

**L'impact, sur l'offre de travail  
des mères, de la disponibilité  
locale des services de garde  
d'enfants. Synthèse de la  
littérature empirique**

Audrey BOUSSELIN

*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).*

# **L'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants. Synthèse de la littérature empirique\***

**Audrey Boussein**  
CEPS/INSTEAD, Luxembourg

Avril 2010

## **Résumé**

Ce papier propose une synthèse de la littérature relative à l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants. Ces travaux sont menés dans le cadre standard d'un modèle néoclassique d'offre de travail individuelle adapté au cas des mères de jeunes enfants. La disponibilité locale des services de garde d'enfants y est mesurée au moyen de taux locaux d'équipement (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), ce qui a pour inconvénient principal d'ignorer que cette disponibilité diffère selon les caractéristiques socio-économique des familles. La quasi-totalité des auteurs concluent à un effet significatif positif, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants ; on apprend toutefois peu de choses sur l'ampleur de cet effet.

*Mots clés* : garde d'enfants, offre de travail, offre locale de services de garde d'enfants

*JEL classification codes* : J13 ; J22

---

\*L'auteur tient à remercier Jean-Claude Ray (Nancy Université, France) ainsi que Pierre Hausman et Anne Reinstadler du CEPS/INSTEAD (Luxembourg) pour leurs commentaires.

# 1 Introduction

Dans la littérature économique, les analyses de l'effet, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de services de garde d'enfants<sup>1</sup> sont menées dans le cadre néoclassique standard d'un modèle d'offre de travail individuelle appliqué aux mères de jeunes enfants<sup>2</sup>. L'introduction de la garde d'enfants dans le modèle standard d'offre de travail individuelle trouve ses fondements théoriques dans les modèles de production domestique (Becker, 1965, Gronau, 1977) et les travaux relatifs à la qualité de l'enfant (Becker et Lewis, 1973). Les mères sont supposées retirer de la satisfaction non seulement de la consommation de biens et de loisir, mais également de la qualité de leur enfant. La garde d'enfants est introduite sous la forme d'un service intermédiaire, input de la fonction de production de qualité de l'enfant ; ce service peut être produit au sein de la sphère domestique, au moyen du temps de loisir de la mère, et/ou acquis sur le marché.

Dans ce type de modèles, les mères ont le choix entre travailler et confier leur enfant à un mode de garde extérieur, ou bien ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leur enfant. La garde maternelle a pour alternative la garde formelle, et, dans certains cas, la garde informelle. Les choix d'offre de travail et de modes de garde sont donc interdépendants. Dans ce cadre théorique, les frais de garde d'enfants agissent comme une taxe sur les salaires des mères. La conséquence en termes de politique sociale est que toute mesure visant à réduire ces frais peut encourager l'offre de travail des mères. Ce modèle standard a été largement utilisé dans la littérature économique pour étudier l'effet du coût de la garde d'enfants sur l'offre de travail des mères. Les résultats empiriques confirment le signe négatif attendu des frais de garde d'enfants, mais l'ampleur de cet effet diffère d'une étude à l'autre (voir les tableaux synoptiques de Cleveland *et al.*, 1996, Viitanen, 2005, Perraudin et Pucci, 2007).

En comparaison, l'effet, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité des services de garde d'enfants a reçu moins d'intérêt. Cela peut sembler surprenant pour deux raisons. D'une part, l'analyse économique suggère qu'une offre locale de services de garde abondante est un

---

<sup>1</sup>Il s'agit ici des services formels de garde d'enfants, c'est-à-dire les modes de garde institutionnels (tels que les crèches, les garderies ou les nourrices agréées). Par opposition, la garde informelle désigne la garde par les membres de la famille, les amis, le voisinage.

<sup>2</sup>Bien que les modèles concernent les femmes en couple, l'offre de travail du conjoint est supposé exogène à celle de la mère. La mère est ainsi considérée comme étant la seule personne au sein du ménage qui prend les décisions en termes de garde d'enfants.

facteur encourageant l'offre de travail des mères de jeunes enfants et, d'autre part, dans de nombreux pays européens, les services de garde d'enfants sont largement subventionnés, avec pour conséquence des files d'attente (OCDE, 2007a, Meulders et O'Dorchai, 2002).

Pour intégrer, à ce cadre théorique, l'existence de contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, l'hypothèse standard que les familles peuvent obtenir la ou les places demandée pour leurs enfants doit être abandonnée. Ainsi, au lieu d'un accès sans contraintes aux services de garde d'enfants, les auteurs envisagent une situation où, au prix de marché donné, l'offre de services de garde est insuffisante pour satisfaire la demande. Dans ce cas, certaines familles se sont vues refusées l'accès aux services de garde formelle, ce qui pourraient décourager l'offre de travail des mères.

Pour rendre compte des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, la quasi totalité des auteurs<sup>3</sup> utilisent un indicateur de la disponibilité locale des services de garde d'enfants : cet indicateur est défini par la mise en relation de l'offre et de la demande en services de garde agrégées au niveau local. En raison de ce point commun, les modèles de ces auteurs soulèvent des critiques identiques, comme nous le verrons au cours de cette synthèse : le rôle des règles de priorité existantes dans les services de garde d'enfants, ainsi que la dimension locale du rationnement y sont traités de façon peu convainquante, voire, dans certains cas, entièrement ignorés.

Ce papier est organisé de la façon suivante. La section 2 précise de quelle façon les auteurs définissent l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants. Ces informations sont synthétisées dans le tableau 1 en annexe. La section 3 présente les résultats obtenus par les auteurs. A nouveau figure en annexe un tableau synoptique (cf. tableau 3). Enfin, la section 4 conclut.

---

<sup>3</sup>Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) se distinguent en ce que, dans le cadre de modèles de choix discrets, ils limitent l'éventail de choix de modes de garde d'enfants des femmes *rationnées* en services de garde d'enfants. Mais, dans leur analyse, le fait pour une mère, d'être rationnée en services de garde d'enfants, est mesuré à partir de données d'enquête indiquant si les familles se sont vues ou non refuser une place pour leurs enfants. Cette façon de procéder présente l'inconvénient majeur ici de ne pas permettre l'estimation de l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale en services de garde d'enfants. Pour cette raison, ces modèles ont été écartés de cette synthèse.

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

Pour tenir compte des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, la plupart des auteurs utilisent, dans leurs analyses empiriques, un indicateur de la **disponibilité locale de ces services**<sup>4</sup>. Bien que cet indicateur soit fondé sur le même principe d'un auteur à un autre, sa mesure diffère quelque peu selon les auteurs. Plus précisément, la définition du type de services de garde d'enfants, de la population ayant besoin d'être gardée, ainsi que de la zone géographique retenue pour déterminer le caractère local de l'indicateur sont des éléments selon lesquels les auteurs se distinguent, comme nous le verrons dans les trois premiers points de cette section. Pour finir, nous préciserons sous quelle forme l'indicateur de disponibilité locale est introduit dans les modèles : certains auteurs l'intègrent au modèle sous sa forme continue, tandis que d'autres auteurs l'introduisent sous la forme d'une variable binaire, indiquant si la mère vit dans une zone plus ou moins bien dotée en services de garde d'enfants. Toutes ces informations sont synthétisées dans le tableau 1 en annexe.

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

Pour mesurer la disponibilité locale des services de garde, la grande majorité des auteurs ne tient compte que des capacités d'accueil dans les *structures collectives publiques* ; seuls quelques auteurs y ajoutent les capacités d'accueil dans les *structures collectives privées* et les places offertes chez les assistantes maternelles. Cette différence entre les auteurs quant au type de services de garde pris en compte dépend vraisemblablement, d'une part, de la façon dont est organisé le marché des services de garde d'enfants dans le pays sur lequel porte l'analyse empirique<sup>5</sup> et, d'autre part, des données disponibles.

#### **Le mode d'organisation du marché des services de garde d'enfants**

L'essentiel de l'offre de modes *collectifs* de garde d'enfants dans les pays d'Europe conti-

---

<sup>4</sup>Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) empruntent une voie différente de celle de tous ces auteurs au sens où ils n'utilisent pas d'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants : ils réduisent l'éventail de modes de garde auquel sont confrontés les parents qui se sont heurtés à des contraintes liées à l'offre locale des services de garde d'enfants.

<sup>5</sup>Le tableau 2 en annexe présente un aperçu de la façon dont est organisé le système d'accueil des jeunes enfants dans les pays sur lesquels portent les travaux présentés ici.

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

### **Les données disponibles**

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

A la lumière de ce constat, nous pouvons penser que les informations sur les capacités d'accueil des structures collectives subventionnées sont probablement plus facilement accessibles que celles relatives aux capacités d'accueil des structures collectives privées dans la mesure où les organismes qui subventionnent les structures collectives recensent généralement ce type d'informations ; cela pourrait également contribuer à expliquer pourquoi la majorité des auteurs ne retiennent que les structures collectives subventionnées pour calculer l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants. L'examen des sources de données utilisées

par les auteurs vient à l'appui de notre argument : les informations relatives aux capacités d'accueil des services de garde d'enfants proviennent en effet de sources administratives.

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

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

Pour déterminer les besoins locaux en services de garde d'enfants, Gustaffson et Stafford (1992), pour la Suède, ajoutent, au critère relatif à l'âge des enfants, un critère lié à la situation professionnelle et estudiantine des parents : ces auteurs définissent la population locale ayant besoin d'être gardée comme étant les enfants âgés de moins de 7 ans<sup>6</sup> et dont les parents travaillent ou sont étudiants. D'une part, ce choix est en lien avec l'obligation légale pour les communes de Suède de fournir une place dans une structure d'accueil pour les enfants dont les parents travaillent ou étudient (OCDE, 2007b). D'autre part, cette façon de procéder est conforme à l'une des hypothèses des modèles théoriques d'offre de travail des mères de jeunes enfants, selon laquelle les enfants ont besoin d'être gardés pendant toute la durée où leurs parents ne peuvent les prendre en charge<sup>7</sup>. Cependant, parce qu'elle exclut les enfants dont la

---

<sup>6</sup>En Suède, la scolarité en école primaire commence à partir de 7 ans (OCDE, 2007b).

