

## LES EFFETS DE LA PARENTÉ SUR L'EMPLOI

LEILA MARON\* ET DANIELE MEULDERS \*\*  
(DÉPARTEMENT D'ÉCONOMIE APLIQUÉE DE L'UNIVERSITÉ  
LIBRE DE BRUXELLES)

### RÉSUMÉ :

Si les effets de la maternité sur l'emploi des femmes font l'objet d'un grand nombre d'études, les études consacrées aux effets de la paternité sur l'emploi des hommes sont bien moins nombreuses. Ce papier a pour objectif d'analyser l'impact de la présence de jeunes enfants sur l'emploi des parents – tant les mères que les pères – et leur implication en termes d'heures de travail et de continuité dans l'emploi dans 24 pays européens. Les résultats montrent que la maternité a un effet négatif important sur l'emploi des femmes qui se traduit en termes de temps partiel et d'inactivité dans une série de pays. En ce qui concerne les pères, les résultats sont indéterminés et diffèrent sensiblement d'un pays à un autre. En général, la paternité augmente la probabilité d'emploi mais n'a pas d'effet significatif sur le nombre d'heures de travail des hommes.

### ABSTRACT:

While the effects of motherhood on women's work are well documented, little attention has been given to the effects of fatherhood on men's employment. In this paper, we study the impact of the presence of young children on parents' labour market participation and employment patterns - both mothers and fathers - and their implication in terms of working hours and employment continuity in 24 European countries. The results show that motherhood has an important and negative impact on female labour market participation both in terms of part-time and inactivity in some countries. The fatherhood effect is not clear and very different through countries. In general, paternity increases the employment's probability but has no significant effect on the number of men's working hours.

**JEL CLASSIFICATION:** J13, J21, J22.

**MOTS-CLEFS :** parenté, emploi des femmes, participation au marché du travail, travail à temps partiel, couples à deux revenus.

**KEYWORDS:** parenthood, mothers'employment, labour market participation, part-time work, dual-earner couple.

---

\* Département d'Economie appliquée, DULBEA, Université Libre de Bruxelles, CP-140, 50 Av. F. D. Roosevelt, 1050 Bruxelles, Belgique ; e-mail: lmaron@ulb.ac.be ; téléphone : 32-2-650-41-17 ; fax : 32-2-650-38-25.

\*\* Département d'Economie appliquée, DULBEA, Université Libre de Bruxelles, CP-140, 50 Av. F. D. Roosevelt, 1050 Bruxelles, Belgique ; e-mail : dmeulder@ulb.ac.be ; téléphone : 32-2-650-41-12; fax : 32-2-650-38-25.

Ce papier a été réalisé dans le cadre du projet "Politiques Publiques pour Promouvoir l'Emploi des Parents et l'Inclusion Sociale –PEPSI", financé par la Politique Scientifique fédérale belge. Plus d'informations disponibles sur <http://www.ulb.ac.be/pepsi> [www.ulb.ac.be/pepsi](http://www.ulb.ac.be/pepsi)

## INTRODUCTION

La maternité est susceptible d'exercer différents effets sur la carrière professionnelle des mères : elle peut les amener à abandonner leur travail (provisoirement ou définitivement), les inciter à réduire leur temps de travail et les contraindre à accepter des emplois à temps partiels de mauvaise qualité et ceci peut survenir en combinaison ou non avec un déplacement de l'emploi des mères vers des professions ou des secteurs moins rémunérateurs, et les freiner dans la progression de leur carrière et de leurs salaires. Ces effets s'observent à des degrés variables dans les différents pays européens témoignant des effets négatifs qu'exerce la maternité sur les carrières des femmes. A l'inverse et ce phénomène est souvent observé en Europe, la paternité exerce des effets positifs sur l'emploi des hommes : les pères ont plus de probabilité d'être employés, travaillent plus et dans de meilleures conditions que les hommes sans enfants.

Ces constats qui ressortent de l'examen des données brutes de l'enquête sur les Forces de travail doivent cependant être tempérés par l'estimation d'effets nets imputables à la seule présence d'enfant. D'autres facteurs peuvent expliquer les différences d'emploi observées entre les mères et les non-mères autant que le fait d'avoir des enfants, tels que l'âge, le niveau d'éducation, la profession, etc.

Cet article porte sur l'estimation des effets nets qu'entraînent maternité et paternité sur l'emploi. Les effets de la maternité et de la paternité sont isolés des effets dus aux différences entre les autres caractéristiques.

Après une première section consacrée au rappel du cadre de l'étude, la deuxième section présente l'analyse des données brutes et finalement, la troisième partie présente l'estimation des effets de la parenté sur l'emploi pour les femmes et pour les hommes.

## 1. CADRE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE

Différentes théories ont tenté d'expliquer l'inégale répartition des tâches au sein des couples, la plus faible représentation des femmes dans l'emploi et leur surcharge de travail domestique.

Première approche économique de la répartition des tâches au sein des ménages, les modèles néo-classiques de l'économie de la famille et la théorie du capital humain illustrent comment les asymétries de genre se sont construites sur base d'une hypothèse forte d'écart de productivité entre femmes et hommes. Ces approches, où le ménage constitue une unité indivisible maximisant une utilité globale sous une seule contrainte de budget et où un chef de ménage altruiste maximise son utilité en contraignant les autres membres du ménage à se conformer à ses choix, sont basées sur l'hypothèse d'une productivité plus grande des femmes pour le travail domestique et l'éducation des enfants, les hommes étant plus éduqués et plus productifs pour l'exercice d'une activité professionnelle rémunérée (Parsons et Bales, 1955 ; Becker, 1960, 1962, 1965, 1974, 1981, 1991 ; Blau et al., 1998).

Cette approche économique présente donc les inégalités entre hommes et femmes sur le marché du travail comme le résultat d'un calcul économique rationnel, les avantages comparatifs des hommes et des femmes pour le travail domestique et le travail rémunéré expliquant pourquoi les femmes investiraient moins dans leur éducation et pourquoi les employeurs rationnels préféreraient les hommes pour les postes à responsabilité puisque la productivité relativement plus élevée des femmes pour le travail ménager et l'éducation des enfants les amènent naturellement à s'absenter et à interrompre leur carrière pour élever les enfants et faire le ménage.

Si les écarts d'éducation entre femmes et hommes qui prévalaient dans les années soixante et septante paraissaient conforter l'hypothèse d'écart de productivité, la hausse du niveau d'éducation des femmes qui dépasse aujourd'hui celui des hommes ne permet plus d'accepter cette configuration théorique et amène à rejeter l'hypothèse des productivités sexuées.

D'autres modèles comme ceux de la discrimination intentionnelle (Becker, 1971 ; Bergman, 1986, 1989) et statistique (Phelps, 1972) recherchent l'explication des disparités observées au niveau du comportement des employeurs : ces derniers préfèrent les hommes soit parce que psychologiquement ils préfèrent ne pas engager de femmes, soit du fait des attitudes qu'ils prêtent à l'ensemble des femmes qui seraient plus souvent absentes pour s'occuper des enfants, peu disponibles le soir ou le weekend et plus susceptibles d'interrompre leurs carrières.

Les modèles de négociations repensent l'approche économique unitaire en s'intéressant aux comportements distincts au sein des ménages de plusieurs décideurs caractérisés par des préférences propres, les rapports entre individus pouvant être de coopération ou de conflit (Manser et Brown, 1980 ; Mc Elroy et Horney, 1981 ; Bowles, 1985 ; Folbre, 1986 ; Chiappori, 1988, 1992, 1997 ; Bank, 2004). Le travail domestique n'est désiré par personne au sein du ménage et le pouvoir de négociation dépend du revenu personnel qui est lui-même fonction du niveau d'éducation. Selon ces modèles, la répartition des tâches serait d'autant plus égalitaire que l'inégalité des revenus entre les partenaires est faible.

Ces explications économiques sont assez restrictives quant aux variables explicatives qu'ils intègrent (principalement le salaire et le niveau d'éducation). D'autres théories ont élargi l'analyse en dépassant le cadre strict du comportement rationnel des agents. Ainsi, les modèles institutionnels insistent sur le rôle des institutions (syndicats, pouvoirs publics,...) sur la répartition des tâches au sein du ménage. D'autres approches ont insisté sur l'influence des changements technologiques et organisationnels. Enfin, des modèles plus centrés sur la problématique du genre insistent sur l'importance d'autres facteurs considérés comme exogènes dans les modèles classiques tels que les stéréotypes de genre qui reflètent les rôles assignés dès l'enfance à chaque sexe (Parsons et Bales, 1955 ; Eagly, 1987 ; Edley et Wetherell, 1995 ; Fischer, 1997).

A côté de ces explications économiques souvent partielles, la vision sociologique et la théorie de l'action de Bourdieu (Bourdieu, 1977, 1994) contrastent par la diversité des

interconnexions mobilisées entre “habitus” et capital qui influencent les politiques mises en place et indirectement les pratiques. Selon cette théorie, les acteurs sociaux développent des stratégies fondées sur les dispositions acquises par la socialisation (ce qu'il appelle “habitus”) et qui sont adaptées aux nécessités du monde social. Ces “habitus” incluent notamment des anticipations de genre et ont un impact sur la division des tâches entre hommes et femmes. Elles sont transposables dans la mesure où les dispositions acquises dans une sphère familiale peuvent directement influencer les dispositions dans la sphère professionnelle.

L'analyse des explications théoriques débouche sur la constatation qu'une multiplicité de facteurs concourt à l'explication des écarts observés entre femmes et hommes et entre pères et mères sur le marché du travail. Il paraît aussi évident que les interactions entre les variables impliquées dans l'analyse sont susceptibles de biaiser les estimations.

Les études empiriques consacrées aux effets de la maternité sur l'emploi témoignent toutes de l'effet négatif de la présence d'un enfant sur la participation féminine au marché du travail en particulier dans les premières années qui suivent la naissance et cet effet augmente avec le nombre d'enfants (Shapiro et Mott, 1979 ; Cramer, 1980 ; Waite et al., 1985 ; Joshi et al., 1996 ; Gornick et al., 1997 ; Sanchez et Thomson, 1997 ; Falzone, 2000 ; Kaufman et Uhlenberg, 2000 ; Kenjoh, 2003). Les mères travaillent en moyenne 4.6 heures en moins par semaine que les non-mères et les mères d'un enfant âgé de moins de 5 ans travaillent 2.7 heures en moins que les mères qui ont un enfant plus âgé (Kaufman et Uhlenberg, 2000). Dans leur étude, Gornick et al. (1997) trouvent une pénalité liée à la présence d'enfant dans la moitié des 14 pays de l'OCDE qu'ils analysent : Australie, Canada, Allemagne, Pays-Bas, Norvège, Etats-Unis et Royaume-Uni. L'effet est le plus important dans ce dernier pays où un enfant âgé entre 0 et 2 ans réduit la probabilité de travailler de 54 points de pourcentage et un enfant âgé entre 3 et 6 ans réduit cette probabilité de 45 points de pourcentage. Dans une étude plus récente, De Henau et al. (2006) ont trouvé que les jeunes enfants ont un impact négatif et élevé en termes d'inactivité et de temps partiel au Luxembourg en Irlande, en Autriche, aux Pays-Bas, au Royaume-Uni et en Allemagne bien que la taille de cette pénalité dépende du pays. En Belgique, la maternité n'a pas d'effet significatif tandis qu'un faible effet est observé au Danemark en terme d'inactivité.

Des différences importantes sont donc observées entre les pays et même si les écarts entre mères et non-mères persistent, il convient de souligner la remarquable hausse des taux d'activité des mères observée à des degrés divers dans la plupart des pays européens depuis les années soixante (Maruani, 2000).

Les études consacrées aux effets de la paternité sur l'emploi sont moins nombreuses et ne débouchent pas sur des constats aussi clairs. Deux modèles explicatifs s'opposent (Goldsheider et Waite, 1991 ; Hyde et al., 1993) : le plus traditionnel, celui du “ père gagne-pain ” (Bernard, 1981), suggère que le père aura tendance à travailler davantage afin de gagner plus d'argent pour entretenir les siens ; le second, celui du “ père impliqué ” (Bernard, 1981), prévoit à l'inverse que le père travaille moins pour consacrer

plus de temps à sa famille. Différentes études ont vérifié le modèle traditionnel, mettant en évidence une hausse du temps de travail des pères (Uhlenberg et Cooney, 1990 ; Cooney et Uhlenberg, 1991 ; Sanchez et Thomson, 1997 ; Deven et al., 1998 ; Nock, 1998a, 1998b ; Kaufman et Uhlenberg, 2000 ; O'Brien et Schemilt, 2003), mais certaines études ne dégagent pas d'effets significatifs de la paternité en termes d'engagement professionnel et d'emploi du temps de travail (Pittman et Orthner, 1988 ; Presser, 1995 ; Weston et al., 2004 ; Dermott, 2006).

Selon Cramer (Cramer, 1980), la paternité peut amener les hommes à vouloir gagner plus car ils se considèrent comme le principal apporteur de revenu familial. Dans une étude plus récente, Nock (Nock, 1998b) estime que les hommes mariés augmentent leur temps de travail de 2 semaines par an lorsqu'ils ont leur premier enfant. Kaufman et Uhlenberg (2000) trouvent deux effets opposés de la paternité : les pères ayant des attitudes traditionnelles travaillent environ 11 heures de plus par semaine alors que les pères ayant des attitudes plus égalitaires réduisent leur temps de travail de 9 heures par semaine.

La présence d'un enfant peut donc avoir un impact différent sur le comportement du père sur le marché du travail : si le père considère son rôle comme étant celui d'assumer financièrement la famille, il augmentera probablement son temps de travail alors qu'inversement, il passera moins de temps sur le marché du travail s'il veut s'investir dans la sphère familiale et s'occuper de ses enfants.

## **2. ANALYSE DES DONNÉES BRUTES - EFFET SUR LA TAUX D'EMPLOI PAR TÊTE**

L'analyse des taux d'emploi par tête des femmes et des hommes âgés entre 25 et 49 ans selon le nombre d'enfant âgé de moins de 15 ans dans le ménage (Tableau 1) conforte les résultats des études empiriques citées : les taux d'emploi des femmes diminuent avec le nombre d'enfants alors que ceux des hommes augmentent dans la majorité des pays.

**TABEAU 1. TAUX D'EMPLOI DES FEMMES ET DES HOMMES ÂGÉS ENTRE 25 ET 49 ANS ET ÉCARTS D'EMPLOI SELON LA PRÉSENCE D'ENFANT(S), 2006**

	Pas d'enfants			Un enfant			Deux enfants			Trois enfants et plus								
	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Ecart de paternité	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Ecart de paternité	Ecart de maternité	Ecart de paternité		
Allemagne	82	80	1	89	66	23	-14	91	56	35	-25	10	85	37	48	-44	3	
Autriche	89	83	6	94	78	16	-5	97	68	28	-15	8	92	51	41	-32	3	
Belgique	84	74	11	92	76	16	2	93	76	17	3	9	86	56	30	-18	2	
Danemark	89	81	8	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
Espagne	84	70	15	92	60	32	-9	93	55	38	-15	8	91	44	47	-26	7	
Finlande	86	78	8	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
France	84	78	5	91	76	15	-2	93	70	23	-8	10	89	47	43	-32	6	
Grèce	86	63	23	96	60	35	-3	97	57	40	-6	11	96	51	45	-12	10	
Irlande	90	69	21	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
Italie	83	63	19	93	58	35	-5	94	51	43	-13	11	92	35	56	-28	9	
Luxembourg	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
Pays-Bas	89	83	6	94	76	18	-7	95	74	22	-9	7	92	60	32	-22	4	
Portugal	83	75	7	94	79	15	4	94	76	19	1	12	90	57	33	-18	8	
Royaume-Uni	86	84	2	92	76	17	-8	93	68	26	-16	7	86	47	39	-38	0	
Suède	88	81	7	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	
Chypre	89	80	8	95	69	26	-11	96	73	23	-7	7	97	55	42	-26	8	
Estonie	81	86	-5	92	72	21	-14	93	59	35	-28	12	85	n.d.	n.d.	n.d.	4	
Hongrie	81	78	3	88	66	22	-12	89	53	36	-25	8	74	20	54	-58	-7	
Lettonie	79	79	1	86	74	12	-5	7	88	68	20	-11	9	97	38	58	-40	17
Lituanie	83	80	3	90	80	10	0	7	88	76	12	-4	5	94	59	34	-21	10
Malte	87	57	30	89	33	57	-24	2	94	22	72	-35	7	84	23	62	-34	-3
Pologne	73	68	5	86	69	17	1	88	62	27	-7	15	85	50	35	-18	12	
Rép. Tchèque	89	84	5	94	69	25	-15	95	58	37	-26	6	85	31	54	-53	-4	
Slovaquie	80	74	6	90	70	21	-4	90	59	31	-15	10	72	33	39	-41	-8	
Slovénie	86	83	3	93	87	7	4	93	87	7	4	8	93	76	17	-6	7	

n.d. : non disponible  
Source: EUROSTAT, Enquête sur les forces de travail, 2006.

