CEPS
INSTEAD

WORKING PAPERS

Analyse de l'impact, sur la participation des mères au marché du travail, de la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants. Application au Luxembourg

Audrey BOUSSELIN[1]
Jean-Claude RAY[2]

CEPS/INSTEAD, Luxembourg[1]
Nancy Université, France[2]

Working Paper No 2010-46
Décembre 2010

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).

Analyse de l'impact, sur la participation des mères au marché du travail, de la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants.

Application au Luxembourg*

Audrey Bousselin
CEPS/INSTEAD, Luxembourg

Jean-Claude Ray
Nancy Université, France

Avril 2010

Résumé

L'objet de ce papier est d'analyser l'impact, sur la participation des mères au marché du travail, de la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants. Contrairement à la littérature existante, notre mesure de cette disponibilité tient compte des règles de priorité existantes dans les structures d'accueil collectif, ainsi que de la proximité de ces structures au domicile familial. Nous utilisons un modèle bivarié multiniveaux pour expliquer à la fois la probabilité des mères en couple de travailler et la probabilité de recourir à un mode de garde collectif. Les résultats obtenus confirment que la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants a un effet positif significatif sur la participation des mères au marché du travail ; le recours à des cas-types suggère que l'ampleur de cet effet est importante.

Mots-clés : garde d'enfants ; offre de travail des mères ; analyse multiniveaux

JEL classification codes : J13 ; J22

*Les auteurs tiennent à remercier Pierre Hausman et Anne Reinstadler du CEPS/INSTEAD pour leurs remarques et leurs suggestions, ainsi que les participants à la conférence « Développements récents en économie de la famille », organisée par l'INED (Paris, 18-19 mars 2010).

Introduction

Cet article vise ainsi à identifier l'effet, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de l'offre de modes de garde de jeunes enfants[1].

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

Au Luxembourg, le gouvernement, conscient de l'effet, désincitatif à l'emploi, de la présence d'enfants en bas âge, et soucieux d'y remédier, a entrepris, depuis une quinzaine d'années, une politique active en faveur du développement des capacités d'accueil de la petite enfance. Cette politique s'est manifestée par une augmentation importante du nombre de places dans les structures collectives publiques d'accueil de jeunes enfants (le nombre de places y a été multiplié par 3,5 entre 1992 et 2005)[2]. Récemment, 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)[3]. Dans un contexte budgétaire globablement resserré, une analyse de l'impact de l'effet, sur l'emploi des mères des jeunes enfants, du développement de l'offre des services d'accueil de jeunes enfants s'avère alors intéressante au sens où les résultats obtenus pourraient apporter un éclairage sur l'opportunité d'une extension future de cette mesure, ou de son simple maintien, eu égard à son coût relativement élevé. Cet article vise ainsi à identifier l'effet, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants, de l'offre

[1] Nous laissons ici de côté l'analyse de la relation entre les décisions de fécondité, l'offre de travail des mères et l'offre locale de modes de garde d'enfants.

[2] Sources : Rapports d'activité du Ministère de la Famille et de l'Intégration du grand-duché de Luxembourg, 1993-2006.

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

de modes de garde de jeunes enfants[4].

Dans la littérature spécialisée, pour rendre compte des contraintes liées à l'offre locale de services de garde, les auteurs ont en commun d'utiliser un indicateur macro de l'adéquation entre l'offre de garde d'enfants et la demande, agrégées au niveau local[5]. Ce faisant, le traitement accordé aux dimensions du rationnement relatives aux règles de priorité et à la dimension locale se révèle peu satisfaisant. En effet, d'une part, les auteurs ignorent que, du fait de l'existence de conditions d'admission prioritaire dans les structures d'accueil de jeunes enfants, certaines familles ont plus de chances que d'autres d'obtenir la place demandée. D'autre part, 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 services de garde d'enfants des autres localités et d'autre part, à considérer que les places dans les services de garde d'enfants situées dans une localité donnée sont substituables.

Ce papier s'inscrit dans la ligne de ces travaux, au sens où nous partageons avec ces auteurs le cadre théorique d'un modèle standard d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants ; mais nous les complétons en proposant une application du ***modèle de rationnement discret avec règles de priorité*** (Moulin, 2001) à la garde d'enfants ; cette application originale nous permet de tenir compte, d'une façon satisfaisante, des règles de priorité d'une part, et de la dimension locale du rationnement d'autre part.

Ce papier est organisé de la façon suivante. La section 1 propose une application, au cas de la garde d'enfants, du modèle de rationnement discret avec règles de priorié . La section 2 présente les données utilisées pour l'analyse et la section 3 expose la méthodologie suivie. La section 4 est consacrée au résultats de notre analyse empirique. Enfin, la section 5 conclut.

[4]Nous laissons ici de côté l'analyse de la relation entre les décisions de fécondité, l'offre de travail des mères et l'offre locale de services de garde d'enfants.

[5]Cf. Bousselin (2009) pour une synthèse de la littérature théorique et empirique relative à la prise en compte de contraintes d'offre des modes de garde dans les analyses de l'offre de travail des mères de jeunes enfants.

1 Application d'un problème de rationnement discret avec règles de priorité à la garde d'enfants

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)[6]. 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 services de garde d'enfants ne portent que sur les structures collectives[7]. Seule l'offre de services collectifs de garde d'enfants 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.

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, qu'elle soit publique ou privée[8]. Pour intégrer à ce cadre d'analyse les contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, nous avons emprunté les outils du modèle de rationnement discret avec règles de priorité tel que décrit par Moulin (2001). Ce modèle de rationnement nous semble bien adapté à notre objet d'étude 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

[6] 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

[7] 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 dans leur mesure des contraintes d'offre locale de services de garde d'enfants.

[8] Au Luxembourg, l'accueil collectif de jeunes enfants est caractérisé par la co-existence d'un secteur public et d'un secteur privé. Les capacités d'accueil du secteur privé représentaient la moitié des capacités d'accueil totales du pays en 2007. Pour davantage d'informations sur la garde d'enfants au Luxembourg, voir Bousselin (2009).

différents demandeurs obéit à des règles de priorité. Dans ce modèle, sont définies comme étant rationnées les familles qui seraient disposées à payer le prix demandé pour bénéficier du service, mais que la méthode de rationnement exclut faute d'offre suffisante.

1.1 Exposé du cas général

Soit une situation de **rationnement discret** entre les familles $i = (1, 2, ..., N)$, définie par une série de demandes individuelles $X = (x_1, x_2, ..., x_N)$ telles que x_i peut prendre un nombre fini de valeurs positives[9], 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 σ 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 σ de N[10]. La méthode

[9] $x_i = 1$ signifie que la famille demande une place dans un structure collective, $x_i = 2$ signifie que la famille demande deux places, etc.

[10] 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,

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 σ 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 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 :

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

Toutes les familles du sous-ensemble $\{i = 1, ..., i^* + 1\}$ 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.

1.2 L'hypothèse d'un ordre de priorité unique, transitif et exogène remise en cause

Dans le cas particulier de la garde d'enfants, les règles de priorité portent généralement sur certaines caractéristiques socio-économiques des familles. En l'occurrence, les enfants de familles monoparentales, de familles dans lesquelles les deux parents travaillent ou encore de familles à bas revenus bénéficient fréquemment de priorité d'admission dans les structures collectives (pour un exposé des conditions d'admission prioritaire dans les structures d'accueil collectives de différents pays européens, voir Amerijckx et Humblet, 2008). C'est le cas notamment au Luxembourg, où les règles de priorité dans les structures collectives publiques

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

portent sur les caractéristiques socio-économiques suivantes[11] :

- 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
- la présence d'un enfant déjà admis au sein de la structure

Ces caractéristiques ne sont pas hiérarchisées par ordre d'importance (un tel ordre n'existe pas). Dans le secteur privé, au contraire, 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 selon leur 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 expliquons l'offre de travail des mères : dans notre analyse, l'ordre de priorité ne peut donc pas être considéré comme exogène.

[11] Voir Bousselin (2009) pour davantage de détails sur les règles de priorité en vigueur dans les structures collectives.

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

Dans notre analyse, il apparait nécessaire de tenir compte de la dimension locale du rationnement, et ce pour deux raisons. D'une part, puisque c'est aux parents qu'il revient de se déplacer jusqu'aux structures collectives, la proximité de ces structures 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[12]. Ainsi, comme Del Boca et Vuri (2007)[13], une famille qui ne dispose d'aucune place libre à proximité de son lieu de vie est supposée rationnée en modes de garde collectifs, même si des places libres sont disponibles dans des structures localisées à d'autres endroits.

