



Minerva Access is the Institutional Repository of The University of Melbourne

Author/s:

Moschion, J

Title:

Offre de travail des mères en France: L'effet causal du passage de deux à trois enfants

Date:

2009

Citation:

Moschion, J. (2009). Offre de travail des mères en France: L'effet causal du passage de deux à trois enfants. *Economie et Statistique*, 422 (422), pp.51-78. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8018>.

Persistent Link:

<https://hdl.handle.net/11343/127328>

Offre de travail des mères françaises : L'effet d'une variation exogène du nombre d'enfants

Julie Moschion¹

Mars 2009

Entre 1962 et 2005, alors que le taux d'activité des hommes français diminuait, le taux d'activité des femmes françaises augmentait de 45,8% à 63,8%. Néanmoins, le taux d'activité des femmes reste corrélé avec le nombre d'enfants : plus elles ont un grand nombre d'enfants, plus leur taux d'activité est faible.

Dans quelle mesure l'arrivée d'un enfant supplémentaire réduit-elle la participation des mères au marché du travail ? La relation entre fécondité et activité est complexe car les décisions de fécondité et d'activité ont des déterminants communs, et ces décisions s'influencent mutuellement. Difficile donc de dire a priori si le choix de travailler ou non est la cause ou la conséquence de la décision d'avoir un certain nombre d'enfants. En utilisant le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux comme source de variation exogène et aléatoire de la fécondité, nous estimons par variable instrumentale l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères.

Nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants diminue significativement la probabilité d'activité des mères et le nombre d'heures travaillées par semaine lorsque les mères sont en emploi, en particulier lorsqu'elles sont peu diplômées.

Mots clés : fécondité, offre de travail des mères.

JEL : J13, J22.

¹ Julie Moschion, CES-Université Paris 1, 106-112 Bd de l'Hôpital, 75013 Paris, France ; Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques, 39-43 quai André Citroën, 75015 Paris, France, tel : 01 44 38 24 91, fax : 01 44 38 23 39, julie.moschion@dares.travail.gouv.fr.

L'auteur remercie Dominique Goux, Eric Maurin, Marc Gurgand, Pierre Cahuc et deux rapporteurs anonymes dont les conseils et remarques ont permis d'améliorer ce travail.

Dans les pays développés, le taux d'activité des femmes a augmenté depuis les années 1960, alors que le taux d'activité masculin a diminué. En France, pour les 15-64 ans, alors que le taux d'activité masculin passait de 87,8% en 1962 à 74,5% en 2005, le taux d'activité des femmes augmentait de 45,8% à 63,8% sur la même période. Même si l'écart des taux d'activité entre hommes et femmes tend à diminuer, les femmes restent moins nombreuses à travailler que les hommes et surtout leur comportement d'activité reste corrélé au nombre et à l'âge de leurs enfants. La question posée dans cet article est de savoir si le fait d'avoir un certain nombre d'enfants conduit les mères à ne pas travailler ou, lorsqu'elles travaillent, à réduire leurs heures de travail. Autrement dit, la fécondité a-t-elle un impact négatif sur l'activité des mères françaises ? Cet article est motivé par le fait que depuis quelques années les recherches françaises sur le lien entre fécondité et activité des mères se sont développées². Ces études montrent clairement que le taux d'activité et le nombre d'heures travaillées par les mères en emploi varient en fonction du nombre d'enfants, mais ne permettent pas d'identifier si la relation entre fécondité et activité des mères est causale. L'objectif est de voir si certaines mères s'arrêtent de travailler ou réduisent leur activité lorsqu'elles ont trois enfants alors qu'elles auraient travaillé ou travaillé davantage si elles n'en avaient eu que deux. Il est en effet possible que les mères aient plus de mal à concilier leur vie familiale et leur vie professionnelle lorsqu'elles ont trois enfants plutôt que deux.

L'objet de la première partie de cet article est de montrer qu'au-delà d'une simple corrélation, il existe une relation causale négative entre fécondité et activité des mères. Pour cela, nous utilisons, comme Angrist et Evans (1998), deux sources de variation exogène et aléatoire de la fécondité : le sexe des deux aînés et les naissances gémellaires de rang deux. Le choix de cette méthodologie a été motivé d'une part par le fait qu'elle permet d'obtenir des résultats robustes, et d'autre part parce qu'elle a été utilisée dans différents pays pour estimer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères³, ce qui pourrait permettre de développer des analyses plus approfondies des raisons pour lesquelles cet effet varie entre pays.

En France, comme aux Etats-Unis, nous constatons que les parents ayant deux aînés de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un troisième enfant que les parents ayant deux aînés de sexe différent, et que dans ce cas, l'activité des mères est réduite. Dans la mesure où le sexe des deux aînés est aléatoire et qu'il n'a pas d'impact sur l'activité des mères autrement que par son effet sur la probabilité d'avoir un troisième enfant, nous estimons par variable instrumentale l'influence causale d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Les résultats suggèrent qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur l'activité des mères mais ils sont relativement imprécis. Afin d'évaluer précisément l'ampleur de cet effet, nous combinons l'instrument '*même sexe*' avec un autre instrument, à savoir les naissances gémellaires de rang deux. En effet, ces dernières provoquent un accroissement non anticipé du nombre d'enfants qui permet également d'identifier l'impact d'une troisième naissance sur l'activité des mères (Rosenzweig et Wolpin, 1980). Nous trouvons qu'avoir plus de deux enfants diminue la probabilité d'activité des mères d'environ 20 points et, lorsqu'elles sont en emploi, le nombre d'heures travaillées par semaine de deux heures. Ainsi, indépendamment des caractéristiques individuelles des mères, avoir plus de deux enfants affecte négativement leur activité. En utilisant l'instrument '*même sexe*' sur les données du recensement de 1990, nous confirmons qu'avoir plus de deux enfants induit une réduction de la participation des mères au marché du travail d'une vingtaine de points.

Par ailleurs, nos résultats indiquent que l'effet de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail mesuré par les moindres carrés ordinaires est surestimé (34 points). Nos

² Voir par exemple le rapport du Conseil d'analyse économique (1999), Pailhé et Solaz (2006), Méda, Simon et Wierink (2003).

³ Angrist et Evans (1998) ont produit cette étude pour les Etats-Unis, Cruces et Galiani (2007) pour l'Argentine et le Mexique, Iacovou (2001) pour la Grande-Bretagne et Ezzaouali (2003) pour le Canada.

résultats suggèrent également que l'impact de la fécondité est plus élevé en France qu'aux Etats-Unis où Angrist et Evans (1998) trouvent qu'avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail de 10 points. Enfin, entre 1982 et 2002, l'activité des mères de deux enfants a augmenté d'environ 9 points. Sur cette période, la baisse de la fécondité de rang trois ayant été relativement faible, elle explique seulement 0,6 points de cette hausse.

Dans une seconde partie, nous posons la question de savoir si l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères varie en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques des mères : l'âge de leurs enfants, leur niveau de diplôme, et la taille de la ville où elles résident. L'idée est que l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères pourrait être d'autant plus important que les mères ont besoin de faire garder leurs enfants ou que leurs perspectives d'emploi et de salaire sur le marché du travail sont faibles. Nous montrons que l'impact négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères peu diplômées. Il est également sensiblement plus important lorsque les mères ont un enfant de moins de six ans.

1 La fécondité a-t-elle un impact négatif sur l'activité des mères ?

1.1 En France, le taux d'activité des mères varie avec le nombre et l'âge des enfants

Le phénomène d'entrée massive des femmes françaises sur le marché du travail doit être relativisé pour plusieurs raisons. D'une part, le taux d'activité des femmes varie significativement en fonction de leur âge. L'écart de taux d'activité entre hommes et femmes est le plus élevé précisément dans la tranche d'âge où les femmes sont le plus concernées par la maternité : il s'élève ainsi à 12,5 points pour les 25-49 ans (tableau 1).

Tableau 1
Taux d'activité par tranche d'âge en 2006 (en %)

	Hommes	Femmes	Différence
15-24 ans	38,0	30,7	7,3
25-49 ans	94,8	82,3	12,5
50 ans et plus	62,7	54,9	7,8
Ensemble	74,8	64,8	10,0

CHAMP : personnes âgées de 15 à 64 ans.

NOTE: taux d'activité moyens dans l'année.

SOURCE : Insee, Insee-Résultat "séries longues sur le marché du travail", enquêtes emploi 1975-2006.

D'autre part, l'activité professionnelle des mères varie avec le nombre et l'âge des enfants alors que ce n'est pas le cas de l'activité des pères. En France, les mères d'au moins trois enfants travaillent significativement moins que les mères d'un ou deux enfants, cette différence étant encore plus nette lorsqu'un des enfants a moins de trois ans. En effet d'après le tableau 2, en 2005, le taux d'activité des femmes en couple ayant un ou deux enfants tous âgés de plus de trois ans est supérieur à 80% alors qu'il est seulement de 72% pour les mères de trois enfants ou plus. Lorsqu'au moins un des enfants a moins de trois ans, les taux d'activité des mères d'un, deux, ou trois enfants et plus sont respectivement de 81%, 60%, et 38%. Il est intéressant de noter qu'en revanche aucune rupture aussi nette n'apparaît pour les pères dont le taux d'activité reste toujours assez proche de 95% quelque soit le nombre et l'âge des enfants.

Tableau 2

Activité, emploi et chômage selon la situation familiale et le nombre d'enfants en 2006 (en %)

	Taux d'activité		Dont :					
	Femmes	Hommes	à temps complet		à temps partiel		au chômage	
	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes
En couple	76,8	90,8	47,9	82,9	23,4	3,1	5,6	4,7
Sans enfant	75,0	83,0	52,4	74,0	17,5	4,1	5,1	5,0
Un enfant de moins de 3 ans	81,3	96,1	54,2	85,6	18,9	3,1	8,3	7,3
Deux enfants dont au moins un de moins de 3 ans	59,8	95,8	29,8	89,3	26,5	2,6	3,6	3,9
Trois enfants ou plus dont au moins un de moins de 3 ans	37,5	96,5	14,7	85,8	18,7	4,1	4,1	6,5
Un enfant âgé de 3 ans ou plus	82,4	91,4	53,4	84,6	23,0	2,8	5,9	3,9
Deux enfants âgés de 3 ans ou plus	86,1	95,4	51,0	89,7	29,9	2,1	5,2	3,6
Trois enfants ou plus âgés de 3 ans ou plus	72,1	95,1	32,6	86,1	32,3	2,8	7,2	6,3
Non en couple	78,2	83,0	54,7	68,7	15,3	5,9	8,2	8,5
Sans enfant	76,3	82,1	56,6	67,7	13,4	6,0	6,3	8,4
Un enfant ou plus	80,9	92,4	51,8	79,1	18,1	4,4	11,0	8,9
Ensemble	77,1	89,0	49,6	79,7	21,4	3,7	6,2	5,6

CHAMP : France métropolitaine, personnes de référence et éventuel conjoint de 15 à 59 ans.

NOTE : résultats en moyenne annuelle.

SOURCE : enquêtes emploi 2006, Insee.

LECTURE : en 2006, parmi les femmes de 15 à 59 ans ayant un enfant de moins de 3 ans, 81,3 % sont actives : 54,2 % travaillent à temps complet, 18,9 % à temps partiel et 8,3 % sont au chômage.

Le rapport du Conseil d'analyse économique (1999) confirme ce changement de comportement des couples avec la présence d'enfants : alors que sans enfants, on note un effet d'entraînement entre les durées de travail dans le couple qui se caractérise par une complémentarité, avec la présence d'enfants de moins de six ans, les comportements des parents s'orientent plutôt vers une spécialisation des rôles. Pailhé et Solaz (2006) soulignent que « 39% des mères qui travaillent déclarent que leur activité a été modifiée par la naissance, qu'il s'agisse d'un changement de statut, d'horaires, d'intensité du travail ou d'un retrait du marché du travail [alors que] ce n'est le cas que de 6% des pères ». De plus, les adaptations professionnelles liées à la naissance croissent pour les mères avec le rang de naissance alors que celles des pères y sont insensibles. Par exemple, pour la troisième naissance plus de la moitié des mères déclarent avoir modifié leur activité alors que la proportion de pères reste autour de 5%. Ce sont donc principalement les mères qui adaptent leur activité professionnelle à la naissance d'enfants, et particulièrement au moment du passage de deux à plus de deux enfants. Ceci justifie de s'intéresser plus particulièrement à l'effet du troisième enfant sur l'offre de travail des mères, intérêt conforté par le fait qu'un grand nombre de mères inactives souhaiteraient reprendre une activité professionnelle (Méda, Simon et Wierink, 2003).

