

# LES FEMMES SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL : ÉVIDENCE EMPIRIQUE SUR LE RÔLE DES POLITIQUES ÉCONOMIQUES ET AUTRES DÉTERMINANTS DANS LES PAYS DE L'OCDE

Florence Jaumotte

## TABLE DES MATIÈRES

Introduction .....	58
Préférences pour la participation féminine.....	60
Les politiques qui affectent la participation des femmes au marché du travail.....	63
Fiscalité de la famille .....	63
Subsides aux dépenses de garde d'enfants et prestations pour enfant .....	67
Congés parentaux .....	72
Flexibilité du temps de travail .....	73
Lois antidiscriminatoires .....	78
Autres mesures .....	80
Participation et fécondité .....	82
Caractérisation du cadre général de la participation féminine .....	82
Analyse économétrique à plusieurs variables.....	84
Simulations de l'effet des politiques sur la participation féminine.....	96
Autres considérations pour l'orientation des politiques.....	97
Emploi à temps partiel et emploi à temps complet .....	97
Améliorer l'efficacité des subsides aux dépenses de garde d'enfants et réductions d'imposition pour les seconds apporteurs de revenu .....	100
Les arbitrages de la fiscalité de la famille .....	104
Conclusions.....	105
Notes .....	108
Bibliographie .....	113
<i>Annexe I.</i> Définition et sources de données utilisées pour les variables qui caractérisent les politiques affectant l'offre de main-d'œuvre féminine .....	118
<i>Annexe II.</i> Calcul des contributions des variables explicatives à la participation féminine .....	122

---

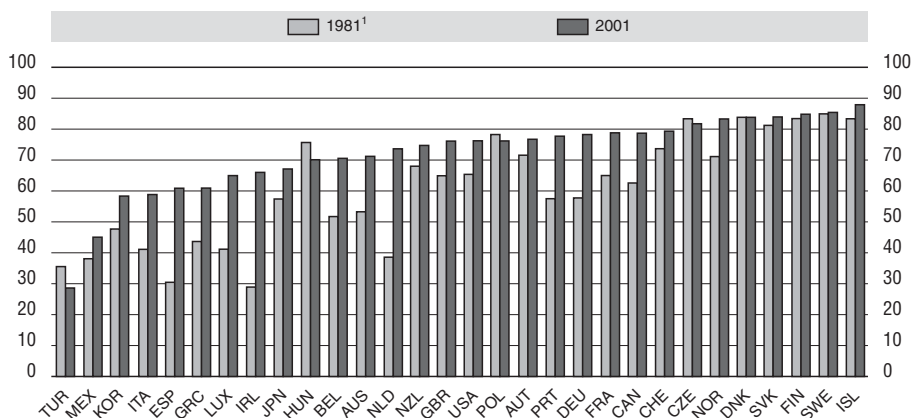
L'auteur tient à remercier Jean-Marc Burniaux, Romain Duval, Michael P. Feiner, Jørgen Elmeskov et Willi Leibfritz pour leurs commentaires utiles sur la version précédente de ce document, ainsi que Catherine Chapuis-Grabiner pour son excellent soutien statistique. Sont également remerciés Willem Adema, John Bennett, Christopher Heady et Mark Pearson pour leurs commentaires préliminaires sur ce document. Enfin, l'auteur a mis à profit les données aimablement communiquées par la direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales (Pascal Marianna), la direction des affaires financières et des entreprises (Jacques Naturkrejt et Thomas McGirr) et la direction de l'éducation (Claire Shewbridge).

---

## INTRODUCTION

Dans la plupart des pays de l'OCDE, la participation des femmes au marché du travail a fortement augmenté au cours des dernières décennies (graphique 1). Ce processus n'a pas suivi le même déroulement temporel dans tous les pays : il a démarré plus tôt dans certains (par exemple les pays nordiques et les États-Unis), et au cours des deux dernières décennies, les progressions les plus fortes ont été enregistrées dans les pays à revenu plus faible (Grèce, Irlande, Italie, Portugal et Espagne) et certains pays d'Europe du Nord (Belgique, Allemagne, Luxembourg et Pays-Bas). Néanmoins, le niveau de participation des femmes reste très variable entre les pays. En ce qui concerne les femmes d'âge très actif (25-54 ans), leur taux de participation s'échelonne entre des valeurs proches de 60 pour cent ou moins en Turquie, en Corée, au Mexique et dans les pays d'Europe du Sud (à l'exception du Portugal) et des valeurs nettement supérieures à 80 pour cent dans les pays nordiques et dans quelques pays d'Europe orientale.

Graphique 1. Participation au marché du travail des femmes d'âge très actif (25-54 ans), 1981 et 2001



1. 1983 pour la Grèce et le Luxembourg, 1986 pour la Nouvelle-Zélande, 1988 pour la Turquie, 1991 pour la Suisse, l'Islande et le Mexique, 1992 pour la Hongrie et la Pologne, 1993 pour la République tchèque, 1994 pour l'Autriche et la République slovaque.

Source : Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail.

La participation des femmes au marché du travail est le principal facteur qui sous-tend l'augmentation des taux de participation globaux et les variations entre pays des taux de participation globaux (Burniaux *et al.*, 2003).

Il est souhaitable d'avoir un taux de participation féminine élevé pour plusieurs raisons. Dans la plupart des pays, les préférences pour la participation féminine (en particulier parmi les couples ayant de jeunes enfants) sont beaucoup plus élevées que le taux de participation féminine effectif. Pour autant que la modicité du taux de participation féminine soit imputable aux dysfonctionnements du marché et aux distorsions introduites par les politiques, l'élimination de ces obstacles devrait générer un niveau de bien-être supérieur. Les analyses de ce document cherchent fondamentalement à identifier ces défaillances et distorsions. Toutefois, la question de la participation féminine est à la jonction de plusieurs autres thèmes de préoccupation liés à l'égalité des sexes, la pauvreté et le bien-être des enfants. L'égalité des sexes et la réduction de la pauvreté (notamment en cas de séparation des conjoints) sont des objectifs qui justifient de développer la participation féminine. Les questions du développement et du bien-être de l'enfant sont plus complexes. D'après les données empiriques, il semble que, dans l'ensemble, des services de garde d'enfants de grande qualité exercent un effet positif sur le développement de l'enfant, sauf pour les très jeunes enfants (moins d'un an), sur lesquels on constate fréquemment des effets négatifs (voir Kamerman *et al.*, 2003 pour un examen de la littérature sur cette question).

Plus récemment, ce sont les préoccupations liées au vieillissement démographique qui ont éveillé l'intérêt pour la participation féminine. Le vieillissement de la population va exercer une pression à la baisse sur l'offre de main-d'œuvre, préjudiciable aux niveaux de vie matériels et aux finances publiques. L'augmentation de la participation féminine pourrait apporter une solution partielle à ce problème (Burniaux *et al.*, 2003). De plus, les politiques qui aident les femmes à concilier vie professionnelle et vie de famille seraient sans doute plus acceptables politiquement que les mesures visant à maintenir plus longtemps au travail la population âgée.

Ce document évalue le rôle de différents facteurs dans la détermination des taux de participation féminine qui prévalent dans les pays de l'OCDE. L'analyse se concentre essentiellement sur les femmes mariées avec enfants, pour lesquelles la participation effective est nettement inférieure aux préférences. Plusieurs instruments d'action sont analysés : traitement fiscal du second apporteur de revenu du foyer (par rapport aux personnes célibataires), subsides aux dépenses de garde d'enfants, prestations pour enfant, congés parentaux rémunérés et incitations fiscales au partage de l'emploi rémunéré entre conjoints. D'autres déterminants, tels que le niveau d'éducation des femmes et la situation du marché du travail, sont également pris en considération. L'originalité de cette étude économétrique réside dans le large éventail de pays couverts (17 pays de l'OCDE sur la

période 1985-1999), la plupart des études existantes se concentrant sur un seul pays. Les politiques et l'expérience des pays de l'OCDE dans le domaine de la participation féminine sont très variées. Aussi offrent-elles une source d'informations précieuse sur l'efficacité relative des différentes mesures adoptées. L'analyse se fonde sur des données macroéconomiques qui permettent d'estimer l'impact global des instruments d'action plutôt que les réactions des individus aux incitations microéconomiques<sup>1</sup>. Un autre avantage des données macroéconomiques tient à ce que les coefficients estimés intègrent, dans une certaine mesure, les effets d'équilibre général (tout au moins les effets sur les femmes).

Les résultats de l'analyse empirique peuvent être récapitulés comme suit. Parmi les mesures qui stimulent la participation féminine figurent l'application d'un traitement fiscal plus neutre au second apporteur de revenu (par rapport aux personnes célibataires), les incitations fiscales encourageant le partage de l'emploi rémunéré entre conjoints, les subsides aux dépenses de garde d'enfants et les congés parentaux rémunérés. Contrairement aux subsides aux dépenses de garde d'enfants, les prestations pour enfant exercent un effet négatif sur la participation féminine en raison de l'effet revenu. Les subsides aux dépenses de garde d'enfants et les congés parentaux rémunérés encouragent plutôt la participation à temps complet que la participation à temps partiel. La possibilité d'exercer un emploi à temps partiel stimule également la participation, au moins dans les pays affichant une préférence féminine marquée pour l'emploi à temps partiel. L'éducation des femmes, le bon fonctionnement des marchés du travail (propice à un taux de chômage faible) et les attitudes culturelles (prises en compte dans les effets fixes) restent des déterminants majeurs de la participation féminine. Néanmoins, au vu des simulations effectuées, certains instruments d'action pourraient exercer un effet potentiellement significatif sur la participation féminine.

Le reste du document est organisé comme suit. Après avoir examiné les préférences pour la participation féminine dans les différents pays et son évolution au fil du temps, l'étude passe en revue les facteurs qui entravent la participation féminine et les mesures qui au contraire la stimulent. L'importance relative de ces facteurs est évaluée au moyen d'une analyse économétrique à plusieurs variables et les effets des réformes des politiques sont simulés sur la base de ces résultats. Enfin, le document expose quelques considérations relevant de l'élaboration des politiques avant de conclure.

## **PRÉFÉRENCES POUR LA PARTICIPATION FÉMININE**

En tant que cadre d'analyse de l'offre de main-d'œuvre féminine, le modèle d'allocation temporelle (Becker, 1965) reconnaît que les femmes effectuent un arbitrage non seulement entre les loisirs et le travail, mais entre les loisirs, le travail (vendu sur le marché pour acheter des biens et des services) et la production

domestique de biens et services. Ce dernier volet inclut les soins aux enfants. L'offre de force de travail (supplémentaire) sur le marché (contre salaire) se justifie économiquement si les gains (additionnels) perçus permettent d'acheter plus de biens et de services que la quantité nécessaire pour compenser la perte de production domestique (et, le cas échéant, de loisirs). La production domestique est cruciale en tant que facteur explicatif du moindre attachement des femmes au marché du travail car, traditionnellement, cette forme de production est considérée comme un substitut à la production sur le marché plus adapté aux femmes qu'aux hommes. À cet égard, l'élasticité de l'offre de main-d'œuvre par rapport aux salaires du marché est plus élevée pour les femmes, en particulier les femmes mariées (voir par exemple Triest, 1990). Le fait d'avoir des enfants augmente encore un peu l'élasticité de l'offre de main-d'œuvre féminine par rapport aux salaires du marché, car les enfants offrent une occasion supplémentaire de se livrer à des activités de production domestique. D'un autre côté, l'éducation renforce l'attachement des femmes au marché du travail en améliorant leurs perspectives de gains sur ce marché. Aussi l'augmentation tendancielle des taux de participation féminine a-t-elle souvent été associée à un déclin de la proportion de femmes mariées ou plus généralement de femmes vivant en couple, un déclin du nombre d'enfants par femme<sup>2</sup> et un relèvement du niveau d'éducation des femmes, même si le sens du lien de causalité n'est pas certain. Les autres facteurs ayant contribué à la hausse de la participation féminine (plus dans les premiers temps qu'au cours des deux dernières décennies) incluent la diffusion de nouvelles technologies domestiques, qui ont permis aux femmes de libérer du temps pour se consacrer à une activité professionnelle, et l'amélioration des conditions de travail (en termes de statut et de temps de travail).

Dans la plupart des pays, les préférences pour la participation féminine sont élevées. Une enquête menée dans les pays de l'UE en 1998 pour déterminer les préférences des couples avec jeunes enfants fait apparaître qu'un couple seulement sur dix avait une préférence pour le modèle traditionnel à soutien de famille unique masculin (sauf en Espagne, où les préférences étaient un peu plus élevées) (tableau 1). Les préférences à l'égard du degré de participation – temps complet ou temps partiel – sont en revanche variables d'un pays à l'autre (voir la section suivante). D'après une enquête internationale plus ancienne (1994) mais à couverture plus large, le modèle traditionnel à soutien de famille masculin est le modèle privilégié uniquement dans les pays d'Europe orientale (République tchèque, Hongrie et Pologne). Cette préférence est quelque peu surprenante car à l'époque communiste, la participation féminine était très élevée. De plus, elle diffère radicalement des préférences prévalant en Allemagne orientale, où le modèle à deux apporteurs de revenu est nettement privilégié (et bien davantage qu'en Allemagne occidentale)<sup>3</sup>. D'après cette enquête, c'est dans les pays scandinaves, mais aussi en Amérique du Nord, que les préférences pour la participation

**Tableau 1. Régimes d'emploi effectifs et préférés selon le mode de participation du couple (temps partiel ou temps complet), 1998**

Couples ayant un enfant de moins de 6 ans  
Pourcentages

	Mari temps complet/ femme temps complet	Mari temps complet/ femme temps partiel	Mari temps complet/ femme inactive	Autres
Finlande				
Effectif	49.3	6.4	32.8	11.5
Préféré	80.3	8.6	10.2	0.8
Suède				
Effectif	51.1	13.3	24.9	10.7
Préféré	66.8	22.2	6.6	4.4
Grèce				
Effectif	42.2	7.9	36.1	13.8
Préféré	65.6	10.6	9.4	14.4
Italie				
Effectif	34.9	11.8	43.3	10.0
Préféré	50.4	27.7	10.7	11.2
Portugal				
Effectif	74.5	4.7	18.7	2.2
Préféré	84.4	8.0	4.0	3.6
Espagne				
Effectif	25.6	6.3	56.9	11.2
Préféré	59.7	11.6	19.7	9.0
Irlande				
Effectif	30.8	18.7	37.0	13.5
Préféré	31.1	42.3	8.1	18.5
Royaume-Uni				
Effectif	24.9	31.9	32.8	10.4
Préféré	21.3	41.8	13.3	23.6
Autriche				
Effectif	19.1	28.2	48.1	4.5
Préféré	35.6	39.9	3.9	20.7
Allemagne				
Effectif	15.7	23.1	52.3	8.9
Préféré	32.0	42.9	5.7	19.4
Pays-Bas				
Effectif	4.8	54.8	33.7	6.7
Préféré	5.6	69.9	10.7	13.8
Belgique				
Effectif	46.0	19.4	27.3	7.3
Préféré	54.8	28.8	13.4	3.0
France				
Effectif	38.8	14.4	38.3	8.4
Préféré	52.4	21.9	14.1	11.7
Luxembourg				
Effectif	23.5	27.0	49.1	0.4
Préféré	27.5	29.9	12.4	30.2
Moyenne non pondérée				
Effectif	34.4	19.1	38.0	8.5
Préféré	47.7	29.0	10.2	13.2

Source : Basé sur OCDE (2001a). Calculs effectués par le Secrétariat sur la base des micodonnées de l'Enquête sur les options d'emploi de l'avenir.

féminine sont les plus élevées, et cela se traduit par des taux de participation effective relativement élevés

Des divergences importantes persistent entre le profil d'emploi effectif et le profil d'emploi préféré, ce qui montre qu'il existe une vaste marge de progression pour la participation féminine. Le tableau 1 révèle que le modèle à soutien de famille masculin est encore beaucoup plus répandu parmi les couples avec jeunes enfants que ceux-ci semblent le souhaiter. D'après l'Enquête européenne sur la population active, le pourcentage de femmes inactives qui souhaiteraient travailler est de 12 pour cent en moyenne dans les 19 pays couverts par l'enquête. Il est plus élevé parmi les femmes inactives entre 25 et 54 ans (18 pour cent), les femmes de niveau d'éducation intermédiaire ou supérieur (15 pour cent) et les femmes qui ne cherchent pas d'emploi en raison de leurs responsabilités familiales (21 pour cent). Si ces femmes étaient actives, le taux de participation des femmes âgées de 25 à 54 ans augmenterait de 4 points en moyenne. Il serait plus élevé dans les pays d'Europe orientale, en Italie, au Royaume-Uni et, dans une moindre mesure, en Autriche et au Danemark. Toutefois, ces estimations de participation intentionnelle ne seraient pas suffisantes pour permettre aux pays à faible participation de converger vers les pays à forte participation. Il est probable, en réalité, que la volonté de travailler des femmes actuellement inactives soit faussée par une multitude de facteurs, dont les plus importants seront examinés dans la section suivante. L'élimination de certains de ces obstacles pourrait induire un niveau d'activité supérieur à celui qui transparaît dans les estimations intentionnelles susmentionnées.

## **LES POLITIQUES QUI AFFECTENT LA PARTICIPATION DES FEMMES AU MARCHÉ DU TRAVAIL<sup>4</sup>**

### **Fiscalité de la famille**

La fiscalité introduit des distorsions excessives dans les décisions de participation des femmes mariées par rapport à celles des hommes et des femmes célibataires. Dans un régime d'imposition optimal, la perte d'efficacité induite par le système fiscal est réduite lorsque les taux d'imposition marginaux sont inférieurs pour les individus dont l'offre de travail est plus élastique et donc plus sensible aux taux d'imposition marginaux (Boskin et Sheshinski, 1983)<sup>5</sup>. La conclusion logique serait donc d'imposer les femmes mariées et les mères de famille moins lourdement que les hommes et les femmes célibataires, car leur offre de travail est plus élastique par rapport aux taux d'imposition marginaux. Cependant, cette mesure n'est peut-être pas réalisable car elle irait à l'encontre du principe d'impôt égal à revenu égal. Il se trouve en fait que dans la majorité des pays de l'OCDE, les femmes mariées sont imposées plus lourdement que les hommes et les femmes célibataires, ce qui laisse la possibilité d'introduire davantage de

neutralité. Le taux d'imposition « marginal » qui détermine la décision d'une femme mariée de participer ou non au marché du travail est le taux d'imposition moyen appliqué aux gains du second apporteur de revenu, défini comme la proportion de ces gains qui sert à financer le surcroît d'impôt dû par le ménage. Le tableau 2 compare les taux d'imposition appliqués aux seconds apporteurs de revenu et aux personnes célibataires pour des niveaux de gains équivalant à 67 pour cent et 100 pour cent des gains de l'ouvrier moyen de la production (OMP)<sup>6</sup>. Les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires sont imposés au même niveau dans quelques pays seulement (Finlande, Grèce, Hongrie, Corée, Luxembourg, Mexique, Suède et Turquie). À l'autre extrémité, les seconds apporteurs de revenu sont soumis à une pression fiscale très élevée en République tchèque, en Islande et en Irlande. Dans quelques pays, la différence est plus importante pour les personnes à faible revenu. Il est amplement démontré que des taux d'imposition marginaux élevés réduisent l'offre de main-d'œuvre<sup>7</sup> ; or, comme l'offre de main-d'œuvre est plus élastique pour les femmes que pour les hommes, l'impact sur la participation des femmes au marché du travail pourrait être significatif.

À partir du début des années 70, la politique fiscale des pays de l'OCDE a privilégié non plus l'égalité de traitement entre familles mais l'égalité de traitement entre individus, introduisant davantage de neutralité au niveau des incitations individuelles au travail, en particulier pour les femmes mariées. Alors qu'au début des années 70 la plupart des pays de l'OCDE appliquaient le principe de l'imposition conjointe des couples, presque tous les pays pratiquent maintenant l'imposition séparée ou offrent au moins aux couples la possibilité de payer leurs impôts séparément (OCDE, 2001a). Cependant, le taux d'imposition appliqué aux seconds apporteurs de revenu reste beaucoup plus élevé que celui appliqué aux personnes célibataires, même dans les pays à régime d'imposition séparé. Cela s'explique en grande partie par la perte de l'allocation pour conjoint à charge, qui est toujours en vigueur dans la plupart des pays. D'un autre côté, plusieurs pays ont introduit diverses mesures fiscales basées sur la famille. Smith *et al.* (2003) montrent qu'en Grande-Bretagne, au Danemark, en Irlande et en Allemagne orientale et occidentale, le régime fiscal – imposition conjointe, séparée ou quotient familial – ainsi que le niveau et la progressivité des taux d'imposition ont des effets importants sur l'offre de main-d'œuvre des femmes mariées. Au cours des deux dernières décennies, les taux d'imposition relatifs des seconds apporteurs de revenu ont décliné dans les pays nordiques continentaux et aux États-Unis mais ont beaucoup augmenté dans quelques autres pays (graphique 2).

Il est à noter que le taux d'imposition moyen du ménage (par opposition au taux d'imposition du second apporteur de revenu) exerce un effet revenu sur la participation du second apporteur. Ainsi, lorsque le taux d'imposition moyen du ménage est faible, la participation du second apporteur de revenu est également plus faible (voir par exemple Smith *et al.*, 2003).



Tableau 2. Comparaison des taux d'imposition entre seconds apporteurs de revenu et personnes célibataires, 2000-2001<sup>1</sup>

	Femmes percevant 67 % de l'OMP, 2001			Femmes percevant 100 % de l'OMP, 2000			Type d'imposition, 1999 <sup>2</sup>
	Second apporteur	Célibataire	Ratio second apporteur/célibataire	Second apporteur	Célibataire	Ratio second apporteur/célibataire	
Australie	27	19	1.4	32	23	1.4	Séparée
Autriche	25	22	1.1	29	28	1.1	Séparée
Belgique	51	34	1.5	53	42	1.3	Séparée
Canada	32	21	1.5	36	27	1.4	Séparée
République tchèque	40	21	1.9	39	23	1.7	Séparée
Danemark	50	41	1.2	51	44	1.2	Séparée
Finlande	26	26	1.0	34	34	1.0	Séparée
France	26	21	1.2	26	27	1.0	Conjointe
Allemagne	50	34	1.5	53	42	1.3	Conjointe
Grèce	16	16	1.0	18	18	1.0	Séparée
Hongrie	29	29	1.0	..	..	..	Séparée
Islande	42	15	2.8	42	21	2.0	Séparée
Irlande	24	10	2.3	31	20	1.5	Optionnelle/ conjointe
Italie	38	24	1.6	39	29	1.4	Séparée
Japon	18	15	1.2	18	16	1.1	Séparée
Corée	8	8	1.1	10	9	1.0	Séparée
Luxembourg	20	19	1.0	28	27	1.1	Conjointe
Mexique	-4	-4	1.0	3	3	1.0	Séparée
Pays-Bas	33	27	1.2	41	36	1.1	Séparée
Nouvelle-Zélande	23	19	1.2	23	19	1.2	Séparée
Norvège	30	26	1.2	32	29	1.1	Optionnelle
Pologne	39	30	1.3	37	31	1.2	Optionnelle
Portugal	17	13	1.3	20	18	1.1	Conjointe
République slovaque	27	18	1.5	35	20	1.7	n.d.
Espagne	21	13	1.6	23	18	1.3	Séparée (conjointe)
Suède	30	30	1.0	28	33	0.9	Séparée
Suisse	24	19	1.3	26	21	1.2	Conjointe
Turquie	29	29	1.0	29	29	1.0	Séparée/ conjointe
Royaume-Uni	24	19	1.3	26	24	1.1	Séparée
États-Unis	29	22	1.3	30	26	1.2	Optionnelle/ conjointe
Moyenne non pondérée	28	21	1.4	31	25	1.2	

1. Le taux d'imposition « marginal » qui détermine la décision d'une femme mariée de participer ou non au marché du travail est le taux d'imposition moyen appliqué aux gains du second apporteur de revenu, défini comme la proportion de ces gains qui sert à financer le surcroît d'impôt dû par le ménage. Par hypothèse, le mari perçoit 100 % des gains de l'OMP et le couple a deux enfants. Ce taux d'imposition est comparé au taux d'imposition moyen pour une

Tableau 2. Comparaison des taux d'imposition entre seconds apporteurs de revenu et personnes célibataires, 2000-2001<sup>1</sup> (suite)

personne célibataire percevant les mêmes gains bruts que le second apporteur. Les taux d'imposition incluent les cotisations de sécurité sociale des salariés et sont calculés nets de prestations universelles en espèces. Cependant, elles excluent les cotisations de sécurité sociale des employeurs, les impôts indirects et les prestations soumises à conditions de ressources (sauf quelques prestations pour enfant variant avec le revenu). Voir l'annexe I pour les détails.