Les écarts entre les taux d'emploi des femmes et des hommes sans enfant sont généralement inférieurs à 10 points sauf à Malte (30), en Grèce (23), en Irlande (21), en Espagne (15) et en Belgique (11). La présence d'un enfant accroît les écarts entre femmes et hommes qui sont toujours supérieurs à 10 points (sauf en Slovaquie), le maximum de 57 points étant observé à Malte alors qu'en Italie et en Grèce, ils atteignent 35 points. Ces écarts augmentent avec le nombre d'enfants et montrent à quel point la parenté exacerbe les écarts entre femmes et hommes quant à la participation aux marchés du travail.

Les écarts d'emploi entre mères et non-mères diffèrent selon les pays et ils se creusent avec le nombre d'enfants. Dans tous les pays, le fait d'avoir un enfant de moins de quinze ans influence négativement le taux d'emploi par tête des mères, à l'exception de quelques pays où le taux d'emploi des mères est supérieur à celui des non-mères : la Slovaquie (+ 4), le Portugal (+ 4), la Belgique (+ 2) et la Pologne (+ 1). Ces effets positifs s'estompent avec le nombre d'enfants et ils disparaissent dès que le nombre de trois enfants est atteint.

L'incidence négative de la présence d'un enfant est la plus prononcée à Malte où elle est de 24 points de pourcentage. Viennent ensuite par ordre décroissant, la République Tchèque, l'Allemagne, l'Estonie, la Hongrie et la Chypre, où l'écart est compris entre 11 et 15 points de pourcentage. L'impact de la maternité est le plus faible en France et en Grèce où il engendre un écart inférieur à 4 points de pourcentage. La présence de trois enfants creuse profondément l'écart en termes de taux d'emploi puisque la différence entre les mères de famille nombreuse et les femmes sans enfant atteint 58 points en Hongrie. Cet effet est supérieur à 40 points (par ordre décroissant) en République Tchèque, en Allemagne, en Slovaquie et en Lettonie tandis qu'il est le plus faible en Belgique, en Grèce, au Portugal et en Pologne, où l'écart varie entre 12 et 18 points de pourcentage. En Slovaquie, la différence n'est que de 6 points.

Les mères ont donc une probabilité beaucoup plus faible d'être en emploi que les pères et que les non-mères et les écarts se creusent avec le nombre d'enfants. De fortes différences s'observent également selon le niveau d'éducation : au niveau de l'UE-25, la proportion moyenne des femmes éduquées qui travaillent avec un, voire deux enfant(s) est de 80% (Aliaga, 2005). Ce pourcentage chute à 64 et 43% respectivement pour les femmes à éducation moyenne et faible. La situation s'aggrave pour les femmes ayant trois enfants ou plus, le taux d'emploi passant de 63 à 22%. A l'inverse, les écarts entre les taux d'emploi des pères et des non-pères sont toujours positifs pour un et deux enfant(s). Les pères ne réduisent leur activité, dans certains pays (Hongrie, Malte, République Tchèque et Pologne), que pour trois enfants ou plus.

Les taux d'emploi mentionnés ci-dessus sont des taux d'emploi par tête qui comptabilisent de la même façon une personne en emploi quelle que soit la durée de son travail. Un effet faible ou positif de la maternité sur le taux d'emploi par tête peut dès lors simplement masquer le fait que des mères abandonnent une activité à temps plein et s'engagent dans une activité à temps partiel. Le travail à temps partiel est depuis toujours affaire de femmes et cela n'évolue pas. Plus qu'une affaire de femmes, le temps partiel est une affaire de mères alors que pour les hommes le phénomène s'inverse : ils sont plus susceptibles de travailler à temps partiel si ils n'ont pas d'enfant. On comprend donc que le mécanisme de décision n'est pas le même selon le sexe : pour les hommes, le temps partiel permet de concilier loisirs, études et travail lorsqu'ils n'ont pas ou plus d'enfant(s) à charge tandis que pour les femmes, il s'agit principalement de palier les manques des systèmes de garde et d'éducation.

**TABEAU 2. TAUX D'EMPLOI À TEMPS PARTIEL DES FEMMES ET DES HOMMES ÂGÉS ENTRE 25 ET 49 ANS ET ÉCARTS D'EMPLOI SELON LA PRÉSENCE D'ENFANT(S), 2006**

	Pas d'enfants			Un enfant			Deux enfants			Trois enfants et plus								
	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre	Hommes	Femmes	Ecart de genre			
Allemagne	9,3	27,1	17,8	5,3	57,2	51,9	30,1	-4,0	4,2	74,0	69,8	46,9	-5,1	6,5	82,3	75,8	55,2	-2,8
Autriche	6,2	24,9	18,7	4,2	50,0	45,8	25,1	-2,0	2,7	65,8	63,1	40,9	-3,5	4,6	61,5	56,9	36,6	-1,6
Belgique	5,8	24,8	19,0	4,3	41,8	37,5	17,0	-1,5	3,7	49,6	45,9	24,8	-2,1	4,2	57,5	53,3	32,7	-1,6
Danemark	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	24,1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	29,3	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Espagne	3,6	16,5	12,9	3,2	26,2	23,0	9,7	-0,4	1,9	28,2	26,3	11,7	-1,7	3,2	32,7	29,5	16,2	-0,4
Finlande	5,9	10,8	4,6	2,8	9,7	6,9	-1,1	-3,4	1,7	11,6	9,9	0,8	-4,5	n.d.	15,3	n.d.	4,5	n.d.
France	5,9	17,1	11,2	3,0	26,4	23,4	9,3	-2,9	2,5	40,1	37,6	23,0	-3,4	3,0	48,1	45,1	31,0	-2,9
Grèce	2,9	7,7	4,8	1,2	9,0	7,8	1,3	-1,7	1,2	10,9	9,7	3,2	-1,7	n.d.	14,6	n.d.	6,9	n.d.
Irlande	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	24,1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	29,3	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Italie	4,8	19,0	14,2	3,0	32,2	29,2	13,2	-1,8	2,4	37,2	34,8	18,2	-2,4	3,8	39,6	35,8	20,6	-1,0
Luxembourg	2,5	14,4	11,9	n.d.	44,1	n.d.	29,7	n.d.	n.d.	59,6	n.d.	45,2	n.d.	n.d.	59,0	n.d.	44,6	n.d.
Pays-Bas	13,6	47,6	34,0	12,3	82,6	70,3	35,0	-1,3	11,5	89,4	77,9	41,8	-2,1	10,5	89,9	79,4	42,3	-3,1
Portugal	3,6	9,4	5,8	1,5	8,0	6,5	-1,4	-2,1	n.d.	8,9	n.d.	-0,5	n.d.	n.d.	17,1	n.d.	7,7	n.d.
Royaume-Uni	4,8	15,7	10,9	3,7	48,3	44,6	32,6	-1,1	3,7	62,7	59,0	47,0	-1,1	6,8	66,1	59,3	50,4	2,0
Suède	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	24,1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	29,3	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Chypre	3,1	7,3	4,2	2,7	10,0	7,3	2,7	-0,4	1,5	9,7	8,2	2,4	-1,6	n.d.	15,2	n.d.	7,9	n.d.
Estonie	n.d.	n.d.	n.d.	2,7	24,1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	29,3	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Hongrie	1,9	2,9	1,0	1,3	4,9	3,6	2,0	-0,6	0,9	5,2	4,3	2,3	-1,0	2,7	12,2	9,5	9,3	0,8
Lettonie	4,2	5,7	1,5	n.d.	4,6	n.d.	-1,1	n.d.	n.d.	6,9	n.d.	1,2	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
Lituanie	9,3	7,5	-1,8	n.d.	10,6	n.d.	3,1	n.d.	4,8	11,2	6,4	3,7	n.d.	n.d.	15,6	n.d.	8,1	n.d.
Malte	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	32,5	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	35,9	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	:	n.d.	n.d.	n.d.
Pologne	5,4	6,6	1,2	2,9	9,6	6,7	3,0	-2,5	2,9	9,8	6,9	3,2	-2,5	3,7	n.d.	n.d.	n.d.	-1,7
Rép. Tchèque	1,4	3,6	2,2	0,7	7,7	7,0	4,1	-0,7	0,5	10,8	10,3	7,2	-0,9	1,3	15,1	13,8	11,5	-0,1
Slovaquie	1,0	3,4	2,4	n.d.	3,0	n.d.	-0,4	n.d.	n.d.	3,8	n.d.	0,4	n.d.	n.d.	4,6	n.d.	1,2	n.d.
Slovenie	3,7	7,1	3,4	2,5	5,5	3,0	-1,6	-1,2	1,5	5,7	4,2	-1,4	-2,2	n.d.	6,9	n.d.	-0,2	n.d.

n.d. non disponible  
 Source: EUROSTAT, Enquête sur les forces de travail, 2006.



Quel que soit le sexe ou le nombre d'enfants, c'est aux Pays-Bas que le travail à temps partiel est le plus répandu : en ce qui concerne les hommes, le taux est le plus élevé en l'absence d'enfant à charge et est de 13.6% alors qu'il est plus faible mais reste supérieur à 10% en présence d'enfant(s) (Tableau 2). Dans aucun autre pays, le temps partiel des hommes n'atteint 10% et partout il est le plus élevé en l'absence d'enfant. En ce qui concerne les femmes, la relation est inverse : le taux de travail à temps partiel augmente avec le nombre d'enfants et les chiffres sont impressionnants puisqu'en présence de deux enfants, 90% des femmes travaillent à temps partiel aux Pays-Bas, 74% en Allemagne, 65.8% en Autriche, 62.7% au Royaume-Uni, 59.6% au Luxembourg et finalement, 40.1% en France.

Aux Pays-Bas, au Royaume-Uni, en Allemagne et en Autriche, le modèle le plus souvent observé est celui dans lequel l'homme travaille à plein temps tandis que la femme est occupée à temps partiel. La Finlande et les pays du Sud de l'Europe affichent des taux d'emploi partiels féminins bas, comme c'est le cas aux Etats-Unis (OECD, 2002). La situation des nouveaux entrants européens est similaire à celle des pays du sud de l'UE-15, le temps partiel y est peu développé et l'incidence de la maternité y est faible.

Il ressort que le travail à temps partiel concerne essentiellement les femmes et qu'il n'est en aucun cas, pour les hommes, une forme de conciliation entre vies familiale et professionnelle. En ce qui concerne les hommes, les travailleurs à temps partiel sont très souvent des personnes qui se situent dans les classes d'âge extrêmes : les étudiants qui concilient travail et études et les travailleurs âgés qui prennent une retraite progressive. A contrario, les femmes qui travaillent à temps partiel ne se situent pas dans certaines classes d'âge particulières : le temps partiel s'observe sur toute leur vie active.

Or, les emplois à temps partiel représentent un frein à la progression de carrière et des salaires et implique un plus faible revenu lors de la pension en raison d'une moindre cotisation pendant la vie active (Bardasi et Gornick, 2000 ; Jepsen, 2001 ; Anxo et al., 2007).

### **3. CALCUL DES EFFETS NETS**

L'analyse micro-économétrique permet d'isoler les effets liés la parenté des autres effets dus aux différences de caractéristiques entre les parents et de mesurer l'écart net induit par la présence d'enfant.

#### **3.1. QUEL IMPACT DE LA MATERNITÉ SUR L'EMPLOI DES FEMMES ?**

##### **3.1.1. MÉTHODOLOGIE**

La première étape consiste à estimer un modèle de participation au marché du travail où trois situations sont possibles : le travail à temps plein, le travail à temps partiel et

l'inactivité. Ces trois modalités différentes dépendent directement des données disponibles dans EU-SILC et les critères sont ceux retenus par cette enquête (cf. infra).<sup>1</sup>

Deux méthodes ont été appliquées : un premier modèle, basé sur la méthodologie utilisée par Gornick et al. (1998) et De Henau et al. (2006), utilise l'âge et l'éducation comme variable approximant le salaire, tandis que le second modèle prend en compte le salaire potentiel. Ce dernier modèle implique l'utilisation de la méthode d'estimation de Heckman (1979) à deux étapes afin d'identifier les biais de sélection éventuels.

Pour estimer les équations de participation au marché du travail, on utilise un modèle logit multinomial qui permet l'estimation d'une variable dépendante polytomique non-ordonnée et dans les deux cas, on estime un modèle d'offre de travail qui prédit la probabilité d'observer trois situations : travailler à temps plein, travailler à temps partiel et être inactif.

$$\Pr(y_i = FT) = \frac{1}{1 + e^{X_i \hat{\beta}^{(2)}} + e^{X_i \hat{\beta}^{(3)}}}$$

$$\Pr(y_i = IN) = \frac{e^{X_i \hat{\beta}^{(2)}}}{1 + e^{X_i \hat{\beta}^{(2)}} + e^{X_i \hat{\beta}^{(3)}}}$$

$$\Pr(y_i = PT) = \frac{e^{X_i \hat{\beta}^{(3)}}}{1 + e^{X_i \hat{\beta}^{(2)}} + e^{X_i \hat{\beta}^{(3)}}}$$

Où

- $\Pr(y_i = FT)$ ,  $\Pr(y_i = PT)$  sont les probabilités de travailler à temps plein, à temps partiel et de ne pas travailler, le groupe de référence étant les travailleuses à temps plein ;
- $X_i$  est le vecteur des caractéristiques observées de l'individu  $i$  ;
- $\hat{\beta}^{(2)}$  et  $\hat{\beta}^{(3)}$  sont les vecteurs des coefficients estimés correspondant respectivement à l'inactivité et au temps partiel. Ces coefficients sont estimés séparément pour chaque pays.

Pour faciliter l'interprétation des coefficients nous utilisons le concept des rapports de risque relatifs. La probabilité d'être inactive ( $y=IN$ ) par rapport à celle de travailler à temps plein ( $y=FT$ ) est :

$$\frac{\Pr(y_i = IN)}{\Pr(y_i = FT)} = e^{X_i \hat{\beta}^{(2)}}$$

---

<sup>1</sup> Initialement, la méthodologie était basée sur un modèle de participation au marché du travail où 4 modalités étaient possibles : le temps plein, le temps partiel, le chômage et l'inactivité. Ce modèle n'a malheureusement pas pu être estimé en raison du très faible nombre d'observations relatif à la modalité de chômage. Nous n'avons donc pas pu isoler le statut de chômeur et avons préféré supprimer les femmes au chômage dans l'échantillon plutôt qu'assimiler cette catégorie à la catégorie des inactives dans la mesure où le chômage n'est pas considéré comme un choix, ni un choix contraint mais dépend du marché du travail.