Encadré 1

LES DONNÉES

Source

Cette étude a été menée à partir des enquêtes emploi de 1990 à 2002. L'échantillon de l'enquête emploi est représentatif de la population française métropolitaine vivant en ménage ordinaire âgée de quinze ans et plus ($N=150\,000$, taux d'échantillonnage=1/300). Pour chaque répondant, nous connaissons sa date de naissance, son sexe, sa situation familiale, son niveau de diplôme et sa participation au marché du travail. Nous avons également pour chaque ménage, le nombre, le sexe et la date de naissance de chaque enfant vivant dans le logement. D'autres sources, l'*European Community Household Panel* par exemple, donnent ces informations. Néanmoins, l'enquête emploi présente l'avantage de contenir un grand nombre d'observations, condition nécessaire pour obtenir une estimation par variable instrumentale robuste et pouvoir étudier l'hétérogénéité des effets sur des sous-populations. C'est également la raison pour laquelle nous empilons les 13 années d'enquêtes de la vague 1990-2002. De plus, l'empilement des enquêtes permet d'avoir une mesure de l'effet de la fécondité sur l'activité, moyenne et indépendante des variations temporelles (cycles, réformes...) ⁴. Nous utilisons également le recensement de la population de 1990 (au 1/4) ⁵ qui présente l'avantage de contenir davantage d'observations que l'enquête emploi et donne donc des estimations plus précises. Néanmoins, le recensement ne donne pas le nombre d'heures travaillées par les femmes en emploi et ne permet pas d'identifier les jumeaux.

Échantillon retenu

Nous nous intéressons aux femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants au moment de l'enquête ($N = 71\,542$). Comme Angrist et Evans (1998), nous ne possédons d'information que sur les enfants vivant encore avec leurs parents. Ne garder que les femmes ayant moins de 36 ans nous évite de sous-estimer le nombre total d'enfants d'une femme et d'introduire des erreurs sur le rang des enfants dans la fratrie. Les femmes de plus de 35 ans ont potentiellement des enfants majeurs, qui ont une probabilité plus grande d'avoir quitté le domicile parental. L'échantillon des femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants est spécifique dans la mesure où ces femmes ont des enfants particulièrement tôt. Néanmoins, nos calculs à partir de l'enquête emploi montrent que près de la moitié des femmes âgées de 28 à 35 ans ont au moins deux enfants, et que cette proportion de femmes augmente très peu lorsqu'on considère les femmes plus âgées (elle est de 54,6% pour les 36-50 ans). On exclut donc très peu de femmes de notre échantillon. En le restreignant aux femmes âgées de moins de 36 ans, on risque cependant de sous-estimer la descendance finale de certaines femmes et considérer comme mères de deux enfants des femmes qui finalement auront plus de deux enfants. Ceci pourrait poser problème si les décisions d'activité sont influencées par la descendance finale espérée plutôt que par la descendance observée à un instant t . Nous vérifions que les résultats obtenus sur l'échantillon des femmes âgées de 21 à 40 ans sont similaires.

⁴ Afin de contrôler l'effet de la conjoncture économique sur les variables d'intérêt, nous introduisons un effet fixe annuel dans toutes les régressions. Également, nous utilisons une indicatrice pour neutraliser l'effet de la réforme de l'Allocation parentale d'éducation en 1994.

⁵ Le recensement de la population de 1999, disponible au vingtième, ne donne pas des estimations plus précises que les enquêtes emploi 1990-2002.

Le tableau 3 donne quelques statistiques descriptives en distinguant toutes les mères d'au moins deux enfants des mères en couple d'au moins deux enfants⁶. Parmi toutes les femmes ayant deux enfants pendant la période considérée, 32% en avaient au moins un troisième. Dans cet échantillon, un peu plus de 50% des familles avaient des aînés du même sexe et un peu plus de 51% des premières naissances étaient des garçons ce qui est conforme aux statistiques nationales.

Les naissances gémellaires en deuxième position sont définies par la présence d'enfants de rang deux et trois dans la famille ayant la même année et le même mois de naissance. Dans notre échantillon, la proportion de femmes ayant des jumeaux en deuxième naissance est de 1%. Nous avons vérifié que le nombre de jumeaux de rang deux, estimé avec cette méthode approchée, correspondait au nombre de jumeaux de rang deux trouvé en utilisant les données nationales d'état civil (Beaumel, Richet-Mastain et Vatan, 2007). Pour cela, nous avons testé la représentativité d'une année d'enquête donnée : 1999. Les données d'état civil nous donnent la probabilité de naissances gémellaires une année donnée en fonction de l'âge de la mère à la naissance⁷. Le test du khi-2 au seuil de 5% nous amène à accepter l'égalité entre le nombre théorique et le nombre observé de jumeaux de rang deux : le nombre de jumeaux identifié dans l'enquête emploi correspond aux statistiques nationales.

Nous présentons dans la seconde partie du tableau 3 quelques caractéristiques sociodémographiques. Dans notre échantillon, les mères ont en moyenne 31 ans et ont eu leur premier enfant à environ 23 ans. 41% des mères de notre échantillon n'ont pas de diplôme et environ 16% ont un diplôme supérieur au baccalauréat. Comparé à l'ensemble des femmes, les mères de notre échantillon ont eu leur premier enfant plus tôt et sont un peu moins diplômées. L'âge moyen à la première maternité était de 26 ans en 1990 et 27 ans et demi en 2002 (Ined). Dans la période 1990-2002, parmi les mères d'au moins deux enfants âgées de 21 à 45 ans, 40% n'ont pas de diplôme et 19% ont un diplôme supérieur au baccalauréat (enquêtes emploi 1990-2002). Ces caractéristiques ne sont pas indépendantes de notre problématique et pourraient biaiser nos résultats. Pour tester si nos résultats sont sensibles au fait que notre échantillon est composé de mères relativement jeunes, nous les comparons aux résultats obtenus sur l'échantillon élargi des mères de 21 à 40 ans. Les résultats obtenus sur cet échantillon élargi sont qualitativement identiques.

Nous présentons dans la partie inférieure du tableaux 3 les statistiques décrivant l'offre de travail des mères de notre échantillon. 62% des mères d'au moins deux enfants âgées de 21 à 35 ans sont actives. Pour le nombre d'heures travaillées par semaine et le temps partiel, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine⁸. Pour le salaire, l'échantillon est restreint aux mères de deux enfants en emploi qui travaillent entre 10 et 60 heures par semaine et dont le salaire mensuel est compris entre 1 500 et 60 000 francs. Les mères en emploi travaillent en moyenne 33,5 heures par semaine et 41% d'entre elles sont à temps partiel.

⁶ Cette distinction entre toutes les mères et les mères en couple a été opérée afin que nos résultats soient comparables avec ceux d'Angrist et Evans (1998). Nous avons vérifié que les résultats présentés dans la suite sont identiques si l'on considère les femmes en couple mariées plutôt que toutes les femmes en couple.

⁷ Nous utilisons les trois tranches provenant des données d'état civil qui sont les plus proches de l'âge des mères incluses dans notre échantillon : 20-24 ans, 25-29 ans et 30-34 ans.

⁸ Pour le temps partiel, nous avons exclus de notre échantillon les mères déclarant travailler à temps partiel plus de 38 heures par semaine, et les mères déclarant travailler à temps complet moins de 35 heures par semaine.

Tableau 3
Statistiques descriptives, femmes âgées de 21 à 35 ans ayant deux enfants ou plus

Variables	Moyennes et (écarts-types)	
	Toutes	En couple
Caractéristiques de fécondité		
Nombre d'enfants	2,43 (0,74)	2,43 (0,74)
Femmes ayant plus de 2 enfants (1)	0,319 (0,466)	0,320 (0,466)
Femmes dont 1er enfant = garçon ⁽¹⁾	0,513 (0,500)	0,513 (0,500)
Femmes dont 2ème enfant = garçon ⁽¹⁾	0,510 (0,500)	0,510 (0,500)
Femmes dont les deux aînés sont des garçons ⁽¹⁾	0,263 (0,440)	0,262 (0,440)
Femmes dont les deux aînés sont des filles ⁽¹⁾	0,240 (0,427)	0,239 (0,427)
Femmes dont les deux aînés sont de même sexe ⁽¹⁾	0,503 (0,500)	0,502 (0,500)
Jumeaux en 2ème position ⁽¹⁾	0,010 (0,100)	0,010 (0,099)
Caractéristiques sociodémographiques		
Age	31,4 (3,0)	31,4 (3,0)
Age à la 1ère naissance	22,7 (3,4)	22,8 (3,4)
Aucun diplôme ⁽¹⁾	0,416 (0,493)	0,404 (0,491)
Diplôme <= baccalauréat ⁽¹⁾	0,430 (0,495)	0,435 (0,496)
Diplôme > baccalauréat ⁽¹⁾	0,154 (0,361)	0,160 (0,367)
Caractéristiques d'activité		
Femmes qui travaillent ⁽¹⁾	0,619 (0,486)	0,608 (0,488)
Femmes qui travaillent à temps partiel ⁽¹⁾	0,405 (0,491)	0,412 (0,492)
Heures travaillées (moyenne par semaine)	33,5 (9,8)	33,5 (9,8)
Salaire mensuel (en francs)	6421 (3235)	6441 (3229)
Nombre d'observations	71542	65964

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE 1: résultats exprimés en proportion.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

La probabilité d'activité d'une femme est d'autant plus faible qu'elle a un nombre important d'enfants. Pour autant, cela signifie-t-il que la fécondité a un impact négatif sur l'activité des mères ? Cela n'est pas évident. La relation négative qui existe entre l'activité féminine et la fécondité ne provient pas nécessairement d'un effet causal négatif de la fécondité sur l'activité des femmes. En particulier, deux mécanismes alternatifs pourraient éclairer le lien négatif entre fécondité et activité des femmes.

D'une part, ce lien pourrait être simplement le résultat de préférences individuelles hétérogènes : certaines femmes préfèrent avoir plus d'enfants et être inactives, tandis que d'autres préfèrent avoir moins d'enfants et être actives. En effet, il est assez vraisemblable que les décisions de fécondité et d'activité aient des déterminants conjoints. Par exemple, comme la théorie économique le suggère, lorsque le niveau d'étude de la mère est plus élevé, le nombre d'enfant est plus faible et la probabilité d'activité plus élevée (Carliner et al, 1984, Moffitt, 1984, Rosenzweig et Schultz, 1984). Il est donc possible que la relation entre fécondité et activité des mères ne soit pas causale mais simplement le résultat d'une coïncidence des décisions.

D'autre part, identifier l'effet causal de la fécondité sur l'activité est complexe car la décision d'avoir des enfants et celle de participer au marché du travail s'influencent mutuellement. Intuitivement, on peut penser que lorsque les couples sont bi-actifs, le fait d'avoir peu de temps pour élever des enfants peut en conduire certains à avoir moins d'enfants qu'ils ne l'auraient souhaité. Mais, on peut aussi faire valoir le fait qu'ayant des enfants, une mère décide de suspendre ou de réduire son activité professionnelle. En effet, plus le nombre d'enfants est grand, plus le temps que les parents, et en particulier les mères, consacrent à les élever est important. Ceci peut rendre l'exercice d'une activité professionnelle difficile et conduire un certain nombre de mères à renoncer à leur activité professionnelle. Difficile donc de dire si le choix de travailler ou non est la cause ou la conséquence de la décision d'avoir un certain nombre d'enfants.

Par conséquent, pour évaluer l'effet de la fécondité sur l'activité, on ne peut pas simplement comparer la situation sur le marché du travail des femmes ayant un enfant supplémentaire avec celle des femmes qui n'en ont pas eu. La décision d'avoir un enfant supplémentaire étant endogène, l'économètre est confronté à des biais de sélection et de simultanéité qui peuvent conduire à une estimation fallacieuse de l'effet de la fécondité sur l'activité.

Pour estimer sans biais l'impact causal de la fécondité sur l'activité des femmes, il faudrait pouvoir comparer la situation sur le marché du travail d'une femme qui a un enfant supplémentaire avec sa situation si elle n'avait pas eu cet enfant. Le problème est que la situation alternative n'est pas observée : si la femme a eu cet enfant supplémentaire, on n'observe pas quelle aurait été sa situation en l'absence de cet enfant ; de même, si elle n'a pas eu cet enfant, on ne connaît pas quelle aurait été sa situation si elle l'avait eu.

Comparer directement la situation des femmes ayant eu un enfant supplémentaire avec celle des femmes n'en ayant pas eu conduit à confondre deux effets : l'effet de la naissance d'un enfant supplémentaire et les différences de composition des populations. En effet, la naissance d'un enfant supplémentaire résulte d'un choix individuel, choix qui n'est pas indépendant de la manière dont la femme évalue les conséquences de ce choix. Les femmes qui font ce choix ont des caractéristiques individuelles spécifiques qui les distinguent des autres, on parle alors de biais de sélection. Si parmi les femmes ayant un enfant supplémentaire, la proportion de femmes inactives est plus importante, on ne sait pas si c'est parce qu'elles ont eu cet enfant supplémentaire ou du fait de leurs caractéristiques personnelles, qui font que, avec ou sans enfant supplémentaire, elles auraient fait le choix de l'inactivité.