D'autre part, l'application des règles de priorité ne se fait pas à un niveau agrégé, pour l'ensemble des structures d'un type donné, mais par chacune 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 peuvent être 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 moindres.

Pour conclure, dans notre analyse, pour une famille donnée, le rationnement en services de garde d'enfants dépend :

– du nombre de places disponibles et le nombre de demandes

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

[13]Del Boca et Vuri (2007) indiquent 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. Cependant, elles n'intègrent pas, à leur modèle, cette distance, de quelque manière que ce soit.

– du nombre de places demandées par la famille
– des caractéristiques de la famille au regard des règles de priorité
– de la distribution, dans la population locale des demandeurs, des caractéristiques au regard des règles de priorité
– de la proximité entre le domicile familial et les structures d'acu

1.4 La définition de la disponibilité locale des services de garde d'enfants

Nous définissons la disponibilité locale des services de garde d'enfants comme les chances, pour une famille, de voir sa demande satisfaite. Notre démarche 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 deux principaux aspects. En premier lieu, 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 une structure d'accueil pour chacun de ses enfants en âge d'être gardés (et donc pas seulement le plus jeune). En second lieu, contrairement à ces auteurs, nous n'assimilons pas les chances, pour une famille, de voir sa demande satisfaite à un taux local d'équipements (calculé comme le rapport entre les capacités d'accueil et le nombre d'enfants d'un groupe d'âge donné au sein d'une zone géographique donnée)[14].

Soient $t = 1, ..., T$ types de familles, types définis au regard des règles de priorité existantes dans les structures d'accueil de jeunes enfants et p_{tc} la probabilité, pour une famille de type t, d'obtenir la(les) place(s) demandée(s) dans la structure c ($c = 1, ..., C$ structures collectives). Afin de tenir compte de la dimension locale, nous ne nous limitons pas aux structures implantées dans la localité de résidence. Nous supposons que les choix 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 (à un degré fort s'il s'agit de structures localisées à proximité des lieux de vie des familles, à un degré nul s'il s'agit de structures très éloignées). Afin de tenir compte de cette hypothèse, l'indicateur est défini à partir de l'**ensemble des structures collectives**

[14]Cf. Bousselin (2010) pour une synthèse des indicateurs utilisés dans la littérature.

existantes[15]. L'indicateur synthétique, pour une famille de type t, des probabilités d'obtenir une place pour chacun de ses enfants, noté I_t, s'exprime ainsi de la façon suivante :

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

où d_{tc} est la distance entre la commune de résidence d'une famille de type t et la commune d'implantation de la structure collective c et $w(d_{tc})$ est la fonction de pondération, supposée décroissante avec la distance, telle que[16] : $w(d_{tc}) = \alpha^{\beta}/(\alpha + d_{tc})^{\beta}$, avec $\alpha = 18$ et $\beta = 1.25$.

Bien que construit à partir de probabilités (les p_{tc}), l'indicateur ainsi défini ne peut être interprété comme une probabilité : parce que la somme pondérée des probabilités d'obtenir une place n'est pas divisée par la somme des poids, l'indicateur n'est pas borné à 1 ; il admet par contre une limite inférieure en 0. Plus la valeur de cet indicateur sera importante, plus les chances pour une famille de voir sa demande satisfaite le seront également.

2 Les données

Les données utilisées ici sont issues de la vague 2006 du panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3[17]. La population d'analyse est ici composée des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé, soit 523 observations (cf. tableau 1)[18].

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. Pour contourner cet obstacle, nous avons tiré parti de la petite taille du pays pour mener une enquête ad hoc auprès de l'ensemble des structures collectives d'accueil de jeunes enfants[19]. Plus préci-

[15] Le poids des structures collectives dans l'indicateur diffère selon leur proximité aux lieux de vie des familles.

[16] Cf. Bousselin (2009) pour des précisions sur le choix de la fonction de pondération.

[17] Ce panel fait partie du programme statistique EU-SILC de l'Union Européenne, qui vise à connaître les revenus et les conditions de vie des personnes et des ménages dans les différents Etats membres. Les données sont collectées chaque année par le CEPS/INSTEAD, centre de recherche public, et du STATEC, STATEC qui est le service central de la statistique et des études économiques du Luxembourg auprès d'un **échantillon représentatif** de la population résidente affiliée au système de Sécurité sociale. En 2006, l'échantillon comportait 10434 individus, composant 3836 ménages.

[18] Par la suite, nous utiliserons parfois le terme mères pour désigner ces femmes. Ce terme est un peu abusif puisqu'il s'agit en réalité des femmes qui vivent avec au moins un enfant non scolarisé : dans le cas de familles recomposées par exemple, il peut s'agir de l'enfant du conjoint. Mais ce n'est cependant pas un problème ici puisqu'il s'agit de repérer, pour chaque femme, son(ses) enfant(s) à charge, qu'il s'agisse d'enfant(s) biologique(s) ou non.

[19] Cf. Bousselin *et al.* (2009) pour davantage d'informations sur cette enquête.

sément, la collecte de données a consisté à interroger les responsables de toutes les structures d'accueil pour jeunes enfants du Luxembourg (149 structures) quant aux chances, pour une 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 mêmes de nous fournir ces informations : ce sont en effet ces personnes qui allouent, entre les différents demandeurs, les places disponibles dans leur établissement. Nous supposons que ces personnes mettent en relation d'un côté les capacités d'accueil de leur structure et d'un autre côté le nombre de demandes qui leur ont été adressées, tout en tenant compte des règles de priorité.

Les données 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 toutes les structures collectives enquêtées. Ces données ont été complétées par des variables mesurant la distance entre le lieu de résidence de ces femmes et le lieu d'implantation de chaque structure collective (variables construites à partir de données administratives). L'association de ces différentes informations a ainsi permis de calculer, pour chaque femme de la population d'analyse, un indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs, qui tient compte non seulement du nombre de places, du nombre de demandes et du nombre de places demandées dans les structures collectives, mais également des règles de priorité et de la proximité entre les diverses structures d'accueil et le domicile de ces femmes. Concrètement, dans notre analyse, l'intervalle observé de l'indicateur synthétique de disponibilité locale des modes de garde collectifs est [11,97-56,16]. Il est en moyenne plus élevé pour les femmes en emploi que pour les autres : 38,40 contre 34,95 (cf. tableau tab :statdi).

3 La méthodologie

3.1 Une approche multiniveaux

Des données groupées nécessitant le recours à une technique adaptée

Dans notre analyse, les données se situent à des niveaux distincts, emboîtés l'un dans l'autre de façon hiérarchique : le premier niveau est constitué des mères de jeunes enfants

et le deuxième niveau est défini par le fait que ces femmes appartiennent à des groupes au sein desquels elles sont supposées confrontées à la même offre de modes de garde ; ces groupes sont construits par le croisement des types de mères au regard des règles de priorité et de l'âge des enfants non scolarisés. Pour analyser de façon satisfaisante des données hiérarchisées, il est nécessaire de faire appel à des techniques spécifiques, et donc d'abandonner les techniques de régression classiques[20].

Nous avons ici choisi d'adopter un modèle multiniveaux. Ce type de modèles autorise non seulement la dépendance des observations mais il présente également des avantages au regard des techniques employées par les quelques auteurs qui ont également pris en compte le problème d'absence d'indépendance des observations résultant[21]. En effet, l'estimateur sandwich utilisé par Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006), Van Ham et Büchel (2006) apporte certes une réponse adaptée au traitement statistique du problème de l'absence d'indépendance des observations ; mais, avec cette technique, ces auteurs se privent d'une analyse de la dépendance des observations, phénomène intéressant en lui-même, comme le font remarquer Snijders et Bosker (2004) dans l'introduction de leur ouvrage consacré à l'analyse multiniveaux.

Stolzenberg et Waite (1984), quant à eux, ne se limitent pas à traiter, d'une façon statistiquement correcte, la dépendance des observations. Avec leur modèle de type *slopes-as-outcomes*, ces auteurs exploitent cette dépendance pour enrichir leur analyse de l'offre de travail des femmes puisque, reconnaissant explicitement l'appartenance des mères à des groupes, formés par le *county* de résidence, ces auteurs supposent que l'impact de certains facteurs explicatifs de l'offre de travail des mères diffère selon les caractéristiques du *county* dans lequel elles vivent. C'est le cas notamment de la présence d'enfants en bas âge, dont l'effet négatif sur la participation des mères au marché du travail est supposé être limité dans les *counties* où la disponibilité locale des modes de garde est relativement importante. Mais le type de modèles employé par Stolzenberg et Waite (1984) présente des limites : d'une part, il est possible

[20] La validité de l'hypothèse d'indépendance des observations, essentielle pour que les techniques classiques de régression fournissent des estimations statistiquement correctes n'est pas assurée lorsque les données sont situées à des niveaux distincts (puisque les unités de niveau inférieur partagent les caractéristiques de l'unité de niveau supérieur dans laquelle elles sont dites nichées). Pour une illustration du risque de surestimation de la précision de l'effet, sur la variable expliquée, d'une variable donnée dans un modèle ignorant la dépendance des observations, voir par exemple Ray et Ray (2008).