Il en résulte que le logarithme naturel des odds ratios d'être inactive par rapport à travailler à temps plein, soit le rapport de risque relatif rrr, est en fait une combinaison linéaire des variables explicatives indépendantes.

La seconde étape consiste à calculer les différences de taux d'emploi en équivalent temps plein entre les mères et les non-mères et à isoler l'effet induit par la maternité de celui engendré par les autres caractéristiques de la personne. On obtient de la sorte un écart d'emploi " net " dû à la maternité pour les différents pays étudiés.

L'effet dû à la présence d'enfant est estimé sur un échantillon regroupant les mères et les non-mères sur base de l'équation suivante :

$$\bar{Y}_j^{MO} - \bar{Y}_j^{NM} = \left[ \sum_{i=1}^{N^{MO}} \frac{F(X_i^{MO} \hat{\beta}_j^{PO})}{N^{MO}} - \sum_{i=1}^{N^{NM}} \frac{F(X_i^{NM} \hat{\beta}_j^{PO})}{N^{NM}} \right] + \left[ \sum_{i=1}^{N^{MO}} \frac{F(X_i^{MO} \hat{\beta}_j^{PO} + \hat{\gamma}_j^{PO})}{N^{MO}} - \sum_{i=1}^{N^{MO}} \frac{F(X_i^{MO} \hat{\beta}_j^{PO})}{N^{MO}} \right]$$

où

$\bar{Y}_j^{MO}$  –  $\bar{Y}_j^{NM}$  sont les probabilités moyennes de l'évènement j (j = inactivité ou temps partiel ou temps plein) respectivement pour les mères et les non-mères ;

$N^{MO}$  et  $N^{NM}$  représentent la taille de l'échantillon respectivement pour les mères et les non-mères ;

$\hat{\beta}_j^{PO}$  représente le vecteur des coefficients estimés des variables explicatives, excluant la variable muette relative à la présence d'enfant et calculé sur l'échantillon regroupant les mères et les non-mères ;

$\hat{\gamma}_j^{PO}$  est le coefficient estimé pour la variable binaire indiquant la présence d'un jeune enfant.

L'expression reprise dans les premiers crochets représente la différence en termes de caractéristiques entre les mères et les non-mères tandis que l'expression reprise dans le second crochet représente la différence due à la présence d'enfant et est calculée à partir des caractéristiques des mères uniquement<sup>2</sup>.

### 3.1.2. LES DONNÉES

Les données utilisées dans le cadre de cette analyse proviennent de la base de données Community Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) pour l'année 2005 et

<sup>2</sup> En pratique, le premier terme compris dans le premier crochet correspond aux "non-mères hypothétiques", c'est-à-dire qu'on suppose que l'échantillon des mères garde la même distribution des caractéristiques personnelles mais on considère qu'elles n'ont plus d'enfants de telle manière que la différence obtenue correspond aux différences observées au niveau des caractéristiques entre les mères et les non-mères. Cette technique est appelée la méthode des "recycled predictions" et on parle de "non-mères hypothétiques".

l'étude couvre tous les pays membres de l'Union européenne (à l'exception de la Bulgarie, la Lituanie, Malte et la Roumanie) et la Norvège, soit 24 pays.

La sélection de l'échantillon a été effectuée selon trois critères : l'âge des femmes, leur statut de cohabitation et celui de mères. Premièrement, nous avons retenu les femmes en âge d'avoir des enfants, qui étaient susceptibles d'avoir achevé la période d'éducation à plein temps et d'être sur le marché du travail. L'échantillon comprend, par conséquent, les femmes âgées entre 25 et 49 ans<sup>3</sup>.

Deuxièmement, dans la mesure où les décisions d'emploi peuvent diverger sensiblement si la femme est célibataire ou si elle vit en couple, nous avons également intégré cette variable dans l'analyse. La situation sur le marché du travail des femmes en couple a tendance à être plus sensible lorsqu'elles ont des enfants et elles auront plus de probabilité de réduire leur temps de travail ou de se retirer du marché du travail si elles sont en couple car leurs contraintes financières sont moindres en comparaison avec les femmes célibataires en raison du revenu de leur partenaire (Gornick et al., 1998). Nous ne nous intéressons donc qu'aux femmes vivant en couple dans cette étude.

Finalement, nous définissons une mère comme étant une femme dont le ménage compte un enfant de moins de 15 ans. Cet âge est souvent considéré comme âge limite, à partir duquel l'enfant commence à être moins dépendant de ses parents et à devenir plus autonome. Dans de nombreux pays, c'est également à cet âge que la scolarité n'est plus obligatoire et que l'enfant peut entrer sur le marché du travail. La catégorie des non-mères inclut trois sous-groupes de femmes : les mères dont l'enfant est plus âgé que 14 ans et vit toujours dans le ménage, les mères dont l'enfant ou les enfants a/ont quitté le ménage et finalement les femmes qui n'ont jamais eu d'enfant<sup>4</sup>. Les femmes appartenant à l'une de ces trois catégories sont considérées comme non-mères, les données de EU-SILC ne permettent pas de mieux distinguer les différentes catégories de femmes.

La variable dépendante est une variable discrète qui peut prendre la valeur “ inactivité ”, “ temps-partiel ” ou “ temps-plein ” en considérant que le travail à temps partiel correspond à moins de 30 heures de travail par semaine tandis que le temps plein correspond à 30 heures de travail ou plus. En raison du manque de fiabilité quant aux heures travaillées déclarées, la distinction n'a pu être effectuée entre le travail à temps partiel court et long. Par conséquent, les calculs des taux d'emploi en équivalent temps plein reposent sur l'hypothèse que le travail à temps partiel compte pour moitié, soit environ 20 heures de travail par semaine. Cette hypothèse pourrait aboutir à une surestimation des taux d'emploi des mères en équivalent temps plein et une sous-estimation de l'écart d'emploi entre les mères et les non-mères dans le cas où le travail à temps partiel correspondrait à moins de 20 heures par semaine.

---

<sup>3</sup> L'âge limite supérieur s'explique par le fait qu'on observe un nombre plus restreint de femmes ayant des enfants en bas-âge au-delà de 49 ans.

<sup>4</sup> Il faut néanmoins préciser que ces deux derniers groupes ne peuvent être distingués en raison des données utilisées.

Les variables explicatives sont les suivantes<sup>5</sup> :

- l'âge et sa forme quadratique ;
- le statut marital ;
- le pays de naissance ;
- le niveau d'éducation ;
- l'âge du plus jeune enfant ;
- le salaire horaire brut potentiel ;
- le salaire horaire brut du partenaire ;
- la capacité financière à terminer le mois ;
- le statut de propriétaire ;
- et le fait d'habiter dans une zone urbaine.

En ce qui concerne l'âge de la femme, on s'attend à ce qu'il ait un effet sur l'activité via les effets d'expérience professionnelle et les effets de génération. Les jeunes générations sont supposées prendre davantage part au marché du travail. La hausse générale des taux d'activité qui a été observée ces dernières décennies est le produit de changements qui se sont opérés au niveau des normes et des valeurs sociales, de l'éducation, etc.

Par ailleurs, inclure l'âge dans notre modèle permet de contrôler pour l'expérience professionnelle, cette dernière augmentant avec l'âge. La même relation positive entre l'expérience et la participation au marché du travail est attendue. Le modèle intègre également la forme quadratique de l'âge afin de tenir compte de la relation non-linéaire qui existe entre l'âge de la femme et la probabilité d'être dans une des trois catégories d'emploi retenues.

Le statut marital (variable muette indiquant si la femme est mariée ou non) peut refléter des attitudes qui seront plus ou moins traditionnelles. La variable dichotomique “ mariée ” n'a pas pu être incluse pour la Slovaquie étant donné que la majeure partie des femmes retenues dans l'analyse (soit les femmes âgées entre 25 et 49 ans et vivant en couple) sont mariées, ce qui, par conséquent, remet en cause l'existence de cette variable.

En ce qui concerne le pays de naissance, il s'agit de trois variables dichotomiques : la première indiquant si la personne vit dans le pays où elle est née, la seconde indiquant si elle est née dans un autre pays membre de l'Union européenne, et la dernière indiquant

---

<sup>5</sup> La variable du salaire horaire potentiel n'est pas incluse dans le premier modèle où l'âge et l'éducation sont pris comme proxys du salaire tandis que les variables de l'âge, sa forme quadratique et le niveau d'éducation ne sont pas inclus dans le second modèle où le salaire potentiel est pris comme variable explicative.

si elle est née dans un autre pays non-membre de l'Union européenne (la première catégorie étant prise comme groupe de référence). Pour l'Allemagne, l'Estonie, la Lettonie et la Slovaquie, il n'existe pas de distinction entre les deux dernières variables dans la banque de données : la personne est née dans le pays de résidence ou dans un pays non-européen. La distinction n'a également pu être effectuée pour la Grèce, la Hongrie, la Pologne, le Portugal, la Slovaquie et le Royaume-Uni en raison d'un nombre d'observations trop faible dans l'échantillon.

Le niveau d'éducation est mesuré par trois variables binaires indiquant si l'individu a obtenu son diplôme primaire, secondaire ou supérieur. Le groupe de référence est le niveau d'instruction le plus faible. L'éducation est supposée avoir un impact positif sur l'attachement des femmes au marché du travail.

Afin de mesurer l'impact de la présence d'enfant, l'âge du plus jeune enfant est intégré comme variable explicative. Il s'agit de trois variables binaires indiquant respectivement si le plus jeune enfant est âgé entre 0-2 ans, 3-5 ans et 6-14 ans ; le groupe de référence étant lorsque le ménage ne compte pas d'enfant âgé de moins de 15 ans. Ces trois groupes d'âge ont été choisis en concordance avec les modèles institutionnels de garde d'enfants et des structures d'éducation préscolaire prévalant dans les pays de l'UE. On s'attend à impact plus négatif lorsque l'enfant est plus jeune.

Le salaire horaire brut potentiel (précédemment estimé sur base du salaire horaire avec correction du biais de sélection dans le second modèle) est inclus dans le modèle d'offre de travail afin de prendre en compte l'effet de substitution ou l'effet de revenu qu'il peut engendrer. Dans certains pays, la mesure du salaire concerne le salaire déclaré pour la période actuelle et dans d'autres, il s'agit d'un salaire déclaré pour une période de référence (soit l'année précédant la date de l'entretien). Dans le premier groupe de pays, on retrouve les pays du sud de l'Europe (Espagne, Grèce, Italie, Portugal). Dans le second, on retrouve tous les autres pays à l'exception de la Lettonie pour laquelle seul le salaire net déclaré sur une période de référence est disponible. Il en est de même pour le salaire horaire brut du partenaire. L'effet du salaire du conjoint est incertain : il peut soit engendrer un effet de substitution ou un effet de revenu. Selon certains auteurs (Cohen et Bianchi, 1999 ; Prieto-Rodriguez et Rodriguez-Gutiérrez, 2003), il exerce un effet négatif sur l'offre de travail de la femme. Cependant, l'effet du salaire du partenaire peut être inverse : un revenu plus élevé augmente les capacités financières pour payer les frais de garde d'enfants et d'entretien du ménage.

A défaut de pouvoir intégrer le revenu disponible dans notre modèle, nous prenons en compte la capacité financière à terminer le mois et le statut de propriétaire comme variables donnant de l'information quant aux conditions de vie et financière du ménage. La première variable est une dummy indiquant si le ménage considère avoir des difficultés à terminer financièrement le mois tandis que la seconde est une dummy indiquant si le ménage est propriétaire du bien dans lequel il réside.

Les variables relatives aux régions n'étant pas disponibles pour tous les pays, une variable dichotomique indiquant si la personne réside dans une région urbaine a été intégrée et ce dans le but de pouvoir en partie tenir compte des différences géographiques en termes de demande de travail. Cette information n'est pas disponible pour les Pays-Bas et la Slovénie.

Les statistiques descriptives pour l'échantillon retenu et ses différentes variables sont disponibles dans l'article de Maron et Meulders (2008b).

### 3.1.3. RÉSULTATS

Dans la mesure où les deux méthodologies (l'âge et l'éducation versus salaire potentiel) donnent des résultats comparables pour la plupart des variables et pays analysés (Annexe-Tableau 1 et Annexe-Tableau 2), seuls les résultats du premier modèle incluant l'âge et l'éducation sont analysés. Les résultats des deux modèles confirment l'effet intuitivement attendu pour chacune des variables explicatives (cf. supra) mais l'ampleur de ces effets diffère toutefois selon le pays étudié (Annexe-Tableau 1).

La présence d'enfant a un effet plus ou moins important en fonction de l'âge de ce dernier, l'effet étant généralement plus élevé lorsque l'enfant est en très bas âge. Cette variable explique le travail à temps partiel des mères dans la moitié des pays et l'inactivité dans la majorité des pays (Tableau 3).

**TABLEAU 3. EFFETS DE LA PRÉSENCE D'UN ENFANT DE MOINS DE 3 ANS SUR LA PROBABILITÉ DE TRAVAILLER À TEMPS PARTIEL OU D'ÊTRE INACTIVE**

	Temps partiel	Inactivité
<b>Effet élevé</b>	AT, DE	AT, CZ, DE, EE, LV
<b>Effet intermédiaire</b>	EE, NL, UK	FI, FR, NL, PL, UK
<b>Effet faible</b>	CY, ES, FR, IE, IT, NO	CY, DK, ES, GR, IE, IT, LU, NO, SE, SK
<b>Effet non-significatif</b>	BE, CZ, DK, FI, GR, HU, LU, LV, PL, PT, SE, SK, SL	BE, HU, PT, SL

*Source* : Estimations EU-SILC (2005).

La présence d'un enfant de moins de 3 ans a un impact significatif tant sur la probabilité de travailler à temps partiel que celle d'être inactive en Autriche et en Allemagne. En Autriche, par exemple, la probabilité de travailler à temps partiel est plus de 12 fois supérieure à celle de travailler à temps plein pour les mères ayant un enfant âgé entre 0 et 2 ans par rapport à une non-mère et elle est 132 fois supérieure lorsqu'il s'agit de

l'inactivité. Dans ces pays ainsi qu'en République tchèque, en Estonie et en Lettonie, la probabilité d'être inactive augmente très fortement lorsque la femme a un enfant âgé entre 0 et 2 ans<sup>6</sup>.

Aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, la présence d'un très jeune enfant exerce un effet négatif observé à la fois en terme de travail à temps partiel et en terme d'inactivité mais l'ampleur de ces effets est plus faible que pour les pays précités bien qu'elle reste élevée : les mères néerlandaises ont 8 fois plus de probabilité de réduire le temps de travail que les non-mères et ce risque est de 10 lorsqu'il s'agit de l'inactivité.

Pour les autres pays, en ce qui concerne l'effet observé sur le travail à temps partiel, il est relativement faible à Chypre, en Espagne, en France, en Irlande, en Italie et en Norvège alors qu'il est non-significatif en Belgique, en République tchèque, au Danemark, en Finlande, en Grèce, en Hongrie, au Luxembourg, en Lettonie, en Pologne, au Portugal, en Suède, en Slovaquie et finalement en Slovénie.

Au niveau de l'inactivité, l'effet se situe dans une catégorie intermédiaire en Finlande, en France, aux Pays-Bas, en Pologne et au Royaume-Uni et est faible dans les pays restants à l'exception de la Belgique, de la Hongrie, du Portugal et de la Slovénie où la présence d'un enfant de moins de 3 ans n'a aucun impact significatif sur la probabilité de ne pas travailler.