<sup>7</sup>Traditionnellement, seule l'activité professionnelle des parents est prise en compte ; dans le cas du modèle

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

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

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

Selon les auteurs, le taux d'équipement en services de garde d'enfants est mesuré au niveau du *Land* (Merkle, 1993), de la région (Blundell *et al.*, 1992, Del Boca *et al.*, 2005, Van Ham et Büchel, 2006), de la province (Chiuri, 2004), du département (Choné *et al.*, 2004), du *Kreis* (Kreyenfeld et Hank, 2000, Wrohlich, 2006), du *county* (Stolzenberg et Waite, 1984), ou encore de la commune de résidence des mères (Gustaffson et Stafford, 1992, Van Dijk et Siegers, 1996, Viitanen et Chevalier, 2003, Guillot, 2004, Wetzels, 2005). Il ne s'agit pas ici de discu-

---

de Gustaffson et Stafford (1992), le fait d'étudier est également considéré.

ter des différences entre les unités territoriales utilisées<sup>8</sup> mais d'attirer l'attention sur le fait que seuls Stolzenberg et Waite (1984) justifient le choix de l'unité territoriale utilisée dans la définition de l'indicateur d'équipement en services de garde d'enfants<sup>9</sup>.

Or, la définition du caractère local de l'offre de modes de garde d'enfants est un élément déterminant dans l'analyse de l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les familles préfèrent vraisemblablement les places situées à proximité de leurs lieux de vie (lieu de résidence et/ou lieu de travail éventuel) aux autres places.

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

## **2.4 Le calcul de l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants**

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

Gustaffson et Stafford (1992), eux, calculent, par zone géographique, l'écart en pourcentage entre le nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans dont les parents travaillent ou sont étudiants pendant au moins 20 heures par semaine, et le nombre de places dans les structures

---

<sup>8</sup>D'un pays à un autre, le découpage du territoire n'est pas le même.

<sup>9</sup>Stolzenberg et Waite (1984) sont les seuls à justifier le choix de l'unité géographique utilisée pour définir leur taux local d'équipement en services de garde d'enfants. Ces auteurs indiquent que les *counties* sont, aux Etats-Unis, des zones géographiques délimitées de façon à rendre compte des marchés locaux du travail : puisque l'objectif des auteurs est d'identifier les effets, sur l'offre de travail des femmes, des caractéristiques des marchés locaux du travail, le *county* constitue donc la zone géographique pertinente pour mener leur analyse.

collectives subventionnées. Les auteurs utilisent ensuite ce taux pour définir une variable binaire indiquant si la mère vit ou non dans une commune où ce taux est inférieur à un certain pourcentage. En l'occurrence, les auteurs fixent ce seuil à 15% : ils considèrent alors que, si l'écart en pourcentage entre le nombre d'enfants et le nombre de places est inférieur à 15% dans la commune de résidence de la mère, alors celle-ci n'est pas rationnée.

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

Guillot (2004) utilise lui aussi le taux local d'équipement en services de garde d'enfants pour créer une variable binaire indiquant si la mère réside ou non dans une commune où ce taux est inférieur à un certain niveau (en l'occurrence 30%)<sup>10</sup>. A l'instar de Gustaffson et Stafford (1992), l'auteur n'explique pas ce choix. Cependant, dans son analyse, le taux d'équipement en services de garde d'enfants est en moyenne de 32 places pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans : on peut en déduire que le choix du seuil de 30% s'est fait au regard de cette moyenne. Guillot se distingue de Gustaffson et Stafford en ce qu'il n'interprète pas la *dummy* ainsi créée comme le fait d'être rationné en services de garde d'enfants mais comme le fait de vivre dans une commune où les capacités d'accueil sont peu développées. Del Boca et Vuri (2007), quant à elles, calculent le rapport, en pourcentage, entre les capacités d'accueil des structures de garde d'enfants de la région et les capacités d'accueil de l'ensemble du pays ; elles construisent ensuite une variable binaire qui indique si la mère vit ou non dans une région où ce rapport est parmi les trois plus élevés (sur dix-huit).

Simonsen (2006), elle, se distingue en ce que la variable qu'elle utilise pour mesurer les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde n'est pas calculée comme un taux d'équi-

---

<sup>10</sup>Dans les étapes intermédiaires de son analyse de l'offre de travail des mères et de recours à un mode de garde payant, c'est-à-dire dans les équations du coût potentiel de la garde d'enfants et du taux de salaire de la mère, Guillot intègre le taux d'équipement local en modes de garde d'enfants sous la forme d'un jeu de dummies, conservant ainsi une information plus détaillée. Ces dummies sont : résider ou non dans une commune qui compte moins de 30 places pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans, de 30 à 34 places, de 35 à 44 places et 45 places et plus. Elles représentent respectivement 38%, 30%, 15% et 17% des mères de son échantillon.

pement en services de garde d'enfants. En effet, Simonsen, dont l'analyse porte sur le Danemark, se sert du fait que, en contre partie de subventions accordées par les pouvoirs publics, les municipalités danoises peuvent choisir de s'engager à fournir une place dans une structure collective à tous les parents qui en font la demande : l'auteur crée donc une variable binaire indiquant si la mère vit ou non dans une de ces municipalités et c'est cette variable qu'elle introduit dans son analyse pour rendre compte de la disponibilité locale des services de garde d'enfants<sup>11</sup>. En tenant compte des contraintes d'offre de modes de garde d'enfants au moyen d'un indicateur binaire de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, la démarche de Simonsen s'inscrit dans celle de tous les auteurs présentés dans cette section. Nous avons donc choisi de classer Simonsen au côté de ces auteurs.

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

### **3 L'impact des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants**

Les auteurs étudiés dans cette synthèse utilisent un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants pour tenir compte, dans leur analyse, des contraintes liées à l'offre locale de ce type de services. L'effet attendu, sur l'offre de travail des femmes, d'une hausse de la disponibilité locale des services de garde d'enfants est positif. Il s'agit ici de déterminer dans quelle mesure les résultats empiriques valident cette hypothèse<sup>12</sup>.

Notre présentation des résultats en question est faite de manière structurée par un critère essentiel de validité technique des modèles utilisés par les auteurs : *la prise en compte, ou non, de*

---

<sup>11</sup>La quasi totalité des communes danoises garantissent aux parents qui en font la demande l'accès aux structures d'accueil (OCDE, 2007b).

<sup>12</sup>Pour cette raison, nous écartons de notre commentaire les travaux de Lokshin (2004) et Kornstad et Thoresen (2007) puisque, comme indiqué précédemment, les modèles utilisés par ces auteurs n'autorisent pas l'estimation de l'effet, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde. Nous ne présentons pas non plus les résultats des modèles de Viitanen et Chevalier (2003), Wrohlich (2008) et Del Boca *et al.* (2005) car ces auteurs analysent l'impact, sur le choix du mode de garde d'enfants, des contraintes liées à l'offre locale, et non son impact sur l'offre de travail des femmes.

*la dépendance des observations*. En effet, l'emploi d'un indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants soulève la question de la dépendance des observations puisque les individus résidant dans la même localité partagent les caractéristiques de cette localité, dont la disponibilité locale des services de garde d'enfants, et ne constituent donc pas des observations indépendantes. Les facteurs explicatifs retenus dans le cadre de ces analyses se situent ainsi à deux niveaux bien distincts, encadrés l'un dans l'autre de façon hiérarchique<sup>13</sup> : le premier niveau correspond aux individus, les femmes, et le niveau supérieur, aux localités de résidence. Par conséquent, si les données utilisées par les auteurs comptent plusieurs observations par groupe, les observations ne peuvent pas être considérées comme indépendantes. L'examen des données utilisées par ces auteurs semble indiquer que certains des groupes, formés par les localités de résidence, comptent plusieurs observations<sup>14</sup>. La validité de l'hypothèse d'indépendance des observations, essentielle pour que les techniques classiques de régression fournissent des estimations statistiquement correctes<sup>15</sup>, ne semble donc pas être assurée. Pourtant, la grande majorité des auteurs ne mentionne pas ce problème, que ce soit pour signaler cette limite de l'analyse ou pour y apporter une solution.

Le tableau 3 en annexe synthétise les informations contenues dans cette section.

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

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

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

---

<sup>13</sup>La notion de hiérarchie signifie que non seulement les observations de niveau inférieur forment des groupes mais aussi qu'elles sont groupées de telle sorte qu'une unité de niveau inférieur n'appartient qu'à un groupe et un seul.

<sup>14</sup>Cf. Bousselin (2009).

<sup>15</sup>Pour une illustration du risque de surestimation de la précision de l'effet, sur la variable expliquée, d'une variable donnée dans un modèle ignorant la dépendance des observations, voir par exemple Ray et Ray (2008).

taux local d'équipement en services de garde d'enfants.

Plus précisément, Gustaffson et Stafford (1992) analysent l'offre de travail des mères de jeunes enfants en Suède, au milieu des années 80, au moyen d'un modèle probit ordonné, où les différentes alternatives sont : ne pas travailler, travailler entre 1 heure et 29 heures par semaine et travailler 30 heures ou plus par semaine<sup>16</sup>. Les auteurs soulignent que les mères qui désirent travailler et confier leur enfant à un mode de garde formelle pourraient avoir choisi d'habiter une localité où l'offre de modes de garde formelle est relativement importante. Si c'est le cas, le risque est alors d'obtenir une surestimation de l'impact, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants. Afin d'en tenir compte dans leur analyse, les auteurs adoptent la technique des variables instrumentales : dans une étape préliminaire, ils estiment un taux local d'équipement, calculé comme le rapport entre les capacités d'accueil locales pour les enfants non scolarisés et le nombre d'enfants non scolarisés. Ce taux d'équipement est ensuite introduit, dans le modèle d'offre de travail des mères de jeunes enfants, comme facteur explicatif, au côté de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants, mesuré par une variable binaire indiquant si la localité de résidence de la mère est relativement bien fournie en services de garde d'enfants (cf. tableau 1 supra), et des autres facteurs explicatifs. Les résultats obtenus par Gustaffson et Stafford mettent en exergue *l'incidence positive, mais de faible ampleur*, sur l'offre de travail des mères, de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants : toutes choses égales par ailleurs, les femmes qui résident dans une commune bien dotée en équipements de services de garde d'enfants ont une probabilité plus forte de travailler 30 heures ou plus par semaine et une probabilité moins forte de ne pas travailler que les autres femmes<sup>17</sup>.