- Ces informations sont tirées de OCDE (2001a). Selon O'Donoghue et Sutherland (1999), bien que les systèmes de la Grèce, l'Italie, l'Autriche et les Pays-Bas s'apparentent à des régimes d'imposition séparée, ces pays sont dotés d'un nombre important de mesures fiscales basées sur la famille. Il faut également savoir que plusieurs pays à régime d'imposition séparé accordent un petit avantage fiscal supplémentaire au titre des épouses ne travaillant pas ou travaillant très peu.

*France* : système à base de « quotient », qui inclut les gains perçus au titre des enfants.

*Allemagne* : bien que les conjoints aient la possibilité de déclarer leurs revenus séparément, d'après Dingeldey (1998), il n'y a jamais d'avantage financier à le faire.

*Norvège* : individuelle dans la plupart des cas, mais il arrive que l'imposition conjointe du couple soit plus avantageuse (lorsque le conjoint ne perçoit pas de revenu ou perçoit un revenu faible).

*Pologne* : système de « fractionnement », de sorte que l'imposition conjointe est normalement plus avantageuse.

*Espagne* : d'après Dingeldey (1998), bien que les couples aient la possibilité de choisir l'imposition conjointe, cela n'est avantageux que pour les couples percevant un revenu primaire très bas et un revenu secondaire minime.

*Turquie* : évaluation indépendante, sauf si l'un des conjoints perçoit moins de 2.25 milliards TL, auquel cas l'imposition est conjointe.

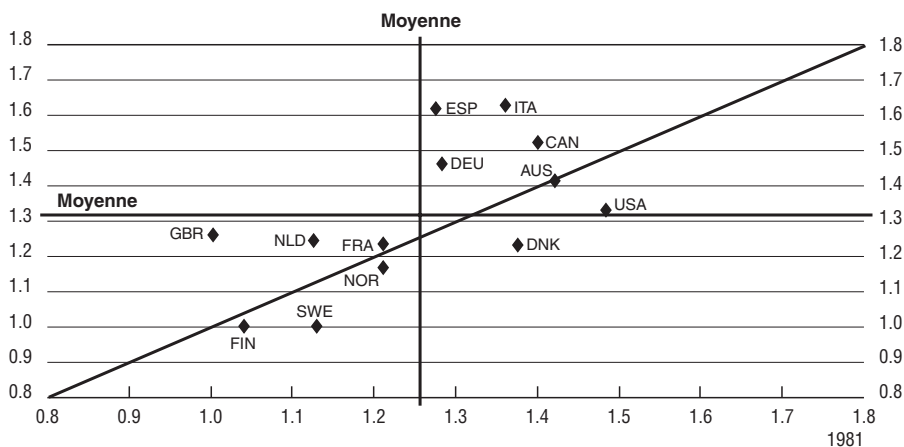
*Royaume-Uni* : l'allègement fiscal pour les couples mariés a été supprimé en 2000.

*États-Unis* : il est généralement avantageux pour les couples mariés d'opter pour une déclaration conjointe.

Source : Base de données de l'OCDE « Les impôts sur les salaires » ; Modèles fiscaux de l'OCDE ; OCDE (2001a).

Graphique 2. Évolution du taux d'imposition relatif des seconds apporteurs de revenu et des personnes célibataires, 1981-2001

Ratio des taux d'imposition moyens pour des gains équivalant à 67 pour cent des gains de l'OMP<sup>1</sup>



1. Voir les notes du tableau 2.

Source : Base de données de l'OCDE « Les impôts sur les salaires » ; L'étude de l'OCDE sur l'emploi. Fiscalité, emploi et chômage (OCDE, 1995).

## Subsides aux dépenses de garde d'enfants<sup>8</sup> et prestations pour enfant

Plusieurs arguments ont été avancés pour justifier les subsides aux dépenses de garde d'enfants, en particulier dans les cas où la fiscalité et le système de prestations découragent l'offre de main-d'œuvre féminine, lorsque une forte compression de l'échelle salariale limite l'offre de services de garde abordables ou lorsque les marchés du crédit sont imparfaits. Dans le premier cas, les subsides aux dépenses de garde d'enfants contribuent à alléger la pression fiscale effective pesant sur les mères (voir, par exemple, Krashinsky, 1981). Dans le deuxième cas, la distorsion résulte d'une compression excessive de la structure salariale (c'est-à-dire supérieure à la distribution des productivités marginales), qui a pour effet de relever les salaires du personnel de garde (généralement situé au bas de l'échelle des revenus) par rapport aux salaires des mères et donc de réduire l'accès des mères aux services de garde d'enfants (les salaires étant la principale composante du coût de ces services). En fonction des circonstances, il n'est pas forcément possible ou souhaitable d'éliminer la cause de la compression des salaires, et les subsides aux dépenses de garde d'enfants offrent alors une solution partielle<sup>9</sup>. L'argument selon lequel les subventions à la garde d'enfants sont justifiées par les imperfections du marché du crédit n'est valable que pour les familles à faible revenu. Ces imperfections (parmi lesquelles figurent la sélection adverse et l'aléa moral) peuvent empêcher les femmes issues de familles à faible revenu d'emprunter contre leurs gains futurs pour pouvoir financer des services de garde d'enfants et, partant, les empêcher de rompre avec une situation de dépendance vis-à-vis de l'aide sociale (Walker, 1996). L'hypothèse implicite est que l'emploi facilite l'accumulation de capital humain et d'expérience professionnelle, qui permettront dans le futur d'obtenir des gains plus élevés à même de rembourser l'emprunt initial. On peut donc supposer que les subsides aux dépenses de garde d'enfants ont pour corollaire une diminution des prestations sociales futures (Robins, 1991)<sup>10</sup>. Les autres arguments en faveur de ces subsides ont trait au développement et à l'intégration sociale de l'enfant, ainsi qu'à l'égalité des sexes, mais sortent du champ de cette étude.

Les études empiriques montrent que les subsides aux dépenses de garde d'enfants stimulent bel et bien l'offre de main-d'œuvre féminine, même si leur efficacité est parfois réduite lorsque, par exemple, les femmes abandonnent un mode de garde informel au profit d'un mode de garde formel (voir l'encadré 1). Autre forme d'aide de l'État aux familles avec enfants, les prestations pour enfant se composent fondamentalement de transferts forfaitaires versés au titre de l'entretien des enfants. Alors que les subsides aux dépenses de garde d'enfants réduisent le prix relatif des services de garde formels et, par conséquent, accroissent le rendement relatif du travail rémunéré, les prestations pour enfant exercent simplement un effet revenu et pourraient amoindrir l'offre de main-d'œuvre<sup>11</sup>. Ainsi, bien qu'elles soient justifiées par des considérations d'équité

### Encadré 1. Études empiriques des effets des subsides aux dépenses de garde d'enfants sur l'offre de main-d'œuvre féminine

D'après les résultats de plusieurs études microéconométriques, dont la plupart concernent les États-Unis, la participation des femmes au marché du travail (ou l'emploi des femmes) a une élasticité négative par rapport au coût de la garde d'enfants<sup>1</sup>. Par exemple, Gelbach (2002) a constaté que l'accès à des crèches publiques gratuites exerçait un effet positif significatif sur la probabilité d'emploi des mères seules aux États-Unis. Chevalier et Viitanen (2002) montrent que la disponibilité de structures de garde formelles encourage la participation des femmes au marché du travail du Royaume-Uni.

Les avis divergent néanmoins quant à l'ampleur des effets du soutien aux dépenses de garde d'enfants sur la participation ou l'emploi des femmes. Par exemple, en fonction des modèles sous-jacents et de la mesure des coûts de garde d'enfants utilisés, l'élasticité estimée de l'offre de main-d'œuvre féminine par rapport aux coûts de garde aux États-Unis varie entre 0.06 et -1.24. De l'avis de Blau (2000) et Anderson et Levine (2000), les valeurs les plus plausibles sont relativement basses, de l'ordre de -0.1/-0.2 jusqu'à -0.4 au maximum. Il semble également d'après certaines études que l'élasticité par rapport aux coûts de garde d'enfants varie en fonction du niveau d'éducation et du revenu, et qu'elle soit plus élevée pour les mères à faible revenu ou peu qualifiées.

L'efficacité du soutien aux dépenses de garde d'enfants se trouve néanmoins réduite par deux types d'effet de substitution. Premièrement, l'offre publique de services de garde d'enfants se substitue partiellement aux dépenses privées, si tant est que les mères exerçant un emploi achetaient auparavant des services de garde privés. Deuxièmement, les subsides aux dépenses de garde d'enfants peuvent encourager les mères exerçant déjà un emploi à passer d'un mode de garde informel non rémunéré à un mode de garde formel et rémunéré. Selon Blau et Hagy (1998), une subsidisation complète de toutes les formes de garde non-parentales induirait une hausse de 10 pour cent de l'emploi des mères, mais une hausse de 19 pour cent de l'utilisation de services de garde rémunérés<sup>2</sup>. Michalopoulos *et al.* (1992) constatent eux aussi que l'augmentation des subsides aux dépenses de garde d'enfants stimule l'offre de main-d'œuvre, mais bien moins que les dépenses de garde d'enfants. Ils concluent que les principaux bénéficiaires de l'augmentation des subsides sont les utilisateurs actuels de soins gratuits de grande qualité, qui sont incités à acheter des soins sur le marché de qualité légèrement supérieure.

Une autre question importante est celle de la causalité entre la participation féminine et le soutien aux dépenses de garde d'enfants pour les familles. Chevalier et Viitanen (2002), par exemple, ont testé la direction de la causalité au sens de Granger, pour conclure que la garde d'enfants exerce un effet causal sur la participation féminine au Royaume-Uni, alors que l'inverse n'est pas vrai. L'étude de Gelbach (2002) sur les États-Unis démontre elle aussi amplement l'existence d'une causalité entre le soutien aux dépenses de garde d'enfants et la participation féminine. Néanmoins, pour quelques pays, l'échelonnement dans le temps

**Encadré 1. Études empiriques des effets des subsides aux dépenses de garde d'enfants sur l'offre de main-d'œuvre féminine (suite)**

des variations de l'offre de main-d'œuvre et des changements de politiques semble dénoter un lien de causalité inverse, allant d'une forte participation féminine à temps complet à la création d'institutions qui soutiennent le travail rémunéré à temps complet (par exemple au Danemark).

1. Voir, par exemple, Anderson et Levine (2000) et Blau (2000), pour un résumé des études portant sur les États-Unis ; Gustafsson et Stafford (1992) pour la Suède ; Del Boca (2002) pour l'Italie.
2. La probabilité de choisir des services de garde d'une assistante maternelle (au domicile de celle-ci ou des parents) augmenterait de 23 pour cent et des services de crèche de 12 pour cent ; la probabilité de choisir d'autres formes de garde non parentale baisserait de 2 pour cent.

horizontale entre différentes catégories de famille et la nécessité de réduire la pauvreté des enfants, les prestations pour enfant sont moins souhaitables que les subsides aux dépenses de garde d'enfants si l'on se place dans l'objectif d'augmenter la participation féminine.

L'ampleur du soutien de l'État à la garde d'enfants et les types de structure proposés varient d'un pays à l'autre. Les pays de l'OCDE (pour lesquels des données sont disponibles) ont consacré en moyenne 0.7 pour cent de leur PIB aux services formels de garde et aux écoles maternelles en 1999 (tableau 3). C'est dans les pays nordiques continentaux que les dépenses sont les plus élevées – entre 1.5 et 2.7 pour cent du PIB – et ces pays ont considérablement augmenté leur niveau de dépenses depuis le milieu des années 80. L'Australie, la Corée, le Mexique, la Nouvelle-Zélande, la République slovaque, la Suisse et la Turquie enregistrent les niveaux de dépenses publiques par enfant<sup>12</sup> les plus faibles. Cependant, dans certains de ces pays, le besoin de subsides aux dépenses de garde d'enfants se fait peut-être moins sentir en raison des distorsions relativement faibles exercées par la fiscalité ou les politiques qui compriment la structure salariale.

Les prestations pour enfant (y compris les abattements fiscaux) ont pour effet d'accroître le revenu disponible des familles ayant deux enfants en moyenne (pour les pays où des données sont disponibles) de 7.5 pour cent. Dans un certain nombre de pays, l'augmentation atteint 10 à 20 pour cent et quelques-uns d'entre eux ont considérablement relevé les dépenses consacrées aux prestations pour enfant au cours des dernières décennies (tableau 3 et graphique 3). En revanche, les prestations pour enfant sont très faibles dans certains pays où les dépenses

Tableau 3. Soutien aux dépenses de garde d'enfant, prestations pour enfant et congés de maternité rémunérés

	Dépenses publiques affectées aux services formels de garde de jour et aux écoles maternelles, 1999 <sup>1</sup>			Prestations pour enfant, 2001	Congés de maternité, parentaux et pour garde d'enfant, 1999	
	En PPA-ŞEU de 1995 par enfant <sup>2</sup>	En % du PIB		Augmentation en % du revenu disponible entre une famille avec 2 enfants et une famille sans enfants <sup>3</sup>	Nombre de semaines maximum	
		Total	Total		dont : services formels de garde de jour	Total
Australie	874	0.2	0.2	4	52	0
Autriche	3 251	0.9	0.4	18	86	38
Belgique	1 900	0.5	0.1	15	67	31
Canada <sup>5</sup>	1 294	0.3	0.1	4	27	14
République tchèque	1 507	0.5	0.0	12	214	..
Danemark	8 009	2.7	1.7	8	54	42
Finlande	4 186	1.5	1.2	9	164	55
France <sup>6</sup>	4 009	1.3	0.7	9	162	73
Allemagne	3 084	0.8	0.4	12	162	38
Grèce	..	..	0.4	1	29	8
Hongrie	..	..	..	21	160	58
Islande	3 408	1.1	0.8	7	..	..
Irlande <sup>6</sup>	1 430	0.5	0.2	5	28	10
Italie	..	..	..	5	65	30
Japon <sup>7</sup>	1 252	0.3	0.2	2	58	8
Corée	144	0.1	0.0	0	61	..
Luxembourg	..	..	..	17	42	32
Mexique	612	0.5	0.1	0	12	12
Pays-Bas <sup>8</sup>	2 025	0.6	0.2	8	29	16
Nouvelle-Zélande <sup>9</sup>	672	0.3	0.1	0	52	0
Norvège	6 085	1.6	0.8	8	116	..
Pologne	..	..	..	4	122	35
Portugal	1 289	0.5	0.2	7	121	17
République slovaque	1 110	0.6	0.1	10	162	59
Espagne <sup>6</sup>	1 234	0.4	0.1	2	164	16
Suède	5 530	1.9	1.3	10	85	40
Suisse	919	0.3	0.1	10	16	..
Turquie	72	0.0	0.0	0	12	8

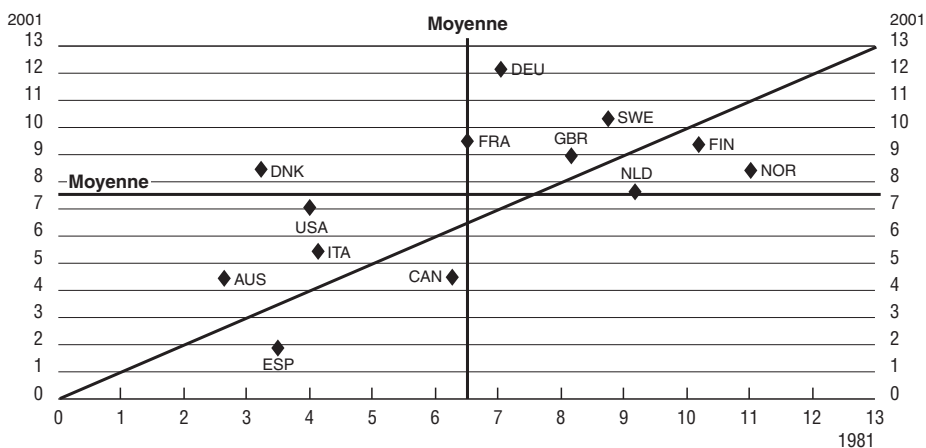
Tableau 3. Soutien aux dépenses de garde d'enfant, prestations pour enfant et congés de maternité rémunérés (suite)

	Dépenses publiques affectées aux services formels de garde de jour et aux écoles maternelles, 1999 <sup>1</sup>			Prestations pour enfant, 2001	Congés de maternité, parentaux et pour garde d'enfant, 1999	
	En PPA-ŞEU de 1995 par enfant <sup>2</sup>	En % du PIB		Augmentation en % du revenu disponible entre une famille avec 2 enfants et une famille sans enfants <sup>3</sup>	Nombre de semaines maximum	
		Total	Total		dont : services formels de garde de jour	Total
Royaume-Uni	1 850	0.5	0.1	9	31	8
�tats-Unis	1 803	0.5	0.1	7	12	0
Moyenne non pond�r�e	2 302	0.7	0.4	7.5	81.5	26.0

1. Les d penses publiques affect es aux services formels de garde de jour excluent les d penses fiscales (abattements fiscaux et cr dits d'imp t) sauf celles qui sont remboursables.
2. Enfants entre la naissance et l' ge d'admission   l' cole primaire.
3. Par hypoth se, le mari perçoit 100 % des gains de l'OMP, et sa femme 33 %.
4. On calcule le nombre de semaines de cong s r mun r es en pond rant les diff rentes semaines de cong s   l'aide du taux de remplacement du revenu correspondant. Ce dernier est le taux de remplacement statutaire et ne tient pas compte des crit res de ressources ni des arrangements n goci s   titre priv  qui peuvent se superposer aux dispositions l gislatives. Seule la l gislation nationale est utilis e. Les cong s r serv s aux p res ne sont pas inclus.
5. La l gislation introduite en 2001 a port  la dur e des cong s parentaux de 10   35 semaines.
6. Les d penses publiques affect es aux services formels de garde d'enfants et aux  coles maternelles portent sur 1998.
7. Les d penses consacr es aux services formels de garde de jour portent sur 2002.
8. Les d penses consacr es aux services formels de garde de jour portent sur 2001.
9. La l gislation r cente a introduit un cong  parental r mun r  de 12 semaines, donnant droit   une r mun ration compl te jusqu'  un plafond  quivalant approximativement au salaire minimum.

*Source* : Pour les d penses publiques en mati re de garde d'enfants (c'est- -dire les services formels de garde d'enfants et les  coles maternelles) : base de donn es de l'OCDE sur l' ducation ; base de donn es de l'OCDE sur les d penses sociales ; Eurostat ; diff rentes sources (voir l'annexe I pour les d tails). Pour les prestations pour enfant : base de donn es de l'OCDE « Les imp ts sur les salaires ». Pour les cong s parentaux : Gauthier et Bortnik (2001) et « Social Security Programs Throughout the World » de l'Administration de la s curit  sociale des  tats-Unis (voir l'annexe I pour les d tails).

Graphique 3. **Évolution des prestations pour enfant, 1981-2001**  
 Augmentation en % du revenu disponible pour une famille ayant deux enfants  
 et des familles sans enfant<sup>1</sup>



1. On suppose que le mari perçoit 100 pour cent des gains de l'OMP et sa femme 33 pour cent.  
 Source : Base de données de l'OCDE « Les impôts sur les salaires » ; *L'étude de l'OCDE sur l'emploi : fiscalité, emploi et chômage* (OCDE 1995).

publiques en matière de garde d'enfants sont aussi relativement réduites (Grèce, Japon, Corée, Mexique, Nouvelle-Zélande, Espagne et Turquie).

Les pouvoirs publics soutiennent également les familles en leur accordant des abattements fiscaux au titre des dépenses privées de garde d'enfants. Cependant, on ne dispose pas de données sur les dépenses fiscales liées à la garde d'enfants comparables pour la plupart des pays, d'où leur absence dans le tableau 3. Ces dépenses représentent une composante plus importante du soutien aux dépenses de garde d'enfants dans les pays anglophones. Cependant, même aux États-Unis et Canada (pays pour lesquels des données sont disponibles), elles ne représentent que 10 pour cent environ des dépenses publiques totales en matière de garde d'enfants (incluant les dépenses consacrées aux écoles maternelles).

### Congés parentaux

Les congés de maternité, les congés parentaux et les congés pour garde d'enfants sont une autre forme de soutien à la garde d'enfants proposée par la plupart des gouvernements. Ces congés encouragent la participation féminine en aidant les femmes à concilier leur vie professionnelle et leur vie de famille. La dimension sécurité de l'emploi renforce également la continuité de leur attache-



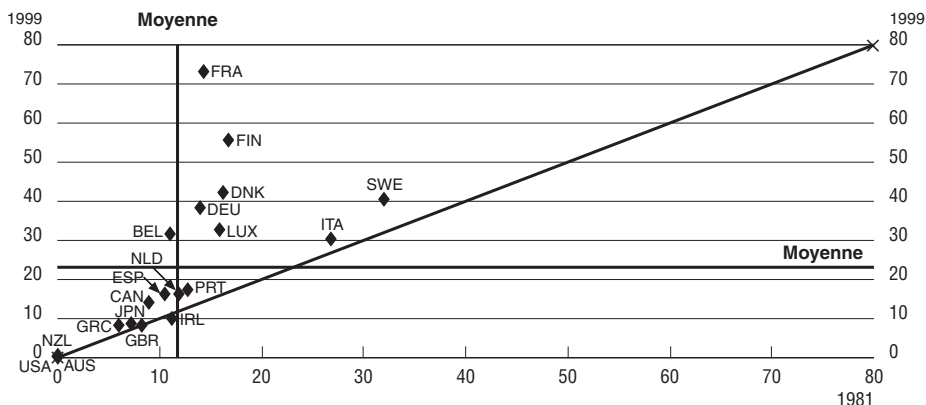
ment au marché du travail, même si l'on ne peut exclure un effet négatif sur l'embauche. Ruhm (1998) constate que les congés parentaux rémunérés stimulent le taux d'emploi dans les neuf pays de l'OCDE couverts par son étude<sup>13</sup>. Cependant, un congé parental prolongé peut conduire à l'érosion des compétences professionnelles et nuire aux perspectives futures de carrière et de gains (Edin et Gustavsson, 2001). À en croire certaines données, il est plus difficile pour les femmes qui ont pris un congé parental très long de retourner sur le marché du travail (voir, par exemple Ondrich *et al.* 1998). Le problème est encore plus aigu lorsque le congé parental n'est pas accompagné d'une garantie de maintien dans l'emploi et que les mères sont peu qualifiées. Ruhm (1998) et OCDE (2002a) montrent également que les congés parentaux prolongés ont un effet négatif sur le salaire des mères qui réintègrent le marché du travail. Une étude danoise récente relève néanmoins un effet de rattrapage (progressif) entre le salaire des mères et celui des femmes sans enfant, à mesure que les premières compensent leur retard d'accumulation de capital humain (Gupta et Smith, 2002).