[21] Pour une comparaison des méthodes statistiques alternatives de traitement de données groupées, voir Ray et Ray (2008).

d'obtenir des estimations non consistentes (Lewis et Linze, 2005) et, d'autre part, les groupes y sont considérés comme des entités spécifiques, ce qui revient à ignorer ce qu'ils peuvent avoir en commun.

Les modèles multiniveaux que nous allons utiliser n'ont pas ces deux inconvénients. Premièrement, sous réserve que le nombre de groupes soit suffisamment important (Maas et Hox, 2005), les estimations des différents paramètres du modèle peuvent être considérées comme statistiquement fiables. Deuxièmement, les modèles multiniveaux ne considèrent pas les groupes comme des entités uniques, spécifiques, mais comme un sous-ensemble d'une population plus vaste de groupes (Ray, 2004). Avec les modèles multiniveaux, l'inférence statistique est possible pour la population (hypothétique) de groupes. Il est alors possible de considérer que les effets, sur le comportement étudié, de certaines des caractéristiques sont en partie communs à tous les groupes, et en partie différents, de façon aléatoire.

La définition des unités de niveau supérieur

La disponibilité locale de modes de garde collectifs est ici supposée identique pour toutes les femmes résidant dans la même commune, partageant les mêmes autres caractéristiques au regard des règles de priorité et dont les enfants ont le même âge (puisque, au sein d'une même localité, les capacités d'accueil diffèrent selon l'âge des enfants). Par définition, l'indicateur de disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants I_t prend la même valeur pour toutes les mères de type t et avec un ou des enfants d'âge identiques. Il semblerait par conséquent logique de constituer les groupes de mères en croisant l'ensemble de ces caractéristiques (commune de résidence, autres caractéristiques en termes de règles de priorité et âge du ou des enfants). Il n'est pourtant pas possible de tous les utiliser. Les règles de priorité intègrent en effet, d'une part, le fait d'avoir déjà un enfant gardé dans une structure collective et, d'autre part, les revenus du ménage, deux caractéristiques dont la prise en compte pour définir les groupes de mères soulève des problèmes de nature différente, à savoir :

- le fait d'avoir déjà un enfant gardé dans une structure collective entre dans la définition d'une des deux variables dépendantes de notre modèle (la variable relative au choix du mode de garde d'enfants) : l'emploi de cette caractéristique pour définir les groupes de mères conduirait à ce que l'appartenance à un groupe donné soit, en partie, déterminée par le choix du mode de garde d'enfants.
- les revenus du ménage sont en partie déterminés par l'offre de travail de la mère : par

conséquent, l'usage des revenus du ménage pour constituer les groupes de mères reviendrait à rendre l'appartenance des mères au groupe endogène à leur offre de travail.

Les solutions choisies pour résoudre ces deux problèmes sont les suivantes. Pour ne pas utiliser, dans notre modèle multiniveaux, des groupes de mères dans lesquels interviendrait le fait d'avoir ou non déjà un enfant gardé dans une structure collective alors même que nous cherchons à expliquer le recours à la garde collective, nous renonçons à distinguer les femmes selon ce critère. En d'autres termes, nous ne faisons pas intervenir, dans la définition des unités de niveau supérieur de notre modèle multiniveaux, le recours à un mode de garde collectif pour au moins l'un des enfants non scolarisés. Pour ce qui est des revenus du ménage, pour éviter de les utiliser comme variables de définition des groupes alors qu'ils résultent en partie de l'offre de travail des mères, la solution que nous avons choisie consiste à utiliser les revenus du conjoint au lieu des revenus du ménage : d'une part, les revenus du conjoint sont fortement corrélés aux revenus du ménage ; d'autre part, ils sont vraisemblablement moins endogènes à l'offre de travail des mères que ne le sont les revenus du ménage. Moyennant ces modifications, les groupes de mères dans notre analyse multiniveaux sont définis par le croisement des caractéristiques suivantes :

- la commune de résidence
- les revenus du conjoint
- l'âge de l'enfant non scolarisé s'il est seul ; l'âge de chacun des enfants non scolarisés s'ils sont plusieurs.

Cette définition des groupes aboutit à former 336 groupes de mères. Ces groupes comptent entre 1 et 14 mères ; la majeure partie d'entre eux (78%) est composée d'une seule mère (tableau 3). Ainsi, puisque la question de la dépendance des observations ne se pose que pour une minorité des groupes, la pertinence de l'emploi d'une technique multiniveaux apparaît a priori limitée. Par ailleurs, avec un grand nombre de groupes de très petite taille (au plus égale à 2), l'estimation d'un modèle multiniveaux risque, d'une part, de ne pas converger et, d'autre part, d'aboutir à une surestimation de la variance entre les groupes et à une sous-estimation de son écart type ; les risques d'obtenir des estimations biaisées des écarts types des coefficients de régression sont, quant à eux, limités (Clarke, 2008, Moineddin *et al.*, 2007).

Pour éviter ces risques, dans le cas particulier de modèles à variable dépendante discrète, Moineddin *et al.* (2007) recommandent un minimum de 50 groupes, de taille au moins égale à

50 pour une variable discrète dont la valeur moyenne est supérieure à 0,10[22]. Dans notre cas, deux de ces trois conditions sont satisfaites. D'une part, le nombre de groupes (336) dépasse largement la limite minimale des 50 groupes. D'autre part, les variables dépendantes de notre modèle, qui sont, comme nous allons le voir, la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recours à la garde collective, ont des valeurs moyennes égales respectivement à 0,52 et 0,24. En outre, comme le démontre Clarke (2008), en cas de données groupées, même lorsque la taille des groupes est très petite (c'est-à-dire au plus égale à 2), ignorer la dépendance des observations aboutit à sous-estimer les écarts types des coefficients, avec pour conséquence des tests statistiques trop libéraux. Le risque de conclure à tort qu'une variable a un effet significatif est alors plus élevé en réalité que ne l'indiquent les tests en question – ce risque est accrû lorsque la variable dépendante du modèle est une variable discrète, comme c'est le cas des variables dépendantes de notre modèle. Pour ces deux dernières raisons, nous choisissons donc d'employer une technique multiniveaux, tout en étant conscients du risque de surestimation de la variance entre les groupes de mères et de sous-estimation de son écart type.

3.2 Les variables dépendantes

Selon la littérature théorique, les choix d'offre de travail des mères et de garde d'enfants sont interdépendants : l'hypothèse est en effet que les enfants ont besoin d'être gardés pendant toute la durée où leur mère travaille. Pour tenir compte de cette interdépendance, nous estimons à la fois les choix d'offre de travail et de modes de garde.

Comme c'est traditionnellement le cas dans la littérature spécialisée, nous choisissons de définir les variables dépendantes de notre modèle sous la forme de variables discrètes, et non pas continues. Les variables dépendantes sont la *probabilité de travailler* (à temps complet ou à temps partiel) et la *probabilité de recourir à un mode de garde collectif, plutôt qu'à tout autre mode de garde, pour chaque enfant non scolarisé* de la famille.

Dans le panel luxembourgeois de ménages EU-SILC/PSELL 3, les femmes en congé parental au moment de l'enquête sont considérées comme étant actives occupées. Le congé pa-

[22]Ces auteurs précisent que, lorsque la valeur moyenne de la variable dépendante est très faible (inférieure à 0,10), l'exigence en termes de nombre de groupes est plus importante ; en l'occurrence, la limite est portée à 100 groupes.

rental, créé en 1999 au G-D de Luxembourg, permet aux parents qui le désirent et qui remplissent les conditions d'éligibilité de réduire leur temps de travail ou d'interrompre temporairement leur carrière professionnelle pour s'occuper de leur enfant : ce congé peut être de six mois s'il est pris à temps plein, c'est-à-dire en suspendant entièrement l'activité professionnelle, ou de douze mois s'il est pris à temps partiel, c'est-à-dire en poursuivant l'activité professionnelle à temps partiel [23]. Dans le cadre de notre analyse, il ne nous semble pas judicieux de conserver cette définition du statut d'activité. Il est en effet possible que le recours au congé parental à temps plein soit influencé par la disponibilité locale des modes de garde collectifs : anticipant des difficultés à trouver une place pour leur(s) enfant(s) dans une structure collective, et ne disposant pas de solutions alternatives aux modes de garde non collectifs, certaines femmes pourraient s'être tournées vers le congé parental à temps plein. Pour cette raison, nous avons choisi de retirer ces femmes du groupe de femmes en emploi[24] pour les inclure dans le groupe des femmes en non emploi[25]. Moyennant cette transformation, ce sont 66% des femmes ayant au moins un enfant non scolarisé qui travaillent en 2006[26].