A partir des données de l'enquête OSA (*Organization of Strategic Labour Market Research*) associées à des données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, Van Dijk et Siegers (1996) soulignent également que le taux local d'équipement en structures de garde d'enfants a, aux Pays-Bas, en 1988, un *impact positif sur la probabilité des femmes de participer au marché du travail*. Contrairement à Gustaffson et Stafford (1992),

---

<sup>16</sup>Gustaffson et Stafford (1992) présentent plusieurs modèles, qui se distinguent les uns des autres par les variables explicatives qui y sont introduites. Les résultats de ces différents modèles quant à l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants sont similaires.

<sup>17</sup>Les auteurs ne présentent pas l'ampleur de l'effet marginal, sur les trois probabilités, de la variable binaire mesurant la disponibilité locale des modes de garde d'enfants, mais seulement son signe.

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

Van Dijk et Siegers expliquent ensuite, au moyen d'un modèle tobit<sup>18</sup>, le nombre d'heures travaillées des femmes qui participent au marché du travail. Les résultats de leur modèle sont similaires à ceux qu'elles ont obtenus en estimant la probabilité de participer au marché du travail. En l'occurrence, s'agissant du modèle estimé sur l'ensemble du pays, l'impact, sur le nombre d'heures travaillées, du taux local d'équipement est positif et relativement important : toutes choses égales par ailleurs, une hausse de 1 point du taux local d'équipement accroît de 2,09 heures par semaine le nombre d'heures travaillées des mères de jeunes enfants (qui, en moyenne, est égal à 4,75 heures par semaine). Lorsque le modèle est estimé sur les données de l'enquête menée en 1993 dans la Province d'Utrecht, l'effet du taux local d'équipement reste significatif mais son ampleur est moindre (une hausse de 1 point du taux local d'équipement n'accroît le nombre d'heures travaillées par semaine que de 0,42 heures).

L'enquête menée dans la province d'Utrecht contient des informations sur les normes so-

---

<sup>18</sup>Puisque la durée de travail n'est observée que pour les femmes qui travaillent effectivement, les auteurs utilisent un modèle tobit. Ce type de modèles permet en effet d'estimer, d'une façon techniquement satisfaisante, une variable dépendante censurée (comme c'est le cas ici). Pour un exposé du modèle tobit, voir notamment le chapitre 2 de Breen (1996).

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

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

A la différence de Gustaffson et Stafford (1992) et de Van Dijk et Siegers (1996), Blundell *et al.* (1992), eux, *concluent à un impact non significatif* du taux local d'équipement en services de garde d'enfants. A partir de données poolées de l'enquête britannique *Family Expenditure Survey* (1981-1985), les auteurs estiment, au moyen d'un modèle probit dynamique, la probabilité de participation des mères isolées au marché du travail en Grande-Bretagne entre

1981 et 1985. Le champ d'analyse particulier de Blundell et al. pourrait en partie contribuer à expliquer pourquoi leurs résultats divergent de ceux obtenus par les autres auteurs, qui eux analysent l'offre de travail des femmes en couple. En effet, les études théoriques et empiriques soulignent que le comportement d'offre de travail des mères isolées diffère de celui des mères en couple. En l'occurrence, l'offre de travail des mères isolées est beaucoup plus sensible aux incitations financières que celle des mères en couple. On peut alors penser que la disponibilité locale des modes de garde d'enfants ne joue pas dans le comportement d'emploi des mères isolées.

Dans les études de Blundell *et al.* (1992), de Gustaffson et Stafford (1992) et de Van Dijk et Siegers (1996), l'offre de travail des mères est modélisée en ignorant la garde informelle. Ces auteurs supposent que les femmes ont comme unique possibilité le choix de ne pas travailler et s'occuper elles-mêmes de leurs enfants ou bien de travailler et de recourir à un mode de garde formelle. Pourtant, certaines mères ont la possibilité de s'appuyer sur leur entourage pour faire garder leurs enfants gratuitement, ou en échange de services non marchands. Avec ce type de modèles, qui ignore les alternatives à la garde formelle, le risque est d'obtenir une mauvaise estimation de l'impact, sur l'offre de travail, de la disponibilité locale des services de garde d'enfants. En effet, pour les mères qui ont la possibilité de confier leurs enfants à leur entourage, on peut penser que les contraintes exercées par l'offre locale de services de garde d'enfants pourraient avoir un effet limité sur leur offre de travail, voire nul<sup>19</sup>.

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

---

<sup>19</sup>Une solution consiste à introduire des variables explicatives pour contrôler la disponibilité d'aide informelle, telles que notamment la présence d'adolescents, d'adultes autres que les parents dans le ménage, ou encore la proximité des grands-parents. Or ces auteurs n'introduisent pas de variables de ce type, contrairement à Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002) et Simonsen (2006) (cf. infra).

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

Contrairement aux travaux présentés précédemment, Guillot (2004) tient compte du choix du mode de garde d'enfants dans son analyse de l'offre de travail des mères. Cet auteur considère que le choix d'offre de travail des mères et le choix de mode de garde d'enfants peuvent être traités comme des choix discrets. Dans la réalité, les individus ne sont généralement pas confrontés à un continuum d'heures de travail ou d'heures de garde mais plutôt à quelques valeurs bien précises, telles que, par exemple, un emploi ou une place dans un service de garde à mi-temps, à trois-quarts temps ou à temps complet. De ce point de vue, les modèles de choix discrets apparaissent bien adaptés à l'analyse des choix d'offre de travail et de mode de garde d'enfants auxquels les mères sont confrontées, puisque ces modèles permettent de décrire les comportements des individus qui doivent trancher parmi un ensemble discret de choix. Dans l'analyse de Guillot (2004), les femmes sont supposées déterminer leur statut d'occupation à partir d'un ensemble fini de choix d'offre de travail, et le mode de garde pour leur enfant parmi un ensemble fini de choix de modes de garde : la variable dépendante est formée par le croisement des choix discrets d'offre de travail et de modes de garde d'enfants<sup>20</sup>.

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

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

---

<sup>20</sup>Ce modèle est ainsi un modèle univarié, par opposition aux modèles bivariés d'offre de travail des mères et de garde d'enfants, présentés dans le point 3.1.3.

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

Le modèle de Guillot (2004) se présente de la façon suivante<sup>21</sup>. Soit une mère  $i$  : elle est confrontée à un ensemble de choix  $k = \{1, \dots, K\}$ , qui résulte du croisement systématique des choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants (supposés accessibles à toutes les mères). Soit  $y_i$  une variable discrète associée au choix effectivement observé de la mère  $i$  ( $y_i = \{1, 2, \dots, K\}$ ). L'utilité de la mère  $i$  associée au choix  $k$  est supposée être une fonction linéaire de ses caractéristiques individuelles et familiales, regroupées dans le vecteur  $X_i$ , et d'un indicateur de la disponibilité locale des modes de garde d'enfants, noté  $I_j$ , telle que :

$$U_{ik} = X_i\beta_k + \gamma_k I_j + \epsilon_{ik} \quad (1)$$

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

La probabilité que la mère  $i$  choisisse l'alternative  $m$  s'exprime de la façon suivante<sup>22</sup> :

$$Pr(y_i = m) = Pr(U_{im} > U_{ik}) \text{ pour tout } m \neq k \quad (2)$$

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

$$Pr(y_i = m) = \frac{\exp(X_i\beta_m + \gamma_m I_j)}{\sum_{k=1}^K \exp(X_i\beta_k + \gamma_k I_j)} \quad (3)$$

Dans un **premier modèle**, Guillot (2004) considère que la variable dépendante peut prendre trois modalités, correspondant aux situations suivantes : la mère choisit de ne pas travailler et s'occupe elle-même de son enfant ( $y_i = 0$ ), de travailler et de recourir à un mode de garde informelle ( $y_i = 1$ ) ou bien de travailler et de recourir à un mode de garde payant ( $y_i = 2$ ). L'auteur met en évidence l'incidence négative, sur l'offre de travail des femmes, des contraintes

---

<sup>21</sup>Voir Borooah (2002) pour une présentation des modèles de choix discrets.

<sup>22</sup>Dans les modèles de choix discret, le processus de décision stipule que l'individu choisit l'option qui lui procure l'utilité maximale.

liées à l'offre locale en mode de garde d'enfants dans le cas des mères vivant en France, dans le département de Meurthe-et-Moselle, en 1996. En effet, pour une mère, le fait de vivre dans une localité caractérisée par un faible taux d'équipement en services de garde d'enfants a un impact négatif sur la probabilité de travailler et de recourir à un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler et de s'occuper elle-même de son enfant (le coefficient de régression  $\gamma_2$  associé à l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde d'enfants  $I_j$  est négatif).

Dans un **deuxième modèle**, Guillot (2004) distingue le travail à temps partiel du travail à temps complet (la variable dépendante  $y_i$  peut cette fois prendre cinq modalités). Avec cette partition plus fine de l'ensemble de choix, les contraintes liées à l'offre locale de garde d'enfants ont un impact négatif uniquement sur la probabilité de travailler à temps complet et d'utiliser un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler ; l'effet sur la probabilité de travailler à temps partiel et de faire appel à un mode de garde payant plutôt que de ne pas travailler n'est pas significatif <sup>23</sup>.

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

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

---

<sup>23</sup>L'auteur ne commente pas ces résultats. Comme pour un bon nombre d'auteurs présentés ici, l'objectif de Guillot (2004) n'est pas de mettre en évidence le rôle exercé par les contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants mais d'analyser l'impact, sur l'offre de travail des mères, du coût de la garde d'enfants.

étude menée avec d'autres auteurs (Chaupain-Guillot *et al.*, 2008), les modalités qui intègrent l'activité professionnelle de la mère peuvent être vues comme relativement proches les unes des autres. Cette proximité entre différentes modalités peut laisser craindre que, comme dans l'exemple classique du bus bleu/bus rouge, l'introduction d'une modalité supplémentaire modifie de façon non négligeable la probabilité de choix des modalités qui en sont proches. Or Guillot (2004) n'indique pas s'il a testé la validité de cette propriété, ni le cas échéant, les résultats des tests<sup>24</sup>.