Le tableau 3 indique le nombre maximum de semaines de congé rémunéré auquel peuvent prétendre les mères de famille, calculé comme le produit du nombre maximum de semaines de congé par le taux de remplacement du revenu. Ce dernier est le taux de remplacement statutaire et ne tient pas compte des critères de ressources ni des arrangements négociés à titre privé qui peuvent se superposer aux dispositions législatives. Seule la législation nationale est utilisée. Les congés réservés aux pères ne sont pas inclus. En 1999, la durée moyenne des congés rémunérés était de 26 semaines. Le droit à prendre un congé rémunéré était inexistant en Australie, aux États-Unis et en Nouvelle-Zélande (dans ce dernier pays, ce droit a été introduit récemment). Les congés rémunérés étaient relativement courts (moins de trois mois) au Royaume-Uni, en Irlande, au Japon, en Grèce, en Turquie et au Mexique. Les pays où la durée de ces congés est la plus longue sont la France, la République slovaque et les pays nordiques continentaux. Le graphique 4 illustre l'évolution des congés parentaux rémunérés entre 1981 et 1999. Leur générosité s'est accrue dans tous les pays à l'exception du Royaume-Uni et de l'Irlande.

### Flexibilité du temps de travail

Dans les pays de l'OCDE, un quart environ de la main-d'œuvre féminine âgée de 25 à 54 ans exerce un emploi à temps partiel. Les pays où la proportion est la plus élevée sont les Pays-Bas (54 pour cent), l'Australie, le Japon, la Suisse et le Royaume-Uni (entre presque 40 et presque 50 pour cent). Les pays où elle est la plus faible sont les pays d'Europe orientale, la Finlande, la Corée et le Portugal (tableau 4). Alors que la part moyenne de l'emploi à temps partiel a peu évolué au cours des deux dernières décennies, elle a fortement régressé dans les pays scandinaves (les femmes étant de plus en plus nombreuses à travailler à temps

Graphique 4. **Évolution des congés parentaux rémunérés, 1981-1999**  
 Nombre de semaines de congé maximum pondéré selon le taux de remplacement  
 du revenu applicable<sup>1</sup>



1. Les congés pris en compte sont les congés de maternité, les congés parentaux et les congés pour garde d'enfants. Le nombre de semaines de congés rémunérés est obtenu en pondérant le nombre de semaines de congés à l'aide du taux de remplacement du revenu applicable. Ce dernier est le taux de remplacement statutaire et ne tient pas compte des critères de ressources ni des arrangements négociés à titre privé qui peuvent se superposer aux dispositions législatives. Seule la législation nationale est utilisée. Les congés réservés aux pères ne sont pas inclus.

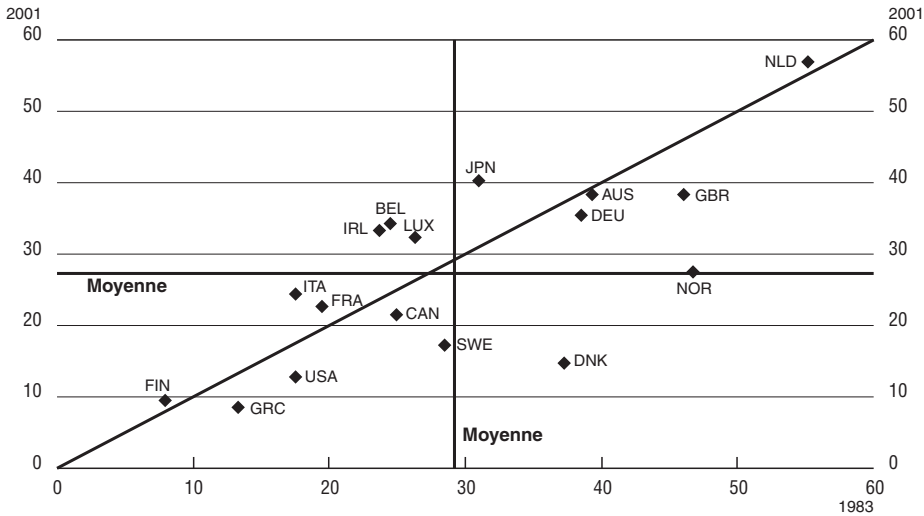
Source : Gauthier et Bortnik (2001) et « Social Security Programs Throughout the World » de la United States Social Security Administration.

complet) et a augmenté surtout dans certains pays européens et au Japon (graphique 5).

L'emploi à temps partiel est souvent perçu comme un moyen de faciliter l'intégration des femmes sur le marché du travail, en leur permettant de concilier vie professionnelle et responsabilités familiales. D'après l'Enquête européenne sur la population active de 2001, le pourcentage de femmes qui travaillent à temps partiel en raison de leurs responsabilités familiales (qui incluent la garde des enfants et les soins aux membres âgés de la famille) est relativement élevé (supérieur à 40 pour cent) dans plusieurs pays (l'Autriche, l'Allemagne, la Suisse et le Royaume-Uni). Dans certaines circonstances, la possibilité de trouver un emploi à temps partiel est déterminante pour la participation au marché du travail. Cela est attesté par le fait que même dans un pays comme les Pays-Bas, où le travail à temps partiel est assez répandu, Euwals (2001) note que le temps de travail est peu souple<sup>14</sup> et que les femmes souhaitant travailler beaucoup moins d'heures ont une propension plus élevée à quitter le marché du travail.

Cependant, les préférences pour le travail à temps partiel varient d'un pays à l'autre. D'après l'enquête de l'UE précédemment mentionnée, qui a examiné les

## Graphique 5. Évolution de l'incidence de l'emploi féminin à temps partiel, 1983-2001

Proportion de la main-d'œuvre féminine âgée de 25 à 54 ans qui exerce un emploi à temps partiel<sup>1</sup>

1. Voir les notes du tableau 4.

Source : Statistiques du marché du travail de l'OCDE.

préférences des couples ayant de jeunes enfants, le travail à temps partiel est la forme de participation privilégiée par les femmes en Autriche, en Allemagne, en Irlande, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni (tableau 1). Les préférences pour le travail à temps partiel sont inférieures dans certains pays nordiques (Finlande, Suède), les pays d'Europe du Sud (Grèce, Italie, Portugal et Espagne) et certains pays d'Europe de l'Ouest (Belgique, France). Les préférences pour le travail à temps partiel sont nettement supérieures au niveau effectif de l'emploi à temps partiel dans plusieurs pays, notamment l'Allemagne, l'Irlande, l'Italie et les Pays-Bas, et dans une moindre mesure en Autriche, en Belgique, en Suède et au Royaume-Uni. Dans ces pays, le développement des possibilités d'emploi à temps partiel augmenterait très certainement la participation féminine.

L'encadré 2 examine les déterminants de l'offre et de la demande de travail féminin à temps partiel. Les incitations fiscales au partage de l'emploi rémunéré entre conjoints peuvent produire un effet substantiel sur l'offre de main-d'œuvre féminine à temps partiel. Le tableau 4 décrit l'augmentation du revenu disponible des ménages qui résulte du partage de l'emploi rémunéré. Dans la première situation, le mari perçoit 133 pour cent des gains de l'OMP et sa femme ne participe

Tableau 4. Incidence de l'emploi féminin à temps partiel (25-54 ans) et incitations fiscales au partage de l'emploi rémunéré au sein du couple, 1999

	% des femmes occupées de 25 à 54 ans employées à temps partiel <sup>1</sup>	Augmentation du revenu disponible du ménage observée lorsque la répartition du revenu passe de 133/0 à 100/33 <sup>2</sup>
Australie <sup>3, 4</sup>	38.3	5.8
Autriche	26.2	6.4
Belgique	37.1	1.9
Canada	22.3	4.8
République tchèque	4.0	0.9
Danemark	15.1	2.8
Finlande	9.5	10.6
France	23.5	-0.3
Allemagne	34.3	0.5
Grèce	13.3	4.8
Hongrie	4.4	6.0
Islande	31.3	1.9
Irlande	32.1	3.2
Italie	23.8	6.3
Japon <sup>3, 5</sup>	39.2	-0.1
Corée <sup>3</sup>	9.2	1.8
Luxembourg	29.2	2.8
Mexique	27.0	11.0
Pays-Bas <sup>6</sup>	54.3	-1.1
Nouvelle-Zélande	34.1	4.6
Norvège	30.7	3.7
Pologne <sup>3</sup>	16.5	0.9
Portugal	11.1	2.8
République slovaque	2.7	..
Espagne	15.7	-0.3
Suède	19.0	6.8
Suisse <sup>4</sup>	47.4	1.9
Turquie	14.5	-1.5
Royaume-Uni	38.6	8.1
États-Unis <sup>7</sup>	13.0	0.0
Moyenne non pondérée	23.9	3.3

1. L'emploi à temps partiel concerne les personnes qui travaillent habituellement moins de 30 heures par semaine dans leur emploi principal. Les données n'incluent que les personnes qui déclarent les heures habituelles.

2. 100/33 désigne une situation où le mari perçoit 100 % des gains de l'OMP et sa femme 33 % ; 133/0 désigne une situation où le mari perçoit 133 % des gains de l'OMP et où sa femme ne touche aucun revenu.

3. Les données sur l'emploi à temps partiel se basent sur les heures effectivement travaillées. Pour la Pologne, jusqu'en 2000 seulement.

4. Emploi à temps partiel basé sur les heures travaillées à tous les postes.

5. L'emploi à temps partiel est défini comme un emploi de moins de 35 heures par semaine.

6. Si l'on tient compte du fait que le mari doit souscrire une assurance maladie privée lorsqu'il perçoit 133 % des gains de l'OMP, alors que son revenu tombe en dessous de la limite définissant l'admissibilité à l'assurance maladie obligatoire lorsque le revenu du ménage est fractionné (100 % des gains de l'OMP pour le mari et 33 % pour sa femme), l'incitation fiscale au partage du travail rémunéré entre conjoints s'élevait à 6.9 % en 1999, et à 10.2 % après la réforme fiscale de 2001.

7. La part du temps partiel dans l'emploi ne concerne que les salariés.

Source : Statistiques de l'OCDE sur le marché du travail ; Base de données de l'OCDE « Les impôts sur les salaires » ; Modèles fiscaux de l'OCDE.

## Encadré 2. Déterminants de l'offre et de la demande de travail féminin à temps partiel

L'offre de travail féminin à temps partiel est déterminée dans une large mesure par les rôles des sexes et le niveau d'éducation des femmes. Ainsi, les femmes mariées, les mères de jeunes enfants et les femmes de condition aisée (dont le mari a un revenu élevé) préfèrent généralement occuper un emploi à temps partiel plutôt qu'un emploi à temps complet, alors que les femmes plus instruites ont une préférence moindre pour le travail à temps partiel. Par exemple, Falzone (2000) note que le nombre et le jeune âge des enfants, ainsi que le revenu du mari, sont des facteurs qui accroissent la probabilité qu'une femme mariée travaille à temps partiel plutôt qu'à temps complet. Les variables des politiques publiques influencent également l'offre de travail à temps partiel. Les incitations fiscales au partage du revenu – et donc des heures de travail – entre conjoints peuvent influencer le choix que doivent faire les femmes mariées entre inactivité et participation à temps partiel (OCDE, 1990). D'un autre côté, la disponibilité de services de garde d'enfants abordables et la possibilité de prendre un congé parental peuvent affecter tant le choix entre inactivité et activité que le choix entre participation à temps partiel et participation à temps complet. Dans le cas du Canada, Powell (1998) parvient à la conclusion que les subsides aux dépenses de garde d'enfants stimulent à la fois l'emploi à temps partiel et l'emploi à temps complet, mais plus ce dernier. Les élasticités respectives de l'emploi féminin à temps complet et à temps partiel par rapport au coût de la garde d'enfants sont de  $-0.71$  et  $-0.21$ . Gustafsson et Stafford (1992) relèvent également une élasticité très élevée pour l'emploi à temps complet ( $-1.88$ ), en comparaison des valeurs obtenues pour l'emploi en général (temps partiel et temps complet) dans la littérature.

La demande de travailleurs à temps partiel de la part des entreprises peut résulter d'au moins trois facteurs. Premièrement, dans le modèle d'effectifs optimaux, les postes à temps partiel permettent aux entreprises d'adapter plus facilement la main-d'œuvre aux fluctuations de la charge de travail. Ce modèle est particulièrement pertinent pour certains segments du secteur des services, où la demande culmine à certaines heures de la journée. Dans le modèle du marché secondaire du travail, les entreprises créent des postes à temps partiel pour pouvoir obtenir de la main-d'œuvre meilleur marché ou plus flexible. Ce modèle s'applique dans les cas où les gains et avantages sociaux sont inférieurs pour les travailleurs à temps partiel (même au *pro rata* du temps travaillé) ou lorsque les contrats de travail à temps complet bénéficient d'une législation très protectrice. Enfin, dans le modèle de l'entreprise réactive, les entreprises créent des emplois à temps partiel car si elles ne le faisaient pas, leurs besoins en main-d'œuvre resteraient non satisfaits, en particulier dans les secteurs à dominante féminine, ou alors parce qu'elles souhaitent conserver leurs employées productives qui sont temporairement confrontées à des responsabilités familiales. Ce modèle prévaut essentiellement lorsque l'offre de main-d'œuvre féminine est faible par rapport à la demande des entreprises. Les entreprises proposent alors aux femmes des conditions de travail plus confortables afin d'attirer ou de retenir du personnel féminin plus qualifié et productif.

**Encadré 2. Déterminants de l'offre et de la demande de travail féminin à temps partiel (suite)**

Tijdens (2002) utilise des variables indicatives pour le modèle des rôles des sexes et pour chacun des trois modèles de demande (dotations en personnel optimales, marché du travail secondaire et entreprises réactives), afin de tester leurs pouvoirs de prédiction respectifs de la probabilité qu'a une femme de travailler à temps partiel dans l'Union européenne. Le modèle des rôles des sexes et le modèle de l'entreprise réactive se classent respectivement au premier et au second rangs. Tijdens trouve également des éléments qui accèdent la validité du modèle du marché du travail secondaire en Autriche, en France, en Grande-Bretagne, en Irlande et en Allemagne orientale. Ses résultats doivent néanmoins être interprétés avec prudence, car les variables indicatives du modèle du marché du travail secondaire n'incluent pas les données directes sur les gains et les prestations de sécurité sociale. L'auteur utilise à leur place des indicateurs sur l'existence d'un salaire ou traitement de base fixe et les paiements complémentaires versés au titre des heures supplémentaires ou inhabituelles.

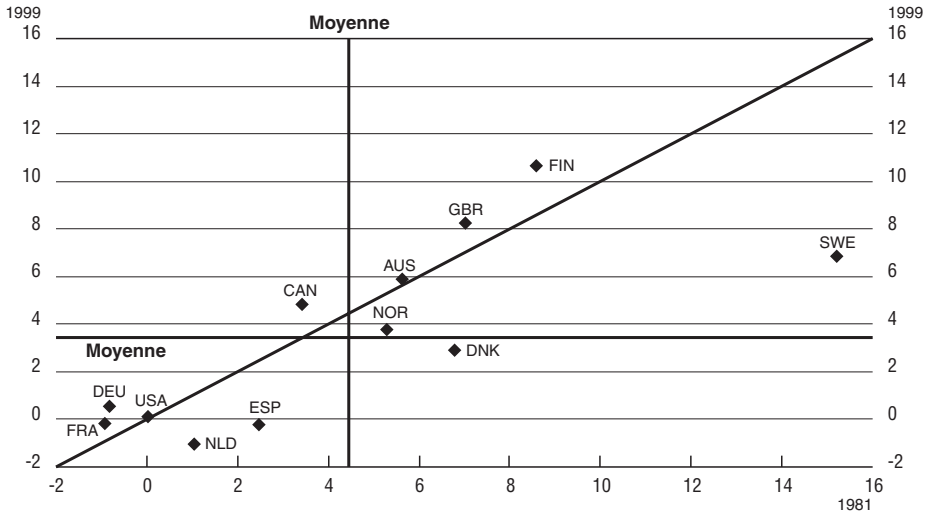
pas au marché du travail. Dans la seconde, le mari ne perçoit que 100 pour cent des gains de l'OMP et sa femme les 33 pour cent restants (au titre de ce qui a de fortes chances d'être un emploi à temps partiel)<sup>15</sup>. L'augmentation du revenu disponible du ménage consécutive à ce changement de situation était de seulement 3 pour cent en moyenne dans la zone OCDE en 1999. Elle était cependant proche de 10 pour cent en Finlande, au Mexique et au Royaume-Uni. Les incitations fiscales au partage de l'emploi rémunéré entre conjoints reflètent le mode d'imposition du ménage (conjoint ou individuel), l'allocation pour conjoint à charge et le degré de progressivité de la fiscalité. Ces incitations à l'emploi à temps partiel ont décliné au cours des deux dernières décennies dans les pays scandinaves et en Espagne, et ont légèrement augmenté au Canada, en Finlande, en France, en Allemagne et au Royaume-Uni (graphique 6).

**Lois antidiscriminatoires**

Les inégalités de salaire et de perspectives de carrière entre les sexes réduisent le rendement du travail féminin rémunéré et restreignent l'offre de main-d'œuvre féminine. Il est difficile d'obtenir des données empiriques irréfutables sur l'existence d'une discrimination, car en théorie, les différences de rémunération et de perspectives de carrière entre les sexes pourraient résulter de différences au niveau de caractéristiques non observées (OCDE, 2002b). Certains pensent par ailleurs que si les femmes sont sous-représentées dans les postes de niveau élevé, c'est parce qu'elles choisissent volontairement des emplois offrant moins

### Graphique 6. Évolution des incitations fiscales à l'emploi féminin à temps partiel, 1981-2000

Augmentation du revenu disponible des ménages lorsque la répartition des gains du ménage passe de 133/0 à 100/33<sup>1,2</sup>



- 100/33 désigne la situation où le mari perçoit 100 pour cent des gains de l'OMP et sa femme 33 pour cent ; 133/0 désigne une situation où le mari perçoit 133 pour cent des gains de l'OMP et où sa femme ne perçoit aucun gain.
- Dans le cas des Pays-Bas, si l'on tient compte du fait que le mari doit souscrire une assurance maladie privée lorsqu'il perçoit 133 pour cent des gains de l'OMP, alors que son revenu tombe en dessous du seuil d'admissibilité à l'assurance maladie obligatoire lorsque les conjoints partagent l'emploi rémunéré (100 pour cent des gains de l'OMP pour le mari et 33 pour cent pour la femme), l'incitation fiscale au partage du travail rémunéré entre conjoints était de 6.9 pour cent en 1999, et de 10.2 pour cent après la réforme fiscale de 2001.

Source : Base de données « Les impôts sur les salaires » de l'OCDE ; L'étude de l'OCDE sur l'emploi : fiscalité, emploi et chômage (OCDE, 1995) ; Modèles fiscaux de l'OCDE.

de perspectives de carrière et non à cause de la discrimination. Cependant, il est tout aussi impossible de démontrer qu'il n'y a pas de discrimination à l'encontre des femmes.

La plupart des pays se sont dotés de lois spécifiques visant à prévenir les disparités fondées sur le sexe. Ces lois sont parvenues à réduire les écarts de rémunération entre les sexes de manière relativement efficace (par exemple en Australie, au Royaume-Uni et aux États-Unis), et particulièrement rapidement dans les pays qui disposaient de structures de négociation salariale plus centralisées lors de l'introduction de la loi (l'Australie et le Royaume-Uni par exemple, par opposition aux États-Unis). Le relèvement des salaires stimule la participation féminine, mais les données montrent des effets mitigés sur l'emploi. Des recherches menées sur les « comparable worth policies » (politiques de valeur compa-

nable) en Australie et pour les fonctionnaires de certains états des États-Unis relèvent des pertes d'emplois modestes. D'un autre côté, Manning (1996) ne constate aucune perte d'emplois pour les femmes en dépit de la progression substantielle de leurs salaires relatifs liée à l'introduction de la loi sur l'égalité des salaires au Royaume-Uni (Equal Pay Act) en 1970 et de la Loi sur la discrimination entre les sexes en 1975.

Même en l'absence de lois anti-discriminatoires, Blau et Kahn (1996) parviennent à la conclusion que les institutions centralisées de fixation des salaires permettent de réduire considérablement les écarts de rémunération entre les sexes (ainsi que les écarts de rémunération selon d'autres critères). Les lois sur le salaire minimum améliorent également la rémunération relative des femmes car une proportion relativement élevée de femmes occupe le bas de l'échelle des revenus. Les données montrent que ces institutions et politiques ont peu d'effets sur l'emploi. Par exemple, pour Bertola, Blau et Kahn (2002), le fait que les syndicats jouent un rôle accru (et que les gains relatifs des femmes soient plus élevés) n'a pas d'effet sur les différentiels d'emploi hommes-femmes, bien que le chômage féminin augmente par rapport au chômage masculin en raison de la hausse de la participation féminine. De même, la législation sur le salaire minimum a eu peu d'effet sur l'emploi, sauf en France, aux Pays-Bas et en Espagne (Blau et Kahn, 1999). Ces résultats donnent à penser que les salaires minima ont généralement étaient suffisamment bas pour ne produire qu'un effet limité sur l'emploi féminin.

### **Autres mesures**

La participation féminine peut également être affectée par d'autres mesures, quoique indirectement dans certains cas. Premièrement, les politiques du marché du travail affectent les décisions de participation des femmes par le biais de leur impact sur le taux de chômage. D'une part, un taux de chômage féminin élevé tend à décourager la participation féminine. D'autre part, un taux de chômage masculin élevé est de nature à stimuler la participation féminine dans la mesure où les femmes entrent sur le marché du travail pour compenser la perte de revenu familial due au chômage de l'époux. On appelle ce phénomène l'effet « travailleur ajouté ».

Lorsque les transferts sociaux et autres formes de soutien au revenu sont élevées par rapport aux salaires, cela tend à décourager l'emploi et l'activité, en particulier parmi les personnes peu qualifiées qui ont un faible potentiel de gains. Dans certains pays, les mères seules sont particulièrement touchées du fait qu'une grande proportion d'entre elles sont faiblement qualifiées. Des études empiriques montrent que les mesures de valorisation du travail (telles que le « Earned Income Tax Credit » aux États-Unis) entraînent une hausse significative



du taux d'activité des personnes à faible revenu en général et des mères seules en particulier (voir par exemple Meyer et Rosenbaum, 2000 et 2001)<sup>16</sup>. Parmi les autres aspects déterminants figurent les obligations de recherche d'emploi (et, en particulier, l'âge du dernier enfant né à partir duquel les mères seules doivent chercher du travail) et l'accès aux programmes du marché du travail. Récemment, plusieurs pays (par exemple l'Australie) ont introduit des programmes ciblés sur les mères réintégrant le marché du travail (et pas uniquement les mères seules) pour aider les femmes qui se sont retirées du marché du travail pendant une longue période pour s'occuper de leurs enfants à reprendre un emploi (OCDE, 2002a).

