

POLITIQUES, INSTITUTIONS ET TAUX DE FÉCONDITÉ : UNE ANALYSE SUR DONNÉES DE PANEL APPLIQUÉE AUX PAYS DE L'OCDE

Anna Cristina d'Addio et Marco Mira d'Ercole

TABLE DES MATIÈRES

Introduction.....	10
Quelques faits saillants concernant la fécondité dans les pays de l'OCDE.....	11
Baisse des taux de fécondité	11
Arrivée plus tardive des enfants.....	12
Creusement de l'écart entre fécondité désirée et fécondité observée	12
Déterminants des taux de fécondité	14
Revenu, marché du travail et facteurs démographiques.....	16
Facteurs culturels : l'évolution du rôle et du comportement des femmes.....	19
Les mesures qui affectent le coût des enfants	20
Analyse empirique	27
Approche économétrique.....	30
Variables	31
Résultats et discussion.....	32
Conclusions	37
Bibliographie	44
Appendice. Modèles économétriques pour l'analyse des données de panel	49

Les auteurs, qui travaillent tous deux à la Division de la politique sociale de la Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales de l'OCDE (anna.daddio@oecd.org et marco.mira@oecd.org) tiennent à remercier les personnes suivantes pour les commentaires utiles qu'elles leur ont fournis sur les versions antérieures de cet article : J.P. Martin, M. Durand, M. Pearson, P. Swaim et N. Johnstone, OCDE; D. del Boca, Université de Turin et Département d'économie, Université de New York; J.-P. Sardon de l'INED; P. Johnson, US Census Bureau; ainsi que les personnes qui ont participé au colloque « Analyse des choix parentaux » de l'AEA (Pau, mars 2005), à la douzième « Conférence internationale sur les données de panel » (Copenhague, juin 2005), à la conférence internationale consacrée à la faible fécondité et à l'efficacité des politiques publiques dans la zone OCDE (« International Conference on Low Fertility and Effectiveness of Policy Measures in OECD », Séoul, décembre 2005), au séminaire OCDE/Centre régional OCDE-Corée sur la santé et les politiques sociales (Séoul, décembre 2005) et à un séminaire organisé au National Institute for Population and Social Security Research (Tokyo, décembre 2005). Les avis exprimés dans cet article ne reflètent pas nécessairement ceux de l'OCDE ou des gouvernements de ses pays membres. Les clauses de dégageant de responsabilité habituelles s'appliquent.

INTRODUCTION

À l'heure actuelle, 64 pays représentant 44 % de la population mondiale ont des taux de fécondité totale égaux ou inférieurs au seuil de remplacement. Dans un grand nombre d'entre eux, le taux de fécondité totale n'atteint pas 1.5, et certains même accusent des taux inférieurs au seuil de remplacement depuis plusieurs décennies. Des taux de fécondité bas concourent au vieillissement rapide et à la contraction des populations. L'une de leurs conséquences directes est la perte de potentiel reproductif, mesuré en nombre de femmes en âge d'avoir des enfants, mais d'autres effets encore peuvent leur être associés : déclin anticipé du nombre de soignants familiaux de personnes âgées, hausse des dépenses publiques consacrées aux retraites et aux soins de santé, vieillissement et perte de capacité d'adaptation de la population active, et réduction du volume d'épargne nationale.

Sous l'impulsion des démographes et des sociologues, un débat animé s'est engagé sur les causes de la faiblesse des taux de fécondité et les perspectives de changement futur¹. Dans ce contexte, un grand nombre d'études empiriques se sont focalisées sur les liens entre les décisions de reproduction des femmes et leur participation au marché du travail rémunéré, ainsi que sur les relations entre les taux de fécondité et d'autres tendances démographiques ou sociales aux niveaux macro et microéconomique. Les auteurs ont en revanche été moins nombreux à s'intéresser à la relation entre les taux de fécondité et les institutions et politiques publiques qui affectent les familles avec enfants.

Pendant plusieurs années, face au déclin des taux de fécondité, la majorité des gouvernements de la zone OCDE a fait le choix de s'adapter à ses conséquences. Si cette réaction peut s'expliquer en grande partie par des facteurs historiques et culturels², certaines données montrent que la situation est en train d'évoluer rapidement³. Le déclin de la fécondité fait partie des préoccupations majeures des pouvoirs publics dans un nombre croissant de pays de l'OCDE, et même lorsqu'ils rejettent les objectifs explicitement pronatalistes, les gouvernements reconnaissent qu'il est important de réduire les obstacles artificiels qui peuvent brider l'envie des couples d'avoir et d'élever des enfants. À l'origine de ce changement d'attitude vis-à-vis de la fécondité et des comportements reproductifs, il y a la prise de conscience que, délibérément ou non, les politiques façonnent l'environnement dans lequel sont prises les décisions de reproduction : ainsi, la politique publique peut aussi bien aider les parents à surmonter les obstacles qui, dans leur vie quotidienne, les empêchent d'avoir des

enfants que créer de nouvelles contraintes de nature à accélérer la baisse de la fécondité.

Cet article se propose d'expliquer les variations intertemporelles et entre pays des taux de fécondité, qui sont dues aux interactions entre les caractéristiques des marchés du travail, les politiques sociales et fiscales et les caractéristiques individuelles. Il prolonge le modèle de Gauthier et Hatzius (1997) en y intégrant une gamme plus étendue de politiques et de déterminants du marché du travail, basés sur des données longitudinales portant sur 16 pays de l'OCDE et couvrant la période 1980-1999. Deux estimateurs différents sont utilisés : l'estimateur « MMG-système » et l'estimateur de « moyenne de groupe agrégée » (« pooled mean group » – PMG). Les résultats des analyses laissent supposer qu'un large éventail de mesures (telles que les transferts aux familles avec enfants et les régimes de congé) et d'institutions (telles que les caractéristiques du marché du travail) affectent les décisions de reproduction.

L'article est organisé de la manière suivante : tout d'abord, il présente quelques faits saillants sur les tendances de la fécondité dans les pays de l'OCDE. Dans un deuxième temps, il passe en revue certains déterminants des taux de fécondité dont les recherches antérieures ont montré qu'ils avaient contribué à la formation de ces tendances. Dans une troisième partie, il présente de nouveaux résultats économétriques sur les déterminants des taux de fécondité, qui rendent mieux compte de l'impact de différentes mesures gouvernementales que ne le faisaient les études précédentes. La quatrième section tire les conclusions de l'analyse.

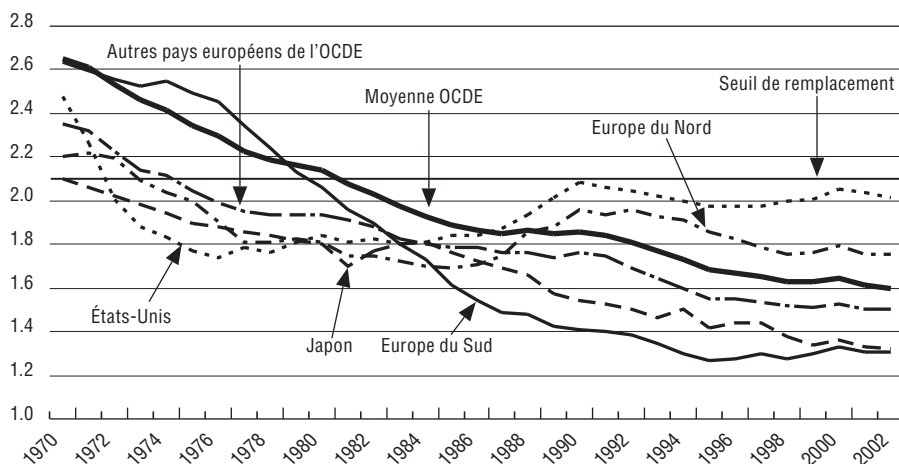
QUELQUES FAITS SAILLANTS CONCERNANT LA FÉCONDITÉ DANS LES PAYS DE L'OCDE

Baisse des taux de fécondité

Les taux de fécondité totale ont considérablement diminué au cours des dernières décennies, passant d'une moyenne de 2.7 enfants par femme en âge de procréer en 1970 (pour les pays de l'OCDE) à 1.6 en 2002 (graphique 1). En 2003, le taux de fécondité totale était inférieur au seuil de remplacement (2.1 étant le taux minimum requis pour assurer le remplacement de la génération précédente et donc la stabilité démographique, dans une hypothèse d'immigration nulle et de taux de mortalité inchangés) dans tous les pays de l'OCDE à l'exception du Mexique et de la Turquie. Cependant, le rythme de déclin varie fortement d'un pays à l'autre. Par exemple, dans les pays d'Europe du Sud, les taux de fécondité ont commencé à baisser plus tardivement, mais ils atteignent désormais des niveaux extrêmement bas.

Le déclin des taux de fécondité peut être un phénomène temporaire ou persistant. D'après les conclusions d'un document qui complète le présent article

Graphique 1. Tendances des taux de fécondité totale dans les pays de l'OCDE



Note : Les données portent sur les taux de fécondité totale.

Source : Les sources détaillées sont indiquées dans OCDE (2005a), *Panorama de la société : les indicateurs sociaux de l'OCDE*, OCDE, Paris.

(d'Addio et Mira d'Ercole, 2005), la baisse des taux de descendance finale devrait se poursuivre à l'avenir, même pour les cohortes qui n'ont pas encore atteint la fin de leur période reproductive. Cela signifie que le déclin des taux de fécondité totale observé depuis trois décennies devrait très probablement perdurer⁴.

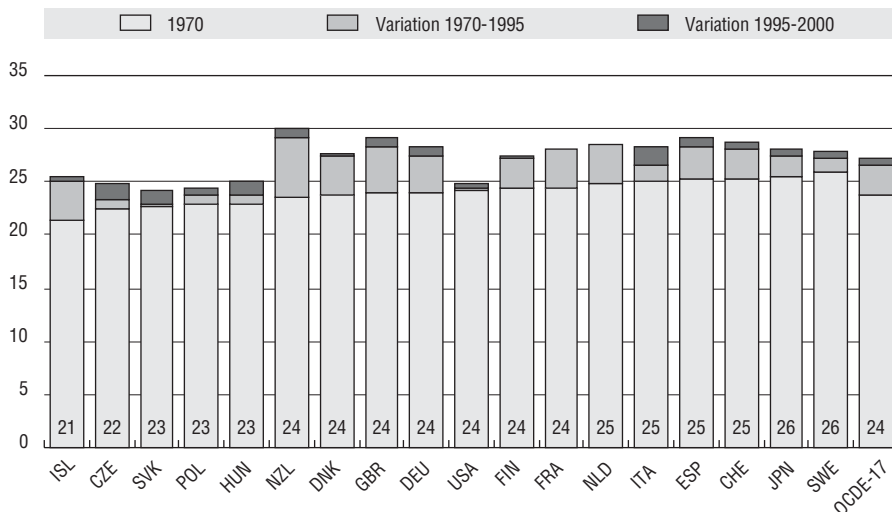
Arrivée plus tardive des enfants

L'arrivée plus tardive du premier enfant dans la famille est probablement l'aspect le plus important de ce que l'on a coutume d'appeler la « deuxième transition démographique », qui a touché la plupart des pays de l'OCDE (van de Kaa, 1987). Ce retard se reflète dans l'augmentation de l'âge des mères à la naissance de leur enfant⁵. Aussi, l'un des indicateurs couramment utilisés pour mesurer ce phénomène est l'âge moyen des mères à la naissance de leur premier enfant. Pour les 17 pays représentés sur le graphique 2, l'âge moyen est passé de 23,8 ans en 1970 à 27,2 en 2000, soit une augmentation d'une année par décennie⁶.

Creusement de l'écart entre fécondité désirée et fécondité observée

Des taux de fécondité bas peuvent être l'expression d'un changement des modes de vie privilégiés par les individus, mais aussi des contraintes auxquelles ils sont confrontés dans leur vie quotidienne. Ces contraintes peuvent à leur tour refléter l'émergence de nouveaux facteurs de risque (tels que la précarité

Graphique 2. Âge moyen des mères à la naissance de leur premier enfant dans une sélection de pays de l'OCDE



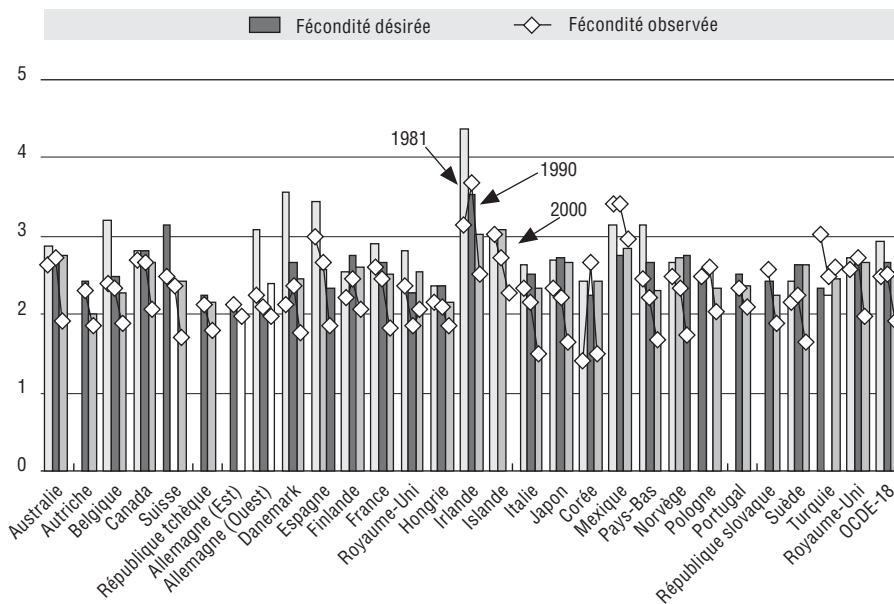
Note : La hauteur totale de chaque barre correspond à l'âge moyen des mères à la naissance de leur premier enfant en 2000. Les pays sont classés par ordre croissant de l'âge des mères à la naissance de leur premier enfant en 1970 (indiqué en bas de chaque barre).

Source : Les calculs s'appuient sur les données de OCDE (2005a), *Panorama de la société : les indicateurs sociaux de l'OCDE*, OCDE, Paris.

de l'emploi, la difficulté de trouver un logement convenable, le coût prohibitif des services de garde d'enfant) et l'incapacité des politiques à offrir un soutien adéquat. Pour se faire une idée de l'influence potentielle de ces contraintes sur les décisions de reproduction des femmes, il est instructif d'examiner les réponses données aux questions sur le nombre d'enfants « désiré » ou « idéal » dans les sondages d'opinion. Bien que l'interprétation des données d'enquête obtenues sur ce thème soit sujette à caution⁷, le graphique 3 – qui représente, pour différentes années, le nombre d'enfants désiré par des femmes de tous âges et leur nombre d'enfants observé – amène aux constats suivants :

- Les femmes ont généralement moins d'enfants qu'elles le souhaiteraient.
- L'écart entre les taux de fécondité désirés et observés est plus élevé dans les pays de l'OCDE où les taux de fécondité sont plus bas.
- L'écart entre les taux de fécondité désirés et observés a augmenté durant les vingt dernières années, à la fois en moyenne et dans la plupart des pays de l'OCDE.

Graphique 3. Taux de fécondité désirés et observés dans une sélection de pays de l'OCDE



Note : La fécondité observée correspond au nombre d'enfants déclaré par les femmes de différents âges dans l'enquête. Les trois barres correspondent aux données de chaque pays pour 1981, 1990 et 2000, sauf pour l'Autriche, la République tchèque et les Länder orientaux de l'Allemagne (1990 et 2000), et la Suisse, la Pologne et la Turquie (1990, 1995 et 2000). OCDE-18 désigne la moyenne des 18 pays pour lesquels des données sont disponibles pour chacune de ces trois années.

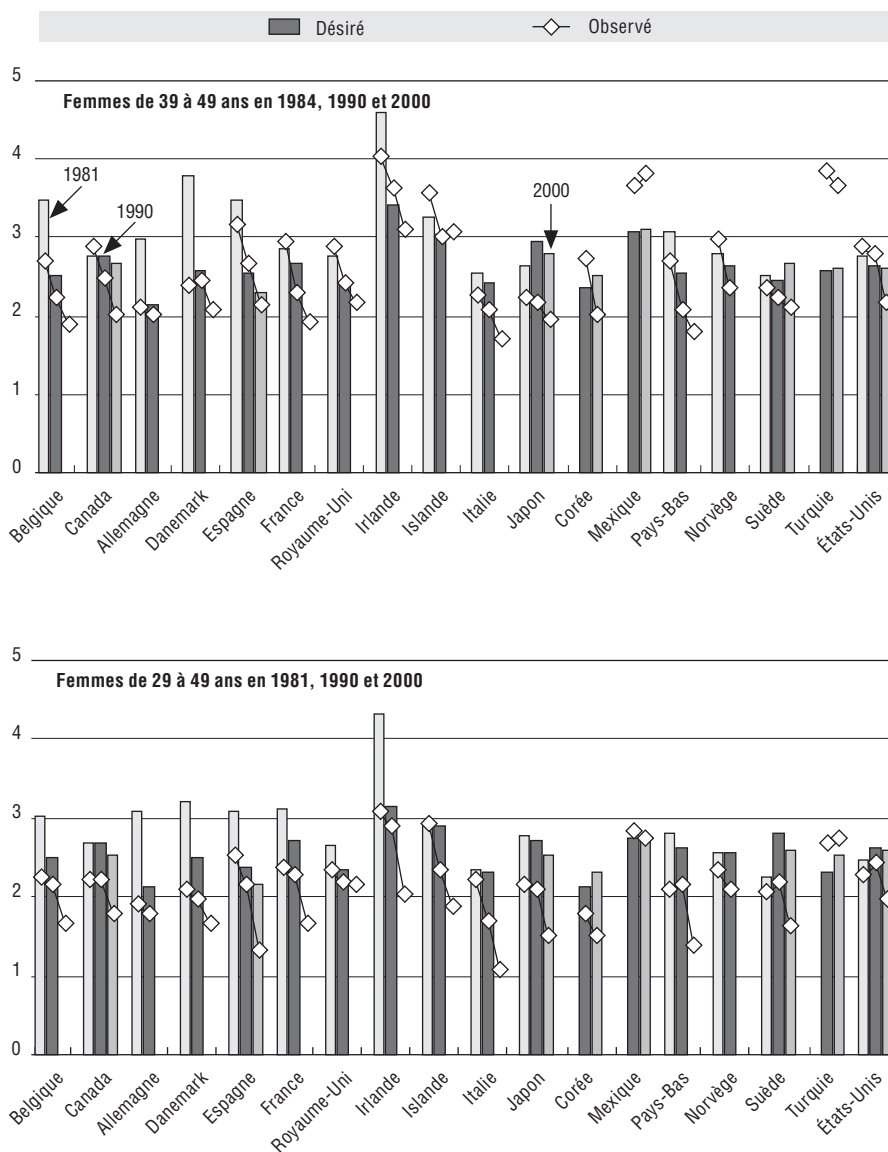
Source : Données tirées de la World Values Survey (1981, 1990, 2000) et d'Eurobaromètre (2002), telles qu'elles sont présentées dans European Foundation (2004).

Le creusement de l'écart entre fécondité désirée et fécondité observée reflète en partie l'effet de l'arrivée plus tardive des enfants sur le taux de fécondité totale. Cependant, il ne s'agit pas de la seule explication. Le graphique 4, qui compare le nombre d'enfants désiré par des femmes de différents âges et leur nombre d'enfants effectif, donne à penser que le creusement de l'écart entre naissances désirées et naissances observées concerne aussi bien les femmes jeunes que les plus âgées. Si les femmes jeunes disposent encore d'une marge pour combler cet écart, les femmes proches de la fin de leur période reproductive ont peu de chances de concrétiser pleinement leurs intentions de reproduction.

DÉTERMINANTS DES TAUX DE FÉCONDITÉ

La plupart des analyses consacrées aux décisions de reproduction s'appuient sur le modèle économique inauguré par Becker (1960) et Leibenstein (1957),

Graphique 4. Nombre d'enfants désiré et observé pour des femmes de différents groupes d'âge dans les pays de l'OCDE



Note : La fécondité observée correspond au nombre d'enfants déclaré par les femmes de différents âges dans l'enquête. Les données pour l'Allemagne ne concernent que les Länder occidentaux.

Source : Données tirées de la World Values Survey (1981, 1990, 2000) et d'Eurobaromètre (2002), telles qu'elles sont présentées dans European Foundation (2004).

selon lequel, pour un niveau de revenu donné, la demande d'enfants est une fonction de leur coût et des préférences individuelles⁸. Ce modèle repose sur l'hypothèse que les enfants constituent un type particulier de « bien d'équipement », à savoir un actif de longue durée qui produit un flux de services entrant dans la fonction d'utilité des parents⁹. Ce modèle offre un cadre pour analyser les effets de différents facteurs socioéconomiques – y compris des politiques publiques – sur les taux de fécondité, même si ces effets peuvent varier d'un individu ou d'un groupe à l'autre en raison de l'hétérogénéité de leurs préférences.

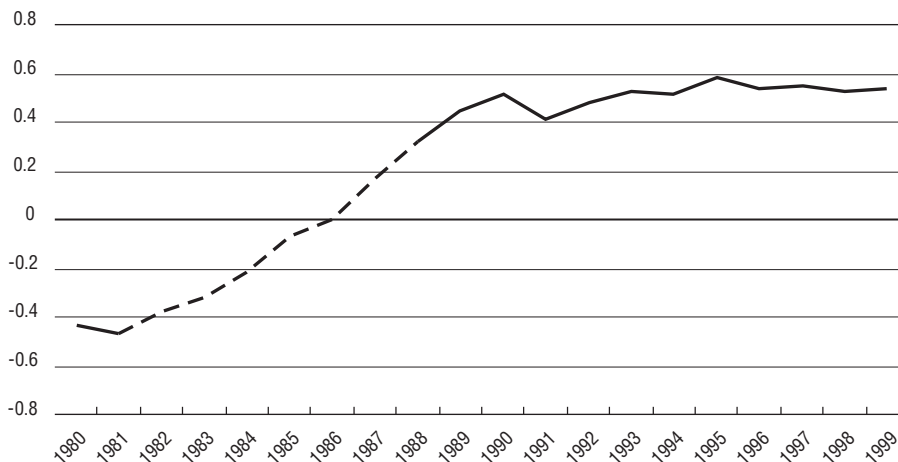
Revenu, marché du travail et facteurs démographiques

Le modèle économique standard et l'hypothèse selon laquelle les enfants mobilisent intensément leur mère impliquent que le revenu et la rémunération des femmes ont une influence décisive sur leurs décisions de reproduction. Dans la mesure où les enfants et le travail rémunéré représentent deux utilisations concurrentes du temps des mères, plus leur rémunération est élevée, plus le coût-opportunité de l'inactivité sera élevé lui aussi. De même, pour les femmes qui ont un niveau d'études (et donc un potentiel de gains) supérieur, le coût-opportunité de la maternité est plus élevé et les pousse à avoir moins d'enfants¹⁰.

Toutefois, les relations entre les décisions de reproduction des femmes d'une part et leur revenu et leur niveau d'études d'autre part sont plus complexes. Au niveau individuel, les données portent effectivement à croire que les femmes ayant un revenu et un niveau d'études plus élevés ont moins d'enfants et que le taux de natalité et le taux d'activité féminine sont corrélés négativement¹¹. Cependant, la relation devient plus complexe lorsque l'on examine les associations empiriques à l'échelle des pays et que l'on suit leur évolution dans le temps.

S'agissant de l'emploi, plusieurs auteurs ont souligné que la corrélation entre le taux d'emploi des femmes (ou leur taux d'activité) et le taux de fécondité totale dans l'ensemble des pays avait changé de signe au cours des dernières années (Ahn et Mira, 2002; del Boca *et autres* 2003). Ce résultat est confirmé par le graphique 5, qui indique la corrélation moyenne calculée pour un nombre de pays OCDE entre le taux d'emploi féminin et le taux de fécondité totale pour chaque année de la période considérée. Le changement de signe de la relation entre les deux variables (positif depuis la fin des années 80) tend à montrer qu'au niveau des pays, l'exercice d'un emploi rémunéré et la maternité ne se substituent pas nécessairement l'un à l'autre. Même au niveau des individus, les estimations empiriques semblent indiquer que le degré de corrélation négative entre l'exercice d'un emploi rémunéré et la maternité a diminué dans plusieurs pays au fil du temps (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005).

Graphique 5. **Corrélation entre les taux d'activité féminine et les taux de fécondité totale dans les pays de l'OCDE, 1980-1999**

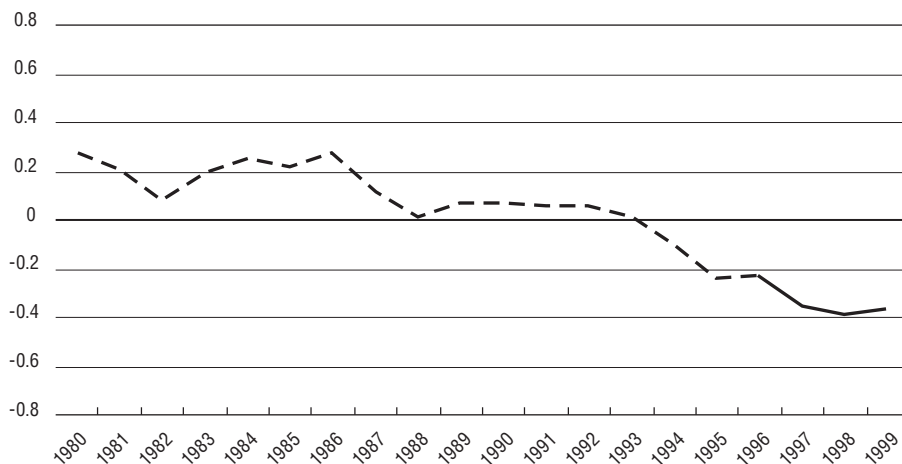


Note : Les valeurs indiquées correspondent à la corrélation moyenne calculée pour un nombre de pays OCDE entre le taux de fécondité totale et le taux d'emploi des femmes âgées de 15 à 64 ans pour chaque année de la période 1980-1999. Les données concernent l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Corée, les Pays-Bas, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, le Portugal, l'Espagne, la Suède, la Suisse, le Royaume-Uni et les États-Unis. La ligne en gras désigne les coefficients de corrélation qui sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

Source : Les calculs s'appuient sur les données de OCDE, *Panorama de la société : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, plusieurs éditions.

Pour autant que les femmes préfèrent entrer sur le marché du travail avant d'avoir leur premier enfant, le chômage risque également d'avoir une incidence sur la fécondité¹². L'effet du chômage sur le moment auquel surviennent les naissances et sur le nombre d'enfants est néanmoins ambigu. Lorsque le niveau de chômage est élevé, les jeunes peuvent décider de rester plus longtemps au domicile de leurs parents ou de poursuivre leurs études, deux facteurs qui contribuent à retarder la formation des couples et à abaisser le nombre d'enfants; cependant, comme, en parallèle, chaque femme peut s'attendre à avoir plus de difficultés à trouver un emploi (et, si elle en trouve un, à percevoir un salaire moins élevé), le chômage peut également stimuler la fécondité (Gauthier et Hatzius, 1997; Adsera, 2004). Le graphique 6 représente la corrélation moyenne calculée pour un nombre de pays OCDE entre le taux de chômage (des hommes et des femmes) et le taux de fécondité totale. On voit que le signe de la relation entre les deux variables s'est inversé à la fin des années 90, passant de positif à négatif, ce qui signifie que les taux de fécondité totale sont aujourd'hui plus élevés dans les pays de l'OCDE où le taux de chômage est plus faible¹³.

Graphique 6. **Corrélation entre le taux de chômage total et le taux de fécondité totale dans les pays de l'OCDE, 1980-1999**



Note : Les valeurs indiquées correspondent à la corrélation moyenne calculée pour un nombre de pays OCDE entre le taux de fécondité totale et le taux de chômage des hommes et des femmes âgés de 15 à 64 ans pour chaque année de la période 1980-1999. Les données concernent l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Corée, les Pays-Bas, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, le Portugal, l'Espagne, la Suède, la Suisse, le Royaume-Uni et les États-Unis. La ligne en gras désigne les coefficients de corrélation qui sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

Source : Les calculs s'appuient sur les données de OCDE, *Panorama de la société : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, plusieurs éditions.

Bien que le statut marital des mères ne figure pas explicitement dans le modèle standard, les informations disponibles donnent à penser que dans la plupart des pays de l'OCDE, le taux de fécondité des femmes mariées est supérieur à celui des femmes non mariées. Étant donné que la part des femmes non mariées a augmenté avec le temps, il serait logique que ce phénomène ait contribué à affaiblir les taux de fécondité totale. Cependant, le comportement reproductif des femmes non mariées a lui aussi sensiblement changé au cours de cette période. L'une des manifestations de ce changement est l'importance croissante de la part des naissances qui interviennent hors mariage. Dans les pays nordiques, plus de la moitié des naissances entrent aujourd'hui dans cette catégorie, contre une sur dix en 1960. La proportion est proche de 45 % en France et de 35 % aux États-Unis, même si elle est beaucoup plus faible dans les pays d'Europe du Sud et au Japon. Le résultat combiné de ces tendances est que les pays de l'OCDE où la part des naissances hors mariage avait augmenté en 2000 affichent généralement un taux de fécondité totale plus élevé également (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005).

Facteurs culturels : l'évolution du rôle et du comportement des femmes

Bien que ce facteur ne soit pas explicitement pris en compte dans le modèle standard, le changement des comportements reproductifs résulte aussi en partie de la transformation fondamentale du rôle tenu par les femmes dans la société, ainsi que de leur attitude vis-à-vis de la maternité et de la répartition des rôles entre les sexes (Gilbert, 2005). Le relèvement du niveau d'études et du niveau d'activité observé chez les femmes des nouvelles générations a encouragé la diffusion de nouvelles valeurs, telles que l'autonomie et l'indépendance financière, et leur a fait prendre conscience de « l'incompatibilité » potentielle des responsabilités professionnelles et familiales¹⁴. On peut supposer que ces changements de comportement ont influencé les taux de fécondité.

Les différentes éditions de la *World Values Survey* fournissent des données indiquant la part des individus qui sont ou ne sont pas d'accord avec un certain nombre d'affirmations sur le rôle de la femme dans la famille et la société. À partir de ces données, il est possible d'analyser et comparer les valeurs et les comportements des femmes de différents âges d'une part, et des hommes et des femmes de même âge d'autre part. Parmi les affirmations proposées aux personnes interrogées, les suivantes ont été prises en considération pour analyser l'évolution du rôle (et du comportement) des hommes et des femmes face aux choix de paternité/maternité : *i*) « en période de faible emploi, les hommes devraient être prioritaires pour travailler » ; *ii*) « le mariage n'est pas une institution dépassée » ; *iii*) « une femme doit avoir des enfants pour être heureuse » ; *iv*) « ce n'est pas une bonne chose qu'une femme soit mère célibataire » ; *v*) « les mères qui travaillent ne peuvent pas donner la même chaleur ni la même stabilité à leurs enfants » ; *vi*) « être femme au foyer est aussi épanouissant qu'occuper un emploi rémunéré ». Dans l'ensemble, les femmes jeunes ont une vision moins conventionnelle du rôle de la femme au sein de la famille et de la société que leurs aînées, même si les variations sont faibles dans plusieurs pays et pour certaines questions de l'enquête (notamment la question de savoir si l'institution du mariage est dépassée et s'il est aussi épanouissant d'être femme au foyer que d'occuper un emploi rémunéré). Comme l'on peut s'y attendre, les hommes ont une vision globalement plus traditionaliste du rôle des sexes au sein de la famille et de la société que les femmes du même âge, mais dans la majorité des pays de l'OCDE, les différences de point de vue entre hommes et femmes se sont estompées au fil du temps (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005). De manière générale, ces données indiquent également que, même si l'on peut supposer que le changement des valeurs et des mentalités a entraîné un retard des naissances dans tous les pays, il n'existe pas de schéma commun au niveau des taux de fécondité. À l'évidence, d'autres facteurs sont entrés en jeu.

Les mesures qui affectent le coût des enfants

Le coût des enfants joue un rôle majeur dans le modèle économique standard des décisions de reproduction (encadré 1). À mesure que ce coût augmente, les enfants deviennent moins « abordables » pour les couples qui sont déjà parents ou qui pourraient le devenir. Différentes mesures peuvent influencer sur ce coût : les avantages fiscaux et transferts en espèces; les dispositifs de garde d'enfant; et les régimes de congé (OCDE 2006). Certaines de leurs principales caractéristiques sont décrites ci-dessous. Malheureusement, les données longitudinales qui permettraient d'intégrer ces dispositifs dans l'analyse empirique de la section suivante sont limitées à quelques mesures (partielles) des avantages fiscaux et des régimes de congé parental existants¹⁵.

Avantages fiscaux et transferts en espèces

Les modèles impôts-prestations de l'OCDE fournissent des informations sur les avantages financiers octroyés à différents types de famille au travers d'une combinaison d'avantages en espèces et de dépenses fiscales. Exploitant ces informations, le graphique 7 met en évidence les avantages reçus par les familles avec enfants par rapport aux familles sans enfants. Dans chaque partie du graphique, l'axe vertical mesure la différence entre les taux d'imposition « effectifs » appliqués à un couple à deux revenus sans enfants et un couple à deux revenus ayant deux enfants (de 6 et 4 ans), et l'axe horizontal la différence entre les taux d'imposition appliqués à un parent seul ayant deux enfants et une personne célibataire. La comparaison est effectuée pour deux niveaux de revenu familial : un revenu familial brut équivalent à 100 % des gains de « l'ouvrier moyen de la production » (OMP) dans la partie gauche; et un revenu équivalent à 200 % des gains de l'OMP à droite. Les valeurs négatives signalent que le taux d'imposition effectif moyen est moins élevé pour les ménages avec enfants que pour les ménages sans enfants, l'avantage allant croissant à mesure que l'on avance le long de la diagonale.

Trois grands constats s'imposent :

- Premièrement, l'avantage fiscal accordé aux familles avec enfants varie considérablement d'un pays à l'autre. Pour les familles dont le revenu équivaut à 100 % des gains de l'OMP, les avantages fiscaux les plus élevés sont relevés en Hongrie et au Luxembourg (plus de 15 %), suivis par l'Espagne et l'Italie. À l'inverse, l'avantage fiscal est négligeable en Grèce, au Japon, en Corée, en Nouvelle-Zélande et en Pologne. Les pays nordiques et les États-Unis – où les taux de fécondité sont relativement élevés – se situent à des niveaux intermédiaires de la « redistribution horizontale ».
- Deuxièmement, dans la plupart des pays, l'avantage accordé aux ménages avec enfants est plus élevé pour les couples que pour les parents isolés.

Encadré 1. Le coût des enfants en bref

La littérature économique qui s'est intéressée au coût des enfants établit une distinction entre :