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

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

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

Pour ce qui est du type d'activité professionnelle, Choné *et al.*, ainsi que Wrohlich, distinguent quatre situations : le non emploi, l'emploi à temps complet et deux formes de temps partiel. Pour Choné *et al.*, les deux formes de temps partiel retenues sont le mi-temps (20 heures par semaine) et le trois-quarts temps (30 heures par semaine) ; pour Wrohlich, il s'agit d'un emploi d'une durée comprise entre 20 et 37 heures par semaine et d'un emploi pendant

---

<sup>24</sup>Dans l'étude comparative des choix d'activité professionnelle des femmes et de modes de garde d'enfants en Europe, que Guillot réalise avec d'autres auteurs (Chaupain-Guillot *et al.*, 2008), le respect de la propriété IIA est vérifié au moyen de deux tests, le test de Small-Hsiao et le test de Hausman. Selon les résultats du test de Small-Hsiao, la propriété serait rejetée pour six pays sur les quinze pays étudiés ; le test de Hausman aboutit à des conclusions relativement moins sévères puisque le non respect de l'hypothèse IIA n'est admis que pour trois pays sur les quinze.

moins de 20 heures par semaine. En ce qui concerne les modes de garde d'enfants, Choné et al. opposent la garde informelle à la garde formelle, qui comprend non seulement les structures collectives mais également les assistantes maternelles. Pour Wrohlich, la garde formelle correspond à deux cas de garde dans une structure collective : la garde collective à temps partiel et la garde collective à temps complet. La différence observée entre ces auteurs dans la définition de la garde formelle est vraisemblablement liée aux différences qui existent entre les contextes nationaux<sup>25</sup>. Au total, dans le modèle de Choné et al., l'ensemble de choix auquel les mères sont supposées faire face comprend huit choix ; ce sont douze choix qui sont présents dans le modèle de Wrohlich. Le choix d'offre de travail et de modes de garde d'enfants est estimé à partir de la comparaison de l'utilité associée à ces différents choix, la mère étant supposée choisir la situation qui lui procure l'utilité la plus élevée.

Les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006) se distinguent toutefois de celui de Guillot (2004) sous différents aspects. Les éléments de différenciation de ces auteurs qui, nous semble-t-il, sont les plus intéressants dans le cadre de cette synthèse empirique tiennent à la façon dont Choné et al. , ainsi que Wrohlich, traitent les contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants<sup>26</sup>. Les résultats relatifs au rôle des contraintes d'offre locale de modes de garde auxquels les auteurs parviennent sont en effet contingents à la façon dont ceux-ci tiennent compte des contraintes liées à l'offre locale des modes de garde d'enfants, et diffèrent effectivement selon ce critère. De ce point de vue, nous observons trois éléments de différenciation entre l'étude de Guillot (2004) et celles de Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006). Comme nous allons l'expliquer plus en détail infra, le premier élément de différenciation avec l'étude de Guillot est commun à Choné et al. et à Wrohlich ; les deux autres sont, quant à eux, spécifiques d'une part à Choné et al. et d'autre part à Wrohlich.

---

<sup>25</sup>L'analyse de Choné et al. porte sur la France, où le recours à une assistante maternelle est relativement fréquent, tandis que celle de Wrohlich est fondée sur l'ex-Allemagne de l'Ouest, où ce mode de garde est marginal.

<sup>26</sup>Les autres différences entre Guillot (2004) d'une part et Choné *et al.* (2004) et Wrohlich (2006) d'autre part sont liées au type de modèle qu'ils utilisent. Choné et al. estiment simultanément un modèle de choix discret d'offre de travail et de recours à la garde formelle, une équation de dépenses de garde d'enfants et une équation de salaire de la mère. Ces auteurs soulignent que l'estimation de ce modèle trivarié constitue un apport technique au regard des autres travaux empiriques menés dans ce champ d'analyse. En effet, traditionnellement, lorsque les dépenses de garde et le taux de salaire de la mère sont estimés, ces estimations sont réalisées dans une étape préliminaire à celle de l'estimation du modèle de choix discret. C'est effectivement de cette façon que procèdent Guillot et Wrohlich. Quant à Wrohlich, son modèle intègre une dimension temporelle, à la différence de Guillot (2004) mais également de Choné *et al.* (2004) (le modèle de choix discret de Wrohlich est estimé sur trois vagues du panel allemand).

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

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

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

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

$$\beta_{fi} = b_0 + \gamma I_j + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + v_i \quad (4)$$

où  $b_0$  est une constante,  $I_j$  est le taux local d'équipement en services de garde d'enfants,  $x_{1i}$  le niveau de qualification du conjoint,  $x_{2i}$  une variable indicatrice du caractère rural ou urbain du lieu de résidence<sup>27</sup>,  $\gamma$ ,  $b_1$ ,  $b_2$ , les coefficients de régression associés et  $v_i$  le terme d'erreur, supposé suivre une loi normale, de moyenne nulle.

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

---

<sup>27</sup>Les auteurs supposent que le niveau de qualification du conjoint reflète le milieu social. L'indicatrice du lieu de résidence est, quant à elle, introduite dans l'équation du coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle afin de tenir compte de la différence entre les zones urbaines et les zones rurales.

$$\beta_{fi} = b_0 + v_i \quad (5)$$

où  $v_i$  est caractérisé par une fonction de distribution discrète, notée  $G$ , telle que  $v_i$  peut prendre un ensemble fini de valeurs discrètes  $M_r$  ( $r = 1, 2, \dots, R$ )<sup>28</sup>.

Les résultats du modèle de Choné et al. montrent que, en France, en 1997, pour les familles ayant au moins un enfant de moins de 7 ans, le taux local d'équipement en services de garde d'enfants a un impact positif sur la préférence pour le recours à la garde formelle ( $\gamma > 0$ ); l'effet n'est pas statistiquement différent de 0 lorsque le modèle est estimé sur le champ des familles ayant au moins un enfant de moins de 3 ans. Les auteurs attirent l'attention sur le fait que, dans les modèles estimés sur le champ des familles ayant un enfant de moins de 7 ans et sur le champ des familles ayant au moins un enfant de moins de 3 ans, l'écart type du coefficient de préférence pour le recours à la garde formelle est élevé (respectivement 0,89 et 1,10). Les auteurs attirent l'attention sur cette importante hétérogénéité non observée; selon eux, ce résultat peut s'expliquer en partie par la qualité de leurs données relatives aux modes de garde, insuffisamment précises (elles ne permettent pas de distinguer le recours à un mode de garde collectif du recours à une assistante maternelle).

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

---

<sup>28</sup>Selon Heckman et Singer (1984), la forme choisie pour la fonction de distribution de l'effet aléatoire est en mesure d'affecter les estimations des coefficients du modèle. Suivant les recommandations de ces auteurs, Wrohlich a choisi une fonction de distribution discrète quelconque pour le terme aléatoire  $v_i$ : les quelques points où se concentrent la densité, ainsi que leur probabilité associée, sont estimés en même temps que les paramètres du modèle. Les seules contraintes imposées à la fonction de distribution  $G$  sont que l'espérance du terme d'erreur est nulle ( $E(v_i) = \sum_{r=1}^R \pi^r M^r = 0$ , où  $\pi_r$  est la probabilité que  $v = r$ ), et que la somme des probabilités associées aux différentes valeurs prises par la fonction de distribution est égale à un ( $\sum_{r=1}^R \pi^r = 1$ ).

Les modèles de Choné *et al.* (2004) et de Wrohlich (2006) se distinguent de celui de Guillot (2004) sous d'autres aspects. Ces éléments de différenciation avec Guillot sont spécifiques à Choné et al. d'une part et à Wrohlich d'autre part.

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

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

Les résultats qu'obtiennent Choné et al. sont conformes à ceux escomptés : l'impact du recours à la garde formelle croît avec le nombre d'heures travaillées, ce qui, selon les auteurs, peut en partie traduire le rôle exercé par l'offre locale de modes de garde d'enfants<sup>29</sup>.

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

Dans le modèle théorique de Wrohlich, les contraintes liées à l'offre locale en services de garde d'enfants sont supposées accroître le coût potentiel de la garde d'enfants : l'auteur présume que les parents qui n'ont pas pu obtenir de place pour leur enfant dans une structure collective publique, faute de places disponibles, sont amenés à se tourner vers les structures privées, dont le prix est beaucoup plus élevé. Dans son modèle théorique, le *coût potentiel* de la garde d'enfants est égal au coût de la garde dans une structure publique et au coût de la garde dans une structure privée, coûts respectivement pondérés par la probabilité qu'ont les

---

<sup>29</sup>L'autre explication avancée par les auteurs est que les modes de garde formels sont davantage adaptés aux besoins de garde à temps complet que les modes de garde informels.

parents d'y obtenir une place. S'appuyant sur le fait que, en ex-Allemagne de l'Ouest au début des années 2000, la probabilité d'obtenir une place à temps partiel dans une structure publique est plus forte que celle d'obtenir une place à temps complet, l'auteur suppose que lorsque les parents n'ont pas pu obtenir de place à temps complet, ils se tournent, si possible, vers deux places à temps partiel.

En pratique, à l'instar de l'ensemble des auteurs présentés dans cette synthèse, Wrohlich utilise un indicateur de disponibilité locale des modes de garde pour déterminer la probabilité d'obtenir une place dans une structure publique. En l'occurrence, la probabilité d'obtenir une place à temps complet dans une structure collective publique est égale au produit du taux d'équipement local en structures collectives publiques et de la part des places à temps complet dans le total des capacités d'accueil locales<sup>30</sup>. Wrohlich suppose que lorsqu'une place à temps complet est disponible, les parents peuvent choisir de ne l'utiliser qu'en partie, c'est-à-dire de faire garder leur enfant à temps partiel ; l'auteur calcule alors la probabilité d'obtenir une place à temps partiel dans une structure collective publique comme étant égale uniquement au taux d'équipement local en structures collectives publiques, sans le pondérer par le nombre de places à temps partiel dans le total des capacités d'accueil locales.

S'agissant des autres composantes du coût potentiel de la garde d'enfants, Wrohlich estime séparément, au moyen de modèles tobit<sup>31</sup>, le coût d'une place à temps complet dans le public et le coût d'une place à temps partiel. En revanche, le coût d'une place à temps complet dans le privé, ainsi que le coût d'une place à temps partiel dans le privé ne sont pas estimés en raison des effectifs insuffisants de parents utilisant ce type de garde dans son échantillon. Pour pallier cette difficulté et parvenir tout de même à tenir compte du coût de la garde privée, l'auteur utilise le prix moyen d'une place dans le privé observé au niveau national.