La réglementation excessive des marchés de services peut freiner la participation féminine de différentes manières. Premièrement, une réglementation excessive tend à restreindre l'offre et à majorer les prix de services tels que la garde d'enfants et l'aide ménagère. Lorsque les heures d'ouverture des magasins sont strictement réglementées, les femmes ont là encore du mal à concilier vie professionnelle et vie de famille. Enfin, en entravant le développement du secteur des services, une réglementation excessive peut limiter l'émergence de débouchés professionnels pour les femmes, qui sont majoritairement employées dans ce secteur. Pissarides *et al.* (2003) constatent que la réglementation des marchés de produits (mesurée par les coûts administratifs de démarrage d'une entreprise ou activité commerciale) exerce un impact négatif marqué sur la croissance de l'emploi féminin.

L'offre de services de garde d'enfants abordables peut également être influencée par les politiques d'immigration, car dans certains pays, les femmes immigrées originaires de pays pauvres semblent constituer une réserve importante d'assistantes maternelles potentielles. Les grands-parents offrent une autre possibilité de garde bon marché. Aussi, le vieillissement démographique pourrait accroître l'offre de services de garde abordables – mais l'augmentation de l'âge de la retraite aurait tendance à la faire diminuer. L'augmentation de la part des personnes âgées dans la population pourrait également amener les femmes à exercer davantage de responsabilités en matière de garde. Dans quelques pays (tels que l'Irlande), l'augmentation rapide de l'offre de main-d'œuvre maternelle a été rendue possible par l'existence d'une vaste réserve de nourrices informelles, liée à la faiblesse initiale du taux de participation féminine. Cependant, comme cette dynamique se poursuit, l'augmentation même de l'offre de main-d'œuvre maternelle réduit la réserve potentielle de nourrices informelles pour les cohortes futures.

Enfin, dans certains pays, la journée scolaire est courte et permet difficilement aux mères de travailler à temps complet. Des études récentes (OCDE, 2002a) voient dans ce facteur une contrainte majeure au passage d'un emploi à temps partiel à un emploi à temps complet.

## Participation et fécondité

On pourrait craindre que l'augmentation de la participation féminine ne fasse baisser la fécondité, car ces deux variables sont corrélées négativement au fil du temps. Cependant, les données transversales dont on dispose et les séries temporelles récentes relatives à certains pays montrent que cette crainte n'est pas justifiée et que les politiques qui permettent de concilier vie professionnelle et vie de famille constituent un garde-fou contre une telle éventualité. En dépit d'un taux de participation féminine élevé, les pays nordiques se caractérisent par un nombre d'enfants élevé par rapport à la moyenne de l'OCDE, tandis que les pays d'Europe du Sud affichent à la fois un taux de participation et un taux de fécondité faibles. Les politiques qui aident les femmes à concilier vie professionnelle et vie de famille peuvent stimuler à la fois la participation et la fécondité (voir Sleebos, 2003 pour un examen de la littérature), offrant un moyen supplémentaire de réduire le fardeau du financement du nombre croissant de retraités que devront supporter les générations les plus jeunes à l'avenir. D'une part, ces politiques permettent aux femmes qui restaient à la maison pour s'occuper de leurs enfants de concilier vie de famille et participation au marché du travail, et d'autre part, les femmes qui avaient choisi d'avoir moins d'enfants pour pouvoir travailler peuvent, grâce à ces politiques, décider d'avoir plus d'enfants.

## Caractérisation du cadre général de la participation féminine

Tandis que les sections précédentes ont décrit les politiques individuelles, la présente section adopte un point de vue global et tente de caractériser le cadre général de la participation féminine. Cette classification large se fonde sur le niveau de soutien accordé au titre des enfants (dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant, congés parentaux rémunérés et prestations pour enfant), l'incidence du travail féminin à temps partiel et, dans une moindre mesure, le traitement fiscal du second revenu du foyer. À quelques exceptions près, les pays se répartissent en trois groupes<sup>17</sup> :

- Pays nordiques continentaux, Autriche et France : ces pays accordent un traitement fiscal relativement favorable aux seconds apporteurs de revenu, renforcé par un niveau élevé de soutien au titre des enfants, mais l'emploi à temps partiel y est relativement faible (à l'exception de la Norvège). Ces pays mettent donc en œuvre un modèle de participation féminine à temps complet fondé sur un soutien généreux au titre des enfants. Le taux de participation des femmes d'âge très actif y est également élevé (proche de 80 pour cent ou supérieur).
- Autres pays d'Europe du Nord et pays du Pacifique (Australie, Japon et Nouvelle-Zélande) : ces pays se caractérisent par une prévalence élevée de

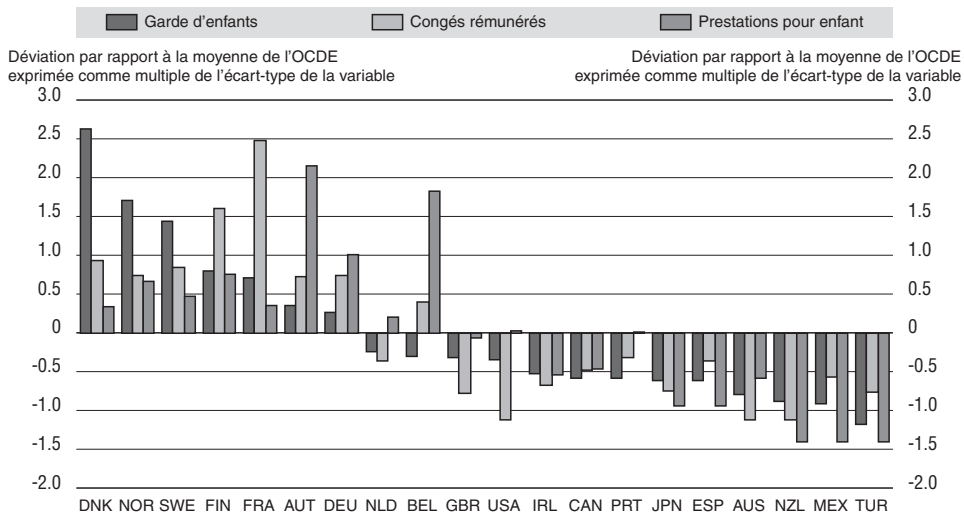
l'emploi à temps partiel et un niveau de soutien au titre des enfants relativement faible (à l'exception de l'Allemagne et, dans une moindre mesure, de la Belgique). Le traitement fiscal du second revenu n'a pas un profil très tranché dans ce groupe : il est généralement proche de la moyenne sauf au Royaume-Uni, où il est plutôt favorable. Les taux de participation féminine s'échelonnent entre près de 80 pour cent en Suisse et en Allemagne et environ 65 pour cent en Irlande et au Japon.

- États-Unis, Canada et pays à revenu inférieur (République tchèque, Corée, Mexique, Portugal, Espagne et Turquie) : bien que ces pays se situent aux deux extrémités de l'échelle de richesse, ils ont en commun un faible niveau de soutien au titre des enfants et une faible incidence de l'emploi à temps partiel. Néanmoins, les taux de participation féminine dans ce groupe sont très variables, allant de niveaux très élevés en République tchèque, au Canada, au Portugal et aux États-Unis (proches de 80 pour cent) à des niveaux très bas en Corée, au Mexique, en Espagne et en Turquie (60 pour cent et moins), et ce malgré un traitement fiscal favorable du second revenu dans certains de ces derniers pays.

Il est également intéressant d'examiner en quoi les pays diffèrent dans la structure du soutien au titre des enfants, composé des dépenses publiques en matière de garde d'enfants, des prestations pour enfant et des congés parentaux (graphique 7). Bien que ces trois types de mesure puissent être considérés comme des substituts, les pays qui en font davantage dans l'un des trois domaines semblent en faire davantage dans les deux autres également. Ainsi, ces politiques sont fortement et positivement corrélées. Cela étant, les dépenses publiques en matière de garde d'enfants semblent constituer une composante relativement plus importante du soutien au titre des enfants au Danemark, au Japon, en Nouvelle-Zélande, en Norvège et en Suède. Les congés parentaux rémunérés sont relativement plus importants en Finlande, en France, au Mexique, en Espagne et en Turquie. Enfin, les prestations pour enfant sont plus importantes en Australie, en Autriche, en Belgique, en Allemagne, aux Pays-Bas, au Portugal, au Royaume-Uni et aux États-Unis.

Les données ne laissent pas apparaître une corrélation simple entre la participation des femmes d'âge très actif et les principaux déterminants de la participation féminine examinés dans cette section, à l'exception des dépenses publiques en matière de garde d'enfants (graphique 8). Dans plusieurs cas, le signe de la corrélation simple est l'inverse de celui que prédit la théorie. Cependant, pour identifier ces liens, il est préférable de procéder à une analyse économétrique à plusieurs variables, qui permet d'estimer les corrélations partielles après avoir tenu compte de l'effet des autres déterminants.

Graphique 7. Composition du soutien apporté au titre des enfants, 1999<sup>1</sup>



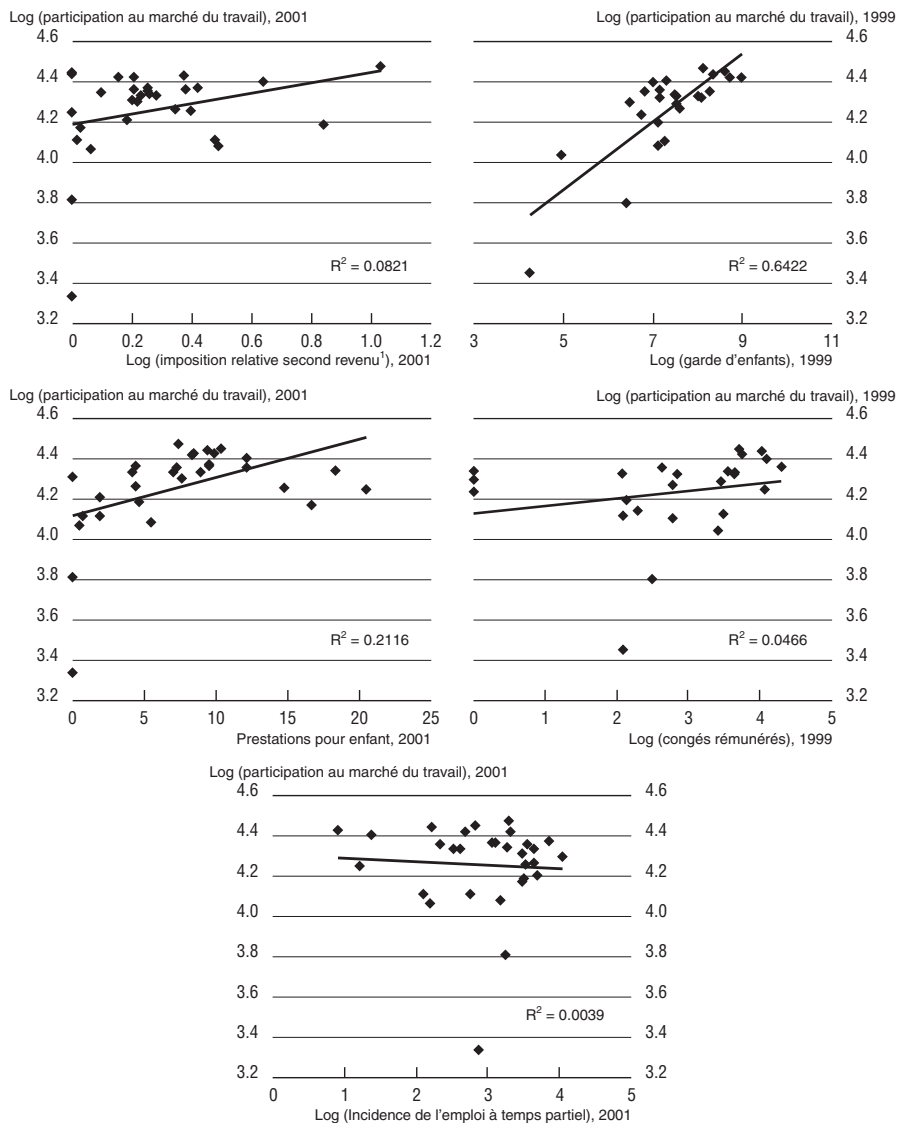
1. « Garde d'enfants » désigne les dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant (y compris celles affectées aux services formels de garde de jour et aux écoles maternelles) ; les « congés rémunérés » correspondent au nombre maximum de semaines rémunérées de congés de maternité, de congés parentaux et de congés pour garde d'enfants auxquels une femme a droit ; et les « prestations pour enfant » désignent l'augmentation du revenu disponible induite par le versement de prestations pour deux enfants, dans une famille où le mari perçoit 100 pour cent des gains de l'OMP et sa femme 33 pour cent. Lorsque les données pour 1999 n'étaient pas disponibles, les données disponibles pour l'année la plus proche ont été utilisées. Voir les notes du tableau 3 pour plus de détails.

Source : Voir tableau 3.

### Analyse économétrique à plusieurs variables

Cette section est consacrée à l'analyse économétrique des déterminants de la participation féminine. L'échantillon couvre 17 pays de l'OCDE sur la période 1985-1999 (la plupart des pays ne disposent de données que pour une sous-période). En raison des limitations des données, il n'a pas été possible d'effectuer l'analyse par cohorte et c'est le taux global de participation des femmes d'âge très actif (25 à 54 ans) qui a été utilisé (voir Burniaux *et al.*, 2003 pour une analyse des effets de cohorte). Néanmoins, les effets de cohorte sont largement pris en compte dans l'évolution des variables socioculturelles, à savoir la proportion de femmes mariées, le nombre d'enfants et le niveau d'éducation des femmes (voir les spécifications plus bas)<sup>18</sup>. Deux modèles différents sont utilisés pour l'estimation. Dans le premier modèle (Modèle I), la variable dépendante est le taux

Graphique 8. **Corrélations simples entre la participation au marché du travail des femmes âgées de 25 à 54 ans et une sélection de variables, dernière année disponible**



1. L'imposition relative du second apporteur de revenu est calculée pour un niveau de gains équivalent à 67 pour cent des gains de l'OMP.

Source : Tableaux 2, 3 et 4.

global de participation féminine et les variables de politique incluent le taux d'imposition relatif des seconds apporteurs de revenu (par rapport aux personnes célibataires), les dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant, les prestations pour enfant, les congés parentaux rémunérés et la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi féminin comme indicateur de la flexibilité du temps de travail. La spécification inclut également la proportion de femmes mariées, le nombre d'enfants par femme (mesuré par le ratio entre le nombre d'enfants de 0 à 14 ans et le nombre de femmes de 15 à 64 ans)<sup>19</sup>, le niveau d'éducation des femmes (nombre d'années d'étude moyen des femmes âgées de 25 ans et plus), les taux de chômage féminin et masculin, le degré de la législation en matière de protection de l'emploi (LPE)<sup>20</sup>, la réglementation des marchés de produits (RMP)<sup>21</sup> et les effets pays fixes. Comme le choix qui s'opère entre emploi à temps partiel et emploi à temps complet est, dans une certaine mesure, simultané au choix entre activité et inactivité, l'utilisation de la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total comme variable descriptive risque de biaiser les coefficients estimés. Pour réduire ce risque, on instrumente l'incidence de l'emploi à temps partiel par la variable mesurant les incitations fiscales au travail à temps partiel. Les autres variables potentiellement endogènes incluent les taux de chômage et les dépenses publiques en matière de garde d'enfants. Pour minimiser le risque d'endogénéité, les taux de chômage sont définis pour un groupe d'âge plus large (15-64 ans au lieu de 25-54 ans). En outre, les taux de chômage et les dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant sont instrumentés par leur valeur retardée, ainsi que par toutes les variables exogènes du modèle. Toutes les variables sont exprimées en logarithme naturel, sauf les prestations pour enfant et les incitations fiscales à l'emploi à temps partiel, qui figurent déjà sous forme d'augmentations en pourcentage<sup>22</sup>. Les équations sont estimées selon la méthode des doubles moindres carrés, avec des écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité.

Les résultats de l'estimation de ce premier modèle sont présentés dans le tableau 5 (colonne 1). Les principales corrélations peuvent être récapitulées comme suit (certains coefficients ne sont significatifs qu'au seuil de 10 pour cent). Premièrement, l'écart de taxation entre les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires (mesuré pour un niveau de gains équivalant à 67 pour cent des gains de l'OMP) exerce un effet négatif sur la participation des femmes au marché du travail. Deuxièmement, la participation féminine apparaît stimulée par les dépenses publiques en matière de garde d'enfants (services formels de garde de jour et écoles maternelles), alors que les prestations pour enfant, qui ne modifient pas le rendement relatif du travail rémunéré, produisent un effet non significatif. Troisièmement, les congés parentaux rémunérés exercent un effet positif sur la participation féminine, même si, comme l'observent d'autres chercheurs, l'effet marginal devient négatif pour les congés parentaux très longs (supérieurs à l'équivalent de 20 semaines de travail rémunéré au salaire normal d'après les estimations

Tableau 5. Estimations économétriques des déterminants de la participation féminine au marché du travail (25-54 ans), OCDE 1985-1999<sup>1, 2</sup>

Moindres carrés à deux degrés, avec écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité

Variable dépendante	Modèle I : Temps partiel : variable descriptive	Modèle II : Temps partiel : variable endogène	
	log (taux de participation total)	log (taux de participation temps complet)	log (taux de participation temps partiel)
log (incidence temps partiel)	0.21 (1.77)*		
log (Imposition relative second apporteur de revenu à 67 % de l'OMP)	-0.22 (2.01)**	-0.29 (2.84)***	
log (garde d'enfants)	0.05 (1.81)*	0.05 (3.65)***	
log (congrés rémunérés)	0.11 (1.64)*	0.17 (2.47)**	
[log (congrés rémunérés)] <sup>2</sup>	-0.02 (1.84)*	-0.02 (2.06)**	
Incitations fiscales au temps partiel			0.04 (4.53)***
Prestations pour enfant	0.00 (0.17)		-0.03 (2.46)**
log (législation en matière de protection de l'emploi)	0.02 (1.37)		0.07 (2.60)**
log (réglementation des marchés de produits)	0.03 (1.51)		
log (taux de chômage masculin)	0.10 (2.95)***	0.14 (5.34)***	-0.17 (2.58)**
log (taux de chômage féminin)	-0.17 (4.28)***	-0.21 (6.74)***	0.22 (3.64)***
log (éducation)	0.51 (4.00)***	0.74 (6.01)***	-0.31 (2.05)**
log (nombre d'enfants par femme)	-0.18 (0.83)		-1.78 (8.57)***
log (proportion mariée)	-0.08 (0.63)		
Observations	129	123	256
R-carré ajusté	0.99	0.99	0.95

1. Valeur absolue du t de Student entre parenthèses. \* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

2. Effets pays fixes inclus. Voir la section sur l'analyse économétrique à plusieurs variables pour plus de détails sur les spécifications et les procédures d'estimation.

Source : Estimations de l'OCDE.

de l'étude). Quatrièmement, la flexibilité du temps de travail, quoique imparfaitement représentée par la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi féminin, contribue également à stimuler la participation féminine. Enfin, la participation féminine reste largement déterminée par le niveau d'éducation des femmes et la situation générale du marché du travail (représentée par le taux de chômage). L'effet net du taux de chômage sur la participation féminine est négatif, mais il est quelque peu réduit par l'effet travailleur ajouté lié au chômage masculin.

L'inconvénient de ce premier modèle est qu'en dépit de l'utilisation de variables instrumentales, les liens causaux sont rendus plus complexes par l'endogénéité du travail à temps partiel. C'est pourquoi l'on estime un deuxième modèle qui endogénéise l'emploi à temps partiel et fait de la participation à temps complet et de la participation à temps partiel deux variables dépendantes distinctes (Modèle II). L'offre de travail à temps partiel et à temps complet ne peut pas être mesurée de manière parfaite, car il est impossible d'observer les préférences pour le travail à temps partiel et le travail à temps complet des chômeurs ainsi que des personnes employées qui seraient limitées dans le choix du nombre d'heures de travail. Cependant, on peut calculer une variable approximative en présupposant que la répartition emploi à temps partiel/emploi à temps complet est la même pour l'offre de main-d'œuvre que pour l'emploi. Ainsi, les taux de participation à temps complet et à temps partiel sont définis comme le produit de la part de l'emploi à temps complet (et, respectivement, de l'emploi à temps partiel) dans l'emploi et du taux de participation global. Le Modèle II est composé de deux équations liant la participation à temps partiel et à temps complet respectivement aux variables de politique et autres déterminants. Les variables de politique ne comprennent plus, désormais, la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi féminin (qui a été endogénéisée) mais incluent directement les incitations fiscales à l'emploi à temps partiel. Au préalable, on a effectué une régression de chaque taux de participation (temps complet et temps partiel) sur toutes les variables explicatives. Le modèle a ensuite été réestimé, en n'incluant que les variables significatives et en prenant la taille d'échantillon maximum dans chaque équation (tableau 5, colonnes 2 et 3)<sup>23</sup>. Des tests de robustesse sont effectués sur l'influence du taux d'imposition relatif des seconds apporteurs de revenu ainsi que des dépenses publiques en matière de garde d'enfants (tableau 6). L'estimation de ce second modèle confirme les conclusions du premier modèle – avec des résultats statistiquement significatifs au niveau conventionnel – et livre plusieurs nouveaux enseignements découlant de la distinction entre participations à temps partiel et à temps complet<sup>24</sup>.

Premièrement, les estimations confirment que l'existence d'un écart de taxation élevé entre les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires exerce un impact négatif sur la participation féminine. L'effet se fait essentiellement sentir sur la participation à temps complet en raison du niveau de gains auquel le



Tableau 6. **Essais de sensibilité sur les effets de l'imposition des seconds apporteurs de revenu et des dépenses publiques en matière de garde d'enfants, OCDE 1985-1999**<sup>1, 2</sup>  
Moindres carrés à deux degrés, avec écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité

Variable dépendante : log (taux de participation à temps complet des femmes 25-54 ans)

	Options <sup>3</sup>			
	Modèle de base	1	2	3
log (imposition relative second apporteur de revenu à 67 % de l'OMP)	-0.29 (2.84)***			-0.22 (2.23)**
log (garde d'enfants)	0.05 (3.65)***	0.05 (3.43)***	0.05 (3.42)***	
log (congrés rémunérés)	0.17 (2.47)**	0.18 (2.55)**	0.16 (2.23)**	0.12 (1.56)
[log (congrés rémunérés)] <sup>2</sup>	-0.02 (2.06)**	-0.02 (2.10)**	-0.02 (1.79)*	-0.01 (1.2)
log (imposition personne célibataire à 67 % de l'OMP)		0.31 (3.02)***		
log (imposition second apporteur à 67 % de l'OMP)		-0.27 (2.78)***		
log (imposition relative second apporteur à 100 % de l'OMP)			-0.25 (2.05)**	
log (garde formelle de jour)				0.02 (2.21)**
log (écoles maternelles)				-0.01 (0.46)
Observations	123	123	123	123
R-carré ajusté	0.99	0.99	0.99	0.99

1. Valeur absolue du t de Student entre parenthèses. \* significatif à 10 %, \*\* significatif à 5 %, \*\*\* significatif à 1 %.

2. Voir la section sur l'analyse économétrique à plusieurs variables pour plus de détails sur les spécifications et les procédures d'estimation. Bien que que les variables de contrôle soient incluses dans le Modèle II (tableau 5), leurs coefficients n'apparaissent pas ici.