En ce qui concerne les effets d'un enfant âgé entre 3 et 5 ans, les effets sont moins significatifs et sont, en général, plus faibles que ceux trouvés pour les enfants de moins de 3 ans (Tableau 4).

---

<sup>6</sup> Les résultats élevés obtenus pour cette série de pays peuvent s'expliquer par le faible nombre d'observations relatives à certaines modalités du modèle d'offre de travail : dans ces pays, les femmes ayant un enfant de moins de 3 ans travaillant à temps plein ne représentent que moins de 3% de l'échantillon total. Les coefficients estimés des risques relatifs aux modalités temps partiel et inactivité s'en retrouvent affectés et seraient probablement plus faibles si l'échantillon était plus grand. En effet, en testant le modèle sur les données EU-SILC de 2004 (pour lesquelles seules les données relatives à l'Autriche et l'Estonie sont disponibles), les coefficients diminuent fortement mais ils restent largement supérieurs aux autres pays. Il apparaît donc que les résultats trouvés pour 2005 sont sans doute surestimés en raison de l'échantillon mais il s'agit également des pays pour lesquels la littérature existante trouve une pénalité associée à la maternité très élevée (Gornick et al., 1997 ; De Henau et al., 2006 ; Maron et Meulders, 2008).



**TABLEAU 4. EFFETS DE LA PRÉSENCE D'UN ENFANT ÂGÉ DE 3 À 5 ANS SUR LA PROBABILITÉ DE TRAVAILLER À TEMPS PARTIEL OU D'ÊTRE INACTIVE**

	Temps partiel	Inactivité
<b>Effet élevé</b>	AT, CZ, DE, NL, UK	AT, CZ, DE, NL, UK
<b>Effet intermédiaire</b>	SK	EE, FR, IE, LU
<b>Effet faible</b>	BE, EE, ES, FI, FR, IE, IT, LU, NO, SL	CY, ES, FI, GR, IT, LV, NO, PL, SK
<b>Effet non-significatif</b>	CY, DK, GR, HU, LV, PL, PT, SE	BE, DK, HU, PT, SE, SL

*Source* : Estimations EU-SILC (2005).

Le fait d'avoir le plus jeune enfant âgé entre 3 et 5 ans a un impact élevé tant au niveau du travail à temps partiel qu'au niveau de l'inactivité en Autriche, en République tchèque, en Allemagne, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni. Par exemple, en ce qui concerne l'inactivité au Royaume-Uni, le « relative risk ratio » (soit l'augmentation de probabilité) est de 28, ce qui signifie que les mères d'un enfant en âge préscolaire ont une probabilité 28 fois plus élevée de ne pas travailler par rapport aux non-mères.

En ce qui concerne l'impact d'un enfant de cette catégorie d'âge sur la probabilité de réduire son temps de travail, il est moyen en Slovaquie et faible en Belgique, en Estonie, en Espagne, en Finlande, en France, en Irlande, en Italie, au Luxembourg, en Norvège et en Slovénie. Aucun effet significatif n'est trouvé pour les autres pays.

Au niveau de la probabilité d'être inactive, son augmentation est intermédiaire en Estonie, en France, en Irlande et au Luxembourg (l'accroissement étant de l'ordre de 4 à 6) et faible à Chypre, en Espagne, en Finlande, en Grèce, en Italie, en Lettonie, en Norvège, en Pologne et en Slovaquie.

Finalement, l'effet d'un enfant en âge préscolaire n'a pas d'effet significativement différent de zéro sur la probabilité de ne pas travailler pour les femmes belges, danoises, hongroises, portugaises, suédoises et slovènes.

Conformément à l'intuition, le niveau d'éducation est significatif pour une grande partie des pays et plus particulièrement le diplôme d'études supérieures (Annexe-Tableau 1). L'effet est d'autant plus significatif et élevé lorsqu'il s'agit de l'impact sur la probabilité d'être inactif. Par exemple, en Belgique, posséder un diplôme d'études supérieures diminue la probabilité de travailler à temps partiel de 2.8 tandis qu'il réduit la probabilité de ne pas travailler de 6.2 par rapport à une femme ayant obtenu un diplôme de primaire.

Le statut marital est significatif dans la moitié des pays. Le fait d'être mariée augmente la probabilité de réduire le temps de travail en Autriche, en Allemagne, en Espagne, en France, en Irlande, en Italie et au Luxembourg où les mères mariées ont jusqu'à 3 fois plus de probabilité de travailler à temps partiel que les non-mères. A Chypre, cette variable est significative mais elle diminue la probabilité de travailler à temps partiel.

En Autriche, en Belgique, en République tchèque, en Allemagne, en Espagne, en France, en Irlande, en Italie, au Luxembourg, aux Pays-Bas, en Norvège et au Royaume-Uni, le mariage est associé avec une plus grande probabilité d'être inactif. En Lettonie et en Slovénie, les femmes mariées ont moins de risque de se retirer du marché du travail.

La naissance dans un autre pays que le pays de résidence (membre ou non de l'Union européenne) est significative pour une série de pays dans le cas du travail à temps partiel : en Autriche, en Belgique, en Espagne, en Finlande, en Grèce, au Luxembourg et aux Pays-Bas où la probabilité de travailler à temps partiel augmente ou diminue selon le pays. Par contre, le fait d'être né dans un pays différent du pays de résidence augmente systématiquement la probabilité de ne pas travailler en Belgique, à Chypre, en République tchèque, en Allemagne, au Danemark, en Finlande, en France, en Italie, au Luxembourg, au Portugal, en Suède et au Royaume-Uni sauf en Slovénie où cette probabilité diminue.

Le revenu du partenaire augmente significativement la probabilité que la femme travaille à temps partiel en Autriche, en Allemagne, au Danemark, en Hongrie et au Luxembourg. L'effet de cette variable s'observe davantage en terme d'inactivité car il augmente significativement la probabilité de ne pas participer au marché du travail en Autriche, à Chypre, en Allemagne, en Espagne, en France, en Grèce, en Italie, au Luxembourg, aux Pays-Bas, en Pologne et au Royaume-Uni.

Selon le modèle intégrant le salaire potentiel de la femme, il apparaît que le salaire diminue significativement la probabilité de travailler à temps partiel en Belgique, en Allemagne, en Espagne, en Irlande, aux Pays-Bas, en Norvège et au Royaume-Uni alors qu'en Pologne, l'effet trouvé est opposé. Le salaire potentiel diminue la probabilité d'être inactif dans tous les pays.

En République tchèque, en Allemagne, en Espagne, en France, en Irlande et aux Pays-Bas, le fait de se déclarer capable de terminer financièrement le mois a un impact significatif et augmente la probabilité que la femme travaille moins de 30 heures par semaine. Il en est de même pour la probabilité de ne pas travailler dans tous les pays à l'exception de l'Autriche, de la Chypre, de la Hongrie, de la Lettonie, et de la Slovaquie.

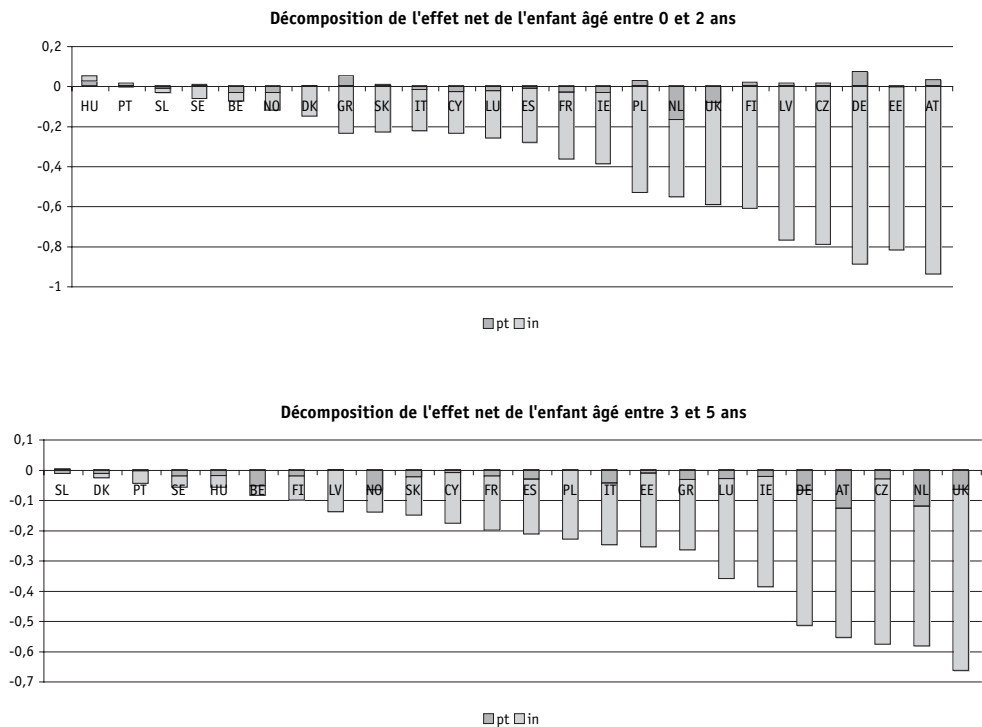
Le fait d'être propriétaire augmente significativement la probabilité de travailler à temps partiel en Autriche, en Belgique et en Allemagne tandis qu'il réduit cette probabilité en Hongrie, en Lettonie et au Royaume-Uni. La probabilité de ne pas participer au marché du travail diminue systématiquement lorsque la personne est propriétaire de son logement en Belgique, au Danemark, en Finlande, en Irlande, en Italie, aux Pays-Bas, en Norvège, en Suède et au Royaume-Uni. A contrario, la probabilité que la femme soit inactive est plus grande si le ménage est propriétaire de son logement de résidence en Allemagne et en Pologne.

Finalement, une femme habitant en zone urbaine a plus de probabilité de travailler à temps partiel en Allemagne alors que ce risque est significativement moindre en Belgique,

au Danemark, en France, en Norvège, en Pologne et en Suède. Le fait d'habiter une zone à plus forte densité diminue la probabilité d'inactivité en Autriche, en Espagne, en Grèce, en Irlande et en Slovaquie tandis qu'elle l'augmente en Allemagne.

A partir des régressions estimées, nous avons calculé les écarts d'emploi relatifs en équivalent temps plein entre les mères et les “non-mères hypothétiques”<sup>7</sup> en isolant l'effet dû à la présence d'enfant des autres caractéristiques. Cet effet net est décomposé en effet sur l'inactivité et effet sur le travail à temps partiel et il est calculé en fonction de l'âge de l'enfant (Graphique 1).

**GRAPHIQUE 1. ECART D'EMPLOI RELATIF EN ÉQUIVALENT TEMPS PLEIN ENTRE LES MÈRES ET LES NON-MÈRES HYPOTHÉTIQUES – EFFET NET DE L'ENFANT SELON SA CATÉGORIE D'ÂGE**



**Source :** Estimations EU-SILC (2005).

<sup>7</sup> Pour rappel (cf. supra), l'échantillon des “non-mères hypothétiques” correspond à l'échantillon des mères pour lesquelles on garde la même distribution des caractéristiques personnelles mais on considère qu'elles n'ont plus d'enfants de telle manière que la différence obtenue correspond aux différences observées au niveau des caractéristiques entre les mères et les non-mères.

Les écarts d'emploi entre les mères et les non-mères hypothétiques, soit l'effet net de l'enfant, sont principalement observés en terme d'inactivité dans la majorité des pays et ce quel que soit l'âge de l'enfant. Néanmoins, il apparaît que lorsque l'enfant est plus jeune, l'effet se traduit davantage en terme d'inactivité et lorsque l'enfant grandit et entre en âge préscolaire, l'écart s'observe plus en terme de temps partiel. Ce qui signifie qu'à la naissance de leur enfant, les mères se retirent du marché du travail et cet effet s'observe un peu moins sur le long terme puisque le travail à temps partiel est légèrement plus développé pour la catégorie d'âge supérieure et cela concerne d'autant plus les Pays-Bas, l'Autriche, l'Allemagne, le Royaume-Uni, la Belgique ainsi que la Norvège (bien que dans ces deux derniers pays, l'effet total net de l'enfant soit nettement moins important puisqu'il est de l'ordre de 10% environ).

L'analyse pays par pays et par catégorie d'âge montre que la présence d'un enfant de moins de 3 ans a un impact très élevé et supérieur ou proche de 60% en Pologne, aux Pays-Bas, au Royaume-Uni, en Finlande, en Lettonie, en République tchèque, en Allemagne, en Estonie et en Autriche. A contrario, l'impact est très faible et inférieur à 10% en Suède, en Belgique, en Norvège et au Danemark et dans une moindre mesure en Grèce, en Slovaquie, en Italie, à Chypre, au Luxembourg et en Espagne, où l'effet est compris entre 10 et 30%. En France et en Irlande, l'écart d'emploi relatif en équivalent temps plein est moyen et compris entre 30 et 50%. Finalement, en Hongrie, au Portugal et en Slovénie, la présence d'un enfant en bas âge a un impact négligeable.

En ce qui concerne les enfants âgés entre 3 et 5 ans, l'effet net est généralement plus faible que celui observé pour les 0-2 ans et on retrouve les mêmes tendances entre les pays : les effets sont les plus élevés au Royaume-Uni, aux Pays-Bas, en République tchèque, en Autriche et en Allemagne (effet supérieur ou égal à 50%), ils sont intermédiaires (et compris entre 20 et 40%) en France, en Espagne, en Pologne, en Italie, en Estonie, en Grèce, au Luxembourg et en Irlande tandis qu'ils sont plus faibles à Chypre, en Slovaquie, en Norvège, en Lettonie, en Finlande, en Belgique, en Hongrie, en Suède, au Portugal, au Danemark et en Slovénie.

## **3.2. QUEL IMPACT DE LA PATERNITÉ SUR L'EMPLOI DES HOMMES ?**

### **3.2.1. MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES**

Utiliser le même modèle que celui appliqué pour étudier les pénalités d'emploi induites par la maternité n'a pas de sens dans le cas de la paternité dans la mesure où la littérature existante a déjà mis en évidence que la majorité des hommes travaillent à temps plein et que l'effet des enfants sur la participation des hommes au marché du travail a tendance à être positive ou non-significative (Pittman et Orthner, 1988 ; Uhlenberg et Cooney, 1990 ; Cooney et Uhlenberg, 1991 ; Presser, 1995 ; Deven et al., 1998 ; Nock, 1998a, 1998b ; Kaufman et Uhlenberg, 2000 ; O'Brien et Schemilt, 2003 ; Weston et al., 2004 ; Dermott, 2006 ; Moller et Misra, 2006). Dans la plupart des pays, le travail à temps partiel des hommes représente moins de 3% de l'échantillon total des données. Il est donc impossible de distinguer le travail à temps plein, à temps-partiel ou l'inactivité comme cela a été effectué pour les mères. Nous examinons donc la relation entre la paternité et le nombre d'heures de travail en essayant de mettre en évidence l'existence de l'importance de l'homme gagne-pain comme composante de l'identité paternelle.

Les données utilisées dans le cadre de cette analyse sont les mêmes que celles utilisées dans le cadre de l'analyse menée pour les femmes et proviennent de la base de données Community Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) pour l'année 2005 et couvrent 24 pays.

Comme pour les mères, l'échantillon a été sélectionné selon trois critères : l'âge, le statut de cohabitant et de père. Nous avons donc sélectionné les hommes en âge d'avoir des enfants et d'avoir achevé leur période d'éducation à plein temps et susceptibles d'être économiquement actif : l'échantillon reprend les hommes vivant en couple âgés entre 25 et 49 ans.