Le coût potentiel de la garde d'enfants ainsi mesuré n'intervient pas directement comme un facteur explicatif de l'utilité que la mère retire de la combinaison des choix d'offre de travail et du mode de garde : c'est une des composantes du revenu net du ménage dans lequel vit la mère, qui, lui, est introduit comme un facteur explicatif. Cette caractéristique du modèle de Wrohlich

---

<sup>30</sup>Le taux d'équipement local en structures collectives publiques est mesuré au niveau du *county* de résidence. En revanche, en raison des données disponibles, la part des places à temps complet dans les capacités d'accueil est mesurée au niveau du *Land* de résidence.

<sup>31</sup>Dans la mesure où les dépenses de garde ne sont observées que pour les parents qui utilisent effectivement un mode de garde payant, Wrohlich utilise un modèle tobit. Les facteurs explicatifs retenus dans les deux équations sont l'âge de l'enfant, la région et la taille du *county* de résidence.

rend difficile la mise en évidence de l'incidence, sur l'offre de travail des mères, des contraintes exercées par l'offre locale en services de garde d'enfants. En effet, le revenu net a un impact positif sur l'utilité de la mère, conformément au résultat attendu ; mais il n'est pas possible de distinguer l'impact du coût anticipé de la garde d'enfants de celui des autres composantes du revenu net du ménage, et donc d'interpréter l'effet en termes d'effet des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants. En ce sens, les résultats du modèle de Wrohlich sont peu informatifs quant au rôle exercé par ces contraintes. C'est l'exercice de simulation de politiques sociales auquel se livre l'auteur qui nous apporte des informations. En l'occurrence, Wrohlich simule une augmentation du nombre de places dans les structures d'accueil pour jeunes enfants de sorte que la probabilité d'y obtenir une place soit égale à un<sup>32</sup>. Wrohlich estime que, en réponse à cette politique, pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de moins de 3 ans, le taux de participation au marché du travail augmenterait de 10 points.

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

---

<sup>32</sup>Choné *et al.*, quant à eux, simulent les effets, sur l'offre de travail des mères, de diverses mesures monétaires d'aide aux parents de jeunes enfants. Les auteurs ne simulent pas l'impact d'un accroissement de l'offre locale en modes de garde d'enfants : les résultats des simulations ne nous apportent ainsi pas d'informations quant à l'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale en modes de garde.

de l'effet de la préférence pour le recours à la garde formelle entre les groupes de femmes résidant dans la même zone géographique est expliquée par l'indicateur de disponibilité locale en modes de garde d'enfants. Or, compte tenu des critiques émises précédemment à l'encontre de la façon dont est mesuré cet indicateur, cette hypothèse nous semble discutable.

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

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

Les variables dépendantes des modèles de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007) sont ainsi la probabilité de participer au marché du travail et la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. Dans ces modèles, la garde formelle correspond uniquement à la garde dans une structure collective<sup>33</sup>. Ces auteurs ignorent ainsi les autres modes de garde payants que sont les assistantes maternelles, les nounous ou toute autre personne rémunérée chargée de s'occuper des enfants. Cette critique a cependant une portée limitée dans la mesure où, dans les pays dont il est question ici<sup>34</sup>, la garde d'enfants par une personne rémunérée en retour est une solution à laquelle seule une minorité de parents a recours.

Avant d'en commenter les principaux résultats, nous présentons succinctement les modèles bivariés de Merkle (1993), Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007). Soient une variable binaire,  $y_{1i}$  qui prend la valeur 1 si la mère  $i$  travaille et 0 sinon, et une autre

---

<sup>33</sup>Merkle (1993) et Wetzels (2005) ne considèrent que les structures publiques, tandis que Chiuri (2004) et Del Boca et Vuri (2007) tiennent également compte des structures collectives privées. Comme nous l'avons souligné dans le point 2.1, ces différences pourraient s'expliquer par les données disponibles et par les contextes nationaux.

<sup>34</sup>Il s'agit de l'ex-Allemagne de l'Ouest pour Merkle (1993), de l'Italie pour Chiuri (2004), Del Boca *et al.* (2005) ainsi que pour Del Boca et Vuri (2007), et des Pays-Bas pour Wetzels (2005)

variable binaire  $y_{2i}$  qui prend la valeur 1 si la mère  $i$  recourt à un mode de garde formelle et 0 sinon, telles que :

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

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

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

$$\{\epsilon_{1i}, \epsilon_{2i}\} \sim \phi_2(0, 0, 1, 1, \rho) \quad (6)$$

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

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

$$Pr[y_{1i} = 1 | (X_{1i}, I_j), y_{2i} = 1 | (X_{2i}, I_j)] = \Phi_2(\beta_1 X_{1i} + I_j \gamma_1, \beta_2 X_{2i} + I_j \gamma_2, \rho) \quad (7)$$

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

Les résultats des modèles de Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007) révèlent que le coefficient de corrélation  $\rho$  est significatif : ce résultat valide l'hypothèse selon laquelle les décisions d'offre de travail des mères et de garde d'enfants sont liées. Pour Merkle (1993), en revanche, le coefficient de corrélation  $\rho$  n'est pas statistiquement différent de zéro<sup>35</sup>.

---

<sup>35</sup>Chiuri (2004), Wetzels (2005) et Del Boca et Vuri (2007), dont les travaux sont postérieurs à ceux de Merkle

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

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

Pour ce qui est de Del Boca et Vuri (2007), elles concluent, dans un premier modèle, à un effet significatif mais de faible ampleur des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants en Italie en 2003, que ce soit sur la probabilité de travailler ou sur la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. Dans un deuxième modèle<sup>36</sup>, Del Boca et Vuri intègrent une variable croisant l'indicateur de disponibilité locale de services de garde d'enfants et le coût de la garde : l'objectif est de vérifier la validité de l'hypothèse selon laquelle le coût de la garde d'enfants ne joue pas lorsque les parents sont confrontés à des contraintes liées à l'offre locale de modes de garde d'enfants. Les résultats de ce second modèle viennent appuyer cette

---

(1993), ne notent pas cette différence de résultat avec les leurs.

<sup>36</sup>Les auteurs indiquent que les résultats du test du rapport de vraisemblance montre que la qualité d'ajustement aux données de ce deuxième modèle est significativement meilleure que celle du premier modèle.

hypothèse et confirment l'incidence positive de l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants.

### **3.2 Les modèles où l'absence d'indépendance des observations est prise en compte**

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

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

#### **3.2.1 La dépendance des observations vue comme une nuisance**

Kreyenfeld et Hank (2000) et Van Ham et Büchel (2006) attirent explicitement<sup>37</sup> l'atten-

---

<sup>37</sup>Del Boca (2002) et Simonsen (2006), quant à elles, précisent seulement, lors de la présentation de leurs

tion du lecteur sur le fait que leurs données se situent à des niveaux distincts, emboîtés l'un dans l'autre : ces auteurs indiquent en effet que leurs données comportent à la fois des variables de niveau individuel et des variables caractérisant les zones géographiques, et qu'elles comptent plusieurs observations par zone géographique. Avec des données ainsi structurées, l'hypothèse d'erreurs indépendantes n'est pas vérifiée et l'hypothèse d'erreurs identiquement distribuées n'est pas nécessairement satisfaite. Lors des tests statistiques, le risque existe alors d'être amené à conclure à tort que telle variable a un impact significatif sur la variable dépendante. Pour se prémunir contre ce risque, Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) emploient l'estimateur sandwich (Rodgers, 1993)<sup>38</sup>, qui fournit des estimations non biaisées des écarts types des coefficients en cas d'erreurs corrélées. Avec ce traitement de la dépendance des observations, Del Boca (2002) pour l'Italie entre 1991 et 1995, Simonsen (2006) pour le Danemark en 2000-2001 et Van Ham et Büchel (2006) pour l'ex-Allemagne de l'Ouest en 2001, mettent en exergue l'influence positive du taux local d'équipement en services de garde d'enfants ; Kreyenfeld et Hank (2000), au contraire, concluent à l'absence d'impact, sur l'offre de travail des mères, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants en ex-Allemagne de l'Ouest en 1996.

Ainsi, bien que leurs analyses portent sur le même pays (l'ex-Allemagne de l'Ouest), Hank et Kreyenfeld et Van Ham et Büchel ne s'accordent pas quant au rôle exercé par les contraintes liées à l'offre locale en modes de garde d'enfants dans le comportement d'emploi des femmes. Plus précisément, Kreyenfeld et Hank (2000) analysent l'offre de travail des *mères de jeunes enfants*, au moyen d'un modèle logit multinomial dont les différentes modalités sont : ne pas travailler, travailler à temps partiel, travailler à temps complet. Les résultats de ce modèle montrent que le taux local d'équipement en services de garde d'enfants n'a d'effet ni sur la probabilité de travailler à temps partiel plutôt que de ne pas travailler, ni sur la probabilité de travailler à temps complet plutôt que de ne pas travailler. A l'instar de Merkle (1993), Hank

---

résultats, qu'elles ont utilisé l'estimateur sandwich.

<sup>38</sup>Cet estimateur prend en compte le fait que la variance des termes d'erreur n'est pas constante lorsque les observations ne sont pas indépendantes. A la différence de l'estimateur initialement proposé par Huber-White (White, 1980), l'estimateur proposé par Rodgers, et utilisé par les auteurs ici, autorise en plus les variances des termes d'erreurs à être non nulles lorsqu'il s'agit d'observations appartenant au même groupe. En d'autres termes, cet estimateur révisé admet la corrélation des termes d'erreurs des observations du même groupe. Avec cet estimateur, il n'est pas nécessaire de poser d'hypothèses quant à l'existence de la corrélation entre les termes d'erreurs au sein des groupes. En outre, il est possible d'appliquer les méthodes classiques d'estimation, telles que la méthode du maximum de vraisemblance ou les moindres carrés.