3. Dans l'option 1, le taux d'imposition moyen relatif des seconds apporteurs de revenu et des personnes célibataires percevant 67 % de l'OMP est décomposé selon leurs taux d'imposition moyens respectifs. L'option 2 teste l'effet des taux d'imposition moyens relatifs des seconds apporteurs de revenu et des personnes célibataires pour un niveau de gains de 100 % de l'OMP au lieu de 67 %. Enfin, dans l'option 3, les dépenses publiques en matière de garde d'enfants sont décomposées en dépenses affectées à la garde formelle de jour et dépenses affectées aux écoles maternelles par enfant de la catégorie d'âge considérée.

Source : Estimations de l'OCDE.

taux d'imposition relatif est mesuré (67 pour cent des gains de l'OMP dans le tableau 5 et 100 pour cent des gains de l'OMP dans le tableau 6). Lorsqu'ils sont introduits séparément, les taux d'imposition des seconds apporteurs de revenu et des personnes célibataires ont des coefficients de même ampleur mais de signes opposés (tableau 6). On ne peut donc rejeter l'hypothèse que c'est le taux

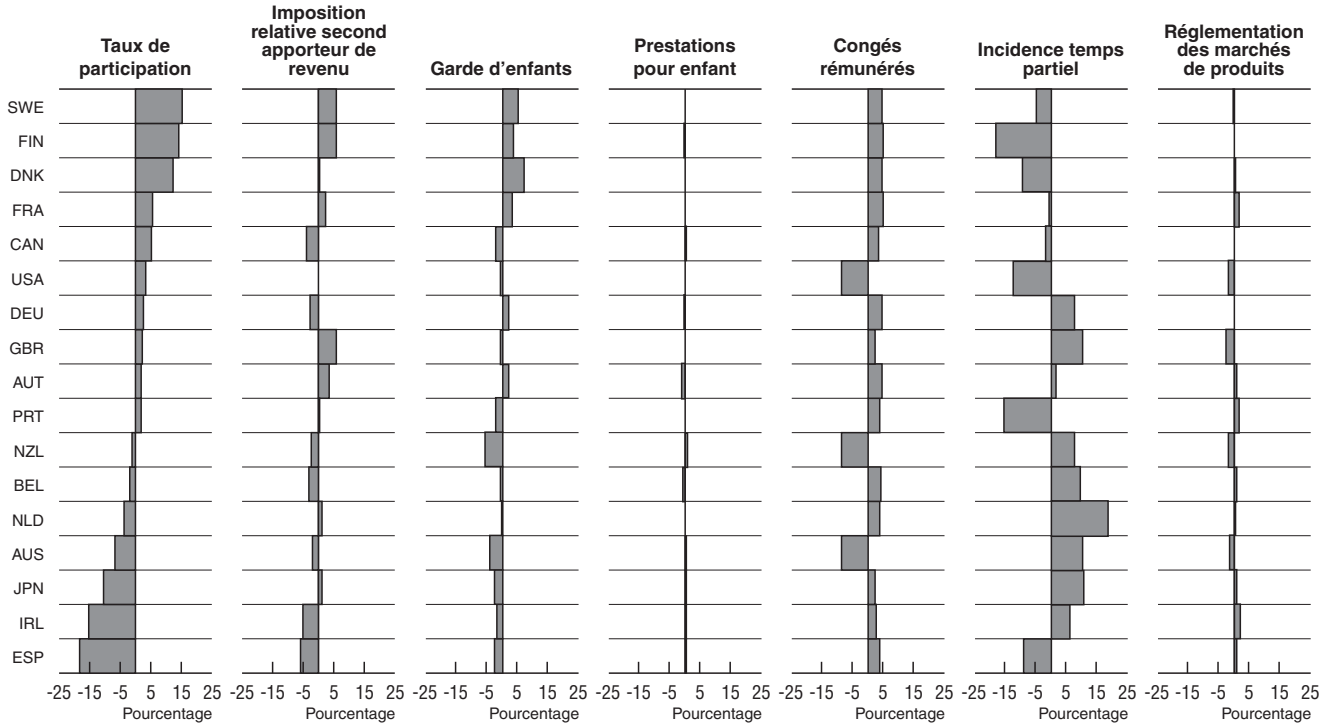
d'imposition relatif qui importe<sup>25</sup>. Manifestement, la taxation familiale exerce aussi une influence sur la participation à temps partiel. Les incitations fiscales à l'emploi à temps partiel, mesurées par l'augmentation du revenu disponible du ménage résultant du partage du travail rémunéré entre conjoints (en vertu duquel la femme perçoit 33 pour cent des gains de l'OMP), exercent un effet positif marqué sur la participation à temps partiel.

Deuxièmement, les dépenses publiques en matière de garde d'enfants et les congés parentaux rémunérés stimulent principalement la participation à temps complet des femmes. Ce résultat corrobore ceux de Powell (1998) sur les effets des subsides aux dépenses de garde d'enfants, quoique cet auteur relève un effet positif modeste des subventions sur la participation à temps partiel. Ce résultat donne à penser que l'inadéquation des services de garde d'enfants est davantage une contrainte pour la participation à temps complet que pour la participation à temps partiel. Un test de sensibilité (tableau 6) montre que lorsque les dépenses publiques affectées aux services formels de garde de jour et celles affectées aux écoles maternelles sont introduites séparément, seules les premières semblent avoir un effet significatif sur la participation féminine. L'absence de corrélation entre les dépenses affectées aux écoles maternelles et le taux de participation féminine à temps complet pourrait refléter le fait que de nombreuses mères sans emploi envoient également leurs enfants à l'école maternelle à des fins éducatives.

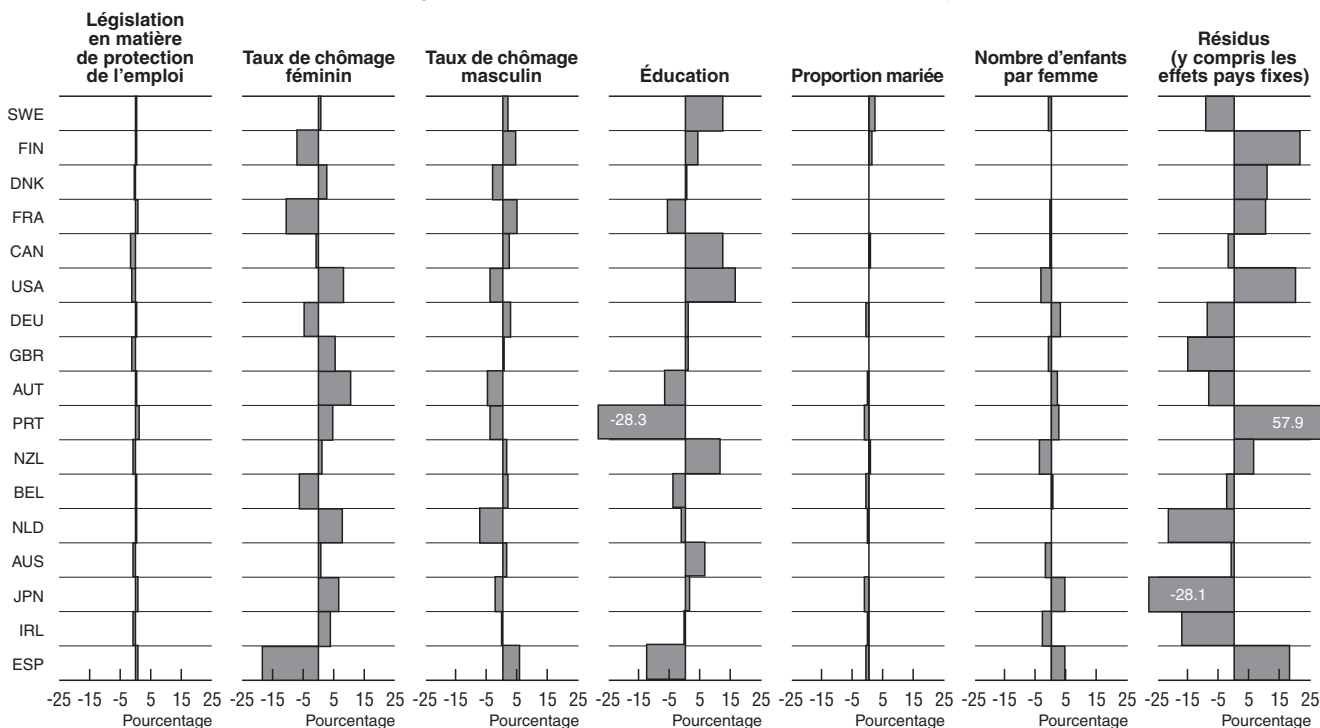
Troisièmement, bien qu'elles n'exercent pas d'effet significatif dans le Modèle I, dès lors qu'une distinction est établie entre participation à temps complet et participation à temps partiel, les prestations pour enfant s'avèrent exercer un effet négatif net sur la participation (en particulier *via* la participation à temps partiel). En effet, c'est seulement pour les femmes qui travaillent à temps partiel que l'effet revenu lié aux prestations pour enfant a des chances d'être suffisamment important pour induire une réduction de la participation. Cela confirme que, du strict point de vue de l'augmentation de la participation féminine, les subsides aux dépenses de garde d'enfants sont préférables aux prestations pour enfant, qui n'augmentent pas le rendement relatif du travail rémunéré pour la mère.

Quatrièmement, le degré de législation en matière de protection de l'emploi semble exercer une influence positive sur la participation à temps partiel. L'une des raisons possibles de cet effet est que lorsque le degré de LPE est élevé, les entreprises peuvent être tentées de recourir au travail à temps partiel pour parvenir à une plus grande flexibilité. On pourrait donc conclure de ce résultat que l'existence de possibilités d'emploi à temps partiel exerce une influence positive sur la participation à temps partiel. Le commentaire accompagnant le graphique 9 (voir plus bas) donne néanmoins à penser que l'effet positif de la disponibilité d'emplois à temps partiel sur la participation féminine pourrait ne s'exercer que

Graphique 9. **Contributions des variables explicatives à la participation féminine, 1999**  
 Déviation en pourcentage de la participation féminine par rapport à la moyenne de l'OCDE<sup>1,2</sup>



Graphique 9. Contributions des variables explicatives à la participation féminine, 1999 (suite)

Déviation en pourcentage de la participation féminine par rapport à la moyenne de l'OCDE<sup>1,2</sup>

1. La contribution d'une variable à la déviation en pourcentage du taux de participation féminine d'un pays par rapport à la moyenne de l'OCDE est calculée comme le produit de la déviation en pourcentage de cette variable par rapport à la moyenne de l'OCDE et le coefficient de la variable tel qu'estimé dans le Modèle I du tableau 5. Voir l'annexe II, qui contient davantage de détails sur le calcul des contributions.

2. Le taux d'imposition relatif des seconds apporteurs de revenu est calculé pour un niveau de gains équivalant à 67 pour cent des gains de l'OMP. Les variables « Prestations pour enfant », « Réglementation des marchés de produits », « Législation en matière de protection de l'emploi », « Proportion mariée » et « Nombre d'enfants par femme » n'étaient pas statistiquement significatives.

Source : Estimations de l'OCDE.

dans les pays où les préférences des femmes pour le travail à temps partiel sont élevées.

Cinquièmement, le degré de réglementation des marchés de produits n'a pas d'effet direct sur la participation féminine. Néanmoins, cette absence d'effet s'explique en partie par le fait que les régressions incluent le taux de chômage et les dépenses publiques en matière de garde d'enfants, eux-mêmes affectés par la RMP<sup>26</sup>. Lorsque ces influences indirectes sont prise en compte, la RMP s'avère exercer un effet négatif sur la participation féminine. L'augmentation de la participation résultant du passage de la valeur la plus élevée à la valeur la plus basse des RPM de l'échantillon en 1999 se situe juste en dessous de 2 points de pourcentage. Pour leur part, Pissarides *et al.* (2003) constatent que la réglementation des marchés de produits exerce un effet négatif beaucoup plus fort – mais sur l'emploi féminin<sup>27</sup>.

Enfin, les estimations confirment l'effet positif marqué de l'éducation et l'effet négatif net du chômage sur la participation féminine. Néanmoins, ces facteurs affectent également la composition de la participation – entre participation à temps complet et participation à temps partiel. La participation féminine à temps complet augmente avec le niveau d'éducation des femmes et le taux de chômage masculin (effet de la richesse des ménages) et diminue avec le taux de chômage féminin. On observe les relations inverses pour la participation à temps partiel. Fait surprenant, le nombre d'enfants exerce un effet négatif sur la participation à temps partiel. Cela semble vouloir dire que les femmes employées à temps partiel qui quittent leur emploi lorsqu'elles ont un nombre relativement élevé d'enfants sont beaucoup plus nombreuses que les mères qui abandonnent un emploi à temps complet pour un emploi à temps partiel.

Les estimations économétriques permettent de quantifier les contributions des politiques et autres variables aux écarts de taux de participation féminine entre pays. Sur la base du Modèle I, le graphique 9 décompose le pourcentage de déviation du taux de participation féminine de chaque pays par rapport à la moyenne de l'OCDE (pour les pays inclus en 1999) selon les contributions des différentes variables explicatives<sup>28, 29</sup>. Les pays nordiques continentaux et la France sont les pays qui affichent les taux de participation les plus élevés. Comme on l'a vu dans la précédente section, ces pays appliquent des dosages de politiques similaires. Leurs performances supérieures à la moyenne s'expliquent par le traitement fiscal relativement favorable accordé aux seconds apporteurs de revenu, un niveau élevé de dépenses publiques en matière de garde d'enfants, des congés parentaux généreux, et le niveau d'éducation élevé des femmes (sauf en France). L'effet négatif induit par l'incidence relativement faible de l'emploi à temps partiel est contrebalancé par des effets pays fixes importants, ce qui reflète peut-être une erreur de spécification du rôle du temps partiel dans ces pays, où les préférences pour le temps partiel sont relativement faibles<sup>30</sup>. En France et en

Finlande, le taux de chômage élevé exerce un effet négatif sur la participation féminine. Les autres pays d'Europe du Nord et les pays du Pacifique (Australie, Japon et Nouvelle-Zélande) affichent des niveaux de participation inférieurs. Ces pays se caractérisent par une contribution supérieure à la moyenne de l'incidence de l'emploi à temps partiel et des congés parentaux rémunérés (sauf en Australie et en Nouvelle-Zélande), mais par un niveau de dépenses publiques en matière de garde d'enfants inférieur à la moyenne. Le fait que le chômage soit relativement bas dans la plupart des pays et le niveau d'éducation élevé des femmes en Australie et en Nouvelle-Zélande apportent également une contribution positive à la participation féminine. Les effets pays fixes sont inférieurs à la moyenne, ce qui pourrait refléter une moindre préférence pour le travail rémunéré ou une erreur de spécification de l'influence de l'emploi à temps partiel.

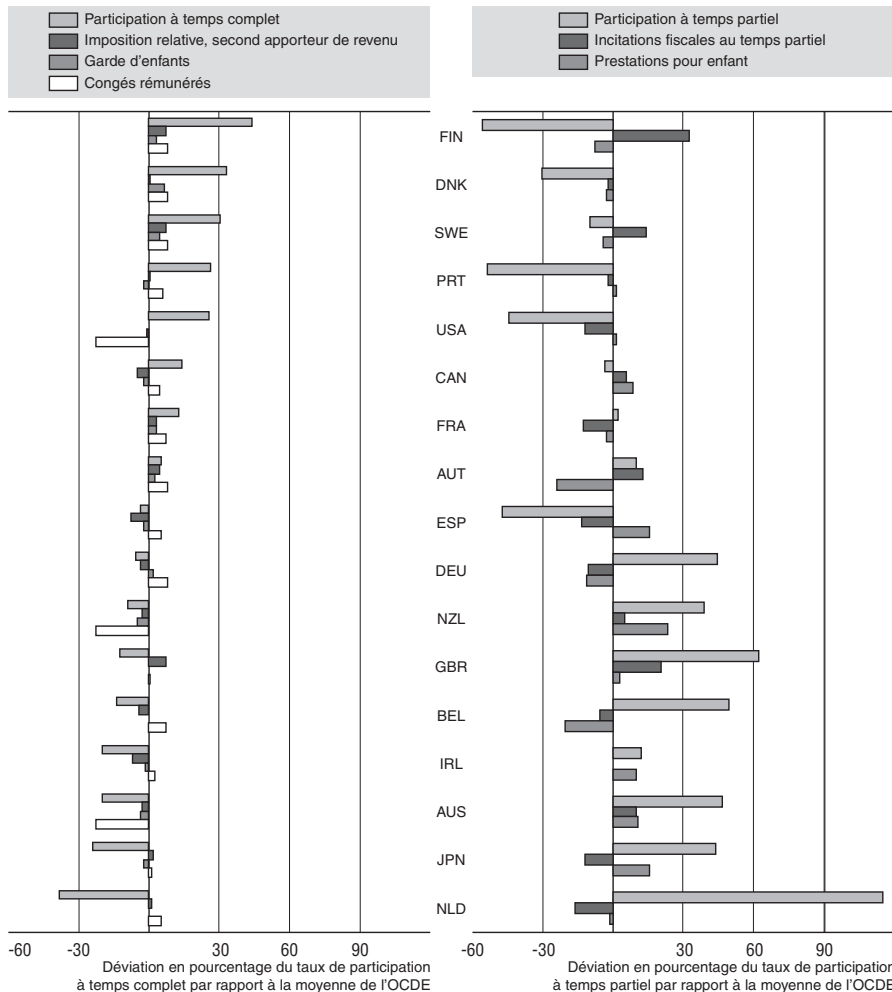
Bien que les politiques de soutien à la participation féminine examinées dans ce document soient peu développées aux États-Unis et au Canada, ces pays affichent des taux de participation féminine élevés, qui s'expliquent principalement par la modicité du chômage, des niveaux d'éducation féminine élevés et un effet pays fixe important dans le cas des États-Unis. Il se peut que ce dernier effet reflète un goût prononcé pour le travail, mais il pourrait également intégrer d'autres effets tels qu'une erreur de spécification de l'influence de l'emploi à temps partiel et la disponibilité de services de garde d'enfants formels abordables. Le taux de participation féminine du Portugal est également supérieur à la moyenne de l'OCDE, grâce à un chômage faible, une contribution des congés parentaux rémunérés supérieure à la moyenne et un effet pays fixe important. Dans ce cas, l'effet pays fixe pourrait refléter la disponibilité de services de garde informels ou le fait que la modicité des revenus oblige les deux membres du couple à travailler. Contrairement à ce qui se produit aux États-Unis et au Canada, la participation féminine au Portugal est limitée par le faible niveau d'éducation des femmes. Enfin, la participation féminine est très faible en Espagne, en dépit d'un effet pays fixe important et d'une contribution des congés parentaux rémunérés supérieure à la moyenne. Non seulement les politiques en faveur de la participation féminine sont peu développées dans ce pays, mais le faible niveau d'éducation des femmes et le taux de chômage élevé constituent des obstacles supplémentaires à la participation féminine.

Enfin, le graphique 10 met en lumière les contributions des variables de politique à la participation à temps complet et à temps partiel (mesurées en déviation en pourcentage du taux de participation considéré par rapport à la moyenne géométrique de l'OCDE) basées sur le Modèle II, où la participation à temps partiel est endogène. Les politiques pertinentes pour la participation à temps complet, qui incluent le traitement fiscal des seconds apporteurs de revenu, les dépenses publiques en matière de garde d'enfants et les congés parentaux rémunérés, expliquent au moins 45 pour cent de la déviation de la participation à

Graphique 10. Contributions des politiques aux taux de participation à temps complet et à temps partiel, 1999<sup>1,2</sup>

Partie A. Participation à temps complet

Partie B. Participation à temps partiel



1. La contribution d'une variable à la déviation en pourcentage du taux de participation féminine à temps complet (temps partiel) d'un pays par rapport à la moyenne de l'OCDE est calculée comme le produit de la déviation en pourcentage de cette variable par rapport à la moyenne de l'OCDE et le coefficient de la variable tel qu'estimé dans le Modèle II du tableau 5.
2. Le taux d'imposition relatif des seconds apporteurs de revenu est calculé pour un niveau de gains équivalant à 67 pour cent des gains de l'OMP.

Source : Estimations de l'OCDE.

temps complet par rapport à la moyenne de l'OCDE dans environ la moitié des pays de l'échantillon (Australie, Autriche, France, Nouvelle-Zélande, pays nordiques continentaux et Espagne). Le pouvoir explicatif des politiques pertinentes pour la participation à temps partiel – incitations fiscales à l'emploi à temps partiel et prestations pour enfant – est quelque peu inférieur, ces politiques expliquant au moins 40 pour cent de la déviation de la participation à temps partiel par rapport à la moyenne de l'OCDE en Australie, en Irlande, en Nouvelle-Zélande et au Royaume-Uni, et 25 pour cent aux États-Unis.

### **SIMULATIONS DE L'EFFET DES POLITIQUES SUR LA PARTICIPATION FÉMININE**

Pour illustrer l'incidence potentielle des politiques publiques en rapport avec la participation féminine, il est possible de simuler plusieurs scénarios à l'aide des équations estimées (voir Burniaux *et al.*, 2003 pour les détails). Les mesures simulées sont nécessairement simplifiées et, dans certains cas, marquent un changement radical par rapport aux politiques actuelles. Il se pourrait donc qu'elles exploitent les équations au-delà des effets marginaux estimés. De plus, les besoins de financement associés aux mesures simulées peuvent être importants dans certains pays et nécessiter une augmentation substantielle des (autres) taux d'imposition qui ne manquerait pas d'avoir des répercussions sur la participation au marché du travail. Ces effets d'équilibre général n'ayant pas été pris en compte dans les simulations, il est possible que celles-ci donnent une image biaisée des effets de la réforme des politiques. En outre, les mesures envisagées et les besoins de financement qu'elles impliquent ne sont peut-être tout simplement pas réalistes.

Ces mises en garde étant faites, quatre simulations ont été effectuées. Le premier scénario présuppose un traitement fiscal identique pour les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires, ce qui implique pour la plupart des pays une réduction du taux d'imposition moyen sur les seconds apporteurs de revenu. Le deuxième scénario simule l'impact d'un relèvement des dépenses publiques en matière de garde d'enfants (par enfant) jusqu'au niveau moyen de l'OCDE, dans les pays où ces dépenses sont inférieures à la moyenne. Le troisième scénario présuppose un relèvement des dépenses publiques en matière de garde d'enfants (par enfant) jusqu'au niveau maximum observé dans l'échantillon (8 009 dollars, au Danemark). Enfin, le quatrième scénario simule l'impact d'un relèvement des incitations fiscales au partage du travail rémunéré entre conjoints jusqu'à la valeur maximum observée dans l'échantillon (une augmentation du revenu disponible du ménage de 11 pour cent en Finlande et au Mexique). Il est possible que les deux réformes fiscales simulées se chevauchent partiellement, dans la mesure où une modification de la fiscalité – par exemple la réduction de l'allocation pour conjoint à charge – peut tout à la fois améliorer la



neutralité de l'imposition des seconds apporteurs de revenu (par rapport aux personnes célibataires) et renforcer les incitations fiscales au partage du travail rémunéré entre conjoints.

Les simulations sont basées sur le Modèle II (tableau 5), qui fournit des équations prédictives distinctes pour les taux de participation à temps partiel et à temps complet. Les changements anticipés de la participation à temps partiel et à temps complet sont ensuite agrégés, pour donner le changement de la participation féminine globale. Les taux de participation de référence, qui servent de point de départ aux simulations, sont les taux de participation féminine projetés pour 2025, tels qu'ils figurent dans Burniaux *et al.* (2003)<sup>31</sup>. Le choix du taux de participation anticipé en 2025 comme taux de référence s'explique par le fait qu'il pourrait s'écouler du temps avant que les réformes soient mises en œuvre et qu'elles produisent tous leurs effets. Les simulations imposent une contrainte – le taux de participation féminine ne peut pas excéder le taux de participation masculine projeté dans le scénario de référence pour 2025 (« contrainte de participation »).