3.3 Présentation du modèle bivarié multiniveaux retenu

Pour l'analyse empirique, nous utilisons un modèle bivarié,, avec pour variables dépendantes : la *probabilité de travailler* (à temps complet ou à temps partiel) et la *probabilité de recourir à un mode de garde collectif, plutôt qu'à tout autre mode de garde, pour chaque enfant non scolarisé* de la famille[27]. Dans notre analyse, 66% des femmes ayant au moins un enfant

[23] Pour prétendre au congé parental, le parent qui en fait la demande doit avoir travaillé au Luxembourg pendant au moins 12 mois avant la naissance de l'enfant et être affilié à la caisse nationale de Sécurité Sociale. Le congé parental ouvre droit à une indemnité forfaitaire : en 2006, cette indemnité s'élevait à 1778,31 euros par mois pour le congé à temps plein et à 889,48 euros par mois pour le congé à temps partiel. A titre de comparaison, le salaire minimum au Luxembourg est de 1541 euros/mois pour un travailleur non qualifié à temps plein en 2006.

[24] 6% des femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé étaient en congé parental à temps complet en 2006.

[25] En revanche, nous avons conservé les femmes en congé parental à temps partiel dans le groupe des femmes en emploi puisque celles-ci continuent de travailler.

[26] Parmi elles, 55% travaillent à temps partiel. Pour la grande majorité de celles-ci, la durée hebdomadaire de travail est inférieure à un trois-quarts temps : 54% travaillent 20 heures ou moins par semaine et 23% travaillent entre 21 et 29 heures par semaine. 88% des femmes qui travaillent moins de 30 heures par semaine mettent en avant leurs responsabilités familiales pour expliquer leur durée (réduite) de travail (les autres raisons avancées, et notamment le fait de ne pas avoir trouvé un emploi à temps complet, sont quant à elles marginales.). Ainsi, parmi les femmes qui travaillent, plus de la moitié est à temps partiel : la modalité *travaille* de la variable dépendante mesurant l'offre de travail des mères de jeunes enfants est de ce point de vue hétérogène, ce qui constitue une limite de notre modèle.

[27] Les limites techniques imposées par les logiciels statistiques existants nous contraignent à définir les variables dépendantes sous la forme de variables binaires.

non scolarisé travaillent en 2006[28]. Le recours à la garde collective concerne 29% des femmes ayant un seul enfant non scolarisé et 22% des femmes ayant deux enfants non scolarisés[29].

Sous sa forme structurelle, le modèle bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective s'écrit de la façon suivante :

Niveau 1 (les mères : $i = 1, ..., 523$***)*** :

$$\text{Logit}(p(y_{1ij} = 1)) = \beta_{10j} + \sum_{k=1}^{K} \gamma_{1k} x_{kij} \tag{2}$$

$$\text{Logit}(p(y_{2ij} = 1)) = \beta_{20j} + \sum_{k=1}^{K} \gamma_{2k} x_{kij} \tag{3}$$

où β_{10j} et β_{20j} sont les constantes aléatoires, γ_{1k} et γ_{2k} sont les coefficients de régression, supposés fixes, associés aux K variables explicatives, d'indice k, de la probabilité de participer au marché du travail et de la probabilité de recours à la garde collective. L'indice j des constantes signale qu'il s'agit de constantes aléatoires.

Niveau 2 (les groupes de mères : $j = 1, ..., 336$***)*** :

$$\beta_{10j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} I_j + \mu_{1j} \tag{4}$$

$$\beta_{20j} = \gamma_{20} + \gamma_{21} I_j + \mu_{2j} \tag{5}$$

où I_j désigne la disponibilité locale des modes de garde collectifs dans le groupe j, μ_{1j} et μ_{2j} sont les termes d'erreur de niveau 2, contraints à suivre une loi jointe logistique, de variance τ^2. La disponibilité locale des modes de garde I_j et les termes d'erreurs μ_{1j} et μ_{2j} sont indicés par j car ils diffèrent d'un groupe à un autre.

En remplaçant dans les équations (2) et (3) les constantes aléatoires par leur expression respective (équations 4 et 5), le modèle multiniveaux bivarié se réécrit ainsi sous **sa forme réduite** :

[28]Parmi elles, 55% travaillent à temps partiel. La modalité *travaille* de la variable dépendante mesurant l'offre de travail des mères de jeunes enfants est de ce point de vue hétérogène, ce qui constitue une limite de notre modèle.

[29]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.

$$\text{Logit}(P(y_{1ij}=1)) = \gamma_{10} + \gamma_{11} I_j + \sum_{k=2}^{K} \gamma_{1k} x_{kij} + \mu_{1j} \tag{6}$$

$$\text{Logit}(P(y_{2ij}=1)) = \gamma_{20} + \gamma_{21} I_j + \sum_{k=2}^{K} \gamma_{2k} x_{kij} + \mu_{2j} \tag{7}$$

3.4 Les variables explicatives retenues

Pour expliquer la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recourir à la garde collective, nous utilisons les variables suivantes comme variables de contrôle au niveau individuel : l'âge de la mère, le niveau d'études de la mère et de son conjoint, la nationalité de la mère, la présence d'enfants scolarisés selon leur âge (cf. tableau 4 et 5 pour des statistiques descriptives).

L'absence de données sur les prix des modes de garde et sur la disponibilité de modes de garde non collectifs (tels que les nourrices agrées) et informels (tels que les grands-parents, les voisins) constituent deux limites de notre analyse.

D'une part, malgré la richesse de la source de données, nous ne disposons pas d'informations relatives aux prix des modes de garde d'enfants, ni de variables en mesure de constituer des approximations de ces prix. Les modèles théoriques d'offre de travail des mères et de choix du modes de garde soulignent le rôle déterminant du prix des modes de garde d'enfants dans les décisions des mères en termes d'offre de travail et de choix du mode de garde ; ce résultat est confirmé dans la majeure partie des études empiriques (voir à ce sujet les tableaux synoptiques de Cleveland *et al.*, 1996, Viitanen, 2005, Perraudin et Pucci, 2007). L'omission de variables relatives au prix des modes de garde payants constitue donc une limite de notre étude. Cependant, comme souligné par Gustaffson et Stafford (1992), Kreyenfeld et Hank (2000) et Del Boca et Vuri (2007), le prix des modes de garde d'enfants affecte la participation des mères au marché du travail uniquement dans les zones où il n'y a pas de problème de rationnement en services de garde.

D'autre part, les modes de garde **non collectifs** et l'aide informelle peuvent être considérés comme des substituts, plus ou moins parfaits, aux modes de garde collectifs. De ce fait, l'effet supposé désincitatif, sur l'offre de travail des mères, d'une faible disponibilité locale des modes de garde collectifs pourrait ne pas s'exercer, ou être de moindre ampleur, sur les femmes qui

ont accès aux modes de garde non collectifs. Pour les nourrices, nous ne disposons même pas d'informations indirectes. En revanche, nous pouvons utiliser la nationalité pour rendre compte de la disponibilité de l'aide informelle : l'hypothèse est que la nationalité peut renseigner sur la proximité des membres de la famille, et en particulier des grands-parents[30].

4 Résultats

4.1 Résultats du modèle à constantes aléatoires

Sous l'hypothèse d'une variance commune aux deux équations, la variance des erreurs de niveau 2 (τ^2) est estimée égale à 0,2633. Ce résultat semble suggérer que, après prise en compte de la variable de groupe – la disponibilité locale des services de garde collectifs– et des variables de contrôle au niveau individuel, il subsiste des différences aléatoires entre les groupes de mères. Cependant, la valeur de l'écart type estimé de la variance de niveau 2 (0,1748, ce qui est 1,506 fois moins que la valeur estimée de la variance) laisse penser qu'elle n'est pas nettement statistiquement significative.

Le coefficient de la disponibilité locale des modes de garde est significatif (au seuil de 1 pour mille) et positif : toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs accroît la probabilité de travailler.