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

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

A l'instar de Van Ham et Büchel (2006), les résultats de Del Boca (2002) et Simonsen (2006) confirment, eux, l'hypothèse selon laquelle la disponibilité locale des modes de garde d'enfants est en mesure d'encourager l'offre de travail féminine. En particulier, Del Boca utilise trois vagues du panel italien de ménages pour estimer simultanément la probabilité de

participer au marché du travail et la probabilité d'avoir un enfant au cours de cette période<sup>39</sup>. L'auteur montre que le taux local d'équipement affecte positivement la probabilité de participer au marché du travail<sup>40</sup>. Simonsen, quant à elle, estime la probabilité de travailler à différents moments suivant la naissance de l'enfant : entre les 8 mois et les 13 mois suivant la naissance, l'auteur estime que, toutes choses égales par ailleurs, le fait de vivre dans une commune qui garantit l'accès aux services de garde d'enfants à tous les parents qui en font la demande accroît de 6 points la probabilité de travailler.

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

D'une part, ces auteurs n'expliquent pas le choix du mode de garde d'enfants : de ce point de vue, leurs analyses sont donc soumises à la même critique que les modèles de Blundell *et al.* (1992), Gustaffson et Stafford (1992) et Van Dijk et Siegers (1996). Cette limite apparente est cependant à nuancer car Hank et Kreyenfeld, Del Boca et Simonsen contrôlent au moyen de variables *proxies* l'accès à l'aide informelle. En l'occurrence, Hank et Kreyenfeld, ainsi que Del Boca, introduisent, dans leurs modèles, une variable relative à la proximité des grands-parents<sup>41</sup> tandis que Simonsen inclut, dans son modèle, la présence d'enfants adolescents dans le ménage. Dans la littérature spécialisée, les grands-parents, les adolescents et/ou les jeunes adultes vivant dans le ménage sont communément reconnus comme des sources potentielles d'aide informelle à la garde d'enfants.

Ces mesures des possibilités de recours à l'aide informelle nous semblent toutefois peu satisfaisantes pour deux raisons principales. D'une part, il n'est pas certain que les personnes dont les auteurs supposent qu'elles sont des sources d'aide informelle soient enclines à apporter leur aide à la garde d'enfants. Les enfants adolescents pourraient ne pas être disposés

---

<sup>39</sup>A la manière des modèles exposés précédemment dans le point 3.1.3, ce sont deux variables dépendantes qui sont estimées simultanément. Mais dans le cas de Del Boca (2002),  $y_{2i}$  est la probabilité d'avoir un enfant au cours des trois années couvertes par les données, et non la probabilité de recourir à un mode de garde formelle. C'est en cela un modèle bivarié bien différent de ceux présentés précédemment.

<sup>40</sup>L'effet, sur la probabilité d'avoir un enfant, du taux local d'équipement est également positif.

<sup>41</sup>Pour Hank et Kreyenfeld, il s'agit d'une variable indiquant si au moins l'un des grands-parents vit dans la même commune que l'enfant. Del Boca, quant à elle, utilise une variable indiquant si au moins l'un des grands-parents est encore en vie.

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

D'autre part, bien que techniquement satisfaisante du point de vue de l'absence d'indépendance des observations en cas de données groupées, l'approche adoptée par Kreyenfeld et Hank (2000), Del Boca (2002), Simonsen (2006) et Van Ham et Büchel (2006) présente l'inconvénient suivant. En utilisant l'estimateur sandwich, ces auteurs corrigent effectivement bien l'absence d'indépendance des observations liée à l'emploi de facteurs explicatifs situés à des niveaux distincts mais, ce faisant, ils ignorent que la dépendance des observations peut être un phénomène intéressant à analyser<sup>42</sup>. C'est au contraire ce que proposent Stolzenberg et Waite (1984) avec leur modèles *slopes-as-outcomes*, comme nous allons le voir infra.

### **3.2.2 La dépendance comme un phénomène intéressant à analyser**

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

---

<sup>42</sup>Sur ce point, voir notamment le chapitre 2 de l'ouvrage de Snijders et Bosker (2004) consacré à l'analyse multiniveaux.

appartiennent à des groupes, formés par les *counties* de résidence, et que les caractéristiques de ces groupes sont en mesure d'affecter l'impact, sur leur offre de travail, de certaines de leurs caractéristiques.

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

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

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

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

$$p_{ij} \equiv Pr(y_{ij} = 1 | X_{ij}) = \phi(X'_{ij}\beta_j) \quad (8)$$

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

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

C'est l'objet de la deuxième étape du modèle *slopes-as-outcomes* de mettre en lumière les

sources de cette variabilité. Ainsi, afin de tester l'hypothèse des auteurs, les coefficients du nombre d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge, estimés dans la première étape, sont expliqués par les caractéristiques des *counties*, à savoir le taux d'équipement en services de garde d'enfants et le coût de la garde d'enfants : dans cette deuxième étape, il y a une équation par coefficient ; l'unité d'analyse n'est plus l'individu mais le *county*. Par exemple, le coefficient de régression du nombre total d'enfants, noté  $\hat{\beta}_{TOTj}$ , peut s'exprimer de la façon suivante<sup>43</sup> :

$$\hat{\beta}_{TOTj} = b_0 + \gamma_1 I_{1j} + \gamma_2 I_{2j} + v_j \quad (9)$$

où  $I_{1j}$  désigne l'indicateur de disponibilité locale des services de garde d'enfants,  $I_{2j}$  le coût de la garde d'enfants,  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  les coefficients de régression qui leur sont respectivement associés et  $v_j$  le terme d'erreur. La variance de l'erreur ne peut pas être considérée comme constante dans la mesure où la variable dépendante est une estimation dont la précision varie selon les observations, c'est-à-dire les *counties*. En effet, dans la première étape, la taille du *county* sur lequel est réalisée la régression probit peut produire des estimations des coefficients plus ou moins précises. Pour tenir compte de cette hétéroscédasticité, résultant de ce que les coefficients sont estimés de façon plus ou moins précise selon les *counties*, Stolzenberg et Waite emploient, dans la deuxième étape, la méthode des moindres carrés pondérés. Le principe de cette méthode est de pondérer fortement les observations qui autorisent une meilleure précision d'estimation<sup>44</sup>.

Les résultats de cette deuxième étape confirment l'hypothèse des auteurs. En effet, le taux local d'équipement en services de garde d'enfants a un effet positif sur les coefficients du nombre total d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge (i.e dans l'équation 9,  $\gamma_1 > 0$ ). L'effet est de moindre ampleur pour les coefficients du nombre d'enfants des classes d'âge les plus élevées : le taux local d'équipement en service de garde d'enfants vient donc atténuer l'incidence négative, sur l'offre de travail des mères, du nombre d'enfants et du nombre d'enfants par groupe d'âge<sup>45</sup>.

---

<sup>43</sup>Le chapeau sur le coefficient du nombre total d'enfants signale que, dans cette seconde étape, la variable dépendante est une estimation.

<sup>44</sup>En l'occurrence, Stolzenberg et Waite utilisent l'inverse de la variance du coefficient estimé dans la première étape. Par exemple, dans l'équation 9, cela revient à multiplier tous les termes de l'équation par  $w_j = 1/\hat{\text{var}}(\hat{\beta}_j)$ .

<sup>45</sup>Pour ce qui est du coût de la garde d'enfants, son effet sur les coefficients du nombre et de l'âge des enfants

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

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

## 4 Conclusion

Pour analyser l'incidence, sur l'offre de travail des femmes, des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants, les auteurs présentés ici utilisent un taux local d'équipement. Celui-ci est calculé comme le rapport entre un indicateur de l'offre (le plus souvent les capacités d'accueil pour les enfants d'un groupe d'âge donné) et un indicateur de la demande (généralement le nombre d'enfants par groupe d'âge) dans une zone géographique donnée.

Au terme de cette synthèse de la littérature empirique, trois principaux enseignements peuvent être tirés. D'une part, la grande majorité des auteurs mettent en évidence un effet significatif et positif de la disponibilité locale des services de garde d'enfants ; mais l'on apprend peu de choses quant à l'ampleur de cet effet.

D'autre part, l'emploi d'un taux local d'équipement en service de garde d'enfants pour

---

a bien le signe attendu, c'est-à-dire négatif, mais il est significatif uniquement pour le coefficient du nombre d'enfants âgés de 0 à 2 ans. Ainsi, le coût de la garde d'enfants renforce la contrainte qu'exerce la présence de jeunes enfants sur l'offre de travail des mères, mais il n'affecte pas l'impact de la présence d'enfants plus âgés.

rendre compte de la disponibilité locale de ces services présente deux inconvénients majeurs. En premier, les auteurs considèrent que les familles résidant dans la même localité font face aux mêmes contraintes d'offre de services de garde formelle : les auteurs ignorent ainsi que, compte tenu de l'existence de règles de priorité, certaines familles ont plus de chances que d'autres d'obtenir une place pour leur enfant. En second, les auteurs supposent que seule la disponibilité des services de garde d'enfants du lieu de résidence peut jouer sur l'offre de travail des mères ; la situation des autres localités en termes de disponibilité des services de garde d'enfants est supposée n'avoir aucun rôle. Enfin, l'introduction, dans les modèles, d'un taux local d'équipement en services de garde d'enfants, qui prend par définition la même valeur pour toutes les familles résidant la même localité, remet en cause l'hypothèse d'indépendance des observations. Pourtant, la plupart des auteurs ignore cet aspect dans leur analyse empirique. Seuls quelques auteurs attirent l'attention sur ce problème et mettent en oeuvre un traitement statistique adapté.

## **5 Annexes**

TAB. 1 : La mesure des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique

Auteurs*	Définition des capacités d'accueil	Définition de l'indicateur de la demande	Zone géographique	Définition de l'indicateur
Stolzenberg et Waite (1984)	Nombre d'employés dans le secteur des services de garde d'enfants ( $O$ )	Nombre de femmes en âge de travailler ( $D$ )	County de résidence	$I = [O/D] * 100$
Van Dijk et Siegers (1996)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants non scolarisés ( $D$ )	Commune de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Merkle (1993)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de 3 à 6 ans ( $D$ )	Bundesland de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Kreyenfeld et Hank (2000)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans ( $D$ )	Kreis de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Del Boca (2002)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 3 ans ( $D$ )	Région de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wetzels (2005)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de 0 à 4 ans ( $D$ )	Province de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Van Ham et Büchel (2006)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 7 ans ( $D$ )	Raumordnungsregion de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wrohlich (2006)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans ( $D$ )	Kreis de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$
Wrohlich (2008)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans ( $D$ )	County de résidence	$I = [O_{publ}/D] * 100$

.../...