Le tableau 7 illustre l'augmentation de la participation féminine qui peut être obtenue dans chaque scénario par rapport au scénario de référence. Le gain de participation moyen induit par l'harmonisation du traitement fiscal du second revenu du foyer est d'environ 4 points de pourcentage. Le relèvement des dépenses publiques en matière de garde d'enfants jusqu'au niveau moyen de l'OCDE entraîne une augmentation modérée de la participation féminine de 1.5 point de pourcentage<sup>32</sup>, tandis que l'hypothèse d'une convergence de ces dépenses vers le niveau danois conduit à une hausse moyenne de la participation de 4½ points de pourcentage. Enfin, le renforcement des incitations fiscales au partage du travail rémunéré entre conjoints entraîne un gain de participation moyen de 5 points de pourcentage. Le cumul des scénarios 1, 3 et 4 donne un taux de participation féminine moyen de 85.5 pour cent, contre 76.4 pour cent dans le scénario de référence, soit un gain moyen d'à peu près 9 points de pourcentage. Pour de nombreux pays, ce résultat est affecté par la contrainte de participation.

## AUTRES CONSIDÉRATIONS POUR L'ORIENTATION DES POLITIQUES

### Emploi à temps partiel et emploi à temps complet

De l'enquête susmentionnée sur les préférences des couples avec jeunes enfants, il apparaît que les pays n'ont pas les mêmes préférences vis-à-vis de la participation à temps partiel et de la participation à temps complet. Dans certains pays, une préférence élevée pour l'emploi à temps partiel peut refléter une volonté, de la part des parents, de passer davantage de temps avec leurs enfants, avec les bienfaits sociaux et économiques que cela peut entraîner. Néanmoins, ces préférences peuvent aussi être influencées par les politiques en vigueur. Par exemple, lorsque les services de garde d'enfants abordables sont rares et les

Tableau 7. Taux de participation anticipé des femmes de 25 à 54 ans, 2025<sup>1,2</sup>

	Taux de participation de référence	Augmentation de la participation à temps complet (points de %)			Augmentation de la participation à temps partiel (points de %)	Taux de participation total (%)		Taux de participation des hommes âgés de 25 à 54 ans
		Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4	Scénario cumulé bas	Scénario cumulé élevé	
		Traitement fiscal égal pour le second apporteur	Relèvement des dépenses de garde d'enfants jusqu'à la moyenne de l'OCDE	Relèvement des dépenses de garde d'enfants jusqu'au niveau danois	Traitement fiscal favorable temps partiel			
Australie	78.4	4.8	3.0	6.4	6.1	86.7	86.7	86.7
Autriche	75.6	1.7	0.0	2.6	3.5	80.8	83.5	92.1
Belgique	83.2	6.8	0.5	4.1	10.3	93.5	93.5	93.5
Canada	85.7	6.7	2.0	6.6	4.3	92.4	92.4	92.4
République tchèque	81.5	9.7	1.7	7.0	0.0	91.2	91.2	91.2
Danemark	85.0	4.7	0.0	0.0	4.1	90.5	90.5	90.5
Finlande	87.7	0.0	0.0	2.7	0.1	87.8	90.5	92.4
France	79.0	2.6	0.0	2.2	8.9	90.4	92.7	92.8
Allemagne	80.7	6.2	0.0	2.6	13.6	97.2	97.2	97.2
Grèce	77.4	0.3	..	..	1.1	78.8	78.8	94.2
Hongrie	70.7	0.0	..	..	-0.1	70.7	70.7	76.5
Islande	95.9	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	95.8	95.8	95.8
Irlande	80.9	13.7	1.4	5.0	8.5	94.6	94.6	94.6
Italie	64.5	7.6	..	..	2.7	74.7	74.7	89.8
Japon	68.3	2.4	1.4	4.2	13.2	85.2	88.2	96.6
Corée	59.6	1.2	8.3	12.4	1.2	70.4	74.5	86.3
Luxembourg	79.1	1.8	..	..	8.0	88.9	88.9	94.4
Mexique	58.4	0.1	3.0	6.1	0.0	61.6	64.6	95.9
Pays-Bas	82.2	2.4	0.0	2.3	13.8	96.0	96.0	96.0
Nouvelle-Zélande	74.5	4.2	3.8	7.3	6.3	85.4	85.4	85.4

Tableau 7. Taux de participation anticipé des femmes de 25 à 54 ans, 2025<sup>1,2</sup> (suite)

	Taux de participation de référence	Augmentation de la participation à temps complet (points de %)			Augmentation de la participation à temps partiel (points de %)	Taux de participation total (%)		Taux de participation des hommes âgés de 25 à 54 ans
		Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3	Scénario 4	Scénario cumulé bas	Scénario cumulé élevé	
		Traitement fiscal égal pour le second apporteur	Relèvement des dépenses de garde d'enfants jusqu'à la moyenne de l'OCDE	Relèvement des dépenses de garde d'enfants jusqu'au niveau danois	Traitement fiscal favorable temps partiel			
Norvège	88.6	2.9	0.0	0.9	5.2	93.8	93.8	93.8
Pologne	77.8	5.1	..	..	4.4	86.2	86.2	86.2
Portugal	79.4	4.9	2.1	6.9	2.2	88.7	90.9	90.9
République slovaque	84.8	5.4	3.2	5.4	..	90.2	90.2	90.2
Espagne	73.2	9.8	2.0	6.2	4.9	89.9	92.9	92.9
Suède	80.4	0.0	0.0	1.3	2.0	82.4	83.6	88.0
Suisse	87.0	3.6	1.8	5.0	8.4	95.5	95.5	95.5
Turquie	15.5	0.0	2.5	3.4	1.5	19.4	20.4	76.1
Royaume-Uni	79.4	2.5	0.6	3.8	3.4	85.8	89.2	90.3
États-Unis	78.2	4.9	0.9	5.4	3.8	87.7	92.0	92.0
<b>Moyenne OCDE<sup>3</sup></b>	<b>76.4</b>	<b>3.9</b>	<b>1.5</b>	<b>4.4</b>	<b>4.9</b>	<b>84.4</b>	<b>85.5</b>	<b>91.0</b>

1. Le scénario 1 pré suppose un traitement fiscal égal pour les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires (à 67 % de l'OMP), comme c'est déjà le cas en Finlande, en Suède, en Hongrie, au Mexique et en Turquie. Le deuxième scénario pré suppose un rattrapage des dépenses publiques en matière de garde d'enfants vers la moyenne de l'OCDE (2 314 \$ par enfant), uniquement dans les pays où les dépenses sont inférieures à la moyenne. Le Scénario 3 pré suppose que les dépenses publiques pour garde d'enfants convergent dans tous les pays vers le maximum de l'OCDE, observé au Danemark (8 009 \$). Enfin, le scénario 4 suppose que l'augmentation du revenu disponible du ménage entre la situation où le mari et la femme se partagent le travail rémunéré (100 % et 33 % de l'OMP respectivement) et la situation où le mari perçoit l'intégralité du revenu issu du travail rémunéré (133 % de l'OMP) a la valeur maximum de 11 % observée en Finlande et au Mexique. Le « scénario cumulé bas » combine les effets des scénarios 1, 2 et 4, tandis que le « scénario cumulé élevé » combine les scénarios 1, 3 et 4.

2. Toutes les simulations respectent la contrainte selon laquelle le taux de participation féminine résultant ne peut pas excéder le taux de participation masculine projeté pour 2025 dans le scénario de référence.

3. Moyenne non pondérée.

Source : Estimations de l'OCDE.

congés parentaux rémunérés de courte durée, il est difficile d'envisager un emploi à temps complet et l'emploi à temps partiel constitue une option plus attrayante. Dans ces cas, des politiques plus favorables de soutien aux familles avec enfants seraient de nature à stimuler la participation à temps complet.

Dans certains pays, le risque existe également que l'emploi à temps partiel ne marginalise les femmes sur le marché du travail. C'est le cas lorsque les emplois à temps partiel se caractérisent par un salaire et des avantages sociaux médiocres, une faible durée d'occupation et l'absence de formation, autant de facteurs qui réduisent les perspectives de carrière des femmes et augmentent le risque qu'elles quittent le marché du travail (encadré 3)<sup>33</sup>. Ces conditions de travail peuvent découler d'une offre excessive de travail à temps partiel féminin ou d'un effet de signal négatif associé aux emplois à temps partiel. Dans ce type de situation, des mesures consistant à développer les options de garde d'enfants abordables et à allonger les congés parentaux pourraient atténuer la marginalisation des femmes en les aidant à passer à un emploi à temps complet offrant davantage de perspectives. Une autre solution consisterait à réduire l'effet négatif sur les perspectives de carrière des périodes passées dans un emploi à temps partiel, par exemple en donnant aux parents davantage de liberté pour modifier leur temps de travail (liberté de travailler à temps partiel mais aussi de retravailler à temps complet).

### **Améliorer l'efficacité des subsides aux dépenses de garde d'enfants et réductions d'imposition pour les seconds apporteurs de revenu**

Il y a des limites à l'augmentation optimale des subsides aux dépenses de garde d'enfants et à la réduction de l'imposition sur les seconds apporteurs de revenu. De telles mesures présentent presque nécessairement un coût budgétaire net, même si elles peuvent s'autofinancer en partie (voir Burniaux *et al.*, 2003)<sup>34</sup>. Leur mise en œuvre peut nécessiter un relèvement des taux d'imposition, susceptible de créer d'autres distorsions dans l'économie, ou une réduction des autres dépenses budgétaires. Au-delà du coût budgétaire, les subsides aux dépenses de garde d'enfants peuvent encourager une consommation excessive de ces services (en quantité et en qualité) en abaissant leur prix en-deçà de leur coût social réel, et décourager de manière inefficace la consommation de biens matériels (Rosen, 1996)<sup>35</sup>. Par exemple, Rosen affirme que les subsides aux dépenses de garde d'enfants en Suède sont trop importants au sens où une réduction de ces subsides accompagnée d'une réduction des impôts marginaux sur le revenu propre à équilibrer le budget engendrerait des gains d'efficacité en réduisant la production excessive de services ménagers<sup>36</sup>.

Il est possible d'améliorer l'efficacité – et donc de réduire le coût – des subsides aux dépenses de garde d'enfants en subordonnant leur attribution à l'exercice d'une activité professionnelle ou tout au moins à la recherche active d'un emploi

### Encadré 3. Caractéristiques de l'emploi à temps partiel et risque de marginalisation des femmes

Il existe un risque de marginalisation des femmes lorsque les emplois à temps partiel se caractérisent par un salaire et des avantages sociaux médiocres, une faible durée d'occupation et l'absence de formation. Le tableau ci-dessous compare les gains et les prestations de sécurité sociale associés aux emplois à temps partiel et aux emplois à temps complet. Les chiffres sur les gains (pour les pays couverts) révèlent un écart moyen de 14 pour cent entre les gains horaires médians des femmes travaillant à temps partiel et celles travaillant à temps complet. C'est dans les pays anglophones (à savoir, Canada, Royaume-Uni et États-Unis) que l'écart est le plus important. Néanmoins, pour mesurer l'éventuelle pénalité salariale, il est nécessaire de tenir compte d'un certain nombre de déterminants des gains. L'étude de Pissarides *et al.* (2003) sur les pays de l'UE constate l'existence d'une pénalité salariale (mesurée sur la base des gains horaires) pour les travailleurs à temps partiel en Irlande, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni et, à l'inverse, l'existence d'une prime salariale en Autriche, en Allemagne et dans les pays d'Europe du Sud. Blank (1990) note également qu'une fois les déterminants des gains pris en compte, le travail à temps partiel est assorti d'une faible pénalité salariale aux États-Unis. La deuxième partie du tableau indique les seuils minima (en termes d'heures travaillées ou de gains) donnant droit à une couverture sociale pour les travailleurs à temps partiel (OCDE, 1998). C'est en Allemagne et au Japon que les seuils sont les plus élevés, et dans les pays d'Europe du Sud qu'ils sont les plus bas (sauf pour les prestations publiques de santé en Italie). Au Royaume-Uni, le seuil d'admissibilité à la couverture sociale est assez bas, cependant, de nombreuses femmes travaillent un très petit nombre d'heures (Daune-Richard, 1998). Aux États-Unis, les travailleurs à temps partiel ont peu accès aux avantages sociaux offerts par l'employeur, tels que les régimes d'assurance maladie et de retraite (Houseman et Osawa, 1998). Enfin, une étude de l'OCDE (1999) montre que les femmes travaillant à temps partiel sont généralement beaucoup moins susceptibles de recevoir une formation payée par l'employeur que leurs homologues travaillant à temps complet, même lorsque l'on prend en compte d'autres déterminants de l'incidence de la formation.

La marginalisation peut être mesurée par la difficulté qu'ont les femmes d'accéder à un emploi à temps complet et/ou leur faible attachement au marché du travail. Par exemple, O'Reilly et Bothfeld (2002) notent qu'en Allemagne et au Royaume-Uni, seul un petit nombre de femmes peuvent se servir de leur emploi à temps partiel comme tremplin pour accéder à un emploi à temps complet. En fait, une vaste proportion d'entre elles (en particulier parmi les mères ayant plus d'un enfant) renoncent à l'emploi. Dans le cas des États-Unis, Miller (1997) constate que le fait d'avoir occupé un emploi à temps partiel augmente la probabilité de travailler de nouveau à temps partiel et réduit la probabilité de travailler à temps complet, même si l'emploi à temps partiel n'a été exercé que momentanément à l'occasion de l'arrivée des enfants. D'un autre côté, sur la base de données relatives aux transitions sur le marché du travail aux États-Unis, Blank (1989) et Farber (1999) concluent que le travail à temps partiel et le travail temporaire s'inscrivent souvent dans un processus de sortie du chômage et d'accession à un emploi régulier à temps complet.

### Encadré 3. Caractéristiques de l'emploi à temps partiel et risque de marginalisation des femmes (suite)

#### Niveaux de gains et couverture sociale des travailleurs à temps partiel

	Gains horaires médians des femmes travaillant à temps partiel <sup>1, 2</sup> 1995	Seuils d'admissibilité à la couverture sociale pour les travailleurs à temps partiel, 1998		
		Prestations de santé publiques	Prestations de retraite	Prestations de chômage
Autriche	..	Sch 3 830/mois (15 % de l'OMP)	Sch 3 830/mois (15 % de l'OMP)	Sch 3 830/mois (15 % de l'OMP ; perception de gains supérieurs à ce niveau pendant 52 semaines au moins au cours des deux dernières années)
Belgique	86.8	400 heures durant les 6 mois précédents ou 3 heures/jour	4 heures/jour	–
Canada	69.8	–	C\$ 67/semaine ou C\$ 3 500/an (10 % de l'OMP)	Aucun minimum hebdomadaire depuis janvier 1997
République tchèque	..	–	–	22 heures/semaine
Danemark	76.4	–	9 heures/semaine pour les pensions supplémentaires et 15 heures/semaine pour les régimes de retraite du marché du travail dans certains secteurs	37 heures/semaine pendant 52 semaines au moins durant les trois dernières années
Finlande	90.2	–	–	18 heures/semaine
France	81.7	200 heures durant les 3 derniers mois	–	4 mois de cotisations au cours des 8 derniers mois
Allemagne	87.5	15 heures/semaine (45 heures/mois pour les ouvriers)	15 heures/semaine	18 heures/semaine
Grèce	108.8	–	–	–
Irlande	..	Gains supérieurs à Ir£ 9 256 (61 % de l'OMP)	Gains supérieurs à Ir£ 2 600 (17 % de l'OMP)	Gains supérieurs à Ir£ 2 600 (17 % de l'OMP)

### Encadré 3. Caractéristiques de l'emploi à temps partiel et risque de marginalisation des femmes (suite)

#### Niveaux de gains et couverture sociale des travailleurs à temps partiel

	Gains horaires médians des femmes travaillant à temps partiel <sup>1, 2</sup> 1995	Seuils d'admissibilité à la couverture sociale pour les travailleurs à temps partiel, 1998		
		Prestations de santé publiques	Prestations de retraite	Prestations de chômage
Italie	103.0	24 heures/semaine	–	–
Japon	..	20 heures/semaine	20 heures/semaine	20 heures/semaine
Luxembourg	77.5	–	–	–
Pays-Bas	93.1	–	–	26 semaines de travail pendant les 39 semaines précédentes pour les prestations de base (52 jours/an durant 4 des 5 dernières années calendaires écoulées pour les prestations liées aux salaires)
Portugal	113.0	12 jours durant les 4 derniers mois	–	–
Espagne	84.0	–	–	–
Suède	92.3	SKr 6 000/an (3 % de l'OMP)	SKr 6 000/an (3 % de l'OMP)	17 heures/semaine
Royaume-Uni	69.6	–	£61/semaine (18 % de l'OMP)	£61/semaine (18 % de l'OMP)
États-Unis	62.5	–	–	Variable selon les états
Moyenne non pondérée	86.4			

« – » désigne l'absence de seuil.

1. Pourcentage des gains horaires médians des travailleurs à temps complet. Le fait que les gains médians des femmes travaillant à temps partiel soient supérieurs à ceux des femmes travaillant à temps complet dans quelques pays d'Europe du Sud pourrait être dû à un artifice statistique – si certains employés qui effectuent peu d'heures mais qui n'ont pas de contrat à temps partiel ferme ne sont pas comptabilisés comme travaillant à temps partiel.

2. 1993, industrie uniquement pour la Grèce ; 1994 pour la France ; 1996 pour les États-Unis ; 1997 pour le Canada.

Source : Basé sur OCDE (1998) et OCDE (1999). Données sur les gains à temps partiel : Canada, *Enquête sur la population active*, 1997 ; EUROSTAT, *Enquête sur la structure des salaires*, 1995 ; États-Unis, calculs du Secrétariat de l'OCDE basés sur le fichier « gains annuels » de la Current Population Survey de 1996 du Bureau of Labor Statistics des États-Unis. Les données sur la couverture sociale ont été fournies par les autorités nationales sur la base d'un questionnaire envoyé à l'ensemble des pays membres de l'OCDE et proviennent de la Base de données de l'OCDE sur les impôts et les prestations.

de la part de la mère. Du point de vue de l'encouragement à la participation des femmes au marché du travail, les subsides aux dépenses de garde d'enfants subordonnées à l'emploi de la mère sont préférables aux prestations pour enfant qui, en raison de leur caractère forfaitaire, ont une incidence négative sur la participation féminine. Toutefois, les prestations pour enfant peuvent être justifiées par des considérations d'équité horizontale entre différents types de famille et le souci de réduire la pauvreté infantile.

On peut également améliorer l'efficacité des subsides aux dépenses de garde d'enfants et des réductions d'imposition pour les seconds apporteurs de revenu en les ciblant sur les mères à faible revenu dont l'offre de travail est plus élastique par rapport au salaire net (Del Boca *et al.*, 2003). Les mères à faible revenu ont également plus de chances de manquer de liquidités financières et, par conséquent, sont vraisemblablement moins aptes à financer les services de garde requis pour parvenir à l'autosuffisance financière (*via* l'accumulation d'expérience professionnelle et de capital humain). Néanmoins, ce ciblage plus précis implique une augmentation des taux marginaux effectifs d'imposition à mesure que le revenu croît, et les réductions d'imposition et subsides aux dépenses de garde d'enfants doivent être conçus judicieusement pour limiter l'impact négatif sur l'offre d'heures de travail.

La solution consistant à subordonner et cibler les subsides aux dépenses de garde d'enfants doit être contrebalancée avec les avantages potentiels que présentent ces subventions pour le développement futur de l'enfant et son intégration dans la société, ainsi qu'avec les considérations d'équité. Les études montrent que des services de garde de grande qualité sont bénéfiques aux enfants du moins à partir de l'âge de trois ans [voir Kamerman *et al.* (2003) pour un résumé de la littérature]. Pour les enfants de moins de neuf mois ou un an, l'emploi maternel entraîne plus souvent des effets négatifs.

Enfin, pour que les subsides aux dépenses de garde d'enfants et la réduction d'imposition stimulent efficacement la participation féminine, l'offre de services de garde doit être réactive. Pour Blau (2001), l'offre de services de garde d'enfants est très réactive car les structures de garde à domicile exigent un investissement en capital minime. De fait, l'auteur constate que l'offre de services de garde est très réactive aux États-Unis<sup>37</sup>. Parmi les mesures susceptibles d'accroître la réactivité de l'offre de services de garde d'enfants abordables figurent une moindre réglementation des marchés de produits<sup>38</sup> et des politiques moins restrictives en matière d'immigration.

### **Les arbitrages de la fiscalité de la famille**

Le choix entre imposition conjointe et imposition séparée des membres du ménage nécessite de procéder à un arbitrage. L'imposition séparée est incontestablement préférable dans l'optique de l'encouragement à la participation



féminine, car elle réduit les distorsions des incitations au travail féminin. Toutefois, cette plus grande neutralité vis-à-vis des incitations au travail des seconds apporteurs de revenu a un coût : elle est obtenue au détriment de l'équité horizontale entre familles de différents types. De fait, dans un régime d'imposition séparée, l'impôt payé par des familles ayant le même revenu brut varie en fonction de la répartition du revenu entre les deux conjoints.

## CONCLUSIONS

Ce document a examiné les facteurs qui sous-tendent la participation féminine dans les pays de l'OCDE. Les enquêtes révèlent que les préférences pour le modèle traditionnel du soutien de famille masculin sont faibles parmi les couples ayant de jeunes enfants et qu'il existe un vaste potentiel d'augmentation de l'offre de main-d'œuvre féminine. Après avoir examiné les défaillances du marché et les distorsions qui peuvent entraver la participation féminine, le document fournit de nouveaux éléments empiriques sur les effets de différents instruments d'action sur la participation féminine. Plusieurs conclusions utiles pour l'orientation des politiques émergent de l'analyse.

Premièrement, un traitement fiscal plus neutre des incitations au travail adressées aux seconds apporteurs de revenu (par rapport aux personnes célibataires) est de nature à stimuler la participation féminine en augmentant le rendement du travail rémunéré des femmes mariées. De plus, le renforcement des incitations au partage du travail rémunéré entre conjoints incite davantage de femmes inactives à accepter un emploi à temps partiel. Ces deux mesures fiscales ne sont pas complètement indépendantes et un traitement fiscal plus neutre du second revenu du foyer pourrait contribuer au renforcement des incitations fiscales au partage du travail rémunéré entre conjoints. Par exemple, la réduction de l'allocation pour conjoint à charge, qui réduit l'imposition des seconds apporteurs de revenu, renforce également les incitations au partage du travail rémunéré entre conjoints.

Deuxièmement, les prestations pour enfant (y compris les abattements fiscaux), qui prennent essentiellement la forme de transferts forfaitaires au titre de l'entretien des enfants, génèrent un effet revenu qui réduit l'offre de main-d'œuvre féminine, en particulier de travailleurs à temps partiel potentiels. Les prestations pour enfant peuvent se justifier par des considérations d'équité horizontale entre familles de différents types et le souci de réduire la pauvreté. Dans l'optique de l'augmentation de l'offre de main-d'œuvre féminine, les subsides aux dépenses de garde d'enfants sont plus efficaces que les prestations pour enfant car elles accroissent le rendement relatif du travail rémunéré. Ces subsides peuvent se révéler particulièrement utiles lorsqu'il existe un écart de taxation élevé entre les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires, qui réduit

l'offre de main-d'œuvre féminine, ou lorsque l'extrême compression de la structure salariale limite la disponibilité de services de garde abordables (en rendant le coût relatif de la garde d'enfants plus élevé). Les subsides aux dépenses de garde d'enfants sont plus efficaces, et donc moins coûteux, lorsqu'ils sont subordonnés à la participation des femmes au marché du travail. Dans un souci d'efficacité, il serait également possible de cibler les réductions d'impôt et les subsides aux dépenses de garde d'enfants sur les femmes peu qualifiées, dont les décisions de participation subissent les plus grandes distorsions. Néanmoins, il y a lieu de tenir compte des problèmes bien connus d'incitations associés au ciblage basé sur le revenu.