Pour résoudre cette difficulté, on essaie de construire un groupe de contrôle, c'est-à-dire un groupe de femmes n'ayant pas eu d'enfant supplémentaire, dont les caractéristiques sont les plus proches possibles du groupe de femmes ayant eu un enfant supplémentaire. L'hypothèse

sous-jacente est que si les femmes du groupe de contrôle avaient eu un enfant supplémentaire, leur situation sur le marché du travail aurait été identique en moyenne à celle des femmes qui ont eu un enfant supplémentaire. La méthode dite des variables instrumentales permet de s'approcher de cette situation. L'idée est de répartir aléatoirement les femmes de notre échantillon entre deux sous groupes. Le premier groupe aura une incitation plus forte à faire un enfant supplémentaire. L'autre groupe n'aura aucune incitation particulière. En tout état de cause, la décision de fécondité reste un choix individuel : une femme du premier groupe peut ne pas faire un enfant supplémentaire ; de même, une femme du deuxième groupe peut faire un enfant supplémentaire. L'objectif est que la proportion de femmes qui décide d'avoir un enfant supplémentaire soit plus élevée dans le groupe ayant eu une incitation forte que dans l'autre groupe. L'incitation étant distribuée aléatoirement, cette différence dans la proportion de femmes ayant un enfant supplémentaire est supposée exogène, c'est-à-dire indépendante des caractéristiques individuelles, même inobservables. C'est cette différence de proportion qui sert alors à identifier l'impact de la fécondité : l'effet est négatif si en moyenne, les femmes du groupe ayant eu l'incitation forte (qui ont en moyenne davantage un enfant supplémentaire) sont plus souvent inactives que celle du groupe n'ayant eu aucune incitation particulière. Cette méthode permet également d'éliminer le biais de simultanéité puisque l'incitation produit un choc exogène sur la fécondité mais n'a pas d'effet direct sur les décisions d'activité. Les différences de taux d'activité entre les deux groupes résultent donc directement des décisions de fécondité. Dans l'article, nous utilisons le fait d'avoir deux aînés du même sexe comme mécanisme d'incitation (ou variable instrumentale).

1.2 Sexe des aînés et probabilité d'avoir un troisième enfant

Plusieurs travaux montrent en effet que les parents d'aînés de même sexe ont une probabilité plus grande que les parents d'aînés de sexe différent d'avoir un troisième enfant⁹. Le tableau 4 reporte la proportion de femmes ayant un troisième enfant selon le sexe des deux aînés.

Quel que soit l'échantillon considéré, on n'observe pas que les familles ont significativement plus souvent un troisième enfant lorsqu'elles ont deux filles que lorsqu'elles ont deux garçons ce qui suggère qu'en moyenne les parents n'ont pas de préférence intrinsèque pour un sexe. Nous avons vérifié cette hypothèse en examinant les préférences des familles avec au moins un enfant. Parmi les familles ayant au moins un enfant, la proportion de celles qui en ont eu au moins un deuxième ne diffère pas selon le sexe du premier¹⁰ : le sexe du premier enfant n'a donc pas d'effet sur la décision d'avoir d'autres enfants.

Par contre, les mères ayant des aînés de même sexe ont significativement plus souvent un troisième enfant que lorsque les deux aînés sont de sexe différent. Dans l'échantillon complet, 33,8% des mères ayant deux aînés de même sexe ont un troisième enfant, contre 30% des mères ayant deux aînés de sexe différent. Notre échantillon est donc constitué de deux groupes ayant une « incitation » différente à avoir un troisième enfant : les mères ayant deux aînés du même sexe et celles ayant deux aînés de sexe différent. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Angrist et Evans (1998), bien que les différences observées aux États-Unis soient supérieures (autour de 6 points). Nos résultats sont très proches de ceux de Breton et Prioux (2005) sur données françaises : ils trouvent en effet que la probabilité d'avoir un troisième enfant est 4,5 points plus élevée lorsque les aînés sont de même sexe.

⁹ Voir par exemple Angrist et Evans (1998) ou Breton et Prioux (2005).

¹⁰ Parmi les mères d'un garçon (respectivement d'une fille), 58% (respectivement 57,5%) ont eu un deuxième enfant.

Tableau 4
Fécondité et offre de travail des mères en fonction du sexe des deux aînés

		Sexe des deux aînés dans les familles ayant deux enfants ou plus						
		2 garçons	2 filles	1 garçon, 1 fille	1 fille, 1 garçon	Même sexe (a)	Sexe différent (b)	Différence (a)-(b) ⁽⁴⁾
Toutes	Proportion ⁽¹⁾	0,263	0,240	0,250	0,247	0,503	0,497	-
	3ème enfant ⁽²⁾	0,337 (0,003)	0,339 (0,004)	0,295 (0,003)	0,304 (0,003)	0,338 (0,002)	0,300 (0,002)	0,038 (0,003)
	Travaillant ⁽³⁾	0,607 (0,004)	0,613 (0,004)	0,636 (0,004)	0,620 (0,004)	0,610 (0,003)	0,628 (0,003)	-0,018 (0,004)
En couple	Proportion ⁽¹⁾	0,262	0,239	0,250	0,248	0,502	0,498	-
	3ème enfant ⁽²⁾	0,340 (0,004)	0,340 (0,004)	0,296 (0,004)	0,304 (0,004)	0,340 (0,003)	0,300 (0,003)	0,040 (0,004)
	Travaillant ⁽³⁾	0,595 (0,004)	0,603 (0,004)	0,625 (0,004)	0,610 (0,004)	0,599 (0,003)	0,617 (0,003)	-0,018 (0,004)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 1: proportion de femmes dans l'échantillon total (ayant eu 2 garçons...).

NOTE 2: proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (parmi celles qui ont eu 2 garçons...).

NOTE 3: proportion de femmes qui travaillent (parmi celles qui ont eu 2 garçons...).

NOTE 4: différence en termes de fécondité et d'offre de travail suivant le sexe des deux aînés.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

1.3 Sexe des aînés et activité des mères

La troisième ligne de chaque échantillon donne la proportion de mères actives en fonction du sexe des deux aînés. Les résultats indiquent que les mères travaillent d'autant moins qu'elles ont eu deux enfants de même sexe (donc d'autant moins qu'elles ont une probabilité plus importante d'avoir un troisième enfant). L'idée est que le sexe des deux aînés conditionnerait au moins en partie la décision d'avoir un enfant supplémentaire, qui elle-même influencerait l'offre de travail.

On reporte dans la première et la troisième colonne du tableau 5 les résultats de la colonne « différence » du tableau 4. Pour les mères en emploi, nous présentons également les différences suivantes entre les mères ayant deux aînés de même sexe et celles ayant deux aînés de sexe différent : le nombre moyen d'heures travaillées par semaine, la proportion de mères travaillant à temps partiel et le salaire mensuel moyen (en francs).

Parmi les familles où les aînés sont de même sexe, la probabilité d'avoir au moins un enfant supplémentaire est plus élevée de 4 points. Au-delà d'avoir plus d'enfants, les mères d'aînés de même sexe ont une probabilité plus faible de travailler (-0,018) et travaillent moins d'heures par semaine (-0,245) lorsqu'elles sont en emploi. En revanche, elles n'ont ni un salaire plus faible, ni une probabilité plus forte de travailler à temps partiel, que les mères d'aînés de sexe différent. Nous vérifions dans la suite que l'effet non significatif sur la probabilité de travail à temps partiel et le salaire mensuel est probablement dû au fait que l'effet sur le nombre d'heures travaillées est relativement faible.

Sous l'hypothèse que le sexe des aînés est un aléa affectant l'activité des mères seulement parce qu'il influence la fécondité, le ratio entre l'impact du sexe des aînés sur l'activité et son

impact sur la fécondité permet de construire un estimateur de l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail des mères, appelé estimateur de Wald :

$$\hat{\beta}_{wald} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_0}{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}$$

Où $\bar{y}_1$ est le taux d'activité (par exemple) des mères ayant deux aînés de même sexe, $\bar{y}_0$ le taux d'activité (par exemple) des mères ayant deux aînés de sexe différent, $\bar{x}_1$ le pourcentage de mères ayant un troisième enfant parmi les mères ayant deux aînés de même sexe et $\bar{x}_0$ le pourcentage de mères ayant un troisième enfant parmi les mères ayant deux aînés de sexe différent. $\hat{\beta}_{wald}$ donne alors l'effet moyen d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères (pour les mères dont les décisions de maternité ont été affectées par le sexe de leurs deux aînés).

Tableau 5
Estimations de Wald

Variables	Toutes		En couple	
	Différence moyenne	Estimations de Wald	Différence moyenne	Estimations de Wald
<i>Plus de 2 enfants</i>	0,038 (0,003)	-	0,040 (0,004)	-
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,018 (0,004)	-0,471*** (0,091)	-0,018 (0,004)	-0,460*** (0,091)
<i>Heures / semaine</i>	-0,245 (0,116)	-7,77** (3,78)	-0,225 (0,122)	-6,80* (3,73)
<i>Temps partiel</i>	0,006 (0,006)	0,176 (0,181)	0,002 (0,006)	0,060 (0,180)
<i>Salaire</i>	65,4 (40,5)	2401,4 (1579,7)	74,3 (42,2)	2609,8 (1584,5)

Degré de significativité: * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

La première ligne du tableau 5 donne donc le dénominateur de l'estimateur de Wald, c'est-à-dire l'effet d'avoir deux aînés du même sexe sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants. Les lignes suivantes (première et troisième colonnes) donnent le numérateur de l'estimateur de Wald, à savoir l'effet d'avoir deux aînés du même sexe sur les différentes variables d'offre de travail.

On présente dans la deuxième et la quatrième colonne du tableau 5 les estimateurs de Wald, c'est-à-dire le rapport entre l'effet d'avoir deux aînés du même sexe sur l'offre de travail et son effet sur la probabilité d'avoir plus de deux enfants. On trouve qu'avoir '*plus de 2 enfants*' réduit l'offre de travail des mères (-0,471) et les heures hebdomadaires travaillées par les mères en emploi (-7,77).

Ces résultats rejoignent ceux obtenus ailleurs, et notamment par Angrist et Evans (1998) sur données américaines : le sexe des aînés affecte le nombre d'enfants, mais également la participation des mères au marché du travail. Toutefois, alors que la méthode et les échantillons sont définis de façon identique, l'amplitude de l'effet du sexe des aînés sur la

fécondité et l'activité féminine diffère. Le sexe des deux aînés a un impact plus faible sur la fécondité en France qu'aux Etats-Unis (environ 6 points aux Etats-Unis contre à peine 4 points ici), mais un impact plus important sur l'activité des mères (-0.5 points aux Etats-Unis contre -1,8 en France). L'estimateur de Wald suggère qu'avoir plus de deux enfants a un effet négatif plus important sur l'activité des mères françaises (environ -0.47) que sur celle des américaines (environ -0.1).

1.4 L'utilisation du sexe des deux aînés comme instrument

Tandis que les estimateurs de Wald illustrent, sans contrôle supplémentaire, comment les instruments permettent d'identifier l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des mères, nous présentons dans la suite les estimations par les doubles moindres carrés (DMC). Par rapport aux estimateurs de Wald, l'estimation par les doubles moindres carrés permet:

- d'introduire des variables de contrôle et donc d'avoir des estimations plus précises, même si l'instrument n'est pas corrélé aux autres explicatives (tableau 6) ;
- de contrôler pour tout effet particulier du sexe des aînés lorsque '*même sexe*' est utilisé comme instrument ;
- d'exploiter le fait que '*même sexe*' est une variable d'interaction. En décomposant l'instrument '*même sexe*' en deux instruments ('*2 garçons*' et '*2 filles*'), on vérifie qu'il n'y a pas de biais provenant de l'effet propre du sexe sur l'offre de travail des mères.

La distribution du sexe des aînés est probablement aléatoire. Dans ce cas, les régressions de la fécondité et de l'offre de travail sur l'instrument '*même sexe*' ont une interprétation causale. Il n'existe pas de test direct de l'exogénéité d'une variable, mais une façon de tester cette hypothèse consiste à comparer les caractéristiques démographiques des mères ayant des aînés de même sexe avec celles des mères ayant des aînés de sexe différent (tableau 6).