Un homme est considéré comme non-père si le ménage ne compte pas d'enfant âgé de moins de 15 ans. La catégorie des non-pères inclut trois sous-groupes : les pères dont le plus jeune enfant a plus de 14 ans et vit toujours à la maison, les pères dont l'enfant/les enfants a/ont quitté le ménage et finalement, les hommes qui n'ont pas d'enfant. Les deux derniers groupes n'ont pu être distingués dans EU-SILC.

La variable dépendante est le nombre d'heures de travail dans l'emploi principal par semaine pour les hommes qui sont employés et nous utilisons un modèle de moindres carrés ordinaires puisque la variable dépendante est une variable continue.

Le statut de paternité est mesuré par l'âge du plus jeune enfant indiqué par une variable explicative binaire (0-2 ans, 3-5 ans et 6-14 ans), le groupe de référence étant un homme qui n'a pas d'enfant de moins de 15 ans dans son ménage. La présence d'enfant n'est pas le seul facteur pouvant expliquer le nombre d'heures de travail des hommes et son pouvoir explicatif est supposé moindre que dans le cas des femmes. D'autres variables contribuent davantage pour expliquer le nombre d'heures de travail et sont incluses dans le modèle :

- l'âge et sa forme quadratique ;
- le pays de naissance ;
- le niveau d'éducation ;
- l'âge du plus jeune enfant ;
- la profession ;
- le statut d'indépendant ;
- le salaire horaire brut ;
- le nombre d'heures de travail du partenaire ;
- la capacité financière à terminer le mois ;
- le statut de propriétaire ;
- le fait d'habiter dans une zone urbaine.

En ce qui concerne l'âge de l'homme et sa forme quadratique, il a été montré que les personnes âgées entre 30 et 49 ans sont plus susceptibles de travailler un nombre d'heures élevé (Kodz et al., 2003). En outre, ces variables peuvent avoir un effet négatif sur les classes d'âges extrêmes dans la mesure où le travail à temps partiel masculin touche davantage les jeunes et les personnes en fin de vie active (Aliaga et Romans, 2006). Intégrer ces variables permet donc de tenir compte de la relation non-linéaire qui existe entre l'âge de l'homme et le nombre d'heures de travail. Cependant, on ne s'attend pas à un effet élevé de ces variables car l'échantillon retenu concerne les classes d'âges comprises entre 25 et 49 ans.

Au niveau du pays de naissance, il s'agit de trois variables dichotomiques indiquant si la personne vit dans le pays où elle est née, si elle est née dans un autre pays membre de l'Union européenne, ou si elle est née dans un autre pays non-membre de l'Union européenne (la première catégorie étant prise comme groupe de référence). Les deux dernières variables ne sont pas différenciées dans le cas de l'Allemagne, de l'Estonie, de la Lettonie et de la Slovaquie : la personne est née dans le pays de résidence ou dans un pays non membre de l'Union européenne.

Afin de mesurer l'impact du niveau d'éducation sur le nombre d'heures de travail, trois variables binaires indiquant si l'homme a obtenu son diplôme primaire, secondaire ou supérieur sont intégrées (le premier groupe étant celui de référence). Un niveau d'éducation supérieur suppose un plus grand attachement marché du travail et une moindre probabilité de travailler à temps partiel et à des horaires atypiques (La Valle et al., 2002). Par ailleurs, cette variable a un impact sur le type de profession et donc indirectement sur le nombre d'heures de travail (cf.infra).

On contrôle également pour les professions (selon la nomenclature ISCO88) dans la mesure où cette information a généralement un pouvoir explicatif élevé et détermine le nombre d'heures de travail. En général, les cadres et les dirigeants ainsi que les conducteurs de machines et les ouvriers de l'assemblage travaillent un nombre d'heures par semaine supérieur aux employés d'autres professions (Hogarth et al., 2001 ; La Valle et al., 2002). Il s'agit de 10 variables binaires : membres de l'exécutif et des corps législatifs, cadres supérieurs de l'administration publique, dirigeants et cadres supérieurs d'entreprise/ professions intellectuelles et scientifiques/ professions intermédiaires/ employés de type administratif pris comme groupe de référence/ personnels des services et vendeurs de magasin et de marché/ agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche/ artisans et ouvriers des métiers de type artisanal/ conducteurs d'installation et de machines et ouvriers de l'assemblage/ ouvriers et employés non qualifiés/ forces armées. La dummy indiquant si la personne travaille dans les forces armées n'est pas disponible pour la Belgique, la Slovaquie et le Royaume-Uni.

Le statut d'indépendant est inclu car il a été montré que le nombre d'heures prestées par les travailleurs indépendants est plus élevé que celui des employés (Curran et Barrows, 1989 ; Bell et La Valle, 2003 ; Parker et Ajayi-Obe, 2005). Cette information n'est pas disponible pour l'Espagne, la Grèce, l'Italie et le Portugal.

Le salaire horaire brut (pris en logarithme) peut avoir deux effets opposés sur le nombre d'heures de travail puisqu'une augmentation de salaire peut diminuer l'offre de travail ou l'augmenter : intégrer cette variable permet donc de prendre en compte l'effet de revenu et l'effet de substitution. Selon Weston et al. (2004), les pères ayant les salaires les plus élevés sont également ceux qui travaillent le plus.

Dans certains pays, la mesure du salaire concerne le salaire déclaré pour la période actuelle et dans d'autres, il s'agit d'un salaire déclaré pour une période de référence (soit l'année précédant la date de l'entretien). Dans le premier groupe de pays, on retrouve les pays du sud de l'Europe (Espagne, Grèce, Italie, Portugal). Dans le second, on retrouve tous les autres pays à l'exception de la Lettonie pour laquelle seul le salaire net déclaré sur une période de référence est disponible.

La variable relative au nombre d'heures de travail de la femme est prise en compte afin d'analyser son impact sur le nombre d'heures de travail de l'homme. Cependant, on peut se poser la question de savoir si cela a un réel impact sur l'offre de travail des hommes : l'hypothèse la plus fréquente étant sans doute celle que l'homme travaille un certain nombre d'heures et ce quel que soit la participation de sa conjointe au marché du travail. Weston et al. (2004) n'ont d'ailleurs pas trouvé d'effet significatif du statut d'emploi de la femme sur le nombre d'heures de travail de l'homme, ce qui confirmerait notre hypothèse. Par ailleurs, on peut se demander si inclure cette variable dans l'équation n'entraîne pas un problème d'endogénéité mais ce cas n'a pas été rencontré par les autres auteurs dans la littérature portant sur ce sujet (Kaufman et Uhlenberg, 2000 ; Dermott, 2001 ; Weston et al., 2004). On fait donc l'hypothèse que cette variable est exogène.

Les variables relatives à la capacité financière à terminer le mois et au statut de propriétaire donnent de l'information quant aux conditions de vie et financière du ménage. Il s'agit de deux variables dichotomiques.

Finalement, à défaut d'avoir une variable régionale disponible pour tous les pays, nous avons intégré une variable dichotomique indiquant si la personne réside dans une région urbaine afin de pouvoir tenir compte en partie des différences géographiques en termes de demande de travail. Il s'agit d'une variable dichotomique indiquant si la personne réside dans une région urbaine Cette information n'est pas disponible pour les Pays-Bas et la Slovénie.

Les statistiques descriptives pour l'échantillon retenu et ses différentes variables sont disponibles dans l'article de Maron et Meulders (2008b).

### 3.2.2. RÉSULTATS

Le tableau ci-dessous synthétise les résultats obtenus pour les estimations du nombre d'heures de travail des hommes employés en fonction de leur statut de paternité (Annexe-Tableau 3).

**TABLEAU 5. EFFET DE L'ENFANT SUR LE NOMBRE D'HEURES DE TRAVAIL PAR SEMAINE DES PÈRES**

	<b>Effet significatif</b>	<b>Effet non-significatif</b>
<b>Enfant 0-2 ans</b>	LU (+2h.), PT (+1h25), SL (+1h.) SE (-50 min.)	AT, BE, CY, CZ, DE, DK, EE, ES, FI, FR, GR, HU, IE, IT, LV, NL, NO, PL, SK, UK
<b>Enfant 3-5 ans</b>	PT (+2h05), FR (+1h25), ES (+1h14)	AT, BE, CY, CZ, DE, DK, EE, FI, GR, HU, IE, IT, LU, LV, NL, NO, PL, SE, SK, SL, UK
<b>Enfant 6-14 ans</b>	CY (+2h21), PT (+1h22), FR (+1h21), GR (-1h.), SE (-1h38)	AT, BE, CZ, DE, DK, EE, ES, FI, HU, IE, IT, LU, LV, NL, NO, PL, SK, SL, UK

*Source* : *Estimations EU-SILC (2005)*.

La présence d'enfant n'a pas d'impact significatif sur le nombre d'heures de travail dans la majorité des pays et ce quel que soit l'âge du plus jeune enfant.

En ce qui concerne les pères dont le plus jeune enfant a entre 0 et 2 ans, ils travaillent significativement plus que les non-pères au Luxembourg, au Portugal et en Slovénie et cet effet est compris entre 1 et 2 heures par semaine. A contrario, en Suède, les pères d'un très jeune enfant réduisent le nombre d'heures de travail d'un peu moins d'une heure en comparaison avec les non-pères.

Le fait d'avoir un enfant âgé entre 3 et 5 ans augmente significativement le nombre d'heures de travail au Portugal, en France et en Espagne.

L'impact de la présence d'un enfant âgé entre 6 et 14 ans est significatif pour un petit nombre de pays et son effet diffère selon le pays : à Chypre, au Portugal et en France, les pères travaillent plus que les non-pères tandis que l'effet inverse est observé en Grèce et en Suède.

La plupart de ces effets ne sont cependant pas confirmés lorsque l'on teste le modèle où le nombre d'heures de travail est uniquement régressé avec l'âge du plus jeune enfant, ce qui laisse penser que les résultats trouvés dépendent davantage du modèle et des interactions entre les variables.

Nous avons également contrôlé pour une série de variables indépendantes telles que la nationalité, l'éducation, l'occupation, etc. (cf. supra).

Il en ressort que l'âge augmente significativement le nombre d'heures de travail des hommes à Chypre, en Irlande, en Pologne tandis qu'il diminue le temps de travail en République tchèque et au Royaume-Uni.

Les hommes nés dans un autre pays que le pays de résidence travaillent un nombre d'heures plus faible que les autres en France, Hongrie et au Luxembourg alors qu'en Pologne, l'effet opposé est trouvé.



Le niveau d'éducation a un impact significatif pour quelques pays tels que l'Autriche, la Belgique, la Chypre, la République tchèque, la Grèce, l'Irlande, le Luxembourg et le Portugal et cet effet est généralement supérieur dans le cas du niveau d'éducation le plus élevé.

L'occupation professionnelle a un pouvoir explicatif élevé et travailler plus est particulièrement fréquent dans les positions de membres de l'exécutif et des corps législatifs, cadres supérieurs de l'administration publique, dirigeants et cadres supérieurs d'entreprise ainsi que chez les conducteurs d'installation et de machines et ouvriers de l'assemblage et ce dans la majorité des pays.

Le nombre d'heures de travail des indépendants est significativement supérieur à celui des employés en Belgique, au Danemark, en Finlande, au Luxembourg, aux Pays-Bas, en Norvège, en Suède et en Slovaquie et la différence du nombre d'heures de travail est comprise entre 2 et près de 13 heures par semaine.

Le nombre d'heures de travail diminue avec le salaire dans tous les pays à l'exception des Pays-Bas, de la Suède et du Royaume-Uni où l'effet est non-significatif. La diminution est comprise entre 1 et plus de 9 heures par semaine selon le pays, ce qui semble indiquer un effet de revenus.

Le nombre d'heures de travail de la femme n'est significatif que dans un pays sur quatre : il diminue le nombre d'heures de travail de l'homme en République tchèque, en Allemagne, aux Pays-Bas et en Pologne et il l'augmente en Finlande et au Portugal mais ces effets sont négligeables dans la mesure où ils ne sont que de quelques minutes.

Le fait de se déclarer capable de terminer le mois financièrement a un impact significatif dans la moitié des pays et diminue le nombre d'heures de travail alors que le fait d'être propriétaire de son logement est significatif dans un petit nombre de pays et augmente le nombre d'heures de travail.

Finalement, le fait d'habiter dans une zone urbaine augmente significativement le nombre d'heures de travail en Hongrie, en Italie, en Lettonie et au Portugal.

## CONCLUSION

L'analyse brute des données et les estimations montrent que la participation des femmes au marché du travail est fortement conditionnée par la présence d'enfant dans le ménage : les femmes travaillent un nombre d'heures plus faible et sont plus susceptibles de quitter le marché du travail lorsqu'elles ont des enfants et ces effets sont d'autant plus élevés que l'enfant est jeune. Ces effets diffèrent toutefois selon le pays.

Le fait d'avoir un enfant âgé de moins de 3 ans a un impact significatif et négatif observé à la fois en terme de travail à temps partiel et en terme d'inactivité en Autriche et en Allemagne où les effets sont les plus élevés d'Europe. En République tchèque, en Estonie et en Lettonie, la présence d'un enfant âgé de moins de 2 ans augmente également fortement la probabilité de ne pas travailler.

Aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, la maternité se traduit par un plus grand risque de réduire son temps de travail et de se retirer de la vie active pour les mères dont le plus jeune enfant a entre 0 et 2 ans. L'ampleur de ces effets est plus faible que pour les pays précités mais elle reste cependant élevée : les mères néerlandaises ont 8 fois plus de probabilité de réduire le temps de travail que les non-mères et ce risque augmente de 10 fois lorsqu'il s'agit de l'inactivité.

La pénalité associée à la présence d'un très jeune enfant en terme de travail à temps partiel est relativement faible à Chypre, en Espagne, en France, en Irlande, en Italie et en Norvège alors qu'elle est non-significative en Belgique, en République tchèque, au Danemark, en Finlande, en Grèce, en Hongrie, au Luxembourg, en Lettonie, en Pologne, au Portugal, en Suède, en Slovaquie et finalement en Slovénie.

Au niveau de l'inactivité, l'effet se situe dans une catégorie intermédiaire en Finlande, en France, aux Pays-Bas, en Pologne et au Royaume-Uni et est faible dans les pays restants à l'exception de la Belgique, de la Hongrie, du Portugal et de la Slovénie où la présence d'un enfant de moins de 3 ans n'a aucun impact significatif sur la probabilité de ne pas travailler.

La présence d'un enfant âgé entre 3 à 5 ans engendre un effet moins significatif et il est, en général, plus faible que l'impact observé pour un enfant de la catégorie d'âge inférieure. La pénalité la plus élevée est observée en Autriche, en République tchèque, en Allemagne, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni tant au niveau du travail à temps partiel qu'au niveau de l'inactivité. Par exemple, en ce qui concerne l'inactivité au Royaume-Uni, le " relative risk ratio " (soit l'augmentation de probabilité) est de 28, ce qui signifie que les mères d'un enfant en âge préscolaire ont une probabilité 28 fois plus élevée de ne pas travailler par rapport aux non-mères.

En ce qui concerne l'impact d'un enfant de cette catégorie d'âge sur la probabilité de travailler moins de 30 heures par semaine, il est intermédiaire en Slovaquie et faible en Belgique, en Estonie, en Espagne, en Finlande, en France, en Irlande, en Italie, au Luxembourg, en Norvège et en Slovénie. A contrario, aucun effet significatif n'est trouvé pour les autres pays.

Au niveau de la probabilité d'être inactive, son augmentation est intermédiaire en Estonie, en France, en Irlande et au Luxembourg (l'accroissement étant de l'ordre de 4 à 6) et faible à Chypre, en Espagne, en Finlande, en Grèce, en Italie, en Lettonie, en Norvège, en Pologne et en Slovaquie.

