, il est courant d'utiliser la nationalité, supposée renseigner sur la proximité géographique des membres de la famille, et en particulier des grands-parents. Mais on peut craindre que cette variable ne mesure que de façon très imparfaite l'aide informelle qui peut être apportée à la famille. Nous utilisons ici, cependant et faute de mieux, la nationalité, et ceci sous la forme d'une variable qui oppose les Luxembourgeoises aux femmes étrangères, en distinguant ces dernières selon leur date d'arrivée sur le territoire. L'idée est que les femmes étrangères arrivées au Luxembourg lorsqu'elles étaient enfants ou adolescentes ont très vraisemblablement immigré avec leurs parents : on peut alors considérer que, comme les femmes luxembourgeoises, ces femmes-là peuvent faire appel à leur famille, et ce contrairement aux femmes étrangères arrivées adultes, qui, elles, ont pu immigrer sans leurs parents. Pour les nourrices, en revanche, nous ne disposons même pas d'informations indirectes, ce qui constitue une autre limite de notre analyse.

Les statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler et de la probabilité de recourir à la garde collective sont présentées dans les tableaux 3 et 4 en annexe.

## 7 Les principaux résultats

Les résultats du modèle probit bivarié sont présentés dans le tableau 1. Nous commentons ici uniquement les résultats relatifs à notre variable d'intérêt, la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

La disponibilité locale des modes de garde collectifs a un effet positif, significatif, sur la probabilité de travailler et sur la probabilité de recours à la garde collective. Les résultats obtenus sont donc conformes à ceux obtenus par la majorité des auteurs qui se sont intéressés au rôle de l'offre locale de modes de garde sur l'offre de travail des mères. Pour ce qui est des effets marginaux, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation d'une unité de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, ce qui équivaut à garantir à chaque famille l'obtention d'une place pour chacun de leur enfant dans leur commune de résidence, accroît de 6% la probabilité de travailler et de 5% la probabilité de recourir à la garde collective.

TAB. 1 – Résultats de l'estimation du modèle probit bivarié

	<i>Probabilité de travailler</i>		<i>Probabilité de recourir à la garde collective</i>	
Constante	-0,699	(0,5042)	-2,389	(0,5648)
<b>Disponibilité locale des modes de garde collectifs</b>	0,017	(0,0058)	0,030	(0,0067)
Age de la mère	0,019	(0,0139)	0,038	(0,0155)
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
ayant immigré lorsqu'elle était enfant	0,144	(0,1991)	0,435	(0,2365)
ayant immigré lorsqu'elle était adulte	-0,118	(0,1451)	0,460	(0,1689)
Niveau de diplôme de la mère				
supérieur	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
intermédiaire	-0,033	(0,1646)	-0,390	(0,1782)
inférieur	-0,185	(0,1588)	-0,734	(0,1816)
Revenus du ménage hors gains d'activité de la mère	-0,005	(0,0147)	0,018	(0,0150)
Présence d'un deuxième enfant non scolarisé	-0,560	(0,1661)	-0,260	(0,1974)
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :				
4-6 ans	-0,344	(0,1334)	-0,392	(0,1563)
7-12 ans	-0,341	(0,1495)	-0,039	(0,1731)
13 ans ou +	-0,530	(0,2635)	-0,378	(0,3032)
Présence d'au moins un adulte autre que les parents			-0,236	(0,3029)
Coefficient de corrélation ( $\rho$ ) = 0,40(0,0748)				

Les écart-type figurent entre parenthèses.

N=519 observations (4 observations manquantes.)

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple.

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006 et enquête SCAJE-GDL-2007.

## Illustration au moyen de cas types de mères

L'indicateur de disponibilité utilisé ici donne une mesure des chances qu'aurait une famille d'obtenir la place demandée pour son ou ses enfants non scolarisés, en tenant compte des règles de priorité et de la proximité des structures au domicile familial. Son échelle étant arbitraire, la conséquence est que, si l'on envisage une hausse de l'indicateur, l'interprétation, en termes de politique publique, de la valeur du coefficient de régression estimé est plus difficile que ne serait l'interprétation d'une hausse d'un taux local d'équipement en service collectifs de garde d'enfants. Pour rendre nos résultats plus parlants, nous présentons donc nos résultats sous la forme de cas types. Ceux-ci combinent trois cas types de femmes (ce sont les lignes du tableau 2) et trois hausses différentes de la disponibilité locale des modes de garde collectifs (colonnes du tableau 2).

Les *trois cas types de femmes* choisis ont en commun le fait que la mère est âgée de 32 ans (âge moyen) et qu'il n'y a dans le ménage ni enfants scolarisés, ni autre adulte que le conjoint. Ils se différencient selon que la mère est Luxembourgeoise, étrangère ayant immigré lorsqu'elle était jeune ou étrangère ayant immigré lorsqu'elle était adulte. Pour rendre ces cas types réalistes, nous avons choisi, pour chacun d'entre eux, des valeurs différentes pour les variables de diplôme et de revenus : il s'agit des valeurs moyennes observées pour les femmes du groupe en question. Les trois cas types de femmes sont les suivants :

- *cas type n°1* : femme luxembourgeoise, avec un niveau de diplôme supérieur et un revenu du ménage hors gains d'activité professionnelle de 6520 euros/mois,
- *cas type n°2* : femme ayant immigré lorsqu'elle était enfant ou adolescente, avec un niveau de diplôme intermédiaire et un revenu du ménage hors gains d'activité professionnelle de 3900 euros/mois,
- *cas type n°3* : femme ayant immigré lorsqu'elle était adulte, avec un niveau de diplôme supérieur et un revenu du ménage hors gains d'activité professionnelle de 4750 euros/mois.

Ces cas types de dédoublent du fait qu'on suppose d'abord qu'il n'y a qu'un seul enfant non scolarisé, puis qu'il y en a deux.

Quant aux *trois cas de hausses de la disponibilité locale des modes de garde collectifs*, ils sont les suivants.

- Cas où les capacités d'accueil augmentent de sorte que les familles aient 10 chances sur 10 de voir leur demande satisfaite : en référence à certains pays d'Europe du Nord où les communes sont tenues de fournir une solution de garde à chaque parent qui en fait la demande, la hausse que nous envisageons est telle que toutes les familles seraient assurées d'obtenir la place demandée pour leur enfant dans un des établissements de leur commune de résidence. Or, actuellement au Luxembourg, compte tenu des capacités d'accueil existantes, les familles ont en moyenne 6 chances sur 10 d'obtenir la place demandée pour leur enfant dans l'une des structures de leur commune de résidence.
- Cas où les familles sont assurées de voir leur demande satisfaite non plus nécessairement dans les structures de leur commune de résidence mais également dans celles situées à proximité de leur domicile (soit une hausse de 15% de l'indicateur)<sup>15</sup>.
- Dernier scénario envisagé : les capacités d'accueil des structures collectives augmentent de sorte que les familles aient 10 chances sur 10 d'obtenir une place pour leur enfant dans les cinq structures les plus proches de leur domicile (au lieu des 3 chances sur 10 observées en moyenne).

Ces différents cas types soulignent que les effets d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs sont non négligeables. La conformité à l'objectif européen pour le Luxembourg (60% des femmes qui travaillent) serait atteinte dans presque tous les cas pour les familles ayant un seul enfant non scolarisé selon nos calculs, mais dans aucun cas pour les familles ayant deux enfants non scolarisés.

---

<sup>15</sup>Les structures situées à proximité du domicile familial sont ici définies comme étant celles situées à moins de 6 km du domicile familial. Cette distance est la distance médiane observée entre la commune de résidence des familles et le lieu de garde des enfants.

TAB. 2 – Valeurs prédites des probabilités de travailler ( $P_{y1}$ ) et d'utiliser la garde collective ( $P_{y2}$ ) suite à une hausse de la disponibilité telle que les chances d'obtenir une place sont de 10/10 :

selon que la famille est assurée d'obtenir une place de garde collective...	...dans la commune de résidence	$P_{y2}$	...à la résidence (< 6 km)	proximité de commune de résidence (< 6 km)	... dans les cinq structures les plus proches du domicile familial	
	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$
<i>Cas type 1 : Femme née au Luxembourg</i>						
1 seul enfant non scolarisé	0,71	0,30	0,74	0,33	0,77	0,35
2 enfants non scolarisés	0,50	0,22	0,53	0,24	0,57	0,26
<i>Cas type 2 : Femme ayant immigrée lorsqu'elle était enfant ou adolescente</i>						
	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$
1 seul enfant non scolarisé	0,66	0,47	0,45	0,37	0,61	0,26
2 enfants non scolarisés	0,32	0,22	0,36	0,24	0,39	0,26
<i>Cas type 3 : Femme ayant immigrée lorsqu'elle était adulte</i>						
	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$	$P_{y1}$	$P_{y2}$
1 seul enfant non scolarisé	0,67	0,48	0,70	0,50	0,73	0,52
2 enfants non scolarisés	0,45	0,36	0,48	0,39	0,52	0,42

## Variantes de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs

Afin de déterminer si les résultats obtenus sont robustes à des spécifications différentes de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, nous avons utilisé huit définitions alternatives de cette variable pour estimer le modèle bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective. Ces huit variantes ont été construites en combinant deux restrictions quant aux structures collectives concernées et quatre fonctions de pondération.

La première restriction a consisté à limiter les structures collectives à celles situées dans la commune de résidence des familles. La seconde manière de restreindre les structures prises en compte a été de ne considérer que les structures situées à une certaine distance seuil : les seuils retenus sont les distances médiane et moyenne observées entre le domicile familial et le lieu de garde effectif des enfants, soit respectivement 6 km et 8 km.

Quant aux fonctions de pondération des distances entre les structures d'accueil collectif et le domicile familial, nous avons utilisé quatre types de relations différentes, à savoir :

- (i) et (ii) Les familles préfèrent confier leurs enfants à une structure implantée dans leur commune de résidence sans pour autant exclure d'utiliser une structure implantée dans une autre commune :

(i) L'intérêt que les familles accordent aux structures situées en dehors de leur commune de résidence décroît de façon continue avec la distance  $d_{tc}$ . La fonction de pondération des distances que nous avons choisie pour rendre compte de cela est de la forme :  $w(d_{tc}) = \alpha^\beta / (\alpha + d_{tc})^\beta$ , avec  $\alpha, \beta > 0$

(ii) Il existe une distance seuil  $\bar{D}$  au-delà de laquelle les familles n'envisagent pas de faire garder leurs enfants. La fonction de pondération des distances choisie est de la forme :  $w(d_{tc}) = \begin{cases} \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$  avec  $\alpha, \beta, \bar{D} > 0$

- (iii) et (iv) Les familles ne font pas la différence entre les structures collectives situées à moins de  $\bar{D}$  distance seuil :

(iii) l'intérêt accordé par les familles aux structures localisées au-delà de cette distance seuil décroît de façon continue avec la distance  $d_{tc}$  entre leur commune de rési-

dence et les communes d'implantations des structures en question. La fonction de pondération des distances associée est de la forme :

$$w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ \frac{\alpha^\beta}{(\alpha + d_{tc})^\beta} & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec } \alpha, \beta, \bar{D} > 0$$

(iv) Les familles n'envisagent pas de confier leurs enfants à une structure située au-delà de cette distance seuil. La fonction de pondération des distances choisie est de la

$$\text{forme : } w(d_{tc}) = \begin{cases} 1 & \text{si } d_{tc} < \bar{D} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec } \alpha, \beta, \bar{D} > 0$$

Nous avons alors estimé le modèle en utilisant successivement les huit indicateurs de disponibilité alternatifs. Les résultats obtenus montrent que le signe du coefficient de régression de l'indicateur est toujours positif ; l'effet de l'indicateur sur la participation des mères au marché du travail et sur le recours à la garde collective reste significatif au seuil de 5%, sauf dans trois cas, où l'indicateur est calculé avec une fonction de pondération commune du type (iii) où  $\bar{D}=8$ ,  $\alpha =18$  et respectivement  $\beta=5$  ; 7,5 et 10.

Enfin, notons que, parce que par définition la disponibilité locale des modes de garde collectif est identique pour les femmes qui partagent les mêmes caractéristiques en termes de règles de priorité et qui vivent dans la même commune de résidence, l'hypothèse d'indépendance des observations peut être remise en cause ici. Dans la littérature, la grande majorité des auteurs passent sous silence cet aspect des choses. Seuls Stolzenberg et Waite (1984), Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002) et Simonsen (2006) soulèvent le problème et y apportent une réponse adaptée (par l'utilisation d'un modèle de type *slopes as outcomes* pour Stolzenberg et Waite (1984) et par l'utilisation de l'estimateur sandwich pour les autres auteurs). Mais les données de ces auteurs ne sont pas groupées de la même façon que la nôtre : puisque ces auteurs utilisent un taux local d'équipement en services de garde d'enfants pour mesurer les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde, les mères sont groupées par localité de résidence. Or, dans notre cas, les groupes de mères sont définis par le croisement des types de mères en termes de règles de priorité, qui combinent différentes caractéristiques individuelles et familiales des mères. Il ne s'agit donc pas de groupes que l'on peut qualifier de *naturels*, comme le sont les zones géographiques, mais de groupes construits à partir de réalités institutionnelles. A notre connaissance, la littérature est muette quant à la stratégie à adopter face à des groupes ainsi constitués, on peut donc voir là une piste intéressante pour des travaux

ultérieurs.

Si l'on compare nos résultats à ceux d'un modèle multiniveaux, dont les groupes sont constitués par les femmes qui habitent une même commune et ont les mêmes degrés de priorité, tenant compte de la non indépendance des observations et estimé sur les mêmes données, on constate que les coefficients de régression de notre variable d'intérêt, la disponibilité locale, dans chacune des équations (travail, garde) sont très voisins : 0,017 avec un seul niveau contre 0,018 à deux niveaux pour la participation au marché du travail, et 0,014 avec un seul niveau contre 0,015 à deux niveaux pour le recours à la garde collective. Quant aux écarts types de ces coefficients, ils ne sont que très légèrement gonflés (c'est l'effet attendu de la prise en compte de la dépendance des observations) lorsqu'on prend en compte, à travers le modèle multiniveaux, la non indépendance des observations : 0,0059 avec un seul niveau contre 0,0062 à deux niveaux pour la participation au marché du travail, et 0,0067 avec un seul niveau contre 0,0072 à deux niveaux pour la garde. Il en résulte des degrés de significativité très proches :  $p=0,32\%$  avec un seul niveau, contre  $0,40\%$  pour la participation au marché du travail, et  $p=3,56\%$  à un niveau contre  $4,51\%$  à deux niveaux pour la garde ; donc conformément à ce à quoi on pouvait s'attendre, la précision des estimations est moindre lorsqu'on prend en compte la non indépendance des observations, mais la différence est ici minimale<sup>16</sup>. En tout cas, les conclusions quant à la nette significativité de l'effet de la disponibilité de la garde ne sont pas altérées.

## Conclusion

L'objet de ce papier était d'étudier le rôle de l'offre locale des modes de garde collectifs sur la participation des mères au marché du travail. Le cadre d'analyse utilisé est celui d'un modèle standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants, suivant en cela la littérature spécialisée. L'originalité de notre travail tient à ce que nous avons emprunté, en les adaptant à notre propos, les outils du modèle de rationnement discret avec règles de priorité [Moulin (2001)] pour définir le rationnement en modes de garde collectifs. Cette application nous a permis d'identifier les différents éléments de définition de ce rationnement,

---

<sup>16</sup>On peut lire cette similitude des résultats des modèles à un ou et à deux niveaux comme une indication de l'existence d'une dépendance relativement faible entre les observations appartenant à un même groupe (le coefficient de corrélation intra-classe est égal à 0,08), ce qui limite ici la nécessité du recours à un modèle multiniveaux.

de définir un indicateur original et de le mesurer pour le cas luxembourgeois.

Les principales contributions de ce travail sont les suivantes. En premier lieu, contrairement aux autres auteurs, qui ont en commun d'utiliser un taux local d'équipement en services collectifs de garde d'enfants, notre indicateur intègre non seulement le nombre de places disponibles au regard de la demande, mais également les règles de priorité existantes dans les structures collectives et la proximité de celles-ci au domicile familial. En second lieu, nous supposons que tous les enfants non scolarisés ont besoin d'être gardés, et pas seulement le plus jeune comme c'est le cas dans la littérature spécialisée. Enfin, nous donnons une mesure de l'ampleur des effets, sur la probabilité de travailler et la probabilité de recours à la garde collective, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, ce qui est très rarement fait dans la littérature.

Nos résultats montrent que la disponibilité locale des modes de garde collectifs a un effet positif à la fois sur la probabilité de travailler et sur la probabilité de recours à la garde collective. L'utilisation de cas types de mères montre que l'ampleur de cet effet peut être importante.

Cette analyse est soumise à des limites dont le dépassement pourrait constituer des pistes pour des travaux futurs. L'obtention de données concernant le prix des modes de garde et la disponibilité des modes de garde non collectifs permettrait d'enrichir le modèle. L'intégration des lieux de travail du père et de la mère pourrait améliorer le réalisme de notre indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs. Enfin, on pourrait affiner les deux variables dépendantes en distinguant trois niveaux, ordonnés, d'offre de travail (non emploi, emploi à temps partiel, emploi à temps complet), voire quatre si nous distinguons deux types de temps partiel (par exemple, un temps partiel supérieur à un mi-temps ou un temps partiel équivalent à un mi-temps ou moins) et trois modes de garde, non ordonnés (garde collective pour tous les enfants non scolarisés, garde par une nourrice, garde informelle).

## **Annexe**

### *Exposé du cas général de rationnement discret avec règles de priorité*

Soit une situation de **rationnement discret** entre les familles  $i = (1, 2, \dots, N)$ , définie par une série de demandes individuelles  $X = (x_1, x_2, \dots, x_N)$  telles que  $x_i$  peut prendre un

nombre fini de valeurs positives<sup>17</sup>, et un nombre global et fixe  $q$  de places dans les services de garde d'enfants à répartir entre les familles, tel que la quantité  $q$  est insuffisante pour satisfaire l'ensemble des demandes, soit :

$$q < \sum_{i=1}^N x_i$$

. Dans le cas général, la façon dont le nombre de places  $q$  est réparti entre les  $N$  familles est définie par la **méthode de rationnement** : la méthode de rationnement détermine, pour chacune des familles de  $N$ , si elles obtiennent ou non la ou les places demandées ( $z_i$ ) :

- si  $z_i = x_i$ , la famille  $i$  n'est pas rationnée
- si  $z_i < x_i$ , la famille  $i$  est pas rationnée

La méthode de rationnement est fondée sur les règles de priorité. Soit  $\sigma$  l'ordre de priorité, supposé exogène au modèle, de l'ensemble des familles :

- $\sigma(1) = i$  signifie que la famille  $i$  a la priorité de rang 1 parmi l'ensemble des familles,
- $\sigma(2) = j$  signifie que la famille  $j$  a la priorité de rang 2 parmi l'ensemble des familles, etc.

L'ordre de priorité est supposé être une relation transitive et complète :

- si  $i$  a un degré de priorité supérieur à  $j$  et si  $j$  a un degré de priorité supérieur à  $k$ , alors  $i$  a un degré de priorité supérieur à  $k$
- l'ensemble des mères  $N$  est classé

Dans le cas général, ces hypothèses permettent de conclure quant au rationnement. Soit  $r_\sigma(N, q, X)$  la méthode de rationnement associée à l'ordre de priorité  $\sigma$  de  $N$ <sup>18</sup>. La méthode de rationnement définit ce que reçoit chaque famille, et en particulier la famille  $i$ , soit :  $z_i = r_\sigma(N, q, X)$ .

Dès lors que le nombre de places  $q$ , la série de demandes individuelles  $X$  et l'ordre de priorité  $\sigma$  de  $N$  sont connus, il est possible d'identifier les familles qui sont servies au niveau de leur demande ( $z_i = x_i$ ), et qui ne sont donc pas rationnées, ainsi que celles qui n'obtiennent pas la ou les places demandées ( $z_i < x_i$ ) et qui sont donc rationnées. Il existe en effet un

---

<sup>17</sup> $x_i = 1$  signifie que la famille demande une place dans un structure collective,  $x_i = 2$  signifie que la famille demande deux places, etc.

<sup>18</sup>La méthode de rationnement dépend à la fois du nombre de familles et de la série de demandes individuelles : les deux ne sont pas forcément équivalentes puisque chacune des familles peut demander une ou plusieurs places, soit :  $N \leq \sum_{i=1}^N x_i$ .

nombre unique  $i^*$ ,  $0 \leq i^* \leq N$ , à partir duquel il est possible déterminer ce que reçoit chaque famille ( $z_i$ ) :

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

avec :

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

Toutes les familles du sous-ensemble  $\{i = 1, \dots, i^* + 1\}$  de  $N$  sont servies à la hauteur de leur demande : elles ne sont donc pas rationnées. Les autres familles, au contraire, sont rationnées puisqu'elles voient leur demande non (entièrement) satisfaite.

*Remise en cause de l'hypothèse d'un ordre de priorité unique, transitif et exogène dans le cas des services de garde d'enfants*

Dans le cas particulier de la garde d'enfants, les règles de priorité portent généralement sur certaines caractéristiques socio-économiques des familles. C'est le cas au Luxembourg (cf. supra). Dans le secteur public, ces caractéristiques (la commune de résidence de la famille, le type de famille, monoparentale ou biparentale, la situation d'activité professionnelle du ou des parents, les revenus de la famille et la présence d'un enfant déjà admis au sein de la structure) ne sont pas classées par ordre d'importance car un tel ordre n'existe pas. Dans le secteur privé, les règles de priorité ne portent pas sur les caractéristiques socio-économiques des familles : les places disponibles sont accordées selon la règle du « premier arrivé, premier servi ». C'est la position sur la liste d'attente, si une telle liste existe, qui constitue une priorité d'admission dans les structures privées.

La définition des règles de priorité et l'existence de deux méthodes de rationnement (l'une dans le public et l'autre dans le privé) font que l'hypothèse d'un ordre de priorité unique, transitif et exogène n'est pas vérifiée ici, pour les raisons suivantes :

- les deux secteurs, public et privé, ont chacun leur propre méthode de rationnement : en conséquence, le rang de priorité de la famille  $i$  dans le secteur public peut être différent de son rang dans le secteur privé : il n'existe pas d'ordre de priorité unique.

- les règles de priorité ne permettent pas de classer, par ordre de priorité, l'ensemble des familles. Il est possible d'opposer les familles prioritaires aux familles non prioritaires (en opposant les familles monoparentales aux autres familles par exemple) mais nous ne pouvons pas classer ces familles au sein d'un ordre de priorité. En conséquent, l'hypothèse d'un ordre de priorité complet n'est pas vérifiée.
- dans le secteur public, l'une des règles de priorité porte sur le statut professionnel de la famille et l'autre sur les revenus de la famille (liés au statut professionnel de la mère). Or nous cherchons à expliquer la participation des mères au marché du travail : l'ordre de priorité ne peut donc pas être considéré ici comme exogène.

### *La dimension locale du rationnement en services de garde d'enfants*

Dans le cadre d'une analyse du rôle du rationnement en modes de garde d'enfants, il est nécessaire de tenir compte de la dimension locale, et ce pour deux raisons. En premier lieu, puisque c'est aux parents qu'il revient de se déplacer jusqu'aux services de garde d'enfants, la proximité de ces services vis-à-vis de leur domicile peut être un élément déterminant de leur choix du ou des structures auxquelles confier leurs enfants, voire du choix de faire garder leurs enfants, et donc de travailler. Nous supposons que, pour des raisons de commodités, les parents préfèrent faire garder leurs enfants dans une structure située à proximité de leur domicile.

Ainsi, une famille qui ne dispose d'aucune place libre à proximité de son lieu de vie est supposée rationnée, même si des places libres sont disponibles dans des établissements localisés à d'autres endroits. C'est aussi ce qu'affirment Del Boca et Vuri (2007) puisqu'elles soulignent que la distance entre, d'une part, les structures d'accueil de jeunes enfants et, d'autre part, le domicile des parents constitue un élément déterminant dans la définition du rationnement en services de garde d'enfants mais elles n'intègrent pas, à leur modèle, cette distance, de quelque manière que ce soit.

En second lieu, l'application des règles de priorité ne se fait pas ici à un niveau agrégé, pour l'ensemble des structures d'un type donné, mais pour chacune d'elles. La mise en oeuvre, par chacune des structures, des règles de priorité entre en relation avec la demande locale, et donc avec les caractéristiques en termes de règles de priorité de la population locale des demandeurs. Lorsque localement la population compte une part importante de familles considérées comme prioritaires, les chances, pour les familles non prioritaires d'obtenir les places demandées sont

d'autant plus faibles ; a contrario, lorsque la population locale de demandeurs comporte peu (ou pas) de familles répondant aux critères d'admission prioritaire, les chances, pour les familles non prioritaires, de voir leur demande non satisfaite sont d'autant plus élevées.

Compte tenu des caractéristiques particulières de la garde d'enfants au Luxembourg, il n'est pas possible d'ordonner les familles par rang de priorité ; or cette condition doit nécessairement être remplie pour pouvoir identifier les familles rationnées et celles qui ne le sont pas. Pour contourner cet obstacle et parvenir néanmoins à conserver les éléments de définition du rationnement mis en évidence précédemment, nous passons alors à une mesure des chances pour une famille de voir sa demande en modes de garde satisfaite. De ce point de vue, notre mesure rejoint donc celle de Viitanen et Chevalier (2003), Del Boca *et al.* (2005), Wrohlich (2006, 2008) ou encore Del Boca et Vuri (2007). Mais la façon dont nous définissons les chances, pour chaque famille, d'obtenir la ou les places demandées nous distingue de ces auteurs sous les aspects suivants :

- les règles de priorité sont prises en compte : l'indicateur intègre en effet non seulement les capacités locales d'accueil et le nombre de demandes dans les structures collectives, mais également les règles de priorité existante dans les structures collectives
- l'indicateur n'est pas limité à l'offre de modes de garde collectifs de la localité de résidence ; il tient compte également des chances d'obtenir une place non seulement dans la(les) structure(s) collective(s) implantée(s) dans la commune de résidence mais également dans les structures collectives situées dans les autres communes.
- le cas des fratries est explicitement pris en compte : nous ne nous contentons pas de considérer que la demande des familles porte sur une seule place, supposée être pour le plus jeune enfant. Nous considérons en effet qu'une famille demande une place dans un service de garde d'enfants pour chacun de ses enfants en âge d'être gardés, et donc pas seulement le plus jeune.

TAB. 3 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler

Variable	Ne travaille pas		Travaille		Ensemble	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
âge de la mère	31,47	4,05	32,06	5,56	31,86	4,91
<b>Nationalité de la mère</b>						
luxembourgeoise	0,21	0,41	0,25	0,44	0,23	0,42
ayant immigré lorsqu'elle était enfant	0,13	0,36	0,16	0,37	0,15	0,35
ayant immigré lorsqu'elle était adulte	0,66	0,47	0,59	0,49	0,62	0,49
<b>Niveau de diplôme de la mère</b>						
inférieur	0,29	0,39	0,33	0,53	0,31	0,47
intermédiaire	0,40	0,42	0,24	0,49	0,30	0,46
supérieur	0,31	0,40	0,43	0,56	0,39	0,49
<b>Niveau de diplôme du conjoint</b>						
inférieur	0,30	0,39	0,34	0,53	0,33	0,47
intermédiaire	0,33	0,40	0,32	0,52	0,31	0,46
supérieur	0,37	0,41	0,34	0,53	0,36	0,48
Revenus du ménage*	5,42	3,11	5,78	6,69	5,66	5,31
Nombre d'enfants non scolarisés	1,25	0,41	1,12	0,36	1,16	0,39
<b>Présence d'au moins un enfant(s) scolarisé(s)</b>						
âgé de 4 à 6 ans	0,27	0,38	0,24	0,48	0,25	0,43
âgé de 7 à 12 ans	0,31	0,39	0,21	0,46	0,25	0,43
âgé de 13 ans ou +	0,06	0,20	0,02	0,15	0,03	0,17
Présence d'au moins un adulte autre que les parents	0,03	0,15	0,04	0,23	0,04	0,20

\* hors gains d'activité professionnelle de la mère, en milliers d'euros par mois.

N=523 observations.

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple.

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD.

TAB. 4 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés

Variable	Pas de garde collective**			Garde collective			Ensemble		
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	
âge de la mère	31,54	4,95	32,70	4,67	31,86	4,91			
<b>Nationalité de la mère</b>									
luxembourgeoise	0,25	0,44	0,17	0,38	0,23	0,42			
ayant immigré lorsqu'elle était enfant	0,11	0,32	0,16	0,37	0,15	0,35			
ayant immigré lorsqu'elle était adulte	0,72	0,45	0,59	0,49	0,62	0,49			
<b>Niveau de diplôme de la mère</b>									
inférieur	0,35	0,47	0,20	0,44	0,31	0,47			
intermédiaire	0,33	0,49	0,22	0,45	0,31	0,46			
supérieur	0,32	0,46	0,58	0,54	0,39	0,49			
<b>Niveau de diplôme du conjoint</b>									
inférieur	0,35	0,47	0,27	0,48	0,33	0,47			
intermédiaire	0,34	0,47	0,24	0,45	0,31	0,46			
supérieur	0,31	0,45	0,49	0,53	0,36	0,48			
Revenus du ménage*	5,41	4,99	6,35	6,19	5,66	5,31			
Nombre d'enfants non scolarisés	1,18	0,40	1,13	0,36	1,16	0,39			
<b>Présence d'au moins un enfant(s) scolarisé(s)</b>									
âgé de 4 à 6 ans	0,27	0,44	0,19	0,42	0,25	0,43			
âgé de 7 à 12 ans	0,28	0,44	0,17	0,40	0,25	0,43			
âgé de 13 ans ou +	0,04	0,18	0,02	0,15	0,03	0,17			
Présence d'au moins un adulte autre que les parents	0,05	0,22	0,01	0,11	0,04	0,20			

\*\*pour aucun des enfants non scolarisés.

\*hors gains d'activité professionnelle de la mère, en milliers d'euros par mois.

N=523 observations.

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple.

Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD.

TAB. 5 – Distribution des distances (arrondies au km le plus proche) entre le domicile familial et le lieu de garde effectif des enfants gardés hors de la commune de résidence de leurs parents

<i>Quartiles</i>	<i>Distance (en km)</i>
1	3
2	6
3	10

N= 286 observations.

Champ : enfants confiés à d'autres personnes que leurs parents.

Source : PSELL 2-1999.

TAB. 6 – Déciles de la distribution de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs

<i>Déciles</i>	<i>Disponibilité locale</i>
1	22,71
2	26,93
3	33,85
4	37,54
5	39,47
6	42,17
7	42,88
8	43,58
9	47,74

N=523 observations (dont 4 observations sont manquantes).

Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple.

Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006 et enquête SCAJE-GDL-2007.

## Références

BECKER, G. S. (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, Vol. 75 N° 299 : pp. 493–517.

BECKER, G. S. et LEWIS, G. H. (1973), « On the Interaction between the Quantity and Quality of Children », *The Journal of Political Economy*, Vol. 81 N° 2 : pp. S279–S288.

BOUSSELIN, A. (2010), « L'impact, sur l'offre de travail des femmes, de la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants. Synthèse de la littérature empirique », Working Paper 47, CEPS/INSTEAD.

BOUSSELIN, A., RAY, J.-C. et REINSTADLER, A. (2010), « L'enquête Structures Collectives de Jeunes Enfants du GD de Luxembourg-2007. Une collecte de données ad hoc pour mesurer la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants », Rapport technique, CEPS/INSTEAD.

- CHIURI, M. C. (2004), « Quality and Demand of Child Care and Female Labour Supply in Italy », *Labour*, Vol. 14 N° 1 : pp. 97–118.
- CHONÉ, P., LE BLANC, D. et ROBERT-BOBÉE, I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 23–50.
- CLEVELAND, G., GUNDERSON, M. et HYATT, D. (1996), « Child Care Costs and the Employment Decision of Women », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29 N° 1 : pp. 132–151.
- CONNELLY, R. (1992), « The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74 N° 1 : pp. 83–90.
- DEATON, A. (1981), « Theoretical and Empirical Approaches to Consumer Demand Under Rationing », in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, Deaton, Angus, chapitre 3, pp. 55–72.
- DEL BOCA, D. (2002), « The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decision in Italy », *Journal of Population Economics*, Vol. 15 : pp. 549–573.
- DEL BOCA, D. et VURI, D. (2007), « The Mismatch Between Employment and Child Care in Italy : The Impact of Rationing », *Journal of Population Economics*, Vol. 20 N° 4 : pp. 805–832.
- DEL BOCA, D., LOCATELLI, M. et VURI, D. (2005), « Child-Care Choices by Working Mothers : the Case of Italy », *Review of Economics of the Household*, Vol. 3 N° 4 : pp. 453–477.
- DUGUET, E. et SIMONNET, V. (2007), « Labor market participation in France : an asymptotic least squares analysis of couples's decisions », *Review of Economics of the Household*, Vol. 5 N° 2 : pp. 159–179.
- GOUX, D. et MAURIN, E. (2010), « Public School Availability for two-year olds and mother's labour supply », *Labour Economics*, Vol. 17 : pp. 159–179.
- GRONAU, R. (1977), « Leisure, Home Production, and Work . The Theory of the Allocation of Time Revisited », *The Journal of Political Economy*, Vol. 85 N° 6 : pp. 1099–1124.

- GUILLOT, O. (2004), « Choix d'activité des mères vivant en couple et recours aux services de garde d'enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 51–69.
- HAAG, A. (2010), « Les objectifs de Lisbonne en matière d'emploi : où en est le Luxembourg ? », Cahiers du CEPS/INSTEAD 2010-04, CEPS/INSTEAD.
- HUMBLET, P. et AMERIJCKX, G. (2008), « Typologies et indicateurs des systèmes d'éducation et d'accueil des jeunes enfants (eaje) en Europe », *Brussels Economic Review-Cahiers économiques de Bruxelles*, Vol. 51 N° 2/3 : pp. 347–365.
- KORNSTAD, T. et THORESEN, T. O. (2007), « A Discrete Choice Model for Labor Supply and Childcare », *Journal of Population Economics*, Vol. 20 N° 4 : pp. 781–803.
- KREYENFELD, M. et HANK, K. (2000), « Does the Availability of Child Care Influence the Employment of Mothers ? Findings from West Germany », *Population Research Studies*, Vol. 19 : pp. 317–337.
- LOKSHIN, M. (2004), « Household Childcare Choices and Women's Work Behavior in Russia », *The Journal of Human Resources*, Vol. 39 N° 4 : pp. 1094–1115.
- MERKLE, L. L. (1993), « Child Care Demand and Mothers' Labor Supply », Working paper, SELAPO, University of Munich, 31 pages.
- MEULDERS, D. et O'DORCHAI, S. (2002), « Welfare State Comparison and Motherhood », in *The Rationale of Motherhood Choices : Influence of Employment Conditions and of Public Policies*, Gustaffson, Siv and Meulders, Daniele, chapitre 2, pp. 46–84.
- MICHALOPOULOS, C., ROBINS, P. K. et GARFINKEL, I. (1992), « A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 167–203.
- MOULIN, H. (2001), « Priority Rules and Other Asymmetric Rationing Methods », *Econometrica*, Vol. 68 N° 3 : pp. 643–684.
- NEARY, J. et ROBERTS, K. (1980), « The Theory of Household Behaviour Under Rationing », *European Economic Review*, Vol. 13 : pp. 25–42.

- OCDE (2007), *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE.
- PAILHÉ, A. et SOLAZ, A. (2006), « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Populations et Sociétés*, N° 426.
- PERRAUDIN, C. et PUCCI, M. (2007), « Le coût des services de garde d'enfants : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », *Dossiers Solidarité et Santé* 1, DREES, 25 pages.
- PÉRIVIER, H. (2004), « Emploi des mères et garde des jeunes enfants en Europe », *Revue de l'OFCE*, Vol. 90 : pp. 225–258.
- RIBAR, D. C. (1992), « Child Care and the Labor Supply of Married Women », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 134–165.
- SIMONSEN, M. (2006), « Availability and Price of High Quality Day Care and Female Employment », Department of Economics Working Papers 2005-8, Department of Economics, University of Aarhus, 41 pages.
- STOLZENBERG, R. M. et WAITE, L. J. (1984), « Local Labor Markets, Children and Labor Force Participation of Wives », *Demography*, Vol. 21 N° 2 : pp. 157–170.
- THÉVENON, O. (1999), « La durée du travail féminin en Europe : entre flexibilité et conformité », *Recherches et Prévisions*, Vol. 56 : pp. 47–64.
- VAN DIJK, L. et SIEGERS, J. J. (1996), « The Effect of the Supply of Subsidized Day-Care Facilities on Female Labour Supply », *Labour*, Vol. 10 N° 3 : pp. 559–582.
- VAN HAM, M. et BÜCHEL, F. (2006), « Unwilling or Unable ? Spatial and Socio-economic Restrictions on Females' Labour Market Access », *Regional Studies*, Vol. 40 N° 3 : pp. 345–357.
- VIITANEN, T. K. (2005), « Cost of Childcare and Female Employment in the UK », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 149–170.
- VIITANEN, T. K. et CHEVALIER, A. (2003), « The Supply of Childcare in Britain : Do Mothers Queue for Childcare ? », *Royal Economic Society Annual Conference 2003* 211, Royal Economic Society.

WETZELS, C. (2005), « Supply and Price of Childcare and Female Labour Force Participation in the Netherlands », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 171–209.

WROHLICH, K. (2006), « Labor Supply and Child Care Choices in a Rationed Child Care Market », IZA Discussion Papers 2053, Institute for the Study of Labor (IZA).

WROHLICH, K. (2008), « The Excess Demand for Subsidized Child Care in Germany », *Applied Economics*, Vol. 40 N° 10 : pp. 1217–1228.





3, avenue de la Fonte  
L-4364 Esch-sur-Alzette  
Tél.: +352 58.58.55-801  
[www.ceps.lu](http://www.ceps.lu)