Tableau 6
Différences démographiques moyennes conditionnellement au sexe des deux aînés

		Age	Age à la 1ère naissance	Diff d'âge entre aînés	2ème naissance après 94	Statut immigration	Age de fin d'études	Diplôme	Nombre d'enfants	3ème enfant
Toutes	MS	31,3892 (0,0158)	22,7428 (0,0180)	39,2654 (0,1251)	0,2688 (0,0023)	0,8913 (0,0016)	18,0975 (0,0260)	0,1543 (0,0019)	2,4547 (0,0040)	0,3383 (0,0025)
	DS	31,3951 (0,0158)	22,7113 (0,0181)	40,3040 (0,1259)	0,2665 (0,0023)	0,8937 (0,0016)	18,0706 (0,0257)	0,1539 (0,0019)	2,3979 (0,0038)	0,2996 (0,0024)
	Diff	-0,0059 (0,0224)	0,0315 (0,0256)	-1,0386*** (0,1775)	0,0023 (0,0033)	-0,0024 (0,0023)	0,0269 (0,0366)	0,0005 (0,0027)	0,0568*** (0,0055)	0,0387*** (0,0035)
En couple	MS	31,4118 (0,0163)	22,8567 (0,0188)	39,0871 (0,1287)	0,2730 (0,0024)	0,8916 (0,0017)	18,1421 (0,0268)	0,1609 (0,0020)	2,4573 (0,0042)	0,3400 (0,0026)
	DS	31,4125 (0,0164)	22,8144 (0,0189)	40,1949 (0,1305)	0,2693 (0,0024)	0,8931 (0,0017)	18,1146 (0,0265)	0,1598 (0,0020)	2,3972 (0,0040)	0,2998 (0,0025)
	Diff	-0,0007 (0,0231)	0,0423 (0,0267)	-1,1078*** (0,1833)	0,0037 (0,0035)	-0,0015 (0,0024)	0,0275 (0,0377)	0,0011 (0,0029)	0,0601*** (0,0058)	0,0402*** (0,0036)

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Ces comparaisons font ressortir que les mères ayant des aînés de même sexe ont un nombre d'enfants et une probabilité d'avoir un troisième enfant significativement plus grands que les mères ayant deux aînés de sexe différent.

Il n'y a aucune différence d'âge, de niveau d'éducation, de nationalité ou de temporalité des naissances entre les mères par rapport au sexe de leurs deux aînés. En plus des variables analysées par Angrist et Evans (1998), nous introduisons également l'intervalle entre les deux premières naissances ainsi qu'une indicatrice égale à 1 si le deuxième enfant est né après juillet 1994¹¹. Il apparaît que la différence d'âge entre les aînés (en mois) est légèrement corrélée au sexe des deux aînés. Toutefois la différence d'âge entre les deux aînés n'est inférieure que d'un mois lorsque les aînés sont de même sexe : il est assez probable que cette corrélation résulte davantage du hasard et ce d'autant plus que la différence d'âge est déterminée antérieurement au sexe du deuxième enfant. Nous vérifions dans la suite que l'introduction de cette variable dans les régressions n'altère pas les résultats de manière significative. Les résultats indiquent que la corrélation entre sexe des aînés et fécondité ne s'expliquent pas par d'autres variables susceptibles de biaiser les régressions par variable instrumentale. Bien sûr nous ne pouvons produire ce test que sur des variables observables, mais les résultats nous permettent d'être relativement confiant sur le fait que le sexe des aînés est un aléa affectant la fécondité de rang trois.

Au-delà de la question de l'exogénéité, se pose également la question de savoir si le sexe des deux aînés affecte directement l'activité des mères, en dehors de son influence sur la fécondité. D'une part, la corrélation entre '*même sexe*' et l'activité des mères pourrait provenir du fait qu'avoir deux aînés de même sexe plutôt que de sexe différent réduit les dépenses de logement ou encore d'habillement (Rosenzweig et Wolpin, 2000). Avec des dépenses plus faibles, la nécessité d'un deuxième salaire est réduite dans les ménages ayant des aînés de même sexe ce qui pourrait expliquer la participation plus faible des mères dans ces ménages. D'autre part, dans la mesure où '*même sexe*' est un terme d'interaction entre le sexe des deux aînés, il est potentiellement corrélé avec le sexe de l'un d'entre eux. Or comme la probabilité de donner naissance à un garçon est de 0,51 (voir tableau 3), il y a une petite corrélation positive entre '*même sexe*' et le sexe des deux aînés : il est plus probable d'avoir des aînés de même sexe garçons que des aînés de même sexe filles (puisque $0,51^2 > 0,49^2$). Cette corrélation pose un problème seulement si le sexe des enfants affecte l'offre de travail des mères pour d'autres raisons que la taille de la fratrie. Si tel est le cas, la corrélation entre le sexe des deux aînés et l'activité des mères est difficilement interprétable : elle capte à la fois l'effet de la fécondité sur l'offre de travail ainsi que l'effet spécifique du sexe des aînés. De tels effets peuvent par exemple apparaître si le sexe des enfants affecte intrinsèquement l'engagement du père dans la famille qui modifie à son tour l'activité de la mère.

Lorsqu'on régresse les variables d'offre de travail sur la probabilité d'avoir un troisième enfant et '*même sexe*', l'effet de '*même sexe*' sur l'offre de travail est non significatif. Ce résultat indique que l'impact du sexe des deux aînés sur l'activité des mères n'est pas direct : il ne passe que par la fécondité¹². Ce résultat est conforté par le fait que, comme Conley (2004), nous avons examiné si la composition sexuelle des fratries strictement supérieure à deux affecte la participation des mères. Si l'effet de '*même sexe*' sur l'activité provient de rendements d'échelle, cet effet devrait également apparaître lorsqu'on restreint l'échantillon aux familles de trois enfants et plus. Or dans ces familles, le taux d'activité des mères ayant trois aînés de même sexe n'est pas plus faible que celui des mères ayant des aînés de sexe différent. On peut donc être assez confiant sur le fait que la composition sexuelle de la fratrie affecte la participation des mères parce qu'elle affecte la fécondité.

¹¹ Breton et Prioux (2005) mettent en avant le fait que l'intervalle entre la première et la deuxième naissance ainsi que le fait que la deuxième naissance soit intervenue avant ou après juillet 1994 (date à laquelle l'Allocation parentale d'éducation a été étendue aux parents de deux enfants) affectent la probabilité d'avoir un troisième enfant.

¹² Contrairement au tableau 6, cet exercice ne permet pas de tester l'exogénéité de la variable instrumentale, c'est-à-dire la présence de biais dans la régression par variable instrumentale à cause de variables omises corrélées avec le sexe des aînés et la fécondité (Bound et Jaeger, 1996).

Encadré 2

MODÈLE

Nous utilisons un modèle à probabilité linéaire en deux étapes identique à celui de Angrist et Evans (1998). Conley (2004) utilise également un modèle de ce type pour estimer l'impact de la fécondité sur l'activité féminine¹³.

On note s_j le sexe de l'enfant de rang j . Il est égal à un si l'enfant est un garçon, zéro si l'enfant est une fille. L'instrument '*même sexe*' peut alors s'écrire :

$$ms = s_1 s_2 + (1 - s_1)(1 - s_2)$$

Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative endogène '*plus de deux enfants*' x_i ainsi qu'au sexe des deux premiers enfants et aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \alpha_2 s_{2i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

Où x_i est égal à un si le nombre d'enfants est strictement supérieur à deux, et zéro s'il est égal à deux. Les autres variables explicatives w_i sont des indicateurs d'âge, d'âge à la première naissance, la différence d'âge entre les deux aînés (en mois), si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après juillet 1994, le statut d'immigration, le niveau de diplôme et des effets fixes annuels. L'âge à la première naissance et la différence d'âge entre les deux aînés sont corrélés avec la probabilité d'avoir un troisième enfant (Breton et Prioux, 2005). Un âge précoce à la première naissance et un intervalle court entre les deux premières naissances peuvent avoir une cause commune : le désir d'avoir une descendance nombreuse. Les jeunes mères peuvent avoir un profil particulier (milieu social, niveau de diplôme, nationalité...). L'inclusion de ces deux variables nous permet de contrôler certaines des caractéristiques inobservables qui peuvent affecter la probabilité d'avoir un troisième enfant et l'offre de travail. En juillet 1994, l'Allocation parentale d'éducation a été étendue aux parents de deux enfants dont au moins un est âgé de moins de trois ans. Nous incluons comme variable explicative une indicatrice qui vaut 1 si le deuxième enfant est né après juillet 1994 car le fait de pouvoir bénéficier d'une allocation en cas de suspension ou de réduction d'activité a pu modifier les choix de fécondité et d'activité des mères. Le statut d'immigration est une variable indicatrice qui vaut 1 si la femme est née française. Les effets fixes annuels sont introduits pour contrôler les évolutions de la situation économique qui auraient pu affecter les variables d'intérêt. Par ailleurs, l'introduction simultanée d'effets fixes annuels et de l'âge de la mère permet de contrôler d'éventuels effets de génération : les générations plus jeunes sont à tout âge plus actives et ont moins souvent trois enfants que les générations plus anciennes. Le niveau de diplôme est caractérisé par cinq indicatrices indiquant si la mère n'a aucun diplôme, si elle a un diplôme inférieur au baccalauréat, le baccalauréat, un diplôme niveau baccalauréat + 2 ans, ou un diplôme supérieur.

Dans le modèle juste identifié où '*même sexe*' est l'instrument, l'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' à l'instrument ms_i s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \pi_2 s_{2i} + \gamma (ms_i) + \eta_i$$

¹³ Selon Heckman et Macurdy (1985), l'utilisation d'un modèle à probabilité linéaire en deux étapes est justifiée lorsqu'on considère des équations simultanées où l'instrument, la variable endogène et la variable dépendante sont dichotomiques. Il serait techniquement possible d'estimer un modèle probit par les moindres carrés généralisés (Wilde, 2005). Toutefois, l'intérêt d'estimer un modèle de probabilité linéaire est d'une part de ne pas avoir à faire d'hypothèse sur la distribution des erreurs, et d'autre part de produire des résultats comparables avec Angrist et Evans (1998). Pour une discussion complète sur les avantages et les inconvénients des différentes méthodes, le lecteur pourra se reporter à Angrist (2001).

La seconde stratégie d'identification utilise les deux composantes de '*même sexe*' comme instrument de '*plus de deux enfants*'. Cette fois, s_{1i} ou s_{2i} doit être retiré de la liste des variables explicatives parce que s_{1i} , s_{2i} , $s_{1i}s_{2i}$ et $(1-s_{1i})(1-s_{2i})$ sont colinéaires. Nous ôtons s_{2i} . Comme nous le montrons par la suite, les résultats ne sont pas sensibles au fait d'enlever s_{1i} et/ou s_{2i} . Nous considérons alors l'équation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \alpha_1 s_{1i} + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant '*plus de deux enfants*' aux instruments s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \pi_1 s_{1i} + \gamma_0 (s_{1i}s_{2i}) + \gamma_1 (1-s_{1i})(1-s_{2i}) + \eta_i$$

où $s_{1i}s_{2i}$ vaut 1 si les deux aînés sont des garçons et $(1-s_{1i})(1-s_{2i})$ vaut 1 si les deux aînés sont des filles.

Les résultats de première étape reliant la mixité sexuelle de la fratrie à la fécondité sont reportés dans le tableau 7.

Tableau 7
Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux aînés sur '*plus de 2 enfants*'

<i>Variables explicatives</i>	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,006** (0,003)	-0,012*** (0,004)	-	-0,006* (0,003)	-0,011** (0,004)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,005* (0,003)	-	-	0,005 (0,003)	-
<i>Même Sexe</i>	0,039*** (0,003)	0,034*** (0,003)	-	0,040*** (0,004)	0,036*** (0,003)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	0,039*** (0,004)	-	-	0,041*** (0,004)
<i>2 filles</i>	-	-	0,029*** (0,004)	-	-	0,030*** (0,004)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>R²</i>	0,0017	0,2682	0,2682	0,0018	0,2762	0,2762

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2ème*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Ces estimations montrent qu'avoir des aînés de même sexe accroît de 3,9 points la probabilité d'avoir un troisième enfant. Dans un modèle qui contient d'autres variables explicatives, l'estimateur correspondant est de 3,4 points. L'ajout de variables explicatives dans les régressions ne modifie pas significativement les résultats. Les statistiques de Student pour ces effets de première étape sont supérieures à 10. Le tableau 7 montre également qu'avoir un garçon n'a pas d'effet intrinsèque sur le fait d'avoir un troisième enfant. L'effet d'avoir un garçon en premier (colonne 3) est totalement expliqué par la différence entre l'effet d'avoir un garçon en premier et l'effet d'avoir un garçon en deuxième lorsque l'autre enfant est une fille

(colonne 2). En outre, '*2 garçons*' et '*2 filles*' ont un effet significatif sur la probabilité d'avoir un troisième enfant (colonne 3)¹⁴.