Finalement, l'effet d'un enfant en âge préscolaire n'a pas d'effet significativement différent de zéro sur la probabilité de ne pas travailler pour les femmes belges, danoises, hongroises, portugaises, suédoises et slovènes.

Les écarts d'emploi relatifs en équivalent temps plein entre les mères et les non-mères, soit l'effet net de l'enfant, sont principalement observés en terme d'inactivité dans la majorité des pays et ce quel que soit l'âge de l'enfant. L'analyse pays par pays et par catégorie d'âge montre que la présence d'un enfant de moins de 3 ans a un impact très élevé et supérieur ou proche de 60% en Pologne, aux Pays-Bas, au Royaume-Uni, en Finlande, en Lettonie, en République tchèque, en Allemagne, en Estonie et en Autriche. A contrario, l'impact est très faible et inférieur à 10% en Suède, en Belgique, en Norvège et au Danemark et dans une moindre mesure en Grèce, en Slovaquie, en Italie, à Chypre, au Luxembourg, et en Espagne où l'effet est compris entre 10 et 30%. En France et en Irlande, l'écart d'emploi en équivalent temps plein est intermédiaire et compris entre 30 et 50%. Finalement, en Hongrie, au Portugal et en Slovaquie, la présence d'un enfant en bas âge a un impact négligeable.

En ce qui concerne les enfants âgés entre 3 et 5 ans, leur effet net est généralement plus faible que celui observé pour les 0-2 ans et on retrouve les mêmes tendances entre les pays : les pénalités sont les plus élevées au Royaume-Uni, aux Pays-Bas, en République tchèque, en Autriche et en Allemagne (effet supérieur ou égal à 50%), elles sont intermédiaires (et compris entre 20 et 40%) en France, en Espagne, en Pologne, en Italie, en Estonie, en Grèce, au Luxembourg et en Irlande tandis qu'elles sont plus faibles à Chypre, en Slovaquie, en Norvège, en Lettonie, en Finlande, en Belgique, en Hongrie, en Suède, au Portugal, au Danemark et en Slovaquie.

Si l'analyse brute des différences d'emploi entre les pères et les non-pères indique que les pères ont plus de probabilité d'être employé que les non-pères, les résultats de régressions effectuées pour les hommes ne mettent pas en évidence un effet clair de la relation entre paternité et nombre d'heures de travail : cet effet est non-significatif pour la plupart des pays alors qu'il apparaît significativement positif ou négatif pour certains pays.

Les pères dont le plus jeune enfant a entre 0 et 2 ans travaillent entre 1 à 2 heures supplémentaires par semaine que les non-pères au Luxembourg, au Portugal et en Slovaquie et cet effet est compris entre 1 et 2 heures par semaine. A contrario, en Suède, les pères d'un très jeune enfant réduisent le nombre d'heures de travail d'un peu moins d'une heure.

L'impact de la présence d'un enfant âgé entre 3 et 5 ans augmente significativement le nombre d'heures de travail au Portugal, en France et en Espagne.

Le fait d'avoir un enfant âgé entre 6 et 14 ans est significatif pour un petit nombre de pays et son effet diffère selon le pays : à Chypre, au Portugal et en France, les pères travaillent plus que les non-pères tandis que l'effet inverse est observé en Grèce et en Suède.

Une grande partie de ces effets ne sont cependant pas confirmés lorsque l'on teste le modèle où le nombre d'heures de travail est uniquement régressé avec l'âge du plus jeune enfant, ce qui laisse penser que les résultats trouvés dépendent davantage du modèle et des interactions entre les variables.

Pour conclure, on peut distinguer trois groupes de pays en ce qui concerne les effets de la maternité sur l'emploi des femmes :

- un premier groupe dans lequel la pénalité est la plus élevée quel que soit l'âge de l'enfant et observée généralement en termes de temps partiel et d'inactivité, dans lequel on retrouve l'Autriche, la République tchèque, l'Allemagne, les Pays-Bas et le Royaume-Uni ;
- un second groupe dans lequel la maternité a un effet relativement faible sur le marché du travail, voire aucun effet, composé des pays suivants : la Belgique, la Chypre, le Danemark, l'Espagne, la Grèce, la Hongrie, l'Italie, la Norvège, le Portugal, la Suède, la Slovaquie et la Slovénie ;
- un dernier groupe caractérisé par des effets intermédiaires par rapport aux deux groupes extrêmes précédents et, pour certains pays, ces effets dépendent fortement de la catégorie d'âge du plus jeune enfant comme c'est le cas en Estonie, en Finlande, en France, en Irlande, en Lettonie, au Luxembourg et en Pologne.

L'effet de la paternité augmente la probabilité d'être en emploi dans tous les pays européens mais son effet sur le nombre d'heures de travail est, quant à lui, indéterminé.

## REFERENCES

- Aliaga, C.**, 2005. "Conciliation entre vie professionnelle et vie familiale : des écarts entre les femmes et les hommes", *Statistiques en bref - Populations et conditions sociales (EUROSTAT)*, 4/2005.
- Aliaga, C. et F. Romans**, 2006. "L'emploi des seniors dans l'Union européenne", *Statistiques en bref - Populations et conditions sociales (EUROSTAT)*, 15/2006, 1-12.
- Anxo, D., C. Fagan, M. Smith et M.-T. Letablier**, 2007. "Part-time work in European companies - establishment Survey on Working Time 2004-2005", European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Bank, T. W.**, 2004. "Les réglementations du marché du travail : sont-elles avantageuses pour les femmes?" *PREM notes Genre*, 94, 1-5.
- Bardasi, et J. Gornick**, 2000. "Women and part-time employment: Worker "choices" and wage penalties in five industrialised countries", *IESR Working Paper*, 2000-11.
- Becker, G. S.**, 1960. "An economic analysis of fertility", In (Eds), *Demographic and economic change in developed countries*, Princeton University Press, Princeton.
- Becker, G. S.**, 1971. *The economics of discrimination*, 2nd eds, University of Chicago Press.
- Becker, G. S.**, 1962. "Investment in human capital: A theoretical analysis", *Journal of Political Economy*, 70, 5, 9-49.
- Becker, G. S.**, 1974. "A theory of social interactions", *Journal of Political Economy*, 82, 6, 1063-18094.
- Becker, G. S.**, 1965. "A theory of the allocation of time", *Economic Journal*, 75, 229, 793-517.
- Becker, G. S.**, 1981. *A treatise on the family*, MA expanded Edition, Cambridge.
- Becker, G. S.**, 1991. *A treatise on the family*, MA:Harvard University Press.
- Bell, A. et I. La Valle**, 2003. *Combining self-employment and family life*, Policy Press.
- Bergman, B. R.**, 1989. "Does the market for women's labour need fixing?" *Journal of Labour Perspectives*, 3, 1, 43-60.
- Bergman, B. R.**, 1986. *The economic emergence of women*, Basic Books, New York.
- Bernard, J., 1981. "The good-provider role: Its rise and fall", *American Psychologist*, 36, 1, 1-12.
- Blau, F. D., M. Ferber et A. Winkler**, 1998. *The economics of women, men, and work*, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Bourdieu, P.**, 1977. *Outline of a theory of practice*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bourdieu, P.**, 1994. *Raisons pratiques : sur la théorie de l'action*, Seuil, Paris.
- Bowles, S.**, 1985, "The production process in a competitive economy: Walrasian, Neo-Hobbesian and Marxian models", *American Economic Review*, 75, 1, 16-36.
- Chiappori, P.-A.**, 1992. "Collective labor supply and welfare", *Journal of Political Economy*, 100, 3, 437-467.
- Chiappori, P.-A.**, 1997. "Introducing household production un collective models of labor supply", *Journal of Political Economy*, 105, 1, 191-209.
- Chiappori, P.-A.**, 1988. "Rational household labor supply", *Econometrica*, 56, 1, 63-89.
- Cohen, P. N. et S. M. Bianchi**, 1999. "Marriage, children, and women's employment: what do we know?", *Monthly Labor Review*, 122, 12, 22-31.

- Cooney, T. M. et P. Uhlenberg**, 1991. "Changes in work-family connections among highly educated men and women, 1970 to 1980", *Journal of Family Issues*, 12, 1, 69-90.
- Cramer, J. C.**, 1980. The effects of fertility on husband's economic activity: Evidence from static, dynamic and nonrecursive models, Julian L. Simon and Julie DaVanzo.
- Curran, J. et R. Barrows**, 1989. "National profiles of the self-employed", *Employment Gazette*, 97, July, 376-385.
- De Henau, J., D. Meulders et S. O'Dorchai**, 2006. "Maybe Baby! The Comparative Effectiveness of Public Policies to Fight Motherhood-Induced Employment Penalties and Decreasing Fertility in the Former EU-15", Working Paper DULBEA, Research series, N°06-02.RS, DULBEA, Brussels.
- Dermott, E.**, 2001. "New fatherhood in practice? - Parental leave in the UK", *The International Journal of Sociology and Social Policy*, 21, 4-6, 145-164.
- Dermott, E.**, 2006. "What's parenthood got to do with it?: men's hours of paid work", *The British Journal of Sociology*, 57, 4, 619-634.
- Deven, F., S. Inglis, P. Moss et P. Petrie**, 1998. "A state of the art review on the reconciliation of work and family life for men and women and the quality of care services", Research Report 44, department for Education and Employment, London.
- Eagly, A. H.**, 1987. Sex differences in social behavior: A social-role interpretation, Hillsdale, Lawrence Erlbaum Associates.
- Edley, N. et M. Wetherell**, 1995. Men in perspective: Practice, power and identity, London-New York.
- Falzone, J. S.**, 2000. "Labor market decisions of married women: With emphasis on part-time employment", *International Advances in Economic Research*, 6, 4, 662-671.
- Fischer, G.-N.**, 1997. La psychologie sociale, Editions du Seuil, Paris.
- Folbre, N., 1986. "Hearts and spades: Paradigms of household economics", *World Development*, 14, 2, 245-255.
- Goldscheider, F. K. et L. J. Waite**, 1991. New families, no families? The transformation of the American home, University of California Press.
- Gornick, J., M. K. Meyers et K. E. Ross**, 1998. "Public policies and the employment of mothers: A cross-national study", *Social Science Quarterly*, 79, 1, 35-54.
- Gornick, J., M. K. Meyers et K. E. Ross**, 1997. "Supporting the employment of mothers: Policy variation across fourteen welfare States", *Journal of European Social Policy*, 7, 1, 45-70.
- Hogarth, T., C. Hasluck, G. Pierre, M. Winterbotham et D. Vivian**, 2001. "Work life balance 2000: Results from the baseline Study", Department for Education and Employment, Research report RR249, Institute for Employment Research - University of Warwick, 370.
- Hyde, J. S., M. J. Essex et F. Horton**, 1993. "Fathers and parental leave: Attitudes and experiences", *Journal of Family Issues*, 14, 4, 616-636.
- Jepsen, M.**, 2001. "Evaluation des différentiels salariaux en Belgique : hommes - femmes et temps partiel - temps plein", *Reflets et perspectives de la vie économique*, XL, 1/2, 51-63.
- Joshi, H., S. Macran et D. Shirley**, 1996. "Employment after childbearing and women's subsequent labour force participation: Evidence from the British 1958 birth cohort", *Journal of Population Economics*, 9, 3, 325-348.

- Kaufman, G. et P. Uhlenberg**, 2000. "The influence of parenthood on the work effort of married men and women", *Social Forces*, 78, 3, 931-947.
- Kenjoh, E.**, 2003. "Women's employment around birth of the first child in Britain, Germany, the Netherlands, Sweden and Japan", Working Papers of the Institute for Social and Economics Research/Paper 2003-16, University of Essex, Colchester, 39.
- Kodz, J., S. Davies, D. Lain, M. Strebler, J. Rick, P. Bates, J. Cummings et N. Meager**, 2003. "Working long hours: A review of the evidence. Volume 1 - Main report", Employment Relations Research Series No.16, The Institute for Employment Studies, 264.
- La Valle, I., S. Arthur, C. Millward, J. Scott et M. Clayden**, 2002. "Happy families? Atypical work and its influence on family life", Policy Press, Joseph Rowntree Foundation, 72.
- Manser, M. et M. Brown**, 1980. "Marriage and household decision-making: A bargaining analysis", *International Economic Review*, 21, 1, 31-44.
- Maron, L. et D. Meulders**, 2008a. "Having a child: A penalty or bonus for mother's and father's employment in Europe?" Working Paper DULBEA, Research Series, N°08-5 RS, February, DULBEA, Brussels.
- Maron, L. et D. Meulders**, 2008b. "Les effets de la parenté sur l'emploi", DULBEA, Working Paper DULBEA, Research Series N°08-21. RS, November, DULBEA, Brussels.
- Maruani, M.**, 2000. Travail et emploi des femmes, Ed. la Découverte, Paris.
- Mc Elroy, M. B. et M. J. Horney**, 1981. "Nash-bargained household decision: Toward a generalization of the theory of demand", *International Economic Review*, 22, 2, 333-349.
- Moller, S. et J. Misra**, 2006. "Reconciliation Policies and the Effects of Motherhood on Employment, Earnings, and Poverty", Luxembourg Income Study Working Paper Serie, LIS Working Paper No.429.
- Nock, S. L.**, 1998b. "The consequences of premarital fatherhood", *American Sociological Review*, 63, 2, 250-263.
- Nock, S. L.**, 1998a. Marriage in men's lives, Oxford University Press, Oxford.
- O'Brien, M. et I. Schemilt**, 2003. "Working fathers - Earning and caring", Equal Opportunities Commission, Research Discussion Series, European Commission.
- OECD**, 2002. Employment Outlook, OCDE, Paris.
- Parker, S. C. et O. Ajayi-Obe**, 2005. "The changing nature of work among self-employed in the 1990s: Evidence from Britain", *Journal of Labor Research*, 6, 3, 501-517.
- Parsons, J. E. et R. F. Bales**, 1955. Family, socialization and interaction process, Free Press, Glencoe.
- Phelps, E. S.**, 1972. "The statistical theory of racism and sexism", *American Economic Review*, 62, 4, 651-661.
- Pittman, J. F. et D. K. Orthner**, 1988. "Gender differences in the prediction of job commitment", *Journal of Social Behavior and Personality*, 3, 4, 227-248.
- Presser, H. B.**, 1995. "Job, family and gender: Determinants of nonstandard work schedules among employed americans in 1991", *Demography*, 32, 4, 577-598.
- Prieto-Rodriguez, J. et C. Rodriguez-Gutiérrez**, 2003. "Participation of married women in the labour market and the 'added worker effect' in Europe", *Journal of Socio-Economics*, 32, 423-446.

- Sanchez, L. et E. Thomson**, 1997. "Becoming mothers and fathers: Parenthood, gender, and the division of labor", *Gender and Society*, 11, 6, 747-772.
- Shapiro, D. et F. L. Mott**, 1979. "Labor supply behavior of prospective and new mothers", *Demography*, 16, 2, 199-208.
- Uhlenberg, P. et T. M. Cooney, 1990. "Male and female physicians: Family and career", *Social Science and Medicine*, 30, 3, 373-378.
- Waite, L. J., G. W. Haggstrom et D. E. Kanouse**, 1985. "Changes in the Employment Activities of New Parents", *American Sociological Review*, 50, 2, 263-272.
- Weston, R., M. Gray, L. Qu et D. Stanton**, 2004. "Long work hours and the wellbeing of fathers and their families", Australian Institute of Family Studies, Research paper 35, Melbourne, 33.