Troisièmement, les congés parentaux rémunérés tendent également à stimuler la participation féminine en aidant les femmes à concilier vie professionnelle et vie de famille et en renforçant leur attachement au marché du travail lorsqu'elles ont l'assurance de conserver leur emploi. Cependant, un congé parental prolongé peut contribuer à l'érosion des compétences professionnelles et nuire aux perspectives futures de carrière et de gains. Au-delà de l'équivalent de 20 semaines de travail rémunéré à salaire normal, l'effet marginal de congés parentaux supplémentaires sur la participation féminine devient négatif.

Quatrièmement, des services de garde d'enfants inadéquats représentent une contrainte davantage pour la participation à temps complet que pour la participation à temps partiel. De fait, l'offre de services de garde d'enfants abordables et l'existence de congés parentaux rémunérés stimulent davantage la participation à temps complet que la participation à temps partiel. En outre, l'offre de services de garde d'enfants se révèle plus inadaptée au niveau des structures de garde de jour (pour les enfants plus jeunes) qu'à celui des écoles maternelles.

Cinquièmement, le développement des possibilités d'emploi à temps partiel tend également à stimuler la participation féminine, mais à des degrés variables selon les pays. Le fait est que les préférences pour l'emploi à temps partiel varient selon les pays. Bien qu'il s'agisse du régime de travail préféré dans de nombreux pays européens, l'emploi à temps partiel n'est pas considéré comme une solution attrayante par les femmes de la plupart des pays nordiques et d'Europe du Sud. Enfin, lorsque l'emploi à temps partiel est synonyme de pénalité salariale, de couverture sociale médiocre, d'insécurité de l'emploi et de manque d'accès à la formation, il peut conduire à une marginalisation des femmes dans ce type de poste. Dans ce cas de figure, les politiques publiques devraient s'employer à faciliter l'accès des femmes à l'emploi à temps complet ou réduire l'effet négatif sur les perspectives de carrière des périodes passées dans un emploi à temps partiel.

Les simulations montrent que les politiques publiques peuvent exercer un effet significatif sur la participation féminine. Par exemple, le scénario consistant à appliquer un traitement fiscal neutre au second revenu du foyer, à relever le

niveau par enfant des dépenses publiques consacrées à la garde d'enfants au niveau des dépenses danoises et de porter les incitations fiscales au partage du travail rémunéré entre conjoints à la valeur maximale observée dans l'échantillon conduit à un gain de participation moyen de 9 points de pourcentage dans les pays de l'échantillon. Pour de nombreux pays, ce résultat est affecté par la contrainte de participation.

L'éducation des femmes, le bon fonctionnement des marchés du travail (synonyme de chômage faible) et les attitudes culturelles (prises en compte dans les effets fixes) demeurent des déterminants importants de la participation féminine. Les politiques publiques favorables à l'éducation des femmes pourraient donc produire un impact majeur sur la participation féminine. De plus, il faut signaler que les choix d'une femme en matière d'éducation peuvent dépendre dans une large mesure des perspectives de carrière qui s'offrent à elle et, en particulier, des politiques qui peuvent l'aider à concilier vie professionnelle et vie de famille. Dans les pays où ces politiques sont plus développées, il est probable que les femmes sont plus disposées à investir dans leur éducation.

Enfin, les données exposées dans la littérature récente semblent indiquer que la hausse du niveau de participation n'a pas nécessairement pour corollaire une réduction de la fécondité. En fait, lorsque l'augmentation de la participation féminine est étayée par des politiques adéquates facilitant la conciliation de la vie professionnelle et de la vie de famille, elle ne s'accompagne d'aucun déclin de la fécondité, et il peut même arriver que la fécondité augmente légèrement.

## NOTES

1. Bien que la littérature utilise de plus en plus les données microéconomiques, certaines études récentes utilisent encore des données macroéconomiques (par exemple Bertola *et al.*, 2002 ; et Pissarides *et al.*, 2003).
2. Il est intéressant de noter que le nombre d'enfants par femme n'a pas décliné aux États-Unis et qu'il a augmenté au Luxembourg et en Suisse. On observe également un renversement de tendance au Danemark, en Norvège et aux Pays-Bas.
3. Il est possible, dans une certaine mesure, que les préférences soient formulées en référence aux politiques et conditions du marché du travail actuels. Par conséquent, dans les pays où les politiques en faveur de la participation féminine sont peu développées et/ou qui ont un chômage élevé, il se pourrait que les préférences sous-jacentes pour le travail soient sous-estimées.
4. L'annexe I décrit en détail la définition et les sources des données utilisées dans les quatre premières sous-sections sous l'intitulé « Les politiques qui affectent la participation des femmes au marché du travail ».
5. Il ressort de l'analyse plus générale de la perte d'efficacité induite par l'impôt sur le revenu que celle-ci dépend des élasticités croisées de l'offre de main-d'œuvre au sein du couple (entre les deux conjoints et avec les autres apporteurs de revenu du ménage), des distorsions qui s'exercent sur la structure de la consommation ainsi que des distorsions de la nature de l'offre de main-d'œuvre. Certaines de ces questions seront abordées ultérieurement sous l'intitulé « Autres considérations pour l'orientation des politiques ».
6. L'hypothèse est que le mari perçoit 100 pour cent des gains de l'OMP et que la famille compte deux enfants. Les taux d'imposition incluent les cotisations de sécurité sociale du salarié et sont calculés nets de transferts universels. Pour obtenir une mesure plus complète, il aurait fallu inclure les cotisations de sécurité sociale de l'employeur (qui, sur le long terme, sont acquittés par les salariés sous la forme de salaires réduits) et les impôts indirects. Toutefois, cela n'affecterait pas beaucoup l'écart d'imposition entre les seconds apporteurs de revenu et les personnes célibataires (défini comme le ratio entre les taux d'imposition). Enfin, les prestations soumises à conditions de ressources basées sur le revenu du ménage ne sont pas incluses (à l'exception de certaines prestations pour enfant qui varient en fonction du revenu) en raison du manque d'informations provenant de séries temporelles. Néanmoins, ces prestations sont moins déterminantes pour un niveau de gains du ménage égal ou supérieur à 100 pour cent des gains de l'OMP.
7. Voir par exemple le *Journal of Human Resources* (1990), qui contient des études sur plusieurs pays.

8. Il existe plusieurs modes de garde d'enfants : garde par la mère, garde informelle (lorsque l'enfant est confié à des proches ou des amis pour un coût nul ou modique), garde de jour formelle (qui inclut les garderies, la garde au domicile d'une assistante maternelle et la garde effectuée par une nourrice au domicile des parents) et l'école maternelle. Les subsides aux dépenses de garde d'enfants se concentrent généralement sur les services formels de garde de jour et les écoles maternelles.
9. Il est à noter que cette structure salariale affecte directement ou indirectement pratiquement chaque bien ou service produit dans l'économie, mais à des degrés variables. D'autres instruments permettent de corriger cette distorsion. L'un d'eux, de portée plus générale, consiste à réduire les cotisations patronales sur les travailleurs faiblement qualifiés et a été expérimenté par quelques pays.
10. Des données récentes (OCDE, 2003a) montrent cependant que de nombreux travailleurs faiblement qualifiés ont du mal à progresser sur l'échelle professionnelle et des revenus.
11. Néanmoins, si ce sont les contraintes de liquidité financière qui empêchaient le second apporteur de revenu de travailler en raison de son incapacité à payer des services de garde, l'augmentation du revenu pourrait entraîner une augmentation de l'offre de main-d'œuvre (Stiglitz, 2000).
12. Les dépenses par enfant sont calculées comme la somme des dépenses publiques affectées aux services formels de garde de jour et aux écoles maternelles pendant une année donnée, divisée par le nombre d'enfants n'ayant pas l'âge de la scolarité primaire. Les différences d'âge d'entrée à l'école primaire entre pays sont donc prises en compte.
13. Une partie de la relation positive entre la durée des congés rémunérés et le ratio emploi-population reflète le fait que les mères en congé parental sont comptabilisées comme personnes exerçant un emploi (mais absentes du travail), et non comme personnes sans emploi. Ruhm (1998) estime que cette convention explique entre un quart et la moitié de l'effet emploi total estimé.
14. Le taux d'ajustement du nombre d'heures effectif au nombre d'heures (inférieur) souhaité était de seulement 21 pour cent au sein d'un emploi et de 64 pour cent entre emplois (pour les personnes en mesure d'ajuster leurs heures de travail) (Euwals, 2001).
15. En pratique, le transfert d'heures de travail rémunéré entre conjoints peut s'avérer difficile et la mesure des incitations fiscales à partager le travail peut donc apparaître assez théorique dans certains cas. Lorsque le transfert d'heures de travail rémunéré entre conjoints est possible, l'augmentation de la participation féminine au marché du travail pourrait en principe être compensée par une réduction de l'offre de travail masculine, laissant inchangé le taux de participation total. Cependant, il est peu probable que la participation masculine diminue significativement car cette dernière est assez stable. L'indicateur d'incitations fiscales utilisé dans cette étude est donc plus une mesure du traitement fiscal des seconds apporteurs de revenu travaillant à temps partiel, qu'une mesure des incitations fiscales à partager le travail rémunéré entre conjoints *per se*.
16. Il faut noter que les effets anticipés de l'EITC ne sont pas entièrement favorables à l'emploi, notamment en ce qui concerne l'effet sur le nombre d'heures et les incitations au travail pour les couples à deux apporteurs de revenu. Les études empiriques montrent que l'EITC affecte favorablement la participation au marché du travail. Néan-

moins, elles relèvent également de faibles effets négatifs sur le nombre d'heures pour les personnes qui participent déjà au marché du travail et pour les seconds apporteurs de revenu (Hotz et Scholz, 2001).

17. Pour un pays donné, on considère qu'un indicateur a une valeur élevée si cette valeur est supérieure à la moyenne de tous les pays. L'Islande, qui affiche un soutien aux dépenses de garde d'enfants relativement élevé, une incidence de l'emploi à temps partiel relativement élevée et un traitement fiscal défavorable du second revenu, n'entre dans aucun des groupes.
18. L'introduction d'une variable de trend temporelle ne s'est pas révélée significative, probablement parce que l'horizon temporel de l'échantillon est relativement court et récent.
19. La population d'enfants actuellement âgés de 0 à 14 ans est divisé par le nombre de femmes âgées de 15 à 64 ans – et non pas de 25 à 54 ans – car il est probable qu'une partie de ces enfants aient des mères plus jeunes (de 15 à 24 ans), voire des mères plus âgées (de 55 à 64 ans). Cette mesure est simplement un indicateur approximatif, car il n'intègre pas les informations sur la répartition des naissances entre femmes de différentes tranches d'âge.
20. L'indice de la législation en matière de protection de l'emploi couvre à la fois les contrats permanents et les contrats temporaires. Il est tiré de Allard (2003) qui, en s'appuyant sur la méthodologie de l'OCDE, a élaboré une série temporelle pour cette variable.
21. Cet indice OCDE de la réglementation des marchés de produits couvre sept secteurs non manufacturiers pour lesquels des séries temporelles sont disponibles. Voir Nicoletti et Scarpetta (2003) pour plus de détails.
22. Vu que le logarithme naturel de zéro n'est pas défini, on suppose que les congés parentaux rémunérés sont d'une semaine dans les pays où il n'existe pas de tels congés. Il est en effet plausible que dans certains de ces pays les femmes soient autorisées, formellement ou informellement, à prendre quelques jours de congé de maladie payés au moment de la naissance d'un enfant.
23. De même, en ce qui concerne l'instrumentation des taux de chômage et des dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant, seuls les instruments qui étaient significatifs dans l'estimation initiale ont été conservés pour la réestimation. Ces instruments incluent les valeurs retardées des variables potentiellement endogènes, l'indice de la législation en matière de protection de l'emploi, l'indice de la réglementation des marchés de produits et les incitations fiscales au travail à temps partiel.
24. Les résultats sont robustes à l'exclusion des données aberrantes, et la corrélation entre les résidus des deux équations – pour la participation à temps complet et la participation à temps partiel (testée sur une même taille d'échantillon), n'est pas significative. Il est possible que des variables aient été omises, en particulier pour les déterminants de la demande de travailleurs à temps partiel par les entreprises, mais on peut raisonnablement supposer qu'elles ne sont pas corrélées avec les variables explicatives de l'offre de travail à temps partiel.
25. Dans cette étude, le coefficient positif du taux d'imposition des personnes célibataires est expliqué de la manière suivante : le taux d'imposition utilisé comme référence est celui des personnes célibataires, et c'est par rapport à ce critère qu'est mesuré le surcroît d'imposition des seconds apporteurs de revenu. Deux autres interprétations au moins sont possibles. Premièrement, il se peut que le taux d'imposition général

(représenté par le taux d'imposition moyen des personnes célibataires) reflète la taille du secteur public et que le coefficient positif reflète l'effet bénéfique d'un secteur public important sur la participation féminine. De fait, un secteur public plus important peut avoir pour corollaire une offre plus élevée de services publics facilitant la participation féminine et qui n'auraient pas été pris en compte dans la régression (par exemple les soins aux personnes âgées). Un vaste secteur public peut également être synonyme de débouchés professionnels plus nombreux pour les femmes, étant donné que dans certains pays, le secteur public emploie de nombreuses femmes. Des travaux récents (Cavalcanti et Tavares, 2003) ont mis en évidence une relation positive entre le taux de participation féminine et la taille du gouvernement. Deuxièmement, le taux d'imposition général reflète, dans une certaine mesure, le niveau d'imposition du mari. Or, lorsque l'impôt du mari augmente, la participation de la femme augmente à son tour suite à un effet revenu. Cependant, la similitude des valeurs des coefficients estimés pour les taux d'imposition des personnes célibataires et des seconds appor-teurs de revenu tend à soutenir l'interprétation retenue dans ce document.

26. La RMP exerce un effet indirect négatif sur la participation féminine en faisant augmenter le taux de chômage et en réduisant les dépenses publiques en matière de garde d'enfants dans les régressions de premier phase de la méthode des doubles moindres carrés. L'effet négatif sur les dépenses publiques en matière de garde d'enfants par enfant pourrait refléter une moindre demande de services formels de garde de la part des mères, sachant que la réglementation des marchés de produits majore le coût privé de ces services et d'autres services ménagers.
27. Outre qu'elle s'intéresse à l'emploi féminin et non à la participation féminine, leur étude diffère de celle-ci à deux autres égards. Premièrement, leur mesure de la réglementation des marchés de produits se limite au coût de démarrage d'une entreprise, tandis que la présente étude inclut une mesure plus complète de la réglementation des marchés de produits. Deuxièmement, ils ne disposent que d'une observation portant sur la fin des années 90 (qu'ils font interagir avec les variables muettes temporelles), tandis que cette étude utilise des observations annuelles.
28. C'est le Modèle I qui est utilisé, car il n'est pas possible, avec le Modèle II, de calculer des contributions à la participation féminine qui soient additives. En effet, les spécifications de la participation à temps complet et à temps partiel sont logarithmiques (additivité géométrique), alors que la participation féminine totale est la somme de la participation à temps complet et de la participation à temps partiel (additivité arithmétique). En outre, le Modèle I présente l'avantage d'identifier directement l'effet de la flexibilité du temps de travail. Voir l'annexe II pour les détails méthodologiques.
29. Compte tenu de la spécification logarithmique, la moyenne désigne en fait la moyenne géométrique. Dans la section précédente, l'environnement général de la participation féminine était caractérisé par rapport à la moyenne arithmétique des variables de politique dans les pays de l'OCDE. Il est donc possible qu'une politique donnée, assortie d'une valeur inférieure à la moyenne dans la comparaison des dosages de politiques entre pays, génère une contribution au taux de participation féminine de ce pays supérieure à la moyenne. On observe ce phénomène essentiellement pour les congés parentaux rémunérés, du fait que la spécification est logarithmique et que l'effet de cette variable n'est pas linéaire (le carré du logarithme a également son importance).
30. Les effets pays fixes rendent compte de facteurs qui ne peuvent pas être expliqués par le modèle, et il ne s'agit que d'une des interprétations plausibles.

31. Ces taux de participation féminine projetés présentent l'avantage d'inclure les effets de cohorte, qui correspondent au remplacement graduel des femmes actuellement âgées par des femmes plus jeunes. Ainsi, les projections de référence se fondent sur l'hypothèse que les générations futures de femmes partagent les mêmes caractéristiques (éducation, propension au mariage et nombre d'enfants), et donc qu'elles présentent le même profil de participation sur le cycle de vie que les femmes qui sont entrées sur le marché du travail en 2000.
32. Cela n'implique pas nécessairement que l'augmentation des subsides aux dépenses de garde d'enfants est une mesure moins efficace. En fait, dans ce scénario, le changement de politique ne concerne pas un grand nombre de pays, puisque beaucoup affichaient déjà un niveau de dépenses publiques supérieur à la moyenne. Le gain de participation moyen est calculé pour tous les pays, y compris ceux pour lesquels le scénario n'implique pas de changement des politiques.
33. Cela n'implique pas nécessairement que l'emploi à temps partiel constitue un optimum de second rang. Poser cette hypothèse nécessiterait d'évaluer les bénéfices de la garde maternelle en termes de consommation et de production.
34. Ces mesures s'autofinancent partiellement car l'augmentation de l'offre de main-d'œuvre féminine qu'elles favorisent conduit à une hausse des recettes publiques.
35. Rosen met l'accent sur l'arbitrage qui doit être opéré entre les distorsions de l'offre de main-d'œuvre et les distorsions de la consommation. Dans son modèle, l'augmentation des subsides aux dépenses de garde d'enfants entraîne une réduction des distorsions de l'offre de main-d'œuvre mais un accroissement des distorsions de la consommation de services de garde. En outre, l'augmentation du taux d'imposition marginal sur le revenu – qui peut s'avérer nécessaire pour financer les subsides – renforce les distorsions de la consommation de services ménagers (en subventionnant le coût du temps propre consacré à des activités ménagères hors marché), tout en neutralisant partiellement la réduction des distorsions de l'offre de main-d'œuvre obtenue grâce aux subsides.
36. Bien entendu, toute évaluation complète des coûts et avantages des subsides aux dépenses de garde d'enfants se doit de prendre en compte les externalités positives en termes de développement et de socialisation de l'enfant ainsi que les considérations d'équité (y compris l'égalité hommes-femmes). Néanmoins, les pertes d'efficacité estimées par Rosen sont passablement importantes – jusqu'à la moitié de la valeur totale de la production domestique attribuée aux femmes ayant de jeunes enfants.
37. D'un autre côté, Chevalier et Viitanen (2002) ont un doute sur la réactivité de l'offre de services de garde d'enfants au Royaume-Uni, car d'après leurs observations, la participation féminine n'exerce aucun effet causal de Granger sur l'offre de services de garde.
38. Bien que les réglementations visant à imposer aux services de garde d'enfants une qualité minimum soient souhaitables, des réglementations excessives et des procédures administratives trop lourdes risquent de décourager l'offre des services de garde nécessaires.



## BIBLIOGRAPHIE

- ALLARD, G. (2003), « Jobs and Labor-Market Institutions in the Postwar OECD », thèse de PhD, University of California, Davis (données préliminaires publiées dans la thèse de doctorat ; copyright Gayle Allard).
- ANDERSON, P. et P.B. LEVINE (2000), « Child Care and Mothers' Employment Decisions », in D.E. Card et R.M. Blank (dir. pub.), *Finding Jobs: Work and Welfare Reform*, New York: Russell Sage Foundation, p. 420-462.
- BARRO, R.J. et J-W. LEE (2000), « International Data on Educational Attainment Updates and Implications », *NBER Working Paper* n° 7911 (septembre).
- BAXTER, J. (1998), « Will the Employment Conditions of Part-timers in Australia and New Zealand Worsen? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, p. 265-281.
- BECKER, G.S. (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, vol. 75, Issue 299 (septembre), pp. 493-517.
- BERTOLA, G., F.D. BLAU et L.M. KAHN (2002), « Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns », *NBER Working Paper* n° 9043 (juillet).
- BLANK, R.M. (1989), « The Role of Part-time Work in Women's Labor Market Choices Over Time », *American Economic Review*, vol. 79, Issue 2 (mai), pp. 295-299.
- BLANK, R.M. (1990), « Are Part-time Jobs Bad Jobs? », in Gary Burtless (dir. pub.), *A Future of Lousy Jobs? The Changing Structure of US Wages*, Washington DC : Brookings Institution, p. 123-155.
- BLANK, R.M. (2000), « When Can Public Policymakers Rely on Private Markets? The Effective Provision of Social Services », *The Economic Journal*, vol. 110, Issue 462 (mars), C34-C49.
- BLAU, D.M. (2000), « Child Care Subsidy Programs », *NBER Working Paper* n° 7806 (juillet).
- BLAU, D.M. (2001), *The Child Care Problem: An Economic Analysis*, New York: Russell Sage Foundation, p. viii, 266.
- BLAU, D.M. et A.P. HAGY (1998), « The Demand for Quality in Child Care », *Journal of Political Economy*, vol. 106, Issue 1 (février), pp. 104-146.
- BLAU, D.M. et P.K. ROBBINS (1991), « Child Care Demand and Labor Supply of Young Mothers Over Time », *Demography*, vol. 28, Issue 3 (août), pp. 333-351.
- BLAU, F.D. et L.M. KAHN (1996), « Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison », *Economica*, vol. 63, Issue 250, Supplement p. S29-62.
- BLAU, F.D. et L.M. KAHN (1999), « Institutions and Laws in the Labour Market », in O. Ashenfelter et D. Card (dir. pub.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North-Holland, pp. 1399-1461.