La qualité des estimations par variable instrumentale est conditionnée par la qualité des instruments. Conformément à la suggestion de Bound, Jaeger et Baker (1995), nous vérifions que la statistique de Fisher dans la régression de la fécondité sur le sexe des aînés (sans autre variable explicative) est suffisamment élevée. Le critère ayant émergé dans la littérature pour valider la qualité d'un instrument est que la statistique de Fisher partielle soit strictement supérieure à 10. Dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*même sexe*' et dans la régression de '*plus de 2 enfants*' sur '*2 garçons*' et '*2 filles*', la statistique de Fisher est supérieure à 120 dans le premier cas, 60 dans le second. Autrement dit, l'instrument explique suffisamment bien la variable explicative endogène '*plus de 2 enfants*'.

L'effet du sexe des deux aînés sur l'activité et les heures travaillées des mères (forme réduite) est présenté en annexe 1 et 2. Les résultats indiquent qu'avoir deux aînés de même sexe réduit significativement la probabilité de travailler ainsi que le nombre d'heures travaillées des mères y compris dans un modèle qui contient d'autres explicatives.

On utilise ensuite la mixité sexuelle de la fratrie afin d'estimer l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail. Le tableau 8 reporte les résultats des régressions par les moindres carrés ordinaires et par les doubles moindres carrés en utilisant '*même sexe*' et la paire d'indicatrices '*2 garçons*' et '*2 filles*' comme instruments.

Les estimations par les moindres carrés ordinaires suggèrent dans les deux échantillons que la présence d'un troisième enfant réduit la probabilité de travailler de 34 points. Pour les mères en emploi, les heures travaillées par semaine sont réduites d'environ 2 heures et le salaire d'environ 250 francs par mois, tandis que la probabilité de travailler à temps partiel est accrue d'environ 12 points.

Le premier groupe d'estimations par les doubles moindres carrés utilise '*même sexe*' comme instrument. Les résultats suggèrent qu'avoir un troisième enfant entraîne une diminution significative de l'offre de travail des mères et des heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi (pour l'échantillon complet). En revanche, l'effet sur le salaire et la probabilité de travailler à temps partiel est non significatif.

Les estimations par doubles moindres carrés utilisant le fait d'avoir eu deux filles ou deux garçons comme instruments ne diffèrent pas significativement de l'estimation par '*même sexe*' ni ne permettent d'accroître la précision. Les coefficients et écarts-types de '*plus de 2 enfants*' sur les variables d'offre de travail changent de moins de 12% lorsqu'on considère '*2 filles*' et '*2 garçons*' plutôt que '*même sexe*'. Les statistiques de tests de suridentification associées à l'utilisation conjointe de '*2 filles*' et '*2 garçons*' permettent de tester la différence d'estimation entre les doubles moindres carrés avec '*2 garçons*' seulement et avec '*2 filles*' seulement. Les p-values de ces tests suggèrent qu'il n'y a pas de différence significative entre les deux instruments.

¹⁴ Ces deux coefficients ne sont pas directement comparables. En effet, pour les mères ayant deux aînés garçons, '*garçon 1^{er}*' est égal à 1 et '*2 garçons*' est égal à 1. En revanche, pour les mères ayant deux aînés filles, seul '*2 filles*' est égal à 1. Par conséquent, le coefficient de '*2 filles*' serait comparable avec la somme des coefficients de '*garçon 1^{er}*' et '*2 garçons*'.

Tableau 8

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>	-	<i>Même sexe</i>	<i>2 garçons, 2 filles</i>
Variable dépendante:						
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,471*** (0,099)	-0,521*** (0,098)	-0,342*** (0,004)	-0,451*** (0,098)	-0,498*** (0,097)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	2,01 (0,13)	-	-	2,22 (0,11)
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>Heures par semaine</i>	-1,89*** (0,18)	-7,00* (3,86)	-6,90* (3,84)	-1,90*** (0,19)	-5,76 (3,69)	-5,64 (3,65)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,03 (0,97)	-	-	0,02 (0,98)
<i>N</i>	28450	28450	28450	26262	26262	26262
<i>Temps partiel</i>	0,124*** (0,009)	0,123 (0,183)	0,128 (0,181)	0,122*** (0,009)	0,000 (0,177)	0,000 (0,175)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,01 (0,99)	-	-	0,00 (1,00)
<i>N</i>	25777	25777	25777	23808	23808	23808
<i>Salaire</i>	-282,9*** (54,6)	1299,0 (1417,8)	1444,9 (1354,2)	-241,2*** (58,3)	1375,4 (1345,6)	1514,1 (1276,8)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,07 (0,93)	-	-	0,08 (0,92)
<i>N</i>	25548	25548	25548	23468	23468	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable 'garçon 2^{ème}' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Les estimations par les doubles moindres carrés sont imprécises et ne nous permettent pas d'identifier précisément l'ampleur de l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères. Du fait de cette imprécision, les estimations par les doubles moindres carrés sont non significativement différentes des estimations par les moindres carrés ordinaires. Il n'est donc pas possible de conclure quant à l'existence d'un biais affectant les estimations par les

moindres carrés ordinaires et d'identifier le sens de celui-ci¹⁵. Néanmoins, l'instrumentation nous permet de confirmer qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif sur l'activité des mères : la corrélation entre fécondité et activité n'est pas seulement due à des effets de structure.

1.5 Les résultats sont-ils robustes ?

Nous trouvons que les résultats des estimations par les doubles moindres carrés sont insensibles au retrait de s_{1i} et s_{2i} qui indiquent si le premier ou le deuxième enfant est un garçon. Comme '*même sexe*' est un terme d'interaction, les estimations par doubles moindres carrés ont été réalisées en contrôlant pour les effets spécifiques de s_{1i} et s_{2i} . Il est utile de savoir si le contrôle de ces variables a un effet parce que si tel est le cas, l'identification choisie revient à confondre les effets propres du sexe et l'effet du terme d'interaction. D'après les résultats, les estimations par les doubles moindres carrés varient de moins de 1,5% lorsqu'on enlève s_{1i} et s_{2i} des régresseurs.

Les résultats du tableau 8 ne sont pas modifiés lorsqu'on ajoute d'autres explicatives. Par exemple, lorsque nous ajoutons des termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, des termes quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance, les estimations par doubles moindres carrés donnent les résultats suivants pour les femmes en couple: le passage de deux à plus de deux enfants entraîne une réduction de l'offre de travail des mères de 45,4 (0,099) points et des heures travaillées par semaine de 6,22 (3,85) lorsqu'elles sont en emploi. Par rapport aux résultats du tableau 8, les coefficients estimés pour l'offre de travail et les heures travaillées se situent respectivement dans un intervalle de 1% et 8%. Ces résultats sont conformes avec l'hypothèse selon laquelle la mixité sexuelle de la fratrie est aléatoire.

Lorsqu'on étudie la probabilité d'emploi plutôt que la probabilité d'activité, les résultats diffèrent légèrement (tableau 9). Dans ce cas, l'étude porte sur le statut d'emploi des mères (en emploi d'un côté, au chômage ou inactive de l'autre) plutôt que sur leur choix d'activité. On trouve qu'avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur la probabilité d'emploi des mères, cet effet étant non significativement plus faible que lorsqu'on considère le taux d'activité.

Ce résultat suggère que lorsque le nombre d'enfants croît exogènement de deux à plus de deux, le taux d'emploi des mères diminue, mais potentiellement moins que le taux d'activité. Ainsi l'impact négatif de la fécondité sur l'offre de travail des mères résulte notamment du fait qu'au moment de la naissance d'un troisième enfant, les mères qui étaient au chômage deviennent inactives. Les mères qui souhaitaient travailler mais qui ne trouvaient pas d'emploi se retirent donc du marché du travail lorsqu'elles ont un troisième enfant. Lorsque les chômeuses sont regroupées avec les inactives, l'effet de la fécondité sur l'emploi des mères est donc légèrement plus faible : lorsque les mères sont en emploi, la naissance d'un troisième enfant a un effet négatif sur leur statut d'emploi, mais plus faible que pour les chômeuses. Le statut d'emploi résulte du choix des mères de travailler, mais également de la décision des employeurs de les embaucher. C'est cela qui distingue le statut d'emploi du statut d'activité étudié précédemment. Les résultats pourraient donc provenir d'un effet sur l'offre de travail mais également d'un effet sur la demande de travail. Les mères de trois enfants et plus ont peut-être plus de mal à concilier leur vie familiale avec un emploi que les mères de deux enfants ce qui les inciterait à se retirer du marché du travail. Mais il est aussi possible que les employeurs emploient moins les mères lorsqu'elles ont trois enfants et plus que lorsqu'elles ont deux enfants.

¹⁵ Angrist et Evans (1998) trouvent que les estimations par les moindres carrés ordinaires sont légèrement biaisées à la hausse.

Tableau 9

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur l'offre de travail et l'emploi des mères

	Toutes		En couple	
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	-	<i>Même sexe</i>
Variable dépendante:				
<i>Offre de travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,471*** (0,099)	-0,342*** (0,004)	-0,451*** (0,098)
<i>Emploi</i>	-0,294*** (0,004)	-0,281*** (0,101)	-0,299*** (0,004)	-0,276*** (0,100)
<i>N</i>	71542	71542	65964	65964

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Nos résultats sont également robustes à l'utilisation d'un autre instrument : la naissance de jumeaux de rang deux. Une seconde naissance gémellaire est intuitivement identique à l'utilisation de '*même sexe*' comme instrument puisqu'il permet de mesurer les effets d'un passage exogène de deux à trois enfants. En forçant le passage à une famille de trois enfants, les naissances gémellaires en deuxième position sont associées à un taux d'activité des mères inférieur de 12 points à celui des autres mères d'au moins deux enfants (annexe 3). Conformément au résultat standard selon lequel plus les mères sont âgées à la naissance, plus la probabilité d'avoir des jumeaux est grande, on trouve qu'avoir des jumeaux est plus probable pour des femmes ayant leur premier enfant plus tard, ayant la nationalité française (de naissance), et ayant terminé leurs études plus tard. Cela peut donc introduire un biais dans les estimations lorsque '*jumeaux-2*' est utilisé comme instrument. Nous réduisons ce biais en introduisant ces variables explicatives dans les régressions.

Logiquement, nous trouvons qu'avoir des jumeaux en deuxième naissance accroît la probabilité d'avoir un troisième enfant. Par ailleurs, cela réduit la probabilité de travailler des mères ainsi que le nombre d'heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi. Les régressions par les doubles moindres carrés indiquent qu'avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler des mères de presque 20 points, et les heures travaillées d'environ 2 heures par semaine lorsqu'elles sont en emploi (annexe 3). Pour les mères en emploi, on trouve également qu'avoir plus de deux enfants réduit légèrement le salaire mensuel (environ 400 francs) et accroît la probabilité de travail à temps partiel (environ 9 points).

1.6 L'ampleur de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères

Quel que soit l'instrument utilisé ('*même sexe*' ou '*jumeaux-2*'), avoir plus de deux enfants a un effet significativement négatif sur la probabilité de travailler et les heures travaillées. Néanmoins, suivant l'instrument utilisé, la précision des estimations et l'ampleur de l'effet estimé varient. Afin d'estimer plus précisément l'ampleur de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères, nous utilisons les deux instruments simultanément (tableau 10).

Tableau 10

Estimations par les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail en utilisant conjointement 'même sexe' et 'jumeaux-2'

	Toutes	En couple
Méthode d'estimation	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	<i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	<i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:		
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,188*** (0,024)	-0,209*** (0,025)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	866,62 (<0,0001)	787,43 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	3,24 (0,04)	3,24 (0,04)
<i>N</i>	71542	65964
<i>Heures par semaine</i>	-2,27** (0,90)	-2,53*** (0,96)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	516,65 (<0,0001)	455,20 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,38 (0,68)	0,38 (0,68)
<i>N</i>	28450	26262
<i>Temps partiel</i>	0,082* (0,043)	0,087* (0,046)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	475,66 (<0,0001)	412,62 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,12 (0,89)	0,12 (0,89)
<i>N</i>	25777	23808
<i>Salaire</i>	-341,0 (224,1)	-367,7 (235,7)
Statistique de Fisher de 1ère étape (Pr>F)	475,51 (<0,0001)	418,12 (<0,0001)
Test de suridentification (Pr>F)	0,95 (0,39)	0,95 (0,39)
<i>N</i>	25548	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Ces résultats sont cohérents avec les résultats produits lorsque les deux instruments sont utilisés séparément : avoir un troisième enfant réduit significativement la probabilité de travailler des mères ainsi que les heures travaillées des mères en emploi. Par ailleurs, avoir plus de deux enfants accroît légèrement la probabilité des mères en emploi de travailler à

temps partiel mais n'a pas d'effet sur leur salaire. Les statistiques de Fisher de première étape indiquent que notre couple d'instruments n'est pas faible et produit donc des résultats robustes. Le test de suridentification montre que les deux instruments ne sont globalement pas différents (on note une légère différence pour la participation au marché du travail).