## ANNEXES

TABLEAU 1. MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES - ÂGE ET ÉDUCATION

	BR	BE	CE	DK	EE	ES	FR	GR	HU	IE	IT	LU	LV	NL	NO	PL	PT	SE	SK	SI	UK
Time spent	1230	1339	1213	1306	1308	1354	1488	1488	1488	1378	1565	1565	1565	1603	1603	1603	1603	1603	1603	1603	1603
Age	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71
Age <sup>2</sup>	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070	1070
Age <sup>3</sup>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Secondary	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Tertiary	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Postgraduate	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Partnership	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Married	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Childcare	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Healthcare	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Education	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Public	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Private	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Unemployed	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Other	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Constant	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Observations	1488	1125	1003	1005	1198	2648	2793	892	1198	1227	3849	1554	469	3220	1582	1306	900	1648	1458	2237	998
Mean	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71	32.71
SD	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20	4.20
Model Chi	3161.1	3161.2	3161.3	3161.4	3161.5	3161.6	3161.7	3161.8	3161.9	3162.0	3162.1	3162.2	3162.3	3162.4	3162.5	3162.6	3162.7	3162.8	3162.9	3163.0	3163.1
Wald Chi	16.23	16.24	16.25	16.26	16.27	16.28	16.29	16.30	16.31	16.32	16.33	16.34	16.35	16.36	16.37	16.38	16.39	16.40	16.41	16.42	16.43
Prob > Chi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

\*\*\* p &lt; 0.01.

\*\* p &lt; 0.05.

\* p &lt; 0.10.

ns = non significant.

Standard errors in parentheses.

# LES EFFETS DE LA PARENTE SUR L'EMPLOI

## TABLEAU 2. MODÈLE D'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES – SALAIRE POTENTIEL

	AT	BE	CY	CZ	DE	DK	EE	ES	FI	FR	GR	HU	IE	IT	LU	LV	NL	NO	PL	PT	SE	SK	SL	UK
<b>Temps partiel</b>																								
<b>Statut marital</b>	1.818 (0.827)**	0.083 (0.269)	0.376 (0.251)	1.308 (0.308)**	5.288 (1.166)**	1.525 (0.859)*	1.089 (0.542)	2.436 (0.721)**	1.205 (0.277)	1.578 (0.283)**	1.070 (0.225)	1.890 (0.950)	3.004 (1.407)**	3.004 (0.425)**	3.156 (1.208)**	1.830 (1.060)	1.875 (0.248)**	1.307 (0.827)**	1.000 (0.433)	0.556 (0.319)	1.043 (0.504)	-	1.963 (0.361)	1.438 (0.333)
<b>Enfant 0-2 ans</b>	9.082 (4.278)**	1.916 (0.200)	4.502 (0.789)	5.668 (3.308)**	5.666 (2.015)**	0.914 (0.314)	4.818 (3.829)**	1.666 (0.170)**	1.171 (0.480)	2.045 (0.389)**	0.642 (0.239)	0.341 (0.266)	1.204 (0.380)	1.386 (0.243)**	1.240 (0.475)	1.661 (1.224)	4.762 (0.747)**	1.121 (0.226)	1.369 (0.348)	0.633 (0.408)	0.800 (0.239)	0.295 (0.311)	2.284 (1.004)*	4.856 (1.133)**
<b>Enfant 3-5 ans</b>	6.772 (1.762)**	1.390 (0.377)	1.360 (0.632)	8.971 (4.906)**	5.807 (1.285)**	1.050 (0.298)	1.663 (0.953)	2.212 (0.441)**	1.618 (0.447)**	1.618 (0.321)**	1.372 (0.501)	1.438 (0.700)	1.643 (0.658)**	1.937 (0.368)**	1.797 (0.750)	0.609 (0.370)	7.578 (1.500)**	1.725 (0.313)**	1.527 (0.313)**	1.140 (0.555)	1.412 (0.403)	3.066 (1.430)**	2.188 (0.997)*	6.400 (2.128)**
<b>Enfant 6-14 ans</b>	3.868 (0.823)**	1.318 (0.222)	3.200 (0.688)**	4.341 (0.864)**	1.360 (0.521)**	1.462 (0.271)	1.692 (0.684)	1.946 (0.259)	0.901 (0.217)	1.837 (0.301)**	0.877 (0.253)	0.820 (0.394)	1.431 (0.522)**	2.336 (0.278)**	3.336 (0.729)**	0.881 (0.434)	6.143 (0.654)	1.732 (0.259)**	1.355 (0.210)**	1.646 (0.407)	1.145 (0.254)	0.885 (0.850)**	0.551 (0.369)	3.767 (0.834)**
<b>Salaire potentiel</b>	0.708 (0.103)**	0.222 (0.104)**	0.847 (0.368)	1.512 (0.652)	0.512 (0.115)**	0.795 (0.598)	0.427 (0.646)	1.191 (0.131)**	1.540 (0.351)	1.540 (0.512)	1.548 (0.686)	1.004 (0.634)	0.398 (0.184)**	1.167 (0.403)	0.836 (0.401)	0.288 (0.227)	0.406 (0.133)**	0.640 (0.185)**	7.278 (1.376)**	0.665 (0.434)	0.521 (0.418)	0.546 (0.431)	0.792 (0.376)	0.222 (0.145)**
<b>Salaire parentale</b>	1.135 (0.149)	0.910 (0.197)	1.454 (0.364)	2.069 (0.413)	2.069 (0.261)**	1.345 (0.271)	1.157 (0.378)	1.075 (0.222)	1.102 (0.198)	1.247 (0.189)	1.332 (0.423)	1.572 (0.218)	0.317 (0.177)	1.182 (0.183)	1.814 (0.477)**	1.428 (0.646)	1.584 (0.213)**	1.039 (0.115)	1.112 (0.109)	0.652 (0.311)	0.574 (0.117)	0.788 (0.254)	0.961 (0.269)	1.082 (0.050)**
<b>Capacité fin mois</b>	0.932 (0.103)	1.097 (0.245)	0.917 (0.268)	2.126 (0.989)	2.080 (0.298)**	1.639 (0.433)	0.746 (0.353)	1.433 (0.400)**	1.444 (0.280)	1.991 (0.196)**	0.951 (0.289)	1.528 (0.715)	1.932 (0.400)**	1.075 (0.148)	1.739 (0.687)	1.796 (1.057)	1.516 (0.220)**	1.631 (0.161)	1.542 (0.245)**	1.278 (0.627)	1.435 (0.301)*	0.783 (0.257)	1.728 (0.624)	1.052 (0.218)**
<b>Statut propriétaire</b>	2.029 (0.371)**	2.228 (0.650)**	0.547 (0.168)**	0.739 (0.295)	1.642 (0.257)**	0.906 (0.254)	0.781 (0.603)	0.961 (0.209)	1.062 (0.172)	1.062 (0.196)	0.850 (0.686)	0.335 (0.151)**	1.219 (0.466)	0.893 (0.138)	1.470 (0.464)	0.314 (0.151)**	1.484 (0.175)	1.828 (0.282)	0.741 (0.282)	0.741 (0.282)	1.025 (0.200)	0.972 (0.418)	0.724 (0.462)	0.198 (0.381)
<b>Urbanité</b>	0.795 (0.133)	0.618 (0.148)**	0.822 (0.240)	1.204 (0.448)	1.534 (0.229)**	0.712 (0.132)	1.345 (0.543)	0.881 (0.168)	1.088 (0.217)	0.675 (0.138)**	1.084 (0.262)	0.745 (0.319)	1.589 (0.412)	0.910 (0.137)	1.354 (0.451)	1.186 (0.458)	0.656 (0.089)**	0.627 (0.089)**	0.717 (0.120)**	0.587 (0.246)	0.718 (0.120)**	0.853 (0.230)	-	0.853 (0.381)
<b>Inerté</b>	3.623 (1.080)**	1.830 (0.471)**	2.059 (1.311)	4.309 (0.847)**	1.128 (0.811)**	1.328 (0.192)	0.966 (0.221)	3.223 (0.631)**	0.931 (0.138)	1.545 (0.224)**	2.035 (1.038)	1.142 (0.276)	4.480 (1.579)**	1.799 (0.348)**	5.007 (1.789)**	0.799 (0.241)	2.742 (0.421)**	1.417 (0.209)**	0.840 (0.207)	0.922 (0.303)	1.064 (0.159)	-	0.923 (0.139)	1.874 (0.479)**
<b>Enfant 0-2 ans</b>	73.002 (32.369)**	0.783 (0.203)	1.417 (0.353)	26.782 (6.617)**	30.160 (10.123)**	2.285 (0.471)**	30.014 (11.417)**	1.656 (0.258)**	11.126 (2.000)**	3.852 (0.653)**	0.897 (0.225)	0.178 (0.027)**	2.757 (0.899)**	1.326 (0.193)**	1.198 (0.381)	33.837 (13.646)**	5.697 (0.975)**	1.019 (0.187)	3.513 (0.504)**	0.707 (0.204)	1.381 (0.293)	3.027 (0.652)**	1.122 (0.254)	9.744 (2.871)**
<b>Enfant 3-5 ans</b>	0.993 (2.535)**	1.295 (0.401)	1.420 (0.328)	9.067 (2.665)**	9.846 (2.139)**	1.016 (0.215)	3.074 (0.931)**	1.628 (0.254)**	1.802 (0.328)**	2.280 (0.393)**	1.014 (0.252)	1.386 (0.396)	3.857 (1.044)**	1.710 (0.254)**	2.087 (0.729)**	1.971 (0.707)**	1.033 (0.235)**	1.013 (0.205)**	1.597 (0.209)**	0.937 (0.234)	1.631 (0.325)	2.419 (0.558)**	0.842 (0.160)	16.860 (4.812)**
<b>Enfant 6-14 ans</b>	2.745 (0.508)**	0.870 (0.197)	1.165 (0.217)	1.113 (0.302)	4.662 (0.646)**	0.810 (0.156)	1.228 (0.180)**	1.420 (0.180)**	0.878 (0.182)	1.140 (0.189)	0.802 (0.159)	1.224 (0.239)	2.792 (0.729)**	1.746 (0.202)**	2.184 (0.657)**	1.811 (1.421)**	8.840 (1.421)**	1.142 (0.184)	1.088 (0.110)	0.851 (0.182)	1.192 (0.232)	0.938 (0.115)	2.855 (0.853)**	2.003 (0.195)
<b>Salaire potentiel</b>	0.230 (0.031)**	0.085 (0.047)**	0.188 (0.089)**	0.144 (0.089)**	0.933 (0.050)**	0.130 (0.059)**	0.240 (0.095)**	0.096 (0.035)**	0.180 (0.051)**	0.228 (0.074)**	0.197 (0.059)**	0.147 (0.058)**	0.134 (0.034)**	0.084 (0.034)**	0.433 (0.191)**	0.125 (0.063)**	0.842 (0.303)**	0.077 (0.029)**	0.297 (0.030)**	0.185 (0.056)**	0.294 (0.107)**	0.332 (0.111)**	0.107 (0.028)**	0.085 (0.050)**
<b>Salaire parentale</b>	1.244 (0.160)	1.555 (0.495)**	1.576 (0.237)**	0.891 (0.213)	2.664 (0.400)**	0.984 (0.164)	1.168 (0.198)	0.857 (0.242)**	1.376 (0.199)**	1.794 (0.422)**	1.194 (0.627)**	0.823 (0.113)	0.933 (0.167)	1.319 (0.180)**	4.141 (1.171)**	0.879 (0.161)	2.099 (0.338)**	0.900 (0.108)	1.061 (0.066)	1.192 (0.241)	0.893 (0.109)	0.822 (0.117)	0.992 (0.054)	1.093 (0.051)*
<b>Capacité fin mois</b>	1.555 (0.127)**	2.305 (0.498)**	1.437 (0.250)**	1.469 (0.341)**	2.470 (0.717)**	1.528 (0.311)**	2.127 (0.495)**	2.209 (0.248)**	1.978 (0.260)**	1.978 (0.450)**	2.111 (0.276)	1.209 (0.276)	3.011 (0.637)**	1.841 (0.227)**	3.381 (1.168)**	1.198 (0.396)	1.882 (0.326)**	1.400 (0.240)**	1.917 (0.313)**	1.999 (0.251)**	1.568 (0.305)**	1.189 (0.191)**	1.931 (0.300)**	1.429 (0.297)**
<b>Statut propriétaire</b>	1.286 (0.231)	0.745 (0.194)	0.652 (0.132)**	0.786 (0.192)	1.103 (0.183)	0.627 (0.129)**	1.662 (0.825)	0.995 (0.148)	0.784 (0.135)	0.860 (0.137)	1.233 (0.228)	0.910 (0.244)	0.142 (0.022)	0.654 (0.073)**	1.320 (0.387)	0.742 (0.210)	0.732 (0.133)	0.815 (0.178)	1.055 (0.093)	0.767 (0.154)	0.841 (0.112)**	0.910 (0.163)	0.939 (0.088)	0.366 (0.093)**
<b>Urbanité</b>	0.578 (0.116)**	0.543 (0.213)	0.803 (0.131)	0.885 (0.188)	0.803 (0.258)**	0.903 (0.140)	0.863 (0.190)	0.751 (0.088)**	0.910 (0.125)	0.916 (0.151)	0.732 (0.122)*	0.794 (0.138)	1.020 (0.139)**	1.020 (0.138)	0.834 (0.245)	0.836 (0.217)	0.836 (0.151)**	0.834 (0.151)**	0.948 (0.151)**	0.948 (0.151)**	0.948 (0.151)**	0.839 (0.133)	-	0.673 (0.310)

Standard errors robustes entre parenthèses  
*Coefficients: Relative Risk Ratio (RR). Par exemple, en France, avoir un enfant âgé entre 0 et 2 ans augmente de près de 4 fois la probabilité d'être inactif par rapport à celle de travailler à temps plein pour une personne n'ayant pas d'enfant âgé de moins de 15 ans.*  
 \*\* significatif à 10% ; \*\*\* significatif à 5% ; \* significatif à 1%  
 Source : Propres estimations EU-SILC (2005).

TABLEAU 3. NOMBRE D'HEURES DE TRAVAIL DES HOMMES

	AT	BE	CY	CZ	DE	DK	EE	ES	FI	FR	GR	HU
<b>Age</b>	0.224 (0.460)	0.696 (0.519)	1.062 (0.507)**	-0.647 (0.583)	0.306 (0.406)	-0.205 (0.356)	0.584 (0.381)	-0.156 (0.352)	0.561 (0.391)	-0.220 (0.414)	0.300 (0.472)	-0.280 (0.592)
<b>Age carré</b>	-0.002 (0.006)	-0.008 (0.007)	-0.011 (0.007)	0.009 (0.008)	-0.004 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.009 (0.005)*	0.001 (0.005)	-0.008 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.003 (0.006)	0.004 (0.008)
<b>Pays naissance E-U</b>	0.436 (1.015)	-0.625 (0.846)	-2.600 (1.294)**	-1.950 (1.765)	-	-1.475 (0.904)	-	0.946 (1.567)	1.105 (2.163)	0.424 (1.095)	1.557 (1.930)	-3.829 (1.954)*
<b>Pays naissance Non-E-U</b>	-0.611 (0.763)	-2.144 (1.693)	-1.978 (0.987)**	-1.037 (3.675)	-0.882 (0.872)	-1.662 (1.503)	0.493 (0.753)	1.142 (0.835)	-0.738 (1.578)	-1.078 (0.857)	0.492 (0.763)	0.797 (1.426)
<b>Educ. moyenne</b>	1.958 (0.890)**	-0.228 (0.695)	2.194 (0.792)**	0.597 (1.186)	-0.479 (0.943)	0.798 (0.639)	-0.160 (0.934)	-0.097 (0.649)	-0.273 (0.784)	-0.165 (0.784)	1.193 (0.531)**	0.716 (0.976)
<b>Educ. supérieure</b>	1.714 (0.930)**	1.921 (0.900)**	3.296 (0.983)**	2.517 (1.513)*	0.952 (1.017)	0.452 (0.782)	0.409 (1.031)	-0.732 (0.470)	-0.914 (0.782)	0.632 (0.976)	1.813 (0.783)**	2.534 (1.356)*
<b>Enfant 0-2 ans</b>	0.642 (0.852)	0.610 (0.884)	0.388 (0.914)	-0.851 (1.130)	-0.900 (0.842)	0.775 (0.543)	-0.313 (0.818)	0.071 (0.514)	0.276 (0.600)	0.641 (0.635)	0.137 (0.745)	1.605 (3.358)
<b>Enfant 3-5 ans</b>	1.045 (0.783)	0.495 (0.876)	1.524 (0.808)**	0.652 (1.083)	-0.149 (0.539)	0.663 (0.633)	-0.954 (0.694)	1.240 (0.544)**	0.312 (0.542)	1.429 (0.699)**	-0.675 (0.794)	-0.253 (1.020)
<b>Enfant 6-14 ans</b>	0.276 (0.563)	0.279 (0.876)	2.363 (0.808)**	0.759 (0.715)	-0.691 (0.463)	0.740 (0.495)	-0.246 (0.580)	0.533 (0.442)	-0.028 (0.430)	1.350 (0.566)**	-0.997 (0.593)*	-0.565 (0.718)
<b>Occ. Exécutif, législatifs, cadres</b>	5.006 (1.315)**	5.834 (1.311)**	15.949 (2.783)**	4.230 (1.757)**	4.733 (0.735)**	4.251 (1.192)**	-0.012 (1.105)	7.629 (1.162)**	6.888 (1.353)**	12.200 (1.030)**	5.017 (2.055)**	4.453 (1.561)**
<b>Occ. Intellectuelles &amp; scientifiques</b>	0.880 (1.118)	0.230 (0.933)	1.687 (1.434)	0.075 (1.714)	1.060 (0.566)*	0.424 (1.069)	-2.750 (1.228)**	1.996 (0.786)**	3.205 (1.277)**	6.203 (0.853)**	-4.697 (1.213)**	0.979 (1.538)
<b>Occ. Intermédiaires</b>	0.429 (0.665)	0.331 (0.858)	2.266 (1.298)**	-0.371 (1.344)	0.097 (0.559)	0.119 (1.061)	-0.528 (1.401)	2.195 (0.734)**	3.619 (1.330)**	3.064 (0.571)**	0.373 (0.932)	0.855 (1.312)
<b>Occ. Services</b>	0.787 (0.947)	2.014 (1.317)	5.289 (1.326)**	1.169 (1.675)	-0.630 (1.672)**	6.411 (1.672)**	0.139 (1.793)	-0.592 (0.233)	7.557 (1.195)**	9.628 (2.198)**	4.392 (2.007)**	2.344 (0.983)
<b>Occ. Agriculture</b>	5.242 (2.420)**	10.585 (2.903)**	7.296 (2.515)**	-0.630 (3.732)	6.411 (1.672)**	0.139 (1.793)	0.165 (0.233)	-0.592 (1.110)	7.557 (1.195)**	9.628 (2.198)**	4.392 (2.007)**	2.344 (0.983)
<b>Occ. Artisans &amp; ouvriers</b>	0.124 (0.626)	0.124 (0.777)	0.125 (1.247)	-1.331 (1.335)	-0.333 (0.579)	-1.610 (0.579)	-0.026 (1.061)	0.790 (0.576)	2.411 (1.112)**	3.538 (0.585)**	1.090 (0.722)	1.594 (1.215)
<b>Occ. Conducteurs</b>	0.678 (0.779)	1.592 (1.118)	3.609 (1.645)**	0.744 (1.483)	1.356 (0.695)*	1.288 (1.150)	1.725 (1.104)	2.364 (0.671)**	4.684 (1.183)**	2.892 (0.573)**	2.676 (0.844)**	3.078 (1.284)**
<b>Occ. Non qualifiés</b>	-0.591 (1.100)	-0.092 (1.272)	-1.650 (1.397)	-3.962 (1.703)**	-0.983 (1.929)	-3.309 (3.279)	-0.778 (1.481)	1.525 (1.904)	-1.576 (0.759)	0.012 (1.338)**	-0.134 (1.134)	-2.064 (1.243)*
<b>Occ. Armée</b>	0.314 (0.843)	-	10.914 (1.997)**	-0.983 (1.929)	3.163 (3.279)	-0.232 (0.950)**	1.351 (0.857)**	-1.008 (0.759)	2.898 (1.338)**	8.810 (1.563)**	1.434 (1.220)	-0.050 (1.283)
<b>Indépendant</b>	10.637 (1.246)**	14.745 (1.343)**	7.210 (0.981)**	9.135 (0.900)**	5.324 (0.950)**	6.193 (0.857)**	-0.623 (1.295)	-	7.174 (0.856)**	9.295 (1.213)**	-	5.374 (1.034)**
<b>Salaire</b>	-2.041 (0.290)**	-3.054 (1.065)**	-10.850 (0.974)**	-2.323 (0.797)**	-1.743 (0.419)**	-0.684 (0.689)	-1.209 (0.492)**	-0.987 (0.580)**	-2.707 (0.471)**	-3.177 (0.620)**	-4.038 (1.002)**	-2.833 (0.702)**
<b>Nb heures partenaire</b>	0.019 (0.016)	0.013 (0.021)	0.002 (0.016)	-0.015 (0.023)	-0.051 (0.012)**	-0.001 (0.014)	-0.008 (0.015)	-0.014 (0.010)	0.028 (0.012)**	0.019 (0.017)	0.002 (0.011)	0.021 (0.020)
<b>Capacité fin mois</b>	-0.387 (0.489)	-0.601 (0.678)	-1.786 (0.730)**	-0.266 (0.625)	-0.876 (0.353)*	-0.993 (0.532)*	-0.948 (0.557)*	-0.593 (0.350)*	-1.396 (0.480)**	-2.051 (0.469)**	-0.440 (0.734)	-1.091 (0.681)
<b>Statut propriétaire</b>	0.066 (0.528)	0.117 (0.775)	-0.643 (0.803)	0.090 (0.676)	0.381 (0.349)	0.373 (0.553)	0.319 (0.887)	1.332 (0.529)**	1.469 (0.507)**	-0.535 (0.485)	-0.773 (0.588)	-0.760 (0.966)
<b>Urbain</b>	-0.460 (0.462)	0.315 (0.961)	-0.665 (0.700)	-0.338 (0.549)	0.083 (0.391)	-0.598 (0.414)	0.396 (0.498)	-0.105 (0.373)	-0.188 (0.349)	-0.029 (0.611)	0.277 (0.505)	1.742 (0.609)**
<b>Observations</b>	1469	1188	1307	1079	2665	1880	1083	2817	2879	2323	895	1140
<b>R-squared</b>	0.30	0.39	0.31	0.22	0.14	0.14	0.09	0.14	0.25	0.28	0.22	0.14

Standard errors robustes entre parenthèses

\* significatif à 10%;

\*\* significatif à 5%;

\*\*\* significatif à 1%.

Source : Propres estimations EU-SILC (2005).

LES EFFETS DE LA PARENTE SUR L'EMPLOI

TABLEAU 3. NOMBRE D'HEURES DE TRAVAIL DES HOMMES (SUITE)

	IE	IT	LU	LV	NL	NO	PL	PT	SE	SI	SK	UK
Age	1.143 (0.638)*	0.441 (0.328)	0.062 (0.428)	0.531 (0.732)	0.195 (0.303)	0.017 (0.384)	0.029 (0.305)	-0.606 (0.476)	0.422 (0.346)	0.693 (0.236)***	0.558 (0.416)	-1.200 (0.699)*
Age carré	-0.015 (0.008)*	-0.006 (0.004)	0.001 (0.006)	-0.008 (0.010)	-0.003 (0.004)	0.000 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.009 (0.006)	-0.005 (0.005)	-0.009 (0.003)***	-0.008 (0.005)	0.016 (0.009)*
Pays naissance E-U	1.788 (1.256)	0.912 (1.081)	0.033 (0.632)	-	2.626 (2.370)	-0.180 (0.974)	-0.746 (0.779)	-0.010 (1.908)	-0.494 (0.658)	-	1.731 (1.873)	4.128 (3.513)
Pays naissance Non-E-U	1.842 (1.731)	0.471 (0.575)	-2.445 (1.325)**	-0.086 (1.222)	-1.050 (0.760)	-1.230 (1.005)	5.178 (1.764)***	0.267 (1.740)	0.447 (0.869)	0.201 (0.426)	1.779 (1.708)	-0.199 (1.238)
Educ. moyenne	0.154 (0.895)	-0.033 (0.330)	1.620 (0.734)**	1.556 (1.317)	0.079 (0.440)	0.874 (0.898)	0.320 (0.738)	1.677 (0.975)**	1.215 (0.662)*	0.188 (0.388)	-0.065 (1.526)	-1.333 (1.532)
Educ. supérieure	1.648 (0.919)	-0.322 (0.470)	1.593 (0.903)*	0.936 (1.631)	-0.623 (0.464)	1.309 (0.920)	-1.105 (0.954)	1.017 (1.374)	0.708 (0.760)	0.833 (0.608)	0.100 (1.733)	-1.473 (1.645)
Enfant 0-2 ans	-0.940 (1.064)	0.061 (0.429)	1.960 (0.789)**	-1.871 (1.664)	-0.272 (0.446)	0.277 (0.541)	0.631 (0.540)	1.428 (0.799)*	-0.827 (0.471)*	0.919 (0.485)*	0.165 (0.784)	-0.363 (0.645)
Enfant 3-5 ans	-0.261 (0.968)	-0.382 (0.428)	1.078 (0.856)	0.491 (1.382)	-0.459 (0.511)	0.075 (0.511)	0.745 (0.527)	2.080 (0.866)**	-0.846 (0.610)	0.277 (0.410)	0.151 (0.753)	0.336 (1.384)
Enfant 6-14 ans	-0.327 (0.864)	0.041 (0.384)	1.179 (0.800)	-0.776 (0.981)	0.168 (0.447)	0.205 (0.479)	0.589 (0.432)	1.356 (0.723)*	-1.638 (0.463)***	0.369 (0.313)	0.237 (0.577)	1.482 (1.090)
Occ. Exécutif, législatifs, cadres	6.159 (1.169)***	6.661 (1.198)***	6.895 (1.615)***	2.486 (2.209)	2.770 (0.540)***	6.575 (0.969)**	4.625 (0.935)***	5.941 (2.092)***	4.736 (1.142)***	0.902 (0.908)	5.701 (1.119)***	11.138 (1.503)***
Occ. Intellectuelles et scientifiques	2.110 (1.330)	0.352 (1.014)	2.314 (1.233)*	-0.366 (2.425)	-0.413 (0.468)	2.652 (0.946)***	-1.046 (0.890)	0.761 (1.817)	1.527 (0.852)*	0.431 (0.840)	2.499 (1.015)**	8.579 (1.786)***
Occ. Intermédiaires	2.458 (1.112)**	1.502 (0.481)***	1.180 (0.948)	0.751 (2.384)	-0.484 (0.436)	1.923 (0.851)**	0.016 (0.661)	0.717 (1.068)	1.318 (0.799)*	0.144 (0.722)	2.686 (0.805)***	3.072 (1.430)**
Occ. Services	4.139 (1.276)***	0.446 (0.578)	2.374 (1.764)	2.885 (2.527)	-0.307 (0.645)	0.398 (1.088)	-0.095 (0.832)	4.804 (2.032)**	-0.981 (1.338)	-0.195 (0.742)	3.483 (0.960)***	0.274 (1.994)
Occ. Agriculture	-1.604 (2.580)	0.102 (2.767)	13.787 (3.147)***	3.428 (3.137)	-0.087 (0.920)	7.724 (2.104)***	3.769 (1.103)***	7.983 (2.798)***	4.569 (1.803)	1.732 (1.188)	10.071 (3.678)***	5.943 (3.442)**
Occ. Artisans et ouvriers	3.287 (1.095)***	0.521 (0.432)	0.061 (0.801)	1.198 (2.009)	-0.155 (0.460)	1.987 (0.840)**	0.734 (0.556)	0.503 (0.815)	0.280 (0.783)	-0.434 (0.678)	2.876 (0.758)**	5.147 (1.467)***
Occ. Conducteurs	3.691 (1.229)**	1.844 (0.478)***	3.616 (1.195)***	2.640 (2.079)	1.825 (0.658)**	2.133 (0.956)**	1.788 (0.624)***	1.242 (1.007)	0.591 (0.824)	-0.245 (0.703)	4.157 (0.832)**	6.970 (1.633)***
Occ. Non qualifiés	1.750 (1.479)	-0.824 (0.785)	0.808 (1.027)	-1.017 (2.312)	-0.468 (0.668)	0.264 (1.176)	-1.575 (0.882)*	0.391 (1.237)	1.125 (1.621)	-1.032 (0.845)	1.997 (0.985)**	3.342 (1.722)**
Occ. Armée	9.498 (2.332)***	0.402 (0.691)	1.078 (3.113)	11.556 (4.987)**	0.704 (0.519)	3.321 (1.639)**	1.194 (0.952)	2.396 (3.421)	1.229 (0.868)	0.235 (1.095)	-	-
Indépendant	7.948 (0.955)***	-	11.681 (2.204)***	3.671 (1.581)**	12.345 (0.826)***	3.861 (0.939)**	6.499 (0.701)***	-	8.252 (0.947)**	1.594 (0.649)**	5.376 (0.868)**	3.856 (1.291)***
Salaire	-3.740 (0.941)***	-4.806 (0.615)***	-2.169 (0.895)**	-3.502 (0.769)***	-0.943 (0.555)**	-2.314 (0.491)***	-2.650 (0.320)***	-4.391 (0.951)***	-0.889 (0.393)**	-1.951 (0.325)**	-2.964 (0.459)**	-2.303 (0.656)***
Nb heures partenaire	0.004 (0.020)	-0.014 (0.009)	0.014 (0.019)	-0.029 (0.027)	-0.032 (0.013)**	0.022 (0.016)	0.011 (0.009)	0.038 (0.017)**	0.026 (0.014)*	-0.005 (0.009)	-0.014 (0.017)	0.050 (0.030)*
Capacité fin mois	-1.174 (0.692)*	-2.428 (0.354)***	-0.742 (0.876)	-1.255 (1.108)	-0.846 (0.383)**	-0.385 (0.467)	-2.012 (0.423)***	-1.841 (0.774)**	-0.217 (0.400)	-0.343 (0.293)	-0.960 (0.545)*	-2.085 (0.830)**
Statut propriétaire	2.675 (1.019)**	-1.117 (0.336)***	-1.022 (0.998)	0.231 (1.006)	0.478 (0.442)	1.438 (0.749)*	0.233 (0.338)	0.321 (0.609)	0.380 (0.378)	-0.146 (0.443)	-0.182 (0.564)	3.851 (1.036)***
Urbain	-1.385 (0.675)**	0.595 (0.343)*	0.136 (0.647)	1.831 (0.830)**	-	0.654 (0.415)	0.051 (0.347)	1.578 (0.572)***	0.390 (0.364)	-	0.052 (0.477)	2.490 (1.488)*
Observations	1242	3832	1164	729	3084	1820	4190	939	1447	2425	1507	732
R-squared	0.24	0.10	0.37	0.10	0.35	0.14	0.20	0.16	0.21	0.07	0.12	0.20

Standard errors robustes entre parenthèses  
 \* significatif à 10%;  
 Source : Propres estimations EU-SILC (2005).

\*\*\* significatif à 1%