TAB. 1: (suite)

Blundell <i>et al.</i> (1992)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	Nombre d'enfants ( $D$ ), âge n.d	Région de résidence	$I = [(O_{publ} + O_{priv})/D] * 1000$ [sic]
Vitainen et Chevalier (2003)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ ) – assistantes maternelles ( $O_{ind}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans ( $D$ )	Commune de résidence	$I = [(O_{publ} + O_{priv} + O_{ind})/D] *$ 100
Choné <i>et al.</i> (2004)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ ) – assistantes maternelles ( $O_{ind}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans ( $D$ )	Département de résidence	$I = [(O_{publ} + O_{ind})/D] * 100$
Chiuri (2004)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 6 ans ( $D$ )	Province de résidence	$I_{publ} = [O_{publ}/D] * 10, I_{priv} = [O_{priv}/D] * 10$ [sic]
Del Boca <i>et al.</i> (2005)	Nombre de places dans les : – structures collectives publiques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	Nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans ( $D$ )	Région de résidence	$I_{publ} = [O_{publ}/D] * 100, I_{priv} = [O_{priv}/D] * 100$

.../...

TAB. 1: (suite)

Gustafsson et Staf- ford (1992)	Nombre de places dans les structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	Nombre d'enfants de moins de 7 ans dont les parents tra- vaillent au moins 20 heures par semaine ( $D$ )	Commune de résidence	$I=1$ si $[(D - O_{publ})/D] * 100 < 15$ , $I=0$ sinon
Guillot (2004)	Nombre de places dans les : – structures collectives pu- bliques ( $O_{publ}$ ) – assistantes maternelles ( $O_{ind}$ )	Nombre d'enfants âgés de 0 à 3 ans	Commune de résidence	$I=1$ si $[(O_{publ} + O_{ind})/D] * 100 <$ $30$ , $I=0$ sinon
Simonsen (2006)	Structures collectives publiques ( $O_{publ}$ )	n.c.	Commune de résidence	$I=1$ si la municipalité dans laquelle la mère réside accorde un accès sans restriction aux services collec- tifs de garde d'enfants, $I=0$ sinon
Del Boca et Vuri (2007)	Nombre de places dans les : – structures collectives pu- bliques ( $O_{publ}$ ) – structures collectives privées ( $O_{priv}$ )	n.c.	Région de résidence	$I = 1$ si la famille réside dans une des régions où ( $O_{publ} +$ $O_{priv}$ ) $_{region}/(O_{publ} + O_{priv})_{pays}$ est parmi les trois plus élevés du pays (sur 18), $I=0$ sinon
Lokshin (2004)	Nombre de places dans les structures collectives publiques	n.c.	n.c.	$I = 1$ si la famille s'est vu refuser une place pour son enfant, $I=0$ sinon
Kornstad et Thoresen (2007)	Nombre de places dans les structures collectives publiques	n.c.	n.c.	$I = 1$ si la famille s'est vu refuser une place pour son enfant, $I=0$ sinon

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

n.c : non concerné

TAB. 2: Les structures d'éducation et d'accueil de jeunes enfants : cas de l'Allemagne, du Danemark, de l'Italie, de la France, de l'Italie, des Pays-Bas, du Royaume-Uni et de la Suède

Pays	Etudes	Age des enfants									
		0	1	2	3	4	5	6	7		
AL	Merkle (1993), Kreyenfeld et Hank (2000), Van Ham et Büchel (2006), Wrohlich (2006)	Crèches (3% des enfants en ex-Allemagne de l'Ouest, 37% en ex-Allemagne de l'Ouest, 8,6% au niveau national)	Jardins d'enfants (90% des enfants en ex-Allemagne de l'Est, nd pour l'ex-Allemagne de l'Ouest)	Jardins d'enfants (58% des enfants) et services à classe unique (38% des enfants)	Pré-jardins d'enfants, jardins d'enfants privés (proportions nd)	Ecole maternelle (35% des enfants de 2 ans et la quasi-totalité des enfants à partir de 3 ans)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
DNK	Simonsen (2006)	Accueil familial (45% des enfants) et crèches (15% des enfants)	Jardins d'enfants (58% des enfants) et services à classe unique (38% des enfants)	Pré-jardins d'enfants, jardins d'enfants privés (proportions nd)	Ecole maternelle (35% des enfants de 2 ans et la quasi-totalité des enfants à partir de 3 ans)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
E-U	Stolzenberg et Waite (1984)	Accueil familial et structures collectives privées (50% des enfants)	Pré-jardins d'enfants, jardins d'enfants privés (proportions nd)	Ecole maternelle (35% des enfants de 2 ans et la quasi-totalité des enfants à partir de 3 ans)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
FR	Choné <i>et al.</i> (2004), Guillot (2004)	Accueil familial (18% des enfants), crèches et autres types d'accueil réglementés (14% des enfants)	Ecole maternelle (35% des enfants de 2 ans et la quasi-totalité des enfants à partir de 3 ans)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
G-B	Blundell <i>et al.</i> (1992)	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et garderies (26%), crèches privées pour la majorité des enfants	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
IT	Del Boca (2002), Chiuri (2004), Del Boca <i>et al.</i> (2005), Del Boca et Vuri (2007)	Crèches et accueil familial (23% des enfants)	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire
P-B	Van Dijk et Siegers (1996), Wetzels (2005)	Accueil familial et crèches (23% des enfants)	Classes primaires (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire	Ecole obligatoire

nd : non disponible, AL : Allemagne, DNK : Danemark, E-U : Etats-Unis, FR : France, G-B : Grande-Bretagne, IT : Italie, P-B : Pays-Bas, SU : Suède

.../...

TAB. 2: (suite)

Pays	Etudes	Age des enfants								
		0	1	2	3	4	5	6	7	
SU	Gustafsson et Stalford (1992)	Accueil familial (8%), crèches (45% des enfants de 1 à 2 ans, 86% des 2 à 3 ans, 91% des 4 à 5 ans et 96% des 5 à 6 ans)							Classe primaire (la quasi-totalité des enfants)	Ecole obligatoire

Source : OCDE (2007c)

nd : non disponible, AL : Allemagne, DNK : Danemark, E-U : Etats-Unis, FR : France, G-B : Grande-Bretagne, IT : Italie, P-B : Pays-Bas, SU : Suède

TAB. 3: L'impact des contraintes liées à l'offre locale de services de garde d'enfants dans la littérature empirique

Auteurs*	Sources de données	Population étudiée et nombre d'observations(N)	Indicateur de disponibilité locale de modes de garde d'enfants	Modèle et variable(s) dépendante(s)	Résultats quant à l'impact de l'indicateur de disponibilité locale des modes de garde
Blundell et al. (1992)	<i>Family Expenditure Survey</i> et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants (1981-1986), Royaume-Uni	Mères isolées, ayant achevé leur formation initiale avant l'âge de 25 ans, (N=259 en 1981, 266 en 1982, 283 en 1983, 259 en 1984, 265 en 1985 et 322 en 1986)	Rapport entre le nombre de places dans les structures de garde d'enfants et le nombre d'enfants dans la région de résidence (en pour mille)	Probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_i = 1)$
Gustafsson et Stafford (1992)	<i>Hushillens Ekonomisha Levnadsförhållanden</i> , <i>Svenska Kommunförbundet</i> (1984) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Suède	Femmes en couple ayant au moins un enfant âgé de moins de 7 ans (N=166)	Différence entre le nombre d'enfants de moins de 7 ans dont les parents travaillent ou étudient au moins 20 heures par semaine et le nombre de places dans les structures publiques dans la commune de résidence (en pourcentage). Si cet écart est inférieur à 15%, la mère est considérée comme étant non rationnée.	Probit ordonné : probabilité de ne pas travailler, de travailler entre 1 et 29 heures/semaine, de travailler 30 heures/semaine ou plus ( $Pr(y_i = 0, 1, 2)$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)$ / $Pr(y_i = 0)$ et sur $Pr(y_i = 2)$ / $Pr(y_i = 0)$
Van Dijk et Siegers (1996)	<i>Organization of Strategic Labour Market Research</i> (OSA), (1988), enquête régionale <i>Utrecht Survey</i> , (1993) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Pays-Bas	Femmes vivant en couple, ayant au moins un enfant non scolarisé (OSA, N=239 et <i>Utrecht Survey</i> , N=405)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées et le nombre d'enfants dans la commune de résidence par groupe d'âge (en pourcentage)	Modèle logit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ ) ; modèle Tobit : nombre d'heures travaillées ( $h$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)$ et sur $h$

.../...

TAB. 3: (suite)

Guillot (2004)	Enquête sur le recours à l'Allocation parentale d'éducation (1996) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Meurthe-et-Moselle (France)	Femmes vivant en couple, dont le deuxième enfant est âgé de plus d'un an (N=707)	Variable binaire indiquant si le nombre de places dans les structures d'accueil pour 100 enfants âgés de 0 à 3 ans est inférieur à 30 dans la commune de résidence	Modèles Logit Multinomial : (1) probabilité de ne pas travailler, de travailler et de recourir à un mode de garde payant, de travailler et de recourir à un mode de garde informel ( $P_r(y_i = 0, 1, 2)$ ); (2) modèle 1 en distinguant le temps complet du temps partiel ( $P_r(y_i = 0, 1, 2, 3, 4)$ )	Effet négatif sur $P_r(y_i = 1)/P_r(y_i = 0)$ dans les modèles 1 et 2
Choné <i>et al.</i> (2004)	Enquête sur les Revenus Fiscaux, (1997) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, France	Femmes mariées ayant au moins un enfant âgé de moins de 7 ans (N=2655)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives et individuelles et le nombre d'enfants âgés de moins de 4 ans dans le département de résidence (en pourcentage)	Modèle trivarié : probabilité de choisir la situation $k$ , salaire de la mère ( $w$ ), dépenses de garde d'enfants ( $d$ ), avec coefficients aléatoires, dont le coefficient de recours à la garde formelle ( $\beta_{fi}$ )	Effet positif sur $\beta_{fi}$
Wrohlich (2006)	<i>German Socio-Economic Panel Study</i> (GSOEP) (2001-2003) et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes ayant au moins un enfant de moins de 6 ans non encore scolarisé (N=1597)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives et le nombre d'enfants par groupe d'âge dans le <i>Kreis</i> de résidence (en pourcentage)	Modèle logit à coefficients aléatoires : probabilité de choisir la situation $k$ à la période $t$ , avec coefficient aléatoire pour la préférence pour le recours à la garde formelle ( $\beta_{fi}$ )	n.c.
Merkle (1993)	<i>German Socio-Economic Panel Study</i> (GSOEP) (1987) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes âgées de 16 à 50 ans ayant au moins un enfant âgé de 3 à 6 ans (N=317)	Rapport entre le nombre de places pour les enfants de 3 à 6 ans dans les structures collectives et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans l'Etat ( <i>Bundesland</i> ) de résidence (en pourcentage)	Probit bivarié : probabilité de travailler ( $P_r(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $p(y_{2i} = 1)$ )	Effet non significatif sur $P_r(y_{1i} = 1)$ et sur $P_r(y_{2i} = 1)$

.../...

TAB. 3: (suite)

Chiuri (2004)	<i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth</i> , (1993), et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, Italie	Femmes en couple ayant au moins un enfant non scolarisé, (N=705)	Nombre de places dans les structures collectives pour enfants de moins de 6 ans pour 10 enfants de ce groupe d'âge dans la province de résidence	Modèle probit bivarié : probabilité de travailler ( $p(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $p(y_{2i} = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_{1i} = 1)$ , effet positif sur $Pr(y_{2i} = 1)$
Wetzels (2005)	<i>Aanvullende Voorzietingen Onderzoek</i> (AVO) (1995) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Pays-Bas	Femmes ayant au moins un enfant de moins de 6 ans (N=870)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives pour les enfants âgés de 0 à 4 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la Province de résidence (en pourcentage)	Probit bivarié : probabilité de travailler ( $Pr(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $Pr(y_{2i} = 1)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_{1i} = 1)$ , effet négatif sur $Pr(y_{2i} = 1)$
Del Boca et Vuri (2007)	<i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth, Multiscopo Survey</i> et données administratives sur l'offre locale de services de garde d'enfants, (2003), Italie	Femmes mariées ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans (N=1267)	Variable binaire indiquant si la famille réside dans une des régions où le rapport entre le nombre de places dans les structures collectives publiques et privées dans la région et le nombre total de places dans le pays est parmi les 3 plus élevées (sur 18) d'Italie	Modèle probit bivarié : probabilité de travailler ( $p(y_{1i} = 1)$ ) et probabilité de recourir à un mode de garde collectif ( $Pr(y_{2i} = 1)$ )	Effet positif sur $Pr(y_{1i} = 1)$ et sur $Pr(y_{2i} = 1)$
Kreyenfeld et Hank (2000)	<i>German Socio-Economic Panel Study</i> (GSOEP) (1996) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes ayant au moins un enfant âgé de moins de 12 ans (N=1222)	Rapport entre le nombre de places pour enfants de moins de 7 ans dans les structures collectives subventionnées et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans le <i>Kreis</i> de résidence (en pour mille)	Modèle Logit multinomial : probabilité de ne pas travailler, de travailler à temps partiel, de travailler à temps plein ( $Pr(y_i = 0, 1, 2)$ )	Effet non significatif sur $Pr(y_i = 1)/p(y_i = 0)$ et sur $Pr(y_i = 2)/p(y_i = 0)$

.../...

TAB. 3: (suite)

Del Boca (2002)	<i>Bank of Italy's Survey of Household Income and Wealth</i> (1991-1995) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, Italie	Femmes âgées de 21 à 45 ans (N=1708)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées pour enfants de moins de 3 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la région de résidence (en 1991, 1993 et 1995) (en pourcentage)	Modèle Logit bivarié : probabilité de travailler ( $Pr(y_{1i})$ ) et probabilité d'avoir un enfant ( $Pr(y_{2i})$ )	Effet positif sur $Pr(y_{1i})$ , effet non significatif sur $Pr(y_{2i})$
Simonsen (2006)	Données administratives sur les caractéristiques des ménages et sur l'offre locale de modes de garde d'enfants, (2000-2001), Danemark	Femmes en couple, ayant eu un enfant en 2000 (N=2883)	Variable binaire indiquant si la municipalité dans laquelle la mère réside accorde un accès sans restriction aux services collectifs de garde d'enfants	Modèle probit : probabilité de travailler après la naissance de l'enfant (mesurée à différents moments après la naissance)( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet positif sur $Pr(y_i = 1)$
Van Ham et Büchel (2006)	<i>German Socio-Economic Panel Study</i> (GSOEP)(2001) et données administratives sur l'offre locale de garde d'enfants, ex-Allemagne de l'Ouest	Femmes âgées de 18 à 59 ans (N=4761)	Rapport entre le nombre de places dans les structures collectives subventionnées pour enfants de moins de 7 ans et le nombre d'enfants de ce groupe d'âge dans la région de résidence ( <i>Raumordnungsregion</i> ) (en pourcentage)	Modèles Probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_i = 1)$ )	Effet significatif sur $Pr(y_i = 1)$
Stolzenberg et Waite (1984)	<i>US Census Bureau</i> et données administratives sur l'emploi des femmes et sur les services de garde d'enfants, E-U	Femmes mariées, ayant au moins un enfant, (N=?)	Rapport entre le nombre d'employés dans le secteur des services de garde d'enfants et le nombre de femmes en âge de travailler par <i>county</i> de résidence (en pourcentage)	Modèle <i>slopes-as-outcomes</i> . Etape 1, probit : probabilité de travailler ( $Pr(y_{ij} = 1)$ ); Etape 2, moindres carrés pondérés : $\beta_{kj}$ = coefficients du nombre d'enfants par groupe d'âge et du nombre total d'enfants dans le ménage( $j=408$ <i>counties</i> )	Impact positif sur $\beta_{kj}$

nc : non concerné  
\* Les auteurs sont classés selon le type de modèles utilisés (cf. plan de la section 3).

## 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.
- BLUNDELL, R., DUNCAN, A. et MEGHIR, C. (1992), « Taxation in Empirical Labour Supply Models : Lone Mothers in the UK », *The Economic Journal*, Vol. 102 N° 411 : pp. 265–278.
- BOROOAH, V. K. (2002), *Logit and Probit. Ordered and Multinomial Models*, Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage.
- 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.
- BREEN, R. (1996), *Regression Models. Censored, Sample-Selected, or Truncated Data*, Quantitative Applications in the Social Sciences, Sage.
- CHAUPAIN-GUILLOT, S., GUILLOT, O. et JANKELIOVITCH-LAVAL, E. (2008), « Choix d'activité des mères et garde des jeunes enfants : une comparaison européenne », *Recherches et Prévisions*, N° 90 : pp. 41–54.
- 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.
- 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.
- 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.
- GUSTAFSSON, S. et STAFFORD, F. (1992), « Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27 N° 1 : pp. 205–230.
- HECKMAN, J. et SINGER, B. (1984), « A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, Vol. 52 N° 2 : pp. 271–320.
- KORNSTAD, T. et THORESEN, T. O. (2007), « A Discrete Choice Model for Labor Supply and Childcare », *Journal of Population Economics*, Vol. 20 N° 4 : pp. 781–803.
- KREYENFELD, M. et HANK, K. (2000), « Does the Availability of Child Care Influence the Employment of Mothers ? Findings from West Germany », *Population Research Studies*, Vol. 19 : pp. 317–337.
- LEWIS, J. B. et LINZE, D. A. (2005), « Estimating Regression Models in Which the Dependant Variable is Based on Estimates », *Political Analysis*, Vol. 13 N° 4 : pp. 345–364.
- LOKSHIN, M. (2004), « Household Childcare Choices and Women’s Work Behavior in Russia », *The Journal of Human Resources*, Vol. 39 N° 4 : pp. 1094–1115.
- 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.
- OCDE (2007a), *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE.
- OCDE (2007b), « Une approche universelle de l'accès et une attention particulière aux enfants à besoins spéciaux », in *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE, chapitre 4, pp. 81–110.
- OCDE (2007c), « Une attention systématique à la collecte de données et au suivi », in *Petite enfance, grands défis II. Education et structures d'accueil*, Editions OCDE, chapitre 8, pp. 206–218.
- PERRAUDIN, C. et PUCCI, M. (2007), « Le coût des services de garde d'enfants : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », Dossiers Solidarité et Santé 1, DREES, 25 pages.
- 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.
- RODGERS, W. (1993), « Regression Standard Errors in Clustered Samples », *Stata Technical Bulletin Reprints*, Vol. 3 N° 17 : pp. 88–94.
- SIMONSEN, M. (2006), « Availability and Price of High Quality Day Care and Female Employment », Department of Economics Working Papers 2005-8, Department of Economics, University of Aarhus, 41 pages.
- SNIJDERS, T. A. et BOSKER, R. J. (2004), *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*, Sage.
- 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.
- VAN DIJK, L. et SIEGERS, J. J. (1996), « The Effect of the Supply of Subsidized Day-Care Facilities on Female Labour Supply », *Labour*, Vol. 10 N° 3 : pp. 559–582.

- VAN HAM, M. et BÜCHEL, F. (2006), « Unwilling or Unable ? Spatial and Socio-economic Restrictions on Females' Labour Market Access », *Regional Studies*, Vol. 40 N° 3 : pp. 345–357.
- VIITANEN, T. K. (2005), « Cost of Childcare and Female Employment in the UK », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 149–170.
- VIITANEN, T. K. et CHEVALIER, A. (2003), « The Supply of Childcare in Britain : Do Mothers Queue for Childcare ? », Royal economic society annual conference 2003, Royal Economic Society, 26 pages.
- WETZELS, C. (2005), « Supply and Price of Childcare and Female Labour Force Participation in the Netherlands », *Labour*, Vol. 19 N° Special Issue : pp. 171–209.
- WHITE, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, Vol. 48 N° 4 : pp. 817–830.
- 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.









B.P. 48  
L-4501 Differdange  
Tél.: +352 58.58.55-801  
[www.ceps.lu](http://www.ceps.lu)