Les estimations par les doubles moindres carrés sont plus précises et nous permettent de mieux identifier l'ampleur de l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères : il serait d'environ 20 points sur la participation des mères au marché du travail et d'environ 2 heures et demie sur les heures travaillées lorsqu'elles sont en emploi. Pour la participation des mères au marché du travail, les estimations par les doubles moindres carrés sont significativement plus faibles que les estimations par les moindres carrés ordinaires : ces dernières surestiment l'effet d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail. Ces estimations suggèrent qu'avoir plus de deux enfants n'induit que rarement un passage à temps partiel (environ 8 points) et n'affecte pas le salaire des mères en emploi (contrairement à Angrist et Evans, 1998). Cela provient probablement du fait que la réduction du nombre d'heures travaillées par semaine est relativement faible.

Dans la mesure où l'échantillon est restreint à des femmes relativement jeunes ayant deux enfants ou plus, ces résultats ne sont pas forcément généralisables. Si l'on considère l'échantillon élargi des mères âgées de 21 à 40 ans, les résultats ne sont pas significativement différents. Que l'on considère l'effet des instruments sur la fécondité ou sur l'activité, ou l'effet de la fécondité sur l'activité, les coefficients sont de même ampleur mais mieux estimés : les effets vont dans le même sens mais leur degré de significativité s'accroît lorsque l'échantillon est étendu. On trouve qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la probabilité d'activité des mères de 17 points et les heures travaillées de 2,3 heures (contre 19 points et 2,3 heures sur les 21-35 ans). Dans ce cas, avoir plus de deux enfants accroît la probabilité de travail à temps partiel de 14 points et cet effet est significatif à 1%, et réduit le salaire mensuel moyen d'environ 320 francs et cet effet est significatif au seuil de 10%.

Par ailleurs, dans la mesure où les résultats obtenus à partir de l'instrument '*jumeaux-2*' pourraient être biaisés, nous vérifions que nous obtenons des résultats comparables à partir de l'instrument '*même sexe*' sur le recensement de la population de 1990 (annexe 4). L'avantage du recensement est qu'il contient plus d'observations et permet donc d'obtenir des estimations plus précises en utilisant l'instrument '*même sexe*'. L'inconvénient est qu'il contient moins d'informations sur l'activité. En particulier, le nombre d'heures travaillées n'est pas renseigné. Nous trouvons que l'impact de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est d'environ 25 points.

Par conséquent, les résultats obtenus à partir de sources, d'instruments et d'échantillons différents sont similaires : avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail d'environ 20 points et les heures travaillées de 2 heures lorsqu'elles sont en emploi. L'impact de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est plus élevé en France qu'aux Etats-Unis. Il est ainsi de 0,209 (0,025) pour les mères françaises en couple dans les années 1990 contre 0,104 (0,024) aux Etats-Unis (Angrist et Evans, 1998). Ces différences ont probablement des causes institutionnelles dont l'analyse mériterait d'être approfondie. En particulier, le fait que les aides financières à la suspension d'activité pour les parents de jeunes enfants soient plus développées en France qu'aux Etats-Unis pourrait expliquer cette différence.

Alors que le taux de fécondité de rang trois a diminué dans le temps, le taux d'activité des mères d'au moins deux enfants a augmenté. Cette baisse tendancielle de la fécondité représente un candidat naturel pour expliquer la hausse de l'activité des mères. La probabilité

d'avoir plus de deux enfants pour les mères âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants est passée de 33% à 30% entre 1982 et 2002, soit une baisse 3 points (enquêtes emploi). Sur la même période, le taux d'activité de ces mères est passé de 50,5% à 59,5%, soit une hausse de 9 points. En utilisant l'estimation de l'impact d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères (-0,188), on estime que la baisse de la fécondité de rang trois explique environ 0,6 points ($0,032 \times 0,188$) de la hausse de l'activité observée sur cette période. Cela suggère que bien que la fécondité affecte nettement l'activité des mères, l'accroissement de la participation des mères au marché du travail a été tellement plus importante que la baisse de la fécondité que cette dernière explique seulement une faible part de la hausse du taux d'activité des mères.

1.7 L'impact de la fécondité sur l'activité des pères

Le tableau 11 expose les résultats pour les pères d'au moins deux enfants.

Tableau 11

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Tous			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	DMC	MCO	DMC	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	Même sexe	2 garçons, 2 filles	-	Même sexe	2 garçons, 2 filles
Variable dépendante:						
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,004*** (0,001)	0,038 (0,027)	0,035 (0,027)	-0,004*** (0,001)	0,040 (0,027)	0,038 (0,027)
<i>Test de suridentification</i>	-	-	0,36 (0,69)	-	-	0,23 (0,80)
<i>N</i>	45010	45010	45010	44651	44651	44651
<i>Heures par semaine</i>	-0,42*** (0,10)	1,01 (1,94)	1,03 (1,94)	-0,43*** (0,10)	0,95 (1,95)	0,95 (1,95)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,00 (1,00)	-	-	0,00 (1,00)
<i>N</i>	35343	35343	35343	35105	35105	35105
<i>Temps partiel</i>	0,004* (0,002)	-0,010 (0,040)	-0,010 (0,040)	0,004* (0,002)	-0,009 (0,037)	-0,012 (0,036)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,20 (0,82)	-	-	0,19 (0,83)
<i>N</i>	33153	33153	33153	32927	32927	32927
<i>Salaire</i>	-20,0 (49,8)	927,5 (835,0)	917,8 (832,5)	-17,6 (50,1)	837,5 (835,0)	825,3 (831,8)
<i>Test de suridentification (Pr>F)</i>	-	-	0,01 (0,99)	-	-	0,01 (0,99)
<i>N</i>	31784	31784	31784	31561	31561	31561

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Comme pour les mères, avoir des aînés de même sexe a un effet significativement positif sur la probabilité d'avoir un troisième enfant. Nos résultats confirment les résultats d'Angrist et Evans (1998) sur données américaines : tandis que les moindres carrés ordinaires font apparaître un lien faible mais significativement négatif entre avoir plus de deux enfants et l'activité des pères, les doubles moindres carrés ne font apparaître aucun effet significatif d'une naissance supplémentaire sur leur activité¹⁶. Avoir un troisième enfant n'entraîne ni une réduction de la probabilité de travailler ni une diminution des heures travaillées pour les pères en emploi. Ces résultats concordent avec le fait que ce sont plutôt les mères qui doivent affronter simultanément responsabilités familiales et professionnelles.

2 L'impact de la fécondité sur l'activité des mères varie-t-il en fonction de différentes caractéristiques sociodémographiques ?

2.1 L'effet du troisième enfant selon l'âge du benjamin

Avoir trois enfants plutôt que deux peut être plus difficile à concilier avec une activité professionnelle lorsque les enfants sont plus jeunes. Notamment, lorsque le benjamin a moins de six ans¹⁷, c'est-à-dire avant qu'il entre à l'école primaire, les parents peuvent avoir davantage besoin de modes de garde. A défaut, l'impact négatif du nombre d'enfants sur l'activité peut être accru, et ce d'autant plus que, lorsqu'elles ont au moins trois enfants (deux enfants depuis juillet 1994) dont l'un a moins de trois ans, certaines mères inactives peuvent bénéficier d'une allocation mensuelle sous conditions d'activité antérieure (Allocation parentale d'éducation). La première colonne du tableau 12 donne pour chaque échantillon la proportion de femmes actives suivant l'âge du benjamin ainsi que le nombre moyen d'heures effectuées par semaines pour celles qui travaillent : on constate que la proportion de mères actives est plus importante lorsque le benjamin a six ans ou plus. Par contre, lorsqu'elles sont actives, elles travaillent à peu près le même nombre d'heures par semaine.

Afin de tenir compte de l'âge du benjamin, nous avons créé une variable d'interaction entre la variable explicative ('*plus de deux enfants*') et une indicatrice qui vaut 1 si le benjamin a moins de six ans. Les estimations par les moindres carrés ordinaires indiquent que quel que soit l'âge du benjamin, les mères ayant plus de deux enfants participent moins au marché du travail que celles ayant deux enfants, et lorsqu'elles sont en emploi, elles travaillent moins d'heures par semaine. Les retraits du marché du travail sont significativement plus fréquents lorsque le benjamin a moins de six ans : dans ce cas, l'activité des mères de plus de deux enfants est inférieure à celle des mères de deux enfants d'environ 31 points, contre 23 points lorsque le benjamin a au moins six ans.

¹⁶ On trouve les mêmes résultats sur le recensement de la population de 1990 (annexe 4).

¹⁷ Nous appelons benjamin le deuxième enfant si la femme a deux enfants, et le troisième si elle a plus de deux enfants. Nous préférons classer les mères d'au moins trois enfants en fonction de l'âge du troisième enfant plutôt que du dernier afin de pouvoir comparer les réductions d'activité lorsque le second et le troisième enfant sont dans la même tranche d'âge. De plus, l'âge du dernier enfant est corrélé avec le nombre d'enfants : plus une mère a d'enfants, plus le dernier est jeune, plus la probabilité qu'elle soit dans la catégorie « 0-5 ans » est grande. Dans ce cas, la répartition des mères ayant trois enfants ou plus entre les deux catégories serait biaisée : alors que la catégorie « 0-5 ans » contiendrait proportionnellement plus de mères ayant strictement plus de trois enfants, la catégorie « + de 5 ans » contiendrait proportionnellement plus de mères ayant trois enfants.

Tableau 12

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail conditionnellement à l'âge du benjamin

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i> <i>et</i> <i>Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i> <i>et</i> <i>Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	0,589	-0,306*** (0,005)	-0,200*** (0,027)	0,583	-0,306*** (0,006)	-0,206*** (0,028)
Le benjamin a 6 ans ou plus	0,688	-0,227*** (0,007)	-0,093** (0,046)	0,668	-0,231*** (0,008)	-0,144*** (0,050)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	33,5	-1,75*** (0,24)	-0,41 (1,14)	33,4	-1,86*** (0,25)	-0,51 (1,21)
Le benjamin a 6 ans ou plus	33,7	-1,97*** (0,30)	-4,34*** (1,43)	33,6	-1,93*** (0,32)	-5,02*** (1,51)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme, des effets fixes annuels et une indicatrice qui vaut 1 si la mère a eu quatre enfants ou plus. L'effet principal de l'âge du benjamin est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

L'estimation par variable instrumentale donne l'effet causal d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères en fonction de l'âge du benjamin lorsque '*même sexe*' et '*jumeaux-2*' sont utilisés comme instruments. Nous avons privilégié cette stratégie d'instrumentation qui donne des estimations plus précises que lorsque '*même sexe*' est utilisé seul. Nous vérifions que l'utilisation de '*jumeaux-2*' ne biaise pas les estimations en comparant nos résultats avec ceux obtenus avec l'instrument '*même sexe*' sur le recensement de 1990 pour la participation au marché du travail.

Les estimations par les doubles moindres carrés montrent qu'avoir plus de deux enfants réduit significativement la participation des mères au marché du travail, et ce quel que soit l'âge du benjamin. Ces résultats sont confirmés par ceux obtenus à partir du recensement (annexe 5). L'impact d'avoir plus de deux enfants est légèrement plus important lorsque le benjamin a moins de six ans. Pour les femmes en couple, avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail de 21 points lorsque le benjamin a moins de six ans contre 14 points lorsqu'il a au moins six ans. Néanmoins la différence entre ces coefficients n'est pas significative¹⁸. Ces résultats indiquent qu'avoir plus de deux enfants a un impact négatif durable sur la participation des mères au marché du travail : une proportion significative de

¹⁸ Par exemple, pour l'échantillon complet, la différence vaut : $0,206 - 0,144 = 0,062$, avec un écart-type de $(0,028^2 + 0,050^2)^{0,5} = 0,057$.

mères se retirent du marché du travail lorsque le benjamin a moins de six ans et ne reviennent pas lorsqu'il est plus âgé.

En revanche, avoir plus de deux enfants réduit davantage le nombre d'heures travaillées lorsque le benjamin a six ans ou plus : la baisse est alors d'environ 4 heures, alors qu'elle est non significative lorsque le benjamin a moins de six ans. Ce résultat pourrait provenir du fait qu'un petit nombre de mères reviennent sur le marché du travail après s'être interrompue de travailler lorsque leur enfant était plus jeune et que dans ce cas, elles reviennent à temps partiel.