- BOSKIN, M.J. et E. SHESHINSKI (1983), « Optimal Tax Treatment of the Family: Married Couples », *Journal of Public Economics*, vol. 20, Issue 3 (avril), pp. 281-297.
- BURNIAUX, J.-M., R. DUVAL et F. JAUMOTTE (2003), « Coping with Ageing: A Dynamic Approach to Quantify the Impact of Alternative Policy Options on Future Labour Supply in OECD Countries », *Document de travail du Département des Affaires économiques n° 371*, OCDE.
- CAVALCANTI, T. et J. TAVARES (2003), « Women Prefer Large Governments: Female Labour Supply and Public Spending », ronéotype, Universidade Nova de Lisboa, Portugal.
- CHEVALIER, A. et T.K. VIITANEN (2002), « The Causality Between Female Labour Force Participation and the Availability of Childcare », *Applied Economics Letters*, vol. 9, Issue 14 (novembre), pp. 915-918.
- DAUNE-RICHARD, A.-M., (1998), « How Does the “Societal Effect” Shape the Use of Part-time Work in France, the UK and Sweden? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, pp. 214-231.
- DEL BOCA, D. (2002), « The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy », *Journal of Population Economics*, vol. 15, Issue 3 (août), pp. 549-573.
- DEL BOCA, D., R. AABERGE, U. COLOMBINO, J. ERMISCH, M. FRANCESCONI, S. PASQUA et S. STRØM (2003), « Fertility, Labour Market Participation of Women and the Well-Being of Children : The Effect of Social Policies », *Fondazione Rodolfo De Benedetti*.
- DINGELDEY, I. (1998), « Rewards and Burdens of the Various Family Patterns of Working Time and Labour Force Participation in the National Taxation and Social Security Systems », rapport préliminaire pour la Commission européenne, Institut Arbeit und Technik, Gelsenkirchen, septembre.
- EDIN, P.-A., et M. GUSTAVSSON (2001), « Time Out of Work and Skill Depreciation », ronéotype, Université d'Uppsala.
- EUWALS, R. (2001), « Female Labour Supply, Flexibility of Working Hours, and Job Mobility », *Economic Journal*, vol. 111, Issue 471 (mai), pp. C120-134.
- FALZONE, J.S. (2000), « Labor Market Decisions of Married Women: With Emphasis on “Part-time” Employment », *International Advances in Economic Research*, vol. 6, Issue 4 (novembre), pp. 662-671.
- FARBER, H.S. (1999), « Alternative and Part-time Employment Arrangements as a Response to Job Loss », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, Issue 4, partie 2 (octobre), pp. S142-169.
- FRIENDLY, M., J. BEACH et M. TURIANO (2002), « Early Childhood Education and Care in Canada 2001 », Childcare Resource and Research Unit, Université de Toronto, décembre.
- GAUTHIER, A.H. et A. BORTNIK (2001), « Comparative Maternity, Parental, and Childcare Database », version préliminaire (février), Université de Calgary.
- GELBACH, J.B. (2002), « Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply », *The American Economic Review*, vol. 92, Issue 1 (mars), pp. 307-322.
- GRAAFLAND, J.J. (2000), « Childcare Subsidies, Labour Supply and Public Finance: An AGE Approach », *Economic Modelling*, vol. 17, Issue 2 (avril), pp. 209-246.
- GUPTA, D. et N. SMITH (2002), « Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark », *Economica*, vol. 69, Issue 276 (novembre), pp. 609-629.
- GUSTAFSSON, S. et F. STAFFORD (1992), « Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden », *Journal of Human Resources*, vol. 27, Issue 1 (hiver), pp. 204-230.

- HOTZ, J.V. et J.K. SCHOLZ (2001), « The Earned Income Tax Credit », *NBER Working paper* n° 8078 (janvier).
- HOUSEMAN, S. et M. OSAWA (1998), « What is the Nature of Part-time Work in the United States and Japan? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, pp. 232-251.
- HYSLOP, D.R. (1999), « State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women », *Econometrica*, vol. 67, Issue 6 (novembre), pp. 1255-1294.
- JAUMOTTE, F. (2003), « Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries », *Document de travail du Département des Affaires économiques* n° 376, OCDE.
- JOURNAL OF HUMAN RESOURCES (1990), vol. 25, n° 3, Special Issue on Taxation and Labour Supply in Industrial Countries (été).
- KAMERMAN, S.B., M. NEUMAN, J. WALDFOGEL et J. BROOKS-GUN (2003), « Social Policies, Family Types and Child Outcomes in Selected OECD Countries 3 », *Document de travail de l'OCDE : questions sociales, emplois et migrations*, n° 6.
- KIERNAN, K.E. (1996), « Partnership Behaviour in Europe: Recent Trends and Issues », dans David Coleman (dir. Pub.), *Europe's Population in the 1990s*, Oxford University Press.
- KRASHINSKY, M. (1981), « Subsidies to Child Care: Public Policy and Optimality », *Public Finance Quarterly*, vol. 9, Issue 3 (juillet), pp. 243-269.
- LUNDHOLM, M. et H. OHLSSON (1998), « Wages, Taxes and Publicly Provided Day Care », *Journal of Population Economics*, vol. 11, Issue 2 (mai), pp. 185-204.
- MANNING, A. (1996), « The Equal Pay Act as an Experiment to Test Theories of the Labour Market », *Economica*, vol. 63, Issue 250 (mai), pp. 191-212.
- MEYER, B. et D.T. ROSENBAUM (2000), « Making Single Mothers Work: Recent Tax and Welfare Policy and its Effects », *National Tax Journal*, vol. 53, Issue 4 (décembre), pp. 1027-1061.
- MEYER, B. et D.T. ROSENBAUM (2001), « Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, Issue 3 (août), pp. 1063-1114.
- MICHALOPOULOS, C., P.K. ROBINS et I. GARFINKEL (1992), « A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand », *The Journal of Human Resources*, vol. 27, Issue 1 (hiver), pp. 166-203.
- MILLER, C.F. (1997), « Structural Change in the Probability of Part-time Participation by Married Women », *Bulletin of Economic Research*, vol. 49, Issue 4 (octobre), pp. 257-273.
- NICOLETTI, G., S. SCARPETTA et O. BOYLAUD (1999), « Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation », *Document de travail du Département des Affaires économiques* n° 226, OCDE.
- NICOLETTI, G. et S. SCARPETTA (2003), « Regulation, Productivity and Growth: OECD Evidence », *Economic Policy*, vol. 0, Issue 36 (avril), pp. 11-72.
- O'DONOGHUE, C. et H. SUTHERLAND (1999), « Accounting for the Family in European Income Tax Systems », *Cambridge Journal of Economics*, vol. 23, Issue 5 (septembre), pp. 565-598.
- OCDE (1990), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (1995), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi : fiscalité, emploi et chômage*, Paris.

- OCDE (1998), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (1999), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2001a), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2001b), *Petite enfance, grande défis : éducation et structures d'accueil*, Paris.
- OCDE (2002a), *Bébés et employeurs. Comment réconcilier travail et vie de famille, volume 1 : Australie, Danemark et Pays-Bas*, Paris.
- OCDE (2002b), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2003a), *Perspectives de l'emploi*, Paris.
- OCDE (2003b), *Bébés et employeurs. Comment réconcilier travail et vie de famille, volume 2 : Autriche, Irlande et Japon*, Paris.
- ONDRICH, J., C.K. SPIESS, Q. YANG et G.G. WAGNER (1998), « The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany », *Institute for the Study of Labor Discussion Paper* n° 21, Bonn, Allemagne : IZA.
- O'REILLY, J. et S. BOTHFELD (2002), « What Happens after Working Part time? Integration, Maintenance or Exclusionary Transitions in Britain and Western Germany », *Cambridge Journal of Economics*, vol. 26, Issue 4 (juillet), pp. 409-439.
- PFAU-EFFINGER, B. (1998), « Culture or Structure as Explanations for Differences in Part-time Work in Germany, Finland and the Netherlands? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, pp. 177-198.
- PISSARIDES, C., P. GARIBALDI, C. OLIVETTI, B. PETRONGOLO et E. WASMER (2003), « Women in the Labour Force: How Well is Europe Doing? », *Fondazione Rodolfo De Benedetti*.
- POWELL, L.M. (1998), « Part-time Versus Full-time Work and Child Care Costs: Evidence for Married Mothers », *Applied Economics*, vol. 30, Issue 4 (avril), pp. 503-511.
- RIBAR, D. (1992), « Child Care and the Labor Supply of Married Women: Reduced Form Evidence », *Journal of Human Resources*, vol. 27, Issue 1 (hiver), pp. 134-165.
- RIBAR, D. (1995), « A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women », *Journal of Labour Economics*, vol. 13, Issue 3 (juillet), pp. 558-597.
- ROBINS, P.K., (1991), « Child Care Policy and Research; An Economist's Perspective », in D. Blau (dir. pub.), *The Economics of Child Care*, New York: Russell Sage Foundation, pp. 11-41.
- ROLNICK, A., et R. GRUNEWALD (2003), « Early Childhood Development: Economic Development With a Huge Public Return », *Federal Reserve Bank of Minneapolis* (janvier).
- RONSÉN, M., et M. SUNDSTROM (1996), « Maternal Employment in Scandinavia: A Comparison of the After-birth Employment Activity of Norwegian and Swedish Women », *Journal of Population Economics*, vol. 9, Issue 3 (août), pp. 267-285.
- ROSEN, S. (1996), « Public Employment and the Welfare State in Sweden », *Journal of Economic Literature*, vol. 34, Issue 2 (juin), pp. 729-740.
- ROSTGAARD, T., et T. FRIDBERG (1998), « Caring for Children and Older People – A Comparison of European Policies and Practices », *Social Security in Europe* 6, The Danish National Institute of Social Research 98:20.
- RUHM, C.J. (1998), « The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, Issue 1 (février), pp. 285-317.

- RUIVO, M., M. GONZALEZ et J. M. VARGÃO (1998), « Why is Part-time Work so Low in Portugal and Spain? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, pp. 199-213.
- SLEEBOS, J. (2003), « Low Fertility Rates in OECD Countries: Facts and Policy Responses », *Document de travail de l'OCDE : questions sociales, emplois et migrations* n° 13.
- SMITH, N., S. DEX, J.D. VLASBORN et T. CALLAN (2003), « The Effects of Taxation on Married Women's Labour Supply Across Four Countries », *Oxford Economic Papers* vol. 55, Issue 3 (juillet), pp. 417-439.
- STIGLITZ, J.E. (2000), *Economics of the Public Sector*, 3e édition, éditeur : Norton, New York.
- TIJDENS, K.G., (2002), « Gender Roles and Labor Use Strategies: Women's Part-time Work in the European Union », *Feminist Economics* vol. 8, Issue 1 (mars), pp. 71-99.
- TRIEST, R.K., (1990), « The Effect of Income Taxation on Labour Supply in the United States », *The Journal of Human Resources*, vol. 25, Issue 3, Special issue on Taxation and Labor Supply in Industrial Countries (été), pp. 491-516.
- US GENERAL ACCOUNTING OFFICE (1994), « Child Care Subsidies Increase the Likelihood that Low-income Mothers will Work », Report GAO/HEHS-95-20, Washington DC (décembre).
- WAKISAKA, A. et H. BAE (1998), « Why is the Part-time Rate Higher in Japan than in South Korea? », in J. O'Reilly et C. Fagan (dir. pub.), *Part-Time Prospects*, Routledge, Londres, pp. 252-264.
- WALKER, J. (1991), « Public Policy and the Supply of Child Care Services », in David Blau (dir. pub.), *The Economics of Child Care*, New York: Russell Sage Foundation.
- WALKER, J. (1996), « Funding Child Rearing: Child Allowance and Parental Leave », *The Future of Children*, vol. 6, Issue 2 (été/automne), pp. 122-136.

## Annexe I

### DÉFINITION ET SOURCES DE DONNÉES UTILISÉES POUR LES VARIABLES QUI CARACTÉRISENT LES POLITIQUES AFFECTANT L'OFFRE DE MAIN-D'ŒUVRE FÉMININE

#### Données sur la fiscalité

##### Sources de données

Les deux principales sources de données sur la fiscalité de la famille sont les publications de l'OCDE *Les impôts sur les salaires* (pour 1995 et les années suivantes) et *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi : fiscalité, emploi et chômage* (OCDE, 1995) (pour 1981, 1985, 1989 et 1992). Cette dernière ne couvre que quinze pays (Australie, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Espagne, Suède, Royaume-Uni et États-Unis). Il a fallu effectuer plusieurs corrections pour pouvoir concilier les deux séries.

- Les données de *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi* ne sont pas parfaitement comparables à celles des *Impôts sur les salaires*, car les taux d'imposition n'y sont pas calculés nets de prestations universelles en espèces. Par conséquent, les données ont été corrigées des prestations universelles en espèces sur la base des informations contenues dans les publications de l'OCDE *La situation des salariés au regard de l'impôt et des transferts sociaux* et *La situation des ouvriers au regard de l'impôt et des transferts sociaux* (publications actuellement remplacées par *Les impôts sur les salaires*) pour différentes années.
- Les données sur la fiscalité belge qui figurent dans *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi* se fondent sur une série des gains de l'OMP périmée. Le taux relatif d'imposition des seconds apporteurs de revenu (à 67 pour cent et 100 pour cent des gains de l'OMP) a été reconstruit pour 1989 et 1992 à partir des informations contenues dans les publications de l'OCDE *La situation des salariés au regard de l'impôt et des transferts sociaux* et *La situation des ouvriers au regard de l'impôt et des transferts sociaux*. Les données de *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi* pour les années antérieures (1981 et 1985) n'ont pas été utilisées.
- Les données de *L'Étude de l'OCDE sur l'emploi* pour le Japon ne sont pas comparables avec celles des *Impôts sur les salaires* pour les années ultérieures (en raison de certains changements dans les calculs) et n'ont pas été utilisées.
- Il a fallu compléter les données des *Impôts sur les salaires* à l'aide de simulations basées sur *Les modèles fiscaux de l'OCDE* (utilisés pour compiler les données des *Impôts sur les salaires*) pour certaines situations familiales non incluses dans les tableaux de la publication (par exemple, la situation d'une famille avec deux enfants où les deux conjoints perçoivent 100 pour cent des gains de l'OMP).

## Définitions

Écart d'imposition entre le second apporteur de revenu et une personne célibataire, à 67 pour cent et 100 pour cent des gains de l'OMP

Le taux d'imposition du second apporteur de revenu est défini comme la part des gains de cette personne qui sert à financer les impôts supplémentaires acquittés par le ménage. Il est calculé selon la formule suivante :

$$\text{Impôt second apporteur} = 1 - \frac{(\text{Revenu net du ménage})_B - (\text{Revenu net du ménage})_A}{(\text{Revenu brut du ménage})_B - (\text{Revenu brut du ménage})_A}$$

où A désigne une situation où la femme ne perçoit aucun revenu et B une situation où les gains bruts de la femme correspondent à 67 pour cent (100 pour cent respectivement) des gains de l'OMP. L'hypothèse de départ est que le mari du second apporteur de revenu perçoit 100 pour cent des gains de l'OMP et que le couple a deux enfants. La différence entre le revenu brut et le revenu net inclut les impôts sur le revenu, les cotisations de sécurité sociale des employés et les prestations universelles en espèces. Les prestations soumises à conditions de ressources basées sur le revenu du ménage ne sont pas incluses (à l'exception de certaines prestations pour enfant qui varient selon le revenu) en raison du manque d'informations provenant de séries temporelles. Ces prestations sont moins déterminantes pour des niveaux de revenu du ménage égaux ou supérieurs à 100 pour cent des gains de l'OMP.

Le taux d'imposition relatif du second apporteur de revenu (*impôt relatif second apporteur*) correspond au ratio entre l'*impôt du second apporteur* et le taux d'imposition moyen d'une personne célibataire gagnant le même revenu brut que le second apporteur de revenu (*impôt personne célibataire*).

### Prestations pour enfant (y compris les abattements fiscaux)

L'indice des prestations pour enfant correspond à l'augmentation du revenu disponible du ménage qui résulte des prestations versées pour deux enfants, pour un niveau de gains bruts de 133 pour cent des gains de l'OMP (dont 33 pour cent sont apportés par la femme). Cet indice est calculé comme suit :

$$\text{Prestations pour enfant} = \frac{(\text{Revenu net du ménage})_B - (\text{Revenu net du ménage})_A}{(\text{Revenu net du ménage})_A}$$

où A désigne la situation d'un ménage sans enfant percevant 133 pour cent des gains de l'OMP, et B la situation d'un ménage avec deux enfants percevant 133 pour cent des gains de l'OMP.

### Incitations fiscales à l'emploi à temps partiel

Les incitations au partage de l'emploi rémunéré entre conjoints sont mesurées par l'augmentation du revenu disponible du ménage constatée entre la situation où le mari perçoit l'intégralité du revenu du ménage (133 pour cent des gains de l'OMP) et la situation où les deux conjoints se partagent les gains (100 pour cent et 33 pour cent des gains de l'OMP). Par

hypothèse, le couple a deux enfants. Si l'on désigne la première situation par A et la seconde par B, le calcul est simplement le suivant :

$$\text{Incitations fiscales à l'emploi à temps partiel} = \frac{(\text{Revenu net du ménage})_B - (\text{Revenu net du ménage})_A}{(\text{Revenu net du ménage})_A}$$

## Dépenses publiques en matière de garde d'enfants

### *Garde formelle de jour*

La principale source de données est la Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales (désignée ci-après par SOCX). Dans le cas de certains pays pour lesquels les données SOCX sur la garde formelle de jour sont manquantes ou ne semblent pas plausibles, les données ont été extraites d'une autre source ou une estimation a été construite. Jaumotte (2003) donne les détails de ces corrections.

L'un des inconvénients des données SOCX est qu'elles n'intègrent pas les dépenses fiscales (c'est-à-dire les abattements fiscaux et crédits d'impôt accordés au titre des dépenses de garde d'enfants) sauf si elles sont remboursables. Les données sur les dépenses fiscales ne sont pas directement disponibles pour la plupart des pays. Cependant, même dans les pays anglophones où ces dépenses sont vraisemblablement plus importantes (par exemple le Canada et les États-Unis), elles constituent entre 20 et 25 pour cent des dépenses consacrées à la garde formelle de jour et seulement 10 pour cent environ des dépenses consacrées à la garde d'enfants (c'est-à-dire la garde formelle de jour et les écoles maternelles) – principal indicateur utilisé dans ce document. Ces dépenses fiscales ne sont pas incluses dans la mesure des dépenses de garde d'enfants en raison du manque de données comparables pour les autres pays et de leur volume relativement restreint.

### *Écoles maternelles*

La principale source de données est la Base de données de l'OCDE sur l'éducation. Les dépenses consacrées aux écoles maternelles incluent les dépenses directes et indirectes. Les dépenses indirectes (transferts et paiements à des entités privées) n'ont pas été enregistrées entre 1985 et 1991. Néanmoins, comme elles sont négligeables pour la plupart des pays sur la période 1992-1999, elles ont été fixées à zéro pour la période précédente. Les exceptions sont le Danemark, l'Irlande, les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande et l'Espagne, où les dépenses indirectes pour les années antérieures sont projetées sur la base de leur part dans les dépenses publiques sur la période 1992-1999. Voir Jaumotte (2003) pour les notes par pays.

### *Dépenses publiques en matière de garde d'enfants, par enfant*

On a multiplié les dépenses publiques en pourcentage du PIB par le PIB en PPA- $\text{\$EU}$  de 1995 de manière à obtenir le niveau de dépenses en PPA- $\text{\$EU}$  de 1995. La population d'enfants cible des services formels de garde de jour et des écoles maternelles est calculée sur la base de données sur l'âge d'entrée à l'école primaire tirées de l'*Annuaire statistique de l'UNESCO* (plusieurs années) et de données sur le nombre d'enfants par catégorie d'âge. Ces dernières proviennent de sources nationales pour les pays de l'UE et des *United Nations World Population Prospects* 1950-2050 (la révision de 2000, février 2001) pour les autres pays. La population d'enfants cible peut être ensuite répartie entre services formels de garde de jour et



écoles maternelles à l'aide de données sur l'âge d'entrée à l'école maternelle provenant de l'*Annuaire statistique de l'UNESCO*.

### **Congés de maternité, congés parentaux et congés pour garde d'enfants**

La principale source de données est la « Comparative Maternity, Parental, and Childcare Database » de Gauthier et Bortnik (2001). Le nombre total de semaines de congé est le nombre maximum de semaines de congé que peut prendre une mère à la naissance de son premier enfant au titre des congés de maternité, des congés parentaux et des congés pour garde d'enfant. Dans certains pays, les mères peuvent prendre des congés plus longs pour la naissance des enfants suivants. Seule la législation nationale est utilisée ; les variations des dispositions en vigueur entre régions, provinces, Länder ou cantons ne sont pas prises en compte. Ce sont les dispositions les plus généreuses qui sont utilisées, même si elles ne s'appliquent pas forcément à toutes les femmes puisqu'elles peuvent varier en fonction de l'expérience professionnelle ou du revenu. Le nombre total de semaines de congés rémunérés est obtenu en faisant la somme des semaines de congés multipliées chacune par le taux correspondant de remplacement du revenu. Lorsque le revenu de remplacement est indiqué sous forme de montant absolu, on le divise par le salaire moyen des femmes dans l'industrie manufacturière de manière à obtenir une mesure approximative du taux de remplacement. Le taux de remplacement appliqué dans les calculs ne tient pas compte des critères de ressources ni des arrangements négociés à titre privé qui peuvent se superposer aux droits à prestations formels. Les congés réservés aux pères ne sont pas inclus.

Pour certains pays ne figurant pas dans la base de données, on a construit une estimation sur la base des informations de *Social Security Programs Throughout the World*, publié par l'Administration de la sécurité sociale des États-Unis (différentes années). Ces pays sont la République tchèque, la Hongrie, l'Islande, la Corée, le Mexique, la Pologne, la République slovaque et la Turquie. Voir Jaumotte (2003) pour les notes par pays.

## Annexe II

### CALCUL DES CONTRIBUTIONS DES VARIABLES EXPLICATIVES À LA PARTICIPATION FÉMININE

Ces calculs se fondent respectivement sur le Modèle I pour le graphique 9 et le Modèle II pour le graphique 10 (voir le tableau 5). Pour un pays donné  $i$  au cours d'une année donnée  $t$ , la spécification du Modèle I est la suivante :

$$\ln(PR_{i,t}) = \sum_k \alpha^k \ln(X_{i,t}^k) + \beta Y_{i,t} + \gamma (\ln(Z_{i,t}))^2 + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad [1]$$

où PR désigne le taux de participation féminine, X les variables exprimées en logarithme naturel, Y la variable Prestations pour enfant (non transformée), Z les Congés rémunérés (entrés sous forme de carré du logarithme naturel),  $\mu$  l'effet pays fixe et  $\varepsilon$  le résidu.

Si l'on fait la moyenne de l'ensemble des pays pour lesquels des données sont disponibles pour l'année  $t$ , on obtient :

$$\overline{\ln(PR)}_t = \sum_k \alpha^k \overline{\ln(X^k)}_t + \beta \bar{Y}_t + \gamma \overline{(\ln(Z))^2}_t + \bar{\mu} + \bar{\varepsilon}_t \quad [2]$$

où les barres supérieures désignent la moyenne arithmétique des pays pour l'année  $t$ .

En soustrayant [2] de [1], on obtient :

$$\begin{aligned} \ln(PR_{i,t}) - \overline{\ln(PR)}_t &= \sum_k \alpha^k \left[ \ln(X_{i,t}^k) - \overline{\ln(X^k)}_t \right] + \beta (Y_{i,t} - \bar{Y}_t) + \gamma \left[ (\ln(Z_{i,t}))^2 - \overline{(\ln(Z))^2}_t \right] \\ &+ \mu_i - \bar{\mu} + \varepsilon_{i,t} - \bar{\varepsilon}_t \end{aligned} \quad [3]$$

La contribution de chaque variable explicative à la déviation logarithmique du taux de participation féminine d'un pays donné par rapport à la moyenne de l'OCDE correspond au produit du coefficient et de la déviation logarithmique de cette variable par rapport à la valeur moyenne de l'OCDE. Compte tenu de la spécification logarithmique, la moyenne de l'OCDE désigne en fait la moyenne géométrique. Les contributions de l'ensemble des variables explicatives sont additives au sens où leur somme équivaut à la déviation logarithmique du taux de participation féminine par rapport à la moyenne de l'OCDE. Il est possible d'exprimer simplement ces contributions sous forme de déviation en pourcentage du taux

de participation féminine par rapport à la moyenne de l'OCDE en prenant les exponentielles, en soustrayant un et en multipliant par 100. La combinaison de ces déviations en pourcentage équivaut à la déviation en pourcentage du taux de participation féminine par rapport à la moyenne de l'OCDE. On peut effectuer la même dérivation pour chaque équation du Modèle II (participation à temps partiel et à temps complet).