Le parallèle entre ces résultats et les résultats obtenus avec la version à un niveau du modèle logit bivarié de participation au marché du travail et de recours à la garde collective (cf. le tableau 11 en annexe) apporte des informations intéressantes. En effet, en prenant en compte la dépendance des observations, au moyen d'un modèle multiniveaux, la *p-value* du coefficient de la disponibilité locale des modes de garde a doublé (elle est de 0,0004 dans le modèle à un seul niveau contre 0,0008 dans le modèle à deux niveaux) ; la valeur estimée du coefficient de régression de la disponibilité locale des modes de garde n'est pas modifiée. Ainsi, il apparaît que, une fois tenu compte de l'existence de groupes de mères, en utilisant une technique auto-

[30]Cette variable ne mesure toutefois que de façon très imparfaite l'aide informelle qui peut être apportée à la famille. Quand bien même le fait, pour une mère, d'être luxembourgeoise indiquerait une plus forte probabilité que les grands-parents résident à proximité, cela ne signifie pas pour autant que ces derniers soient disponibles, vivants, et enclins à s'occuper de leur(s) petit(s)-enfant(s) ; sans compter que, dans le cas d'étrangers résidant au Luxembourg depuis plusieurs générations, il est fort possible que les grands-parents de(des) enfant(s) résident également au Luxembourg. Cependant, à la manière de la littérature existante, nous nous contentons de cette variable, à défaut de disposer d'informations précise sur la disponibilité de l'aide informelle.

risant la dépendance des observations au sein de ces groupes, la disponibilité locale des modes de garde d'enfants conserve certes un effet significatif, positif, sur la participation des mères de jeunes enfants au marché du travail, mais que cet effet est moins fortement significatif (même s'il le reste nettement).

Le même constat peut être fait pour le coefficient de la disponibilité locale des modes de garde dans l'équation de recours à la garde collective. Dans le modèle à deux niveaux, la *p-value* du coefficient de la disponibilité locale des modes de garde est deux fois plus importante que dans la version du modèle à un niveau (0,0207 contre 0,0133) ; la valeur estimée du coefficient n'est, quant à elle, pas modifiée par la prise en compte de la dépendance des observations.

S'agissant des effets marginaux, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation d'une unité de la disponibilité locale des modes de garde collectifs accroît de 4% la probabilité de travailler plutôt que de ne pas travailler (et de 3% la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés plutôt que de recourir à d'autre(s) mode(s) de garde pour son(ses) enfant(s))[31].

4.2 Le recours à des cas-types pour mieux apprécier l'ampleur de l'effet de la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants

Nous calculons maintenant l'effet qu'aurait **une hausse de 10%, 25% ou 50%** de la disponibilité locale des modes de garde collectifs sur la probabilité des mères de participer au marché du travail.

Cas d'une Luxembourgeoise, âgée de 32 ans, diplômée du supérieur, avec un conjoint également diplômé du supérieur, selon la présence ou non d'enfants scolarisés

Aux valeurs nulles des facteurs explicatifs, c'est-à-dire pour le **cas type de base**, qui correspond à une mère luxembourgoise, âgée de 32 ans, diplômée du supérieur, dont le conjoint est également diplômé du supérieur, qui n'a pas d'enfant scolarisé et qui fait face à une dispo-

[31] Ces effets marginaux sont calculés de la même manière que dans le cas d'un modèle logit à un niveau, soit, respectivement $\exp(0,034) = 1.04$ et $\exp(0,029) = 1.03$. Ces calculs sont effectués à partir des coefficients qualifiés, dans la littérature spécialisée, de *population-averaged coefficients*, par opposition aux coefficients dits *unit-specific coefficients*, qui permettent de calculer l'impact, sur le rapport des chances, d'une modification d'une unité de la variable explicative en question (ici la disponibilité locale des modes de garde) conditionnellement à l'effet aléatoire, et qui sont donc, de ce fait, moins appropriés ici.

nibilité locale des modes de garde collectifs équivalente à la moyenne nationale (i.e. 37,25), la probabilité de participer au marché du travail est estimée à 0,63 par notre modèle (cf. tableau 7)[32].

Pour le cas type de base, le calcul de la probabilité de participer au marché du travail pour différentes valeurs de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs (et en laissant inchangées les variables de contrôle de niveau individuel) permet de mettre en évidence les résultats suivants :

- un accroissement de 10% de la disponibilité locale des modes de garde collectifs au regard de la moyenne nationale se traduirait, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de 3 points de la probabilité de travailler des mères étudiées ici.
- une augmentation de 25% de disponibilité locale aurait pour effet d'augmenter de 8 points la probabilité de participer au marché du travail de ces femmes.
- pour une hausse de 50% de disponibilité locale au regard de la moyenne nationale, la probabilité de ces femmes participer au marché du travail passerait de 0,63 à 0,77, soit 14 points de plus.

Pour ce cas type là, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde collectifs aurait un effet non négligeable sur les décisions d'emploi.

Cette conclusion peut être élargie à des variantes de ce cas type de base, variantes *selon la présence d'enfants scolarisés par groupe d'âge* (cf. tableau 7). L'ampleur, en valeur absolue, de l'effet, sur la probabilité de travailler, d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde est, dans la plupart des cas, comparable à l'ampleur de l'effet que nous venons d'observer pour le cas type de base.

[32] Il s'agit de la *predicted probability-population averaged*, qui correspond à la probabilité prédite aux valeurs nulles des variables explicatives et à la valeur moyenne de l'effet aléatoire.

TAB. 1 – Caractéristiques individuelles et familiales de la population de femmes vivant en couple et ayant au moins un enfant non scolarisé

Variable	Moyenne	Ecart type
Caractéristiques individuelles		
Age de la mère	31,86	28,19
Nationalité de la mère		
luxembourgeoise	0,36	0,48
portugaise	0,30	0,46
autre UE-15	0,25	0,43
non UE-15	0,09	0,28
Niveau de diplôme de la mère		
primaire, secondaire inférieur	0,31	0,47
secondaire supérieur	0,30	0,46
post-secondaire	0,39	0,49
Travaille	0,66	0,47
Recours à la garde collectif	0,27	0,44
Caractéristiques familiales		
Age du conjoint	34,69	33,78
Niveau de diplôme du conjoint		
aucun, primaire, secondaire inférieur	0,33	0,47
secondaire supérieur	0,31	0,46
post-secondaire	0,36	0,48
Conjoint en emploi	0,97	0,17
Présence de deux enfants non scolarisés	0,15	0,36
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de		
4-6 ans	0,25	0,43
7-12 ans	0,24	0,43
13 ans ou +	0,03	0,17
Présence d'un adulte autre que le conjoint	0,04	0,20
Niveau de vie (en euros/mois)	2824	9757
*Catégorie de revenus**		
bas revenus	0,13	0,34
revenus moyens	0,44	0,50
hauts revenus	0,42	0,49

*revenus du conjoint
[bas revenus $<$ 2 SSM], [2 SSM $\leq$revenus moyens$<$3 SSM], [3 SSM $<$ hauts revenus]
valeur du SSM (salaire social minimum)=1541 euros/mois à temps plein
N=523 observations.
Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

TAB. 2 – Statistiques descriptives de l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants, selon la participation au marché du travail

Participe au marché du travail	N	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum
Oui	276	38,40	40,72	12,50	55,89
Non	243	34,95	36,72	11,97	56,16
Ensemble	519	37,25	39,47	11,97	56,17

Note : 4 observations sont manquantes
N=523 observations.
Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et SCAJE-GDL-2007

TAB. 3 – Fréquences de la taille des groupes de mères

Taille du groupe	**Fréquence**	**Pourcentage**	**Pourcentage cumulé**
1	263	78,27	78,27
2	40	11,90	90,00
3	15	4,46	94,64
4	4	1,19	95,83
6	5	1,49	97,30
7	2	0,60	97,92
8	2	0,60	98,51
9	1	0,30	98,81
14	1	0,30	100,00

N=336 groupes de mères.Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

TAB. 4 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de travailler

	Ne travaille pas		**Travaille**	
Variable	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
âge de la mère	31,47	4,05	32,06	5,56
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	0,34	0,40	0,37	0,55
portugaise	0,27	0,38	0,32	0,52
autre UE-15	0,23	0,35	0,25	0,49
non UE-15	0,16	0,31	0,05	0,24
Niveau de diplôme de la mère				
primaire, secondaire inférieur	0,29	0,39	0,33	0,53
secondaire supérieur	0,40	0,42	0,24	0,49
post-secondaire	0,31	0,40	0,43	0,56
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de				
4-6 ans	0,27	0,38	0,26	0,49
7-12 ans	0,31	0,39	0,21	0,46
13 ans ou +	0,06	0,20	0,03	0,18
Niveau de diplôme du conjoint				
aucun, primaire, secondaire inférieur	0,30	0,39	0,34	0,53
secondaire supérieur	0,33	0,40	0,32	0,52
post-secondaire	0,37	0,41	0,34	0,53

N=523 observations. Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple
Source : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD

TAB. 5 – Statistiques descriptives des variables de contrôle de la probabilité de recourir à la garde collective pour tous les enfants non scolarisés

	Pas de garde collective*		**Garde collective**	
Variable	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
âge de la mère	31,54	4,95	32,70	4,67
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	0,40	0,48	0,25	0,46
portugaise	0,32	0,46	0,24	0,46
autre UE-15	0,18	0,38	0,43	0,53
autre	0,10	0,28	0,08	0,29
Niveau de diplôme de la mère				
primaire, secondaire inférieur	0,35	0,47	0,20	0,44
secondaire supérieur	0,33	0,49	0,22	0,45
post-secondaire	0,32	0,46	0,58	0,54
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de				
4-6 ans	0,27	0,44	0,19	0,42
7-12 ans	0,28	0,44	0,17	0,40
13 ans ou +	0,04	0,18	0,02	0,15
Niveau de diplôme du conjoint				
primaire, secondaire inférieur	0,35	0,47	0,27	0,48
secondaire supérieur	0,34	0,47	0,24	0,45
post-secondaire	0,31	0,45	0,49	0,53

*pour aucun des enfants non scolarisés

N=523 observations. Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé et vivant en couple

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

TAB. 6 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux

	Probabilité de travailler		**Probabilité de recourir à la garde collective**	
Effets fixes				
constante	0,543	(0,0524)	−1,065	(0,0010)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,034	(0,0008)	0,030	(0,0207)
âge de la mère (centré)	0,024	(0,3077)	0,062	(0,0284)
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
portugaise	0,348	(0,2611)	0,207	(0,6152)
autre UE-15	0,171	(0,5399)	1,023	(0,0018)
non UE-15	−1,052	(0,004)	0,788	(0,0612)
Niveau de diplôme de la mère				
post-secondaire	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
secondaire supérieur	−0,183	(0,5494)	−0,503	(0,1450)
primaire, secondaire inférieur	−0,529	(0,1070)	−1,035	(0,0098)
Niveau de diplôme du conjoint				
post-secondaire	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
secondaire supérieur	0,257	(0,3944)	−0,286	(0,4060)
primaire, secondaire inférieur	0,254	(0,4582)	0,142	(0,7230)
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de				
4-6 ans	−0,574	(0,0110)	−0,610	(0,0317)
7-12 ans	−0,465	(0,0680)	0,001	(0,9966)
13 ans ou +	−0,919	(0,0393)	−0,570	(0,3005)
Effet aléatoire				
Variance de niveau 2	0,2633			
Ecart type estimé de cette variance	0,1748			
-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance =4626,59				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.
N=523 observations. Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple
Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 7 – Effets d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs - Cas type de base et variantes selon la présence d'enfants scolarisés

Description du cas type de base : femme luxembourgeoise, de 32 ans, diplômée du supérieur, dont le conjoint est diplômé du supérieur, sans enfant scolarisé.

					Valeurs prédites des probabilités **suite à une augmentation** de la disponibilité locale des modes de garde collectifs de :					
			Valeurs prédites des probabilités		**10%**		**25%**		**50%**	
Présence d'au moins un enfant âgé de* :										
4-6 ans	7-12 ans	13 ans ou +	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$
0	**0**	**0**	**0,63**	**0,26**	**0,66**	**0,28**	**0,71**	**0,32**	**0,77**	**0,38**
1	0	0	0,49	0,16	0,53	0,17	0,58	0,20	0,66	0,25
0	1	0	0,52	0,27	0,55	0,28	0,60	0,32	0,68	0,38
0	0	1	0,41	0,16	0,44	0,18	0,49	0,21	0,58	0,26
1	1	0	0,38	0,16	0,41	0,17	0,46	0,20	0,55	0,25
1	1	1	0,19	0,10	0,22	0,11	0,25	0,13	0,32	0,16

* : 0= non, 1= oui

$P(y_1)$: probabilité de travailler, $P(y_2)$: probabilité de recourir à la garde collective

Cas d'une Portugaise, âgée de 32 ans, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a également un niveau de diplôme inférieur, selon la présence ou non d'enfants scolarisés

Nous poursuivons cet exercice en prenant, maintenant, le cas de mères de nationalité portugaise (elles représentent 30% de l'échantillon). Nous avons défini ce second cas type de la façon suivante : il s'agit d'une mère portugaise, d'âge moyen, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a un niveau de diplôme inférieur et sans enfant scolarisé[33]. Selon notre modèle, la probabilité de ces femmes de participer au marché du travail s'élève à 0,71 (cf. tableau 8).

Comme précédemment, nous calculons l'impact, sur la probabilité qu'ont ces femmes de travailler, qu'aurait une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde. Nous obtenons les résultats suivants :

- suite à une hausse de 10% de la disponibilité locale des modes de garde, la probabilité des femmes étudiées ici de participer au marché du travail augmenterait, toutes choses égales par ailleurs, de 3 points (passant de 0,71 à 0,74).
- une augmentation de 25% de la disponibilité locale des modes de garde aurait pour effet d'augmenter de 6 points la probabilité de ces femmes de participer au marché du travail
- pour une hausse de 50%, le chiffre serait de 12 points.

Comme pour le cas type de base, nous modifions maintenant la caractéristique relative à la présence d'enfants scolarisés pour créer des variantes de ce cas-type de mères portugaises, et nous répliquons cet exercice. Nous constatons que l'augmentation de 10% de l'indicateur de disponibilité locale aurait un effet, en valeur absolue, pour ces femmes comparable à celui observé pour celles n'ayant pas d'enfants scolarisés : la hausse de la probabilité de participer au marché du travail est comprise entre 3 et 4 points selon les cas. En revanche, une hausse de 25% ou de 50% de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants aurait, dans la quasi-totalité des cas, un impact relativement plus important, en valeur absolue, pour les femmes qui ont au moins un enfant scolarisé que celles qui n'en ont pas. En effet, pour les femmes ayant au moins un enfant scolarisé, l'impact, sur leur probabilité de travailler, d'une hausse de 25% de la disponibilité locale des modes de garde se traduirait par une hausse comprise entre 7

[33]Le choix de modifier ici le niveau de qualification par rapport au cas type de base est motivé par les données. En effet, 64% des mères portugaises de notre population d'analyse ont un niveau de diplôme inférieur ; elles sont 66% à avoir un conjoint dont le niveau de diplôme est inférieur. C'est pourquoi nous avons choisi ce niveau de diplôme pour définir ce deuxième cas type.

et 9 points, contre 6 points pour les femmes sans enfant scolarisé. Pour une augmentation de 50% de la disponibilité locale des modes de garde, la différence est plus marquée : pour les femmes avec au moins un enfant scolarisé, l'augmentation de la probabilité de travailler serait comprise entre 15 à 17 points, contre 12 points pour les femmes sans enfant scolarisé.

TAB. 8 – Effets d'une hausse de la disponibilité locale des modes de garde collectifs - Cas type n°2, et variantes selon la présence d'enfants scolarisé

Description du cas-type n° 2 : femme portugaise, de 32 ans, avec un niveau de diplôme inférieur, dont le conjoint a un niveau de diplôme inférieur, sans enfant scolarisé.

					Valeurs prédites des probabilités **suite à une augmentation** de la disponibilité locale des modes de garde collectifs de :					
			Valeurs prédites des probabilités		**10%**		**25%**		**50%**	
Présence d'au moins un enfant âgé de* :										
4-6 ans	7-12 ans	13 ans ou +	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$	$P(y_1)$	$P(y_2)$
0	**0**	**0**	**0,71**	**0,30**	**0,74**	**0,32**	**0,77**	**0,36**	**0,83**	**0,43**
1	0	0	0,58	0,19	0,61	0,21	0,66	0,24	0,73	0,29
0	1	0	0,60	0,30	0,64	0,32	0,68	0,36	0,75	0,43
0	0	1	0,49	0,19	0,53	0,21	0,58	0,24	0,66	0,30
1	1	0	0,46	0,19	0,50	0,21	0,55	0,24	0,63	0,29
1	1	1	0,25	0,12	0,28	0,13	0,32	0,15	0,40	0,19

* : 0= non, 1= oui

$P(y_1)$: probabilité de travailler, $P(y_2)$: probabilité de recourir à la garde collective

Ces résultats sont, nous semble-t-il, intéressants du point de vue de l'action à mener en faveur de l'emploi des mères de jeunes enfants : un investissement dans les structures collectives en vue d'accroître la disponibilité locale aurait un effet positif sur la participation au marché du travail de l'ensemble des mères de jeunes enfants, et l'ampleur absolue de cet effet serait plus grande notamment pour les femmes ayant les charges familiales les plus importantes.

4.3 Un essai de prise en compte des demandes découragées en raison de tarifs jugés excessifs

4.3.1 Le recours à une *proxy* pour tenir compte des demandes découragées

Pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des services de garde collectifs, nous avons utilisé les réponses fournies par les responsables des structures d'accueil enquêtées quant aux chances d'obtenir la ou les place(s) **demandée(s)** dans leur établissement. Nous avons supposé que, pour répondre à ces questions, les responsables des structures mettent en relation les capacités d'accueil de leur établissement avec les demandes qui leur ont été adressées. Mais, s'il est raisonnable d'admettre que ces personnes ont bien à l'esprit le nombre de places offertes dans leur établissement, nous pouvons craindre, en revanche, qu'elles n'aient connaissance que des demandes **réellement** exprimées. Cela peut être un problème en cas d'existence d'un phénomène de découragement dû aux tarifs des modes de garde collectifs jugés prohibitifs par certaines mères[34]. En effet, si certaines mères, ayant connaissance des tarifs, renoncent à solliciter une ou des places pour leurs enfants dans les structures collectives en raison d'un coût qu'elles estiment excessif, et si la proportion de ces mères *découragées* varie selon les groupes, alors l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants risque d'être plus ou moins surestimé selon les cas. Par conséquent, ce phénomène de demandes découragées pourrait se traduire par une mauvaise appréciation de l'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs.

Nous supposons que les femmes susceptibles d'être découragées par des tarifs jugés prohibitifs sont celles dont l'espérance de gains sur le marché du travail est la plus faible (comme ap-

[34]Les règles de priorité dans le secteur public pourraient être un autre motif de découragement des demandes. En effet, certaines familles à hauts revenus pourraient renoncer à demander une place pour leur enfant dans une structure collective publique parce qu'elles anticipent que, du fait de leurs revenus, elles auraient peu de chances d'obtenir la place sollicitée. Mais notre indicateur est calculé en tenant compte à la fois des places dans le secteur public et des places dans le secteur privé, ce qui limite le biais lié à ce motif de découragement.

proximation de ces gains, nous prendrons le niveau d'études). Pour ces femmes-là, les chances d'obtenir la ou les places demandées pourraient être surestimées : il est fort possible que, en réalité, ayant connaissance des tarifs pratiqués et les jugeant au-dessus de leurs moyens financiers, nombre de ces mères ne demandent pas de places. Dans ce cas, la demande exprimée est inférieure à la demande réelle ; la disponibilité locale des modes de garde collectifs est donc surestimée.

Pour essayer de traiter ce problème, nous avons introduit une variable croisant l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde collectifs (I_j) et la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe (notée E_j)[35]. La constante aléatoire de l'équation de participation au marché du travail et la constante aléatoire de l'équation de recours à la garde collective se réécrivent maintenant de la façon suivante :

$$\beta_{10j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} I_j + \gamma_{12} E_j + \gamma_{13} E_j I_j + \mu_{1j} \tag{8}$$

$$\beta_{20g} = \gamma_{20} + \gamma_{21} I_j + \gamma_{22} E_j + \gamma_{23} E_j I_j + \mu_{2j} \tag{9}$$

Sous sa **forme réduite**, cette deuxième version du modèle bivarié multiniveaux de participation au marché du travail et de recours à la garde collective s'écrit de la façon suivante :

$$\text{Logit}(P(y_{1ij} = 1)) = \gamma_{10} + \gamma_{11} I_j + \gamma_{12} E_j + \gamma_{13} E_j I_j + \sum_{k=4}^{K} \gamma_{1k} x_{kij} + \mu_{1j} \tag{10}$$

$$\text{Logit}(P(y_{2ij} = 1)) = \gamma_{20} + \gamma_{21} I_j + \gamma_{22} E_j + \gamma_{23} E_j I_j + \sum_{k=4}^{K} \gamma_{2k} x_{kij} + \mu_{2j} \tag{11}$$

4.3.2 Les résultats de la deuxième version du modèle bivarié multiniveaux

La variance entre les groupes de mères s'élève maintenant à 0,3146 ; le risque qu'elle soit statistiquement non significative est maintenant un peu moins important que dans le modèle précédent : la valeur de l'écart type estimé est de 0,1860, soit 1,691 fois moins que la valeur estimée de la variance (tableau 9)[36].

[35] La proportion de femmes peu diplômées par groupe est en moyenne égale à 0,37.

[36] La valeur de la statistique d'ajustement de ce deuxième modèle (-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance) ne peut pas être comparée à celle du premier modèle. En effet, comme indiqué dans la documentation SAS de PROC

L'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale[37] n'est pas significatif lorsque la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe (E_j) est nulle ; cet impact est en revanche significatif (au seuil de 1 pour mille) lorsque E_j vaut 25%, 50%, 75% ou 100% (cf. tableau 10). L'effet, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants apparaît d'autant plus grand que la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe l'est aussi. Lorsque cette proportion est égale à 50%, 75% ou 100%, l'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs apparaît plus important que celui estimé par la première version du modèle (cf. tableau 6).

Les résultats de cette deuxième version du modèle tendent ainsi à confirmer l'idée que l'impact, sur la probabilité de participer au marché du travail, de la disponibilité locale des modes de garde pourrait être sous-estimé lorsque la proportion de demandes découragées dans le groupe est importante[38].

GLIMMIX de juin 2006 (cf. page 163), il ne faut jamais comparer les statistiques d'ajustement de deux modèles nichés, ce qui est notre cas. La raison en est qu'il s'agit en fait de pseudo résiduelle log vraisemblance de modèle linéarisé et il est possible que celle du modèle dans lequel est niché l'autre soit plus petite, sans que le modèle en question offre pour autant un meilleur ajustement aux données.

[37] L'impact, sur la probabilité de travailler, de la disponibilité locale des modes de garde collectifs est égal à : $\hat{\gamma}_{11} + \hat{\gamma}_{13} E_j$.

[38] Ces résultats soulignent aussi que, dans l'équation de probabilité de recours à la garde collective, le fait d'avoir un niveau de diplôme inférieur plutôt que supérieur a perdu sa significativité relativement à la première version du modèle (la *p-value* est ici de 0,2383, contre 0,0098 dans la première version du modèle). L'explication tient peut-être à l'emploi de la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe (E_j) comme facteur explicatif de niveau groupe ; ce facteur a en effet pu capter toute la variabilité de niveau individuel de la variable relative au fait, pour une mère, d'avoir un niveau de diplôme bas plutôt que supérieur.

5 Conclusion

Les résultats obtenus ici montrent que, même lorsqu'on tient compte de la dépendance des observations (et ceci au moyen d'une technique adaptée), la disponibilité locale des services collectifs de garde d'enfants a un effet significatif sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. En l'occurrence, une augmentation de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants a une incidence positive sur la participation des mères au marché du travail ; l'emploi de cas-types a révélé que l'ampleur de cet effet est relativement importante.

Les résultats de notre analyse constituent une source d'information intéressante pour les pouvoirs publics, engagés, depuis plusieurs années, dans des mesures en faveur de l'emploi des mères de jeunes enfants : nous avons en effet souligné que, avec les règles de priorité en vigueur, l'augmentation de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants pourrait avoir un effet positif sur la participation des mères au marché du travail. De façon plus générale, ces résultats soulignent la pertinence –sous réserve de la prise en compte du coût pour la collectivité– de la poursuite des politiques en faveur du développement des capacités d'accueil de la petite enfance.

Les conclusions de notre analyse sont cependant soumises à des limites, dont le dépassement pourrait constituer des pistes pour de futures études. En particulier, du point de vue du modèle théorique, une amélioration de l'analyse consisterait à lever l'hypothèse d'exogénéité de l'offre de travail du conjoint en développant un modèle d'offre de travail collective. Au niveau empirique, l'obtention des données qui nous ont fait défaut ici permettrait d'améliorer notre analyse. En outre, l'analyse économétrique pourrait être enrichie par l'emploi de modèles bivariés avec une ou plusieurs équations à variables dépendantes trichotomiques : il serait ainsi possible d'affiner notre analyse en distinguant trois niveaux, ordonnés, d'offre de travail (non emploi, emploi à temps partiel, emploi à temps complet), voire quatre si nous distinguons deux types de temps partiel (par exemple, un temps partiel supérieur à un mi-temps ou un temps partiel équivalent à un mi-temps ou moins) et trois modes de garde, non ordonnés (garde collective pour tous les enfants non scolarisés, autre mode de garde payant, garde informelle).

TAB. 9 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 2 niveaux avec un effet d'interaction entre la disponibilité locale des modes de garde et la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe

	Probabilité de travailler		**Probabilité de recourir à la garde collective**	
Effets fixes				
constante	−0,271	(0,6464)	−2,710	(0,0001)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,022	(0,1283)	0,046	(0,0052)
proportion de femmes peu diplômées	−0,945	(0,3028)	1,177	(0,3249)
disponibilité locale de la garde collective*proportion de femmes peu diplômées	0,029	(0,2167)	−0,051	(0,932)
âge de la mère (centré)	0,026	(0,2781)	0,057	(0,0459)
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
portugaise	0,358	(0,2543)	0,223	(0,5935)
autre UE-15	0,164	(0,5568)	1,040	(0,0017)
non UE-15	−1,082	(0,0041)	0,839	(0,0494)
Niveau de diplôme de la mère				
post-secondaire	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
secondaire supérieur	−0,199	(0,5199)	−0,461	(0,1903)
primaire, secondaire inférieur	−0,576	(0,2009)	−0,639	(0,2383)
Niveau de diplôme du conjoint				
post-secondaire	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
secondaire supérieur	0,230	(0,4489)	−0,262	(0,4521)
primaire, secondaire inférieur	0,231	(0,5044)	0,214	(0,6016)
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de				
4-6 ans	−0,542	(0,0180)	−0,672	(0,0212)
7-12 ans	−0,461	(0,0731)	−0,024	(0,9402)
13 ans ou +	−0,993	(0,0282)	−0,444	(0,4303)
Effet aléatoire				
Variance de niveau 2	0,3146			
Ecart type estimé de cette variance	0,1847			
-2 Res Log Pseudo-Vraisemblance =4624,08				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.
N=523 observations. Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple
Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

TAB. 10 – Coefficients estimés de la disponibilité locale des modes de garde collectifs, selon la proportion de femmes peu diplômées dans le groupe

Proportion de diplômées de l'inférieur dans le groupe :	**Probabilité de travailler**		**Probabilité de recourir à la garde collective**	
0%	0,022	(0,1283)	0,046	(0,0052)
25%	0,029	(0,0090)	0,034	(0,0101)
50%	0,037	(0,0006)	0,021	(0,1221)
75%	0,044	(0,0008)	0,008	(0,6445)
100%	0,051	(0,0030)	−0,005	(0,8431)

Les *p-values* figurent entre parenthèses.
N=523 observations. Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple
Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

6 *

Annexe

TAB. 11 – Résultats de l'estimation du modèle logit bivarié à 1 niveau

	Probabilité de travailler		**Probabilité de recourir à la garde collective**	
constante	−0,701	(0,1150)	−2,149	(0,0001)
disponibilité locale de la garde collective (centrée)	0,034	(0,0004)	0,030	(0,0133)
âge de la mère (centré)	0,026	(0,2675)	0,063	(0,0219)
Nationalité de la mère				
luxembourgeoise	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
portugaise	0,327	(0,2742)	0,181	(0,6533)
autre UE-15	0,153	(0,5707)	0,996	(0,0019)
non UE-15	−1,005	(0,0054)	0,830	(0,0427)
Niveau de diplôme de la mère				
supérieur	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
intermédiaire	−0,199	(0,5003)	−0,495	(0,1403)
inférieur	−0,531	(0,0960)	−1,024	(0,0089)
Niveau de diplôme du conjoint				
supérieur	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*	*Réf.*
intermédiaire	0,259	(0,3758)	−0,278	(0,4062)
inférieur	0,244	(0,4627)	0,123	(0,7508)
Présence d'au moins un enfant scolarisé âgé de :				
4-6 ans	−0,575	(0,0083)	−0,626	(0,0239)
7-12 ans	−0,469	(0,0579)	−0,005	(0,9879)
13 ans ou +	−0,927	(0,0315)	−0,556	(0,2984)
-2 Log Vraisemblance=1117,09				

Les *p-values* figurent entre parenthèses.
Procédure utilisée : SAS/PROC GLIMMIX
N=523 observations
Champ : femmes ayant au moins un enfant non scolarisé, et vivant en couple
Sources : EU-SILC/PSELL 3-2006, CEPS/INSTEAD et enquête SCAJE-GDL-2007

Références

AMERIJCKX, G. et HUMBLET, P. (2008), *Country Sheets of Early Childhood Education and Care Services in European Countries, Public Policies towards Employment of Parents and Social Inclusion*, Humblet, P.C. & Meulders, D.

BOUSSELIN, A. (2009), *Offre locale d'équipements collectifs de garde d'enfants et offre de travail des mères. Application au Luxembourg, au moyen de modèles multiniveaux*, Thèse de doctorat, Université Nancy 2, dirigée par le Professeur Jean-Claude RAY, 412 pages.

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

BOUSSELIN, A., RAY, J.-C. et REINSTADLER, A. (2009), « L'enquête « Structures Collectives d'Accueil 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.

CHONÉ, P., LE BLANC, D. et ROBERT-BOBÉE, I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 23–50.

CLARKE, P. (2008), « When Can Group Level Clustering Be Ignored ? Multilevel Models Versus Single-Level Models with Sparse Data », *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 62 : pp. 752–758.

CLEVELAND, G., GUNDERSON, M. et HYATT, D. (1996), « Child Care Costs and the Employment Decision of Women », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29 N° 1 : pp. 132–151.

CONNELLY, R. (1992), « The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74 N° 1 : pp. 83–90.

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.

GUILLOT, O. (2004), « Choix d'activité des mères vivant en couple et recours aux services de garde d'enfants », *Economie et Prévision*, N° 162 : pp. 51–69.

GUSTAFFSON, S. et STAFFORD, F. (1992), « Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 205–230.

KREYENFELD, M. et HANK, K. (2000), « Does the Availability of Child Care Influence the Employement of Mothers ? Findings from West Germany », *Population Research Studies*, Vol. 19 : pp. 317–337.

LEWIS, J. B. et LINZE, D. A. (2005), « Estimating Regression Models in Which the Dependant Variable is Based on Estimates », *Political Analysis*, Vol. 13 N° 4 : pp. 345–364.

MAAS, C. J. et HOX, J. J. (2005), « Sufficient Sample Sizes for Multilevel Modeling », *Methodology : European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, Vol. 1 : pp. 86–92.

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.

MOINEDDIN, R., MATHESON, F. I. et GLAZIER, R. H. (2007), « A Simulation Study Of Sample Size for Multilevel Logistic Regression », *BMC Medical Research Methodology*, Vol. 7 N° 34 : pp. 1–10.

MOULIN, H. (2001), « Priority Rules and Other Asymmetric Rationing Methods », *Econometrica*, Vol. 68 N° 3 : pp. 643–684.

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.

RAY, J.-C. (2004), « Transferts sociaux et gains d'activité des jeunes adultes européens. Une application des modèles multiniveaux », *Economie et Prévision*, N° 164-165 : pp. 189–210.

RAY, J.-C. et RAY, D. (2008), « Modéliser les phénomènes multiniveaux en marketing. », *Recherche et Applications en Marketing*, Vol. 23 N° 1 : pp. 55–80.

RIBAR, D. C. (1992), « Child Care and the Labor Supply of Married Women », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 134–165.

SIMONSEN, M. (2006), « Availability and Price of High Quality Day Care and Female Employment », Department of Economics Working Papers 2005-8, Department of Economics, University of Aarhus, 41 pages.

SNIJDERS, T. A. et BOSKER, R. J. (2004), *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Sage.

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 HAM, M. et BÜCHEL, F. (2006), « Unwilling or Unable ? Spatial and Socio-economic Restrictions on Females' Labour Market Access », *Regional Studies*, Vol. 40 N° 3 : pp. 345–357.

VIITANEN, T. K. (2005), « Cost of Childcare and Female Employment in the UK », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 149–170.

VIITANEN, T. K. et CHEVALIER, A. (2003), « The Supply of Childcare in Britain : Do Mothers Queue for Childcare ? », Royal economic society annual conference 2003, Royal Economic Society, 26 pages.

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

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

CEPS
INSTEAD

B.P. 48
L-4501 Differdange
Tél.: +352 58.58.55-801
www.ceps.lu