2.2 L'effet du troisième enfant selon le niveau de diplôme de la mère

Nous avons réalisé le même type d'exercice en distinguant les mères selon leur niveau de diplôme. L'intérêt de cette variante est que le niveau de diplôme donne une mesure approchée du niveau de salaire que pourraient avoir les mères inactives si elles étaient actives. Or, les mères peuvent avoir à arbitrer financièrement entre le gain résultant d'une activité professionnelle et le coût que celle-ci engendre (en termes de garde d'enfants par exemple). Par conséquent, plus leur salaire potentiel est faible, plus elles sont incitées à être inactives. Nous étudions dans cette partie si lorsque les mères sont moins diplômées (c'est-à-dire lorsque leur salaire potentiel est plus faible), le passage de deux à plus de deux enfants est plus difficile à concilier avec une activité professionnelle.

Nous reportons dans le tableau 13 les estimations par les moindres carrés ordinaires et les doubles moindres carrés de l'effet de '*plus de 2 enfants*' sur l'offre de travail des mères conditionnellement à leur niveau d'études. Les femmes que nous appelons diplômées ont plus que le bac (elles représentent 15% de notre échantillon total et 16% des femmes en couple), et les moins diplômées ont un niveau d'études inférieur ou égal au bac. La première colonne de chaque échantillon donne la proportion de femmes actives dans chaque catégorie ainsi que le nombre moyen d'heures effectuées par semaine pour celles qui travaillent : on constate que la proportion de mères diplômées actives est plus importante que celle des mères moins diplômées ; en revanche, lorsqu'elles sont actives, les mères moins diplômées travaillent environ le même nombre d'heures par semaine.

Les régressions par les moindres carrés ordinaires font effectivement apparaître une corrélation négative plus importante entre fécondité et participation au marché du travail pour les mères moins diplômées. Par contre, lorsque elles sont en emploi, la réduction du nombre d'heures travaillées par semaine suite à une troisième naissance ne diffère pas selon le diplôme de la mère.

Les résultats des régressions par variables instrumentales font apparaître que l'effet d'avoir plus de deux enfants sur l'activité des mères est significativement négatif uniquement pour les moins diplômées. Il semble ainsi que les mères moins diplômées adaptent leur activité professionnelle lorsqu'elles ont un troisième enfant : environ 25% d'entre elles cessent leur activité professionnelle, et lorsqu'elles la poursuivent, elles réduisent leurs heures travaillées de près de 3 heures. Ces résultats sont conformes aux modèles standard d'offre de travail dans lesquels la participation des mères au marché du travail est conditionnelle au fait que leur salaire potentiel est plus ou moins grand que l'utilité marginale de substitution entre le temps travaillé et le temps passé avec les enfants.

Pour les mères plus diplômées, on trouve qu'avoir plus de deux enfants n'a pas d'effet sur leur probabilité d'activité. Ainsi, alors qu'avoir plus de deux enfants incite fortement les mères moins diplômées à se retirer du marché du travail, cela n'est pas le cas des mères plus diplômées. Les résultats sont confirmés par ceux obtenus à partir du recensement (annexe 6) :

avoir un troisième enfant affecte significativement la probabilité d'activité des mères moins diplômées seulement.

Les résultats pour les heures travaillées sont moins clairs : bien que l'impact de la fécondité sur les heures travaillées par les mères en emploi ne soit significatif que pour les mères moins diplômées, la différence entre les deux coefficients n'est pas significative¹⁹.

Tableau 13

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail conditionnellement au niveau d'études

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Education de la mère > bac	0,786	-0,286*** (0,011)	-0,085 (0,052)	0,781	-0,284*** (0,011)	-0,085 (0,053)
Education de la mère <= bac	0,588	-0,361*** (0,004)	-0,219*** (0,027)	0,575	-0,361*** (0,005)	-0,249*** (0,028)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Education de la mère > bac	33,3	-2,22*** (0,41)	-2,65 (1,86)	33,2	-2,26*** (0,42)	-2,09 (1,90)
Education de la mère <= bac	33,6	-1,85*** (0,20)	-2,26** (1,02)	33,6	-1,85*** (0,21)	-2,81*** (1,10)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration et des effets fixes annuels. L'effet principal du diplôme est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Ces résultats coïncident avec les observations faites par d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation particulièrement pesantes pour les femmes non diplômées qui peuvent être amenées à se retirer du marché du travail pour élever leurs enfants. Avec un niveau de qualification plus faible et des arrêts d'activité plus fréquents, leurs perspectives de retour à l'emploi sont plus faibles. Par conséquent, les femmes peuvent s'installer dans des situations de sous-emploi. On retrouve ici le dilemme des « vingt ans » mis en évidence dans le rapport du Conseil d'analyse économique (1999) sur l'égalité entre hommes et femmes. Selon ce rapport, entre vingt et trente ans, les femmes sont confrontées à un arbitrage entre vie familiale et vie professionnelle. Se dessinent alors deux profils de femmes : celles qui retardent les maternités afin de mener à bien leur projet professionnel, et celles qui

¹⁹ Par exemple, pour l'échantillon complet, la différence entre le coefficient pour les mères plus diplômées et les mères moins diplômées vaut : $2,65 - 2,26 = 0,39$, avec un écart-type de $(1,86^2 + 1,02^2)^{0,5} = 2,1$.

privilégient la famille et font des enfants relativement jeunes. Notre échantillon de femmes ayant eu au moins deux enfants avant 35 ans fait en majorité partie de la seconde situation, soit de maternités relativement précoces. On peut penser que les femmes qualifiées qui ont eu des enfants relativement jeunes ont mieux réussi à combiner vie familiale et vie professionnelle, peut-être en adaptant leurs horaires de travail, ce qui explique qu'avoir plus de deux enfants impacte moins négativement leur activité. En revanche pour les moins diplômées, les difficultés pour trouver un mode de garde accessible et les possibilités de congé parental rémunéré peuvent avoir servi de « bouée de sauvetage » à une insertion professionnelle difficile.

2.3 L'effet du troisième enfant selon la taille de la ville de résidence

Suivant la taille de la ville de résidence, les opportunités d'emploi et de garde d'enfants varient. Avoir plus de deux enfants pourrait être plus difficile à concilier avec une activité professionnelle dans les villes où le taux de chômage est plus élevé ou dans celles où les modes de garde sont plus rares ou plus chers.

C'est dans les grandes villes (hors agglomération parisienne) que le taux de chômage est le plus élevé (Bouvard, Combes et al., 2008). Au contraire, du point de vue des modes de garde, c'est dans l'agglomération parisienne que la situation est peut être la moins favorable à l'emploi des mères : avant que l'enfant entre en maternelle, les modes de garde les plus coûteux (assistante maternelle non agréée et garde à domicile) y sont plus répandus qu'ailleurs (Blanpain, 2006b) ; une fois l'enfant scolarisé, c'est également dans l'agglomération parisienne que les modes de garde payant après 16h30 sont les plus répandus (Blanpain, 2006a).

Les résultats (tableau 14) indiquent que l'impact négatif de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail ne varie pas de manière significative en fonction de la taille de la ville de résidence²⁰ : avoir plus de deux enfants réduit la participation au marché du travail de 21 points lorsqu'elles habitent dans une ville de plus de 20 000 habitants (hors agglomération parisienne), de 19 points dans l'agglomération parisienne et de 17 points dans les villes plus petites. Nos résultats sur le recensement (annexe 7) confirment cette tendance générale : l'impact négatif de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail est non significativement plus élevé dans l'agglomération parisienne.

De même, l'effet sur les heures travaillées ne varie pas de manière significative en fonction de la taille de la ville de résidence.

Ces résultats ne permettent donc pas de confirmer l'hypothèse selon laquelle l'impact de la fécondité sur l'activité des mères pourrait être lié au taux de chômage local et à l'accès à des modes de garde peu coûteux. D'autres caractéristiques locales pourraient expliquer ce résultat. Par exemple, si des normes sociales moins favorables au travail des mères se sont développées dans les petites villes, cela pousserait l'impact de la fécondité sur l'activité des mères dans le sens opposé : à la hausse dans les petites villes et à la baisse ailleurs. Dans ce cas, en moyenne, l'impact de la fécondité sur l'activité des mères ne varie pas en fonction de la taille de la ville de résidence.

²⁰ Par exemple, pour la participation au marché du travail des mères en couple, la différence des coefficients vaut : $0,261 - 0,171 = 0,090$; avec un écart-type de $(0,043^2 + 0,034^2)^{0,5} = 0,056$.

Tableau 14

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail conditionnellement à la ville de résidence

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe et Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Agglomération parisienne	0,664	-0,292*** (0,011)	-0,185*** (0,062)	0,646	-0,295*** (0,011)	-0,189*** (0,066)
Ville > 20 000 habitants	0,580	-0,356*** (0,006)	-0,212*** (0,040)	0,564	-0,357*** (0,007)	-0,261*** (0,043)
Ville <= 20 000 habitants	0,637	-0,343*** (0,006)	-0,169*** (0,035)	0,631	-0,340*** (0,006)	-0,171*** (0,036)
N	71542	71542	71542	65964	65964	65964
B. Résultats pour les <i>heures / semaine</i>						
Agglomération parisienne	35,5	-1,12*** (0,39)	-3,15 (2,28)	35,4	-1,12*** (0,43)	-3,12 (2,71)
Ville > 20 000 habitants	33,0	-2,02*** (0,29)	-2,38* (1,39)	32,9	-2,03*** (0,31)	-3,36** (1,54)
Ville <= 20 000 habitants	33,3	-2,12*** (0,25)	-1,96 (1,34)	33,3	-2,13*** (0,25)	-1,85 (1,35)
N	28450	28450	28450	26262	26262	26262

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. L'effet principal de la taille de la ville est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

L'impact de la fécondité sur l'offre de travail est difficilement mesurable du fait de l'endogénéité de la décision d'avoir des enfants. Alors qu'un nombre important d'études a mis en évidence la corrélation négative entre nombre d'enfants et activité professionnelle des mères, très peu ont réellement démontré qu'avoir plus d'enfants réduisait significativement la participation des mères au marché du travail. En utilisant une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité, nous montrons qu'avoir plus de deux enfants réduit la participation des mères au marché du travail d'environ 20 points. D'après nos résultats, l'estimation par les moindres carrés ordinaires, qui donnent un effet de la fécondité sur la participation des mères au marché du travail plus important (34 points), est donc biaisée. Lorsqu'elles sont en emploi, avoir plus de deux enfants entraîne une diminution significative du nombre d'heures travaillées par semaine (environ 2 heures). L'impact de la fécondité sur la probabilité de travailler à temps partiel est relativement faible (8 points) et il est non significatif sur le salaire. Nous trouvons également que l'effet négatif de la fécondité sur l'activité des mères est particulièrement marqué pour les mères ayant au maximum le baccalauréat. Ces résultats sont cohérents avec d'autres études qui insistent sur les difficultés de conciliation qui pèsent

particulièrement sur ces mères. Cet effet est également sensiblement plus marqué pour les mères ayant un enfant de moins de six ans.

De manière plus générale, si l'on compare nos résultats à ceux de travaux internationaux utilisant la même méthodologie, il apparaît que l'effet de la fécondité sur l'activité des mères varie selon les pays. Dans les années 1990, avoir plus de deux enfants avait un impact significativement négatif sur la probabilité d'activité des mères aux Etats-Unis (Angrist et Evans, 1998), en Argentine et au Mexique (Cruces et Galiani, 2007), alors qu'il était non significatif en Grande-Bretagne (Iacovou, 2001) et au Canada (Ezzaouali, 2003). Plus précisément, nos résultats indiquent que l'impact d'avoir plus de deux enfants sur la participation des mères au marché du travail est significativement plus grand que celui estimé par Angrist et Evans (1998) sur données américaines (10 points). Ces différences pourraient notamment provenir de différences culturelles ou institutionnelles, dont l'analyse dépasse l'objectif de cet article, mais qui mériteraient d'être étudiées de manière plus approfondie.

BIBLIOGRAPHIE

Angrist J. D. (2001), « Estimation of Limited Dependent Variable Models with Dummy Endogenous Regressors: Simple Strategies for Empirical Practice », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 19, n°1, pp. 2-16.

Angrist J. D. et Evans W. N. (1998), « Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size », *American Economic Review*, vol. 88, n°3, pp. 450-477.

Angrist J. D. et Krueger A. B. (1991), « Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, n°4, pp. 979-1014.

Beaumel C., Richet-Mastain L. et Vatan M. (2007), « La situation démographique en 2005 - Mouvement de la population », *Insee Résultat, série société*, n°66.

Blanpain, N. (2006a), « Scolarisation et modes de garde des enfants âgés de 2 à 6 ans », *Etudes et Résultats* (497).

Blanpain, N. (2006b), « Garder et faire garder son enfant », *Données sociales*.

Bound J., Jaeger D. A. et Baker R. M. (1995), « Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, n°430, pp. 443-450.

Bound J. et Jaeger D. A. (1996), « On the Validity of Season of birth as an instrument in Wage equations: a Comment on Angrist and Krueger's "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?" », *NBER Working Paper*, n°5835.

Bouvard L., Combes P. P., Decreuse B., Laouenan M., Schmutz B. et Trannoy A. (2008), « Géographie du chômage des personnes d'origine africaine - une discrimination vis-à-vis des emplois en contact avec la clientèle », *Document de travail IDEP*, n°0908.

Breton D. et Prioux F. (2005), « Deux ou trois enfants? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques », *Population-F*, Ined, vol. 60, n°4, pp. 489-522.

Chun H. et Oh J. (2002), « An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labour Force Participation of Married Women », *Applied Economics Letters*, vol. 9, n°10, pp. 631-634.

Conley D. (2004), « The 'True' Effect of Sibship Size and Birth Order? Instrumental Variable Estimates From Exogenous Variation in Fertility », *Eastern Sociological Society Annual Meeting*, New York, NY, 2/21.

Foley M. C. et York G. A. (2005), « The Effect of Children on Female Labour Supply in the United States From 1950 to 2000 », *Mimeo*.

Heckman J. J. et Macurdy T. E. (1985), « A simultaneous equations linear probability model », *The Canadian Journal of Economics*, vol. 18, n°1, Econometrics Special, pp. 28-37.

Rapport du Conseil d'analyse économique n°15 (1999), « Egalité entre femmes et hommes : aspects économiques », rapport publié par la Documentation française, Conseil d'analyse économique ISBN : 2-11-004248-6.

Méda D., Simon M. O. et Wierink M. (2003), « Pourquoi certaines femmes s'arrêtent-elles de travailler à la naissance d'un enfant ? », *Premières Synthèses*, Dares, n°29.2.

Pailhé A. et Solaz A. (2006), « Vie professionnelle et naissance : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes », *Population et Société*, Ined, n°426.

Rosenzweig M. R. et Wolpin K. I. (2000), « Natural "Natural Experiments" in Economics », *Journal of Economic Literature*, vol. 38, n°4, pp. 827-874.

Wilde J. (2005), « A note on GMM-estimation of probit models with endogenous regressors », *IWH Discussion Paper n°4*.

ANNEXE 1

Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux aînés sur l'activité

<i>Variables explicatives</i>	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	0,004 (0,003)	0,016*** (0,005)	-	0,004 (0,004)	0,017*** (0,005)
<i>Garçon 2ème</i>	-	-0,012*** (0,003)	-	-	-0,013*** (0,004)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,018*** (0,004)	-0,016*** (0,003)	-	-0,018*** (0,004)	-0,016*** (0,004)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,028*** (0,005)	-	-	-0,029*** (0,005)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,004 (0,005)	-	-	-0,003 (0,005)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	71542	71542	71542	65964	65964	65964
<i>R²</i>	0,0003	0,0847	0,0847	0,0003	0,0901	0,0901

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

Dans la spécification avec '*2 garçons*' et '*2 filles*', les coefficients de ces variables ne sont pas comparables pour la même raison qu'au tableau 7.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

ANNEXE 2

Estimations par les MCO de l'effet du sexe des deux aînés sur les heures travaillées

<i>Variables explicatives</i>	Toutes			En couple		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>Garçon 1er</i>	-	-0,122 (0,116)	-0,133 (0,162)	-	-0,174 (0,121)	-0,181 (0,169)
<i>Garçon 2ème</i>	-	0,011 (0,116)	-	-	0,007 (0,121)	-
<i>Même Sexe</i>	-0,245** (0,116)	-0,213* (0,116)	-	-0,225* (0,122)	-0,190 (0,121)	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-0,202 (0,163)	-	-	-0,183 (0,171)
<i>2 filles</i>	-	-	-0,224 (0,164)	-	-	-0,197 (0,172)
<i>Autres explicatives</i>	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
<i>N</i>	28450	28450	28450	26262	26262	26262
<i>R²</i>	0,0001	0,0099	0,0099	0,0001	0,0088	0,0088

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels. La variable '*garçon 2^{ème}*' est exclue des colonnes (3) (variables linéairement dépendantes).

Dans la spécification avec '*2 garçons*' et '*2 filles*', les coefficients de ces variables ne sont pas comparables pour la même raison qu'au tableau 4.5.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

ANNEXE 3

Effet d'avoir des jumeaux de rang deux sur la fécondité et l'offre de travail parmi les mères d'au moins deux enfants

		Jumeaux	Non jumeaux	Différence
Toutes	Proportion ⁽¹⁾	0,010	0,990	-
	3ème enfant ⁽²⁾	1,000 (0,000)	0,312 (0,002)	0,688 (0,002)
	Travaillant ⁽³⁾	0,508 (0,019)	0,620 (0,002)	-0,112 (0,019)
En couple	Proportion ⁽¹⁾	0,010	0,990	-
	3ème enfant ⁽²⁾	1,000 (0,000)	0,313 (0,002)	0,687 (0,002)
	Travaillant ⁽³⁾	0,484 (0,019)	0,609 (0,002)	-0,125 (0,020)

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

NOTE 1: proportion de femmes dans l'échantillon total (qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

NOTE 2: proportion de femmes ayant eu un 3ème enfant (parmi celles qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

NOTE 3: proportion de femmes qui travaillent (parmi celles qui ont eu des jumeaux en 2ème naissance ou non).

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

L'effet négatif d'une naissance gémellaire sur l'activité des mères pourrait être lié intrinsèquement à la naissance gémellaire et non au fait d'avoir un troisième enfant. Nous avons donc vérifié que parmi les femmes ayant au moins trois enfants, celles qui ont eu des jumeaux ne travaillent pas moins que les autres mères d'au moins trois enfants. A nombre d'enfants donné, les mères de jumeaux travaillent même plus. Certaines caractéristiques individuelles spécifiques des mères qui choisissent d'avoir trois enfants expliquent sans doute cette différence. En tous cas, il semble bien que le choc provoqué par l'arrivée inattendue d'un troisième enfant soit à l'origine du faible taux d'activité des mères de jumeaux, plus que l'effet d'avoir des jumeaux en tant que tel²¹.

Nous avons comparé le taux d'activité des mères de jumeaux de rang un avec celui des mères de jumeaux de rang deux. L'idée est d'annihiler l'effet jumeau et d'avoir une mesure précise de l'effet du troisième enfant. Les mères de jumeaux de rang deux travaillent significativement moins que les mères de jumeaux de rang un (la différence de taux d'activité étant de 12,3 points pour l'échantillon complet et 13,6 points pour les femmes en couple). Les résultats trouvés sont très proches de ceux du tableau ci-dessus où l'on compare le taux d'activité des mères de jumeaux de rang deux avec toutes les mères d'au moins deux enfants.

²¹ Afin de conforter cette idée, nous avons conduit le même exercice sur les naissances gémellaires de rang un. On trouve ainsi que les mères de jumeaux de rang un travaillent significativement moins que les autres mères d'au moins un enfant. Par contre parmi les mères d'au moins deux enfants, les taux d'activité des mères de jumeaux de rang un et des autres sont identiques. Encore une fois, le fait d'avoir des jumeaux ne semble avoir un effet sur l'activité des mères uniquement par le choc de fécondité qu'il provoque.

Modèle lorsque 'jumeaux-2' est utilisé comme instrument

Dans le cas où 'jumeaux-2' est utilisé comme instrument, le modèle de régressions est plus simple. En effet, 'jumeaux-2' n'est pas une variable d'interaction mais simplement une indicatrice, égale à un si la deuxième naissance est gémellaire, zéro sinon.

Les variables d'offre de travail y_i sont liées à la variable explicative endogène 'plus de deux enfants' x_i ainsi qu'aux autres variables explicatives w_i par la relation suivante :

$$y_i = \alpha'_0 w_i + \beta x_i + \varepsilon_i$$

L'équation de première étape reliant 'plus de deux enfants' à l'instrument s'écrit :

$$x_i = \pi'_0 w_i + \gamma (\text{jumeaux2}_i) + \eta_i$$

Estimations par les MCO et les DMC de l'effet du troisième enfant sur les variables d'offre de travail

	Toutes		En couple	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>	-	<i>Jumeaux-2</i>
Variable dépendante:				
<i>Participation au marché du travail</i>	-0,343*** (0,004)	-0,174*** (0,024)	-0,342*** (0,004)	-0,195*** (0,025)
<i>N</i>	71542	71542	65964	65964
<i>Heures par semaine</i>	-1,89*** (0,18)	-2,05** (0,92)	-1,90*** (0,19)	-2,35** (0,99)
<i>N</i>	28450	28450	26262	26262
<i>Temps partiel</i>	0,124*** (0,009)	0,080* (0,044)	0,122*** (0,009)	0,092* (0,048)
<i>N</i>	25777	25777	23808	23808
<i>Salaire</i>	-282,9*** (54,6)	-395,3* (226,7)	-241,2*** (58,3)	-439,6* (238,8)
<i>N</i>	25548	25548	23468	23468

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, si la 2^{ème} naissance est intervenue avant ou après 1994, le statut d'immigration, le diplôme et des effets fixes annuels.

SOURCE : enquêtes emploi 1990-2002, Insee.

Les résultats de ce tableau ne sont pas modifiés lorsqu'on ajoute d'autres explicatives : termes linéaires et quadratiques d'âge de fin d'études, quadratiques d'âge et d'âge à la première naissance. Dans ce cas, les coefficients et écarts-types varient de moins de 5% pour les moindres carrés ordinaires et 2% pour les doubles moindres carrés.

ANNEXE 4

Estimations de l'effet d'avoir un troisième enfant sur la participation au marché du travail à partir du recensement de 1990

	Tous		En couple	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Méthode d'estimation	MCO	DMC	MCO	DMC
Instrument pour <i>Plus de 2 enfants</i>	-	<i>Même sexe</i>	-	<i>Même sexe</i>
<i>Femmes</i>	-0,323*** (0,002)	-0,266*** (0,033)	-0,322*** (0,002)	-0,266*** (0,034)
<i>N</i>	491154	491154	461360	461360
<i>Hommes</i>	-0,001*** (0,000)	-0,000 (0,009)	-0,001*** (0,000)	0,001 (0,009)
<i>N</i>	323123	323123	321662	321662

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : hommes et femmes âgés de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration et le diplôme.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

ANNEXE 5

Estimations de l'effet d'avoir un troisième enfant sur la participation au marché du travail conditionnellement à l'âge du benjamin (recensement de 1990)

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Le benjamin a entre 0 et 5 ans	0,623	-0,303*** (0,002)	-0,195*** (0,054)	0,616	-0,304*** (0,002)	-0,198*** (0,055)
Le benjamin a 6 ans ou plus	0,654	-0,216*** (0,003)	-0,199*** (0,052)	0,634	-0,219*** (0,003)	-0,207*** (0,053)
<i>N</i>	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration, le diplôme et une indicatrice qui vaut 1 si la mère a eu quatre enfants ou plus.

L'effet principal de l'âge du benjamin est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

ANNEXE 6

Estimations de l'effet d'avoir un troisième enfant sur la participation au marché du travail conditionnellement au niveau d'études (recensement de 1990)

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Education de la mère > bac	0,779	-0,261*** (0,004)	-0,193 (0,126)	0,775	-0,260*** (0,005)	-0,192 (0,128)
Education de la mère ≤ bac	0,613	-0,342*** (0,002)	-0,272*** (0,034)	0,601	-0,341*** (0,002)	-0,275*** (0,035)
N	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant et le statut d'immigration.

L'effet principal de l'âge du diplôme est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.

ANNEXE 7

Estimations de l'effet d'avoir un troisième enfant sur la participation au marché du travail conditionnellement à la taille de la ville de résidence (recensement de 1990)

	Toutes			En couple		
	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>	Moyenne	MCO	DMC <i>Même sexe</i>
Variable dépendante:						
A. Résultats pour la <i>participation au marché du travail</i>						
Agglomération parisienne	0,687	-0,295*** (0,004)	-0,310*** (0,094)	0,672	-0,296*** (0,004)	-0,350*** (0,099)
Ville > 20 000 habitants	0,611	-0,325*** (0,002)	-0,235*** (0,059)	0,594	-0,326*** (0,002)	-0,226*** (0,061)
Ville <= 20 000 habitants	0,647	-0,326*** (0,002)	-0,279*** (0,042)	0,639	-0,323*** (0,002)	-0,275*** (0,042)
N	491154	491154	491154	461360	461360	461360

Degré de significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%

CHAMP : femmes âgées de 21 à 35 ans ayant au moins deux enfants.

NOTE: les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et corrigés des corrélations spatiales et sérielles potentielles. Les autres explicatives sont les indicateurs d'âge, d'âge à la 1^{ère} naissance, la différence d'âge entre les deux aînés, le sexe du premier et du deuxième enfant, le statut d'immigration et le diplôme.

L'effet principal de la taille de la ville est aussi inclus dans l'équation.

SOURCE : recensement de la population 1990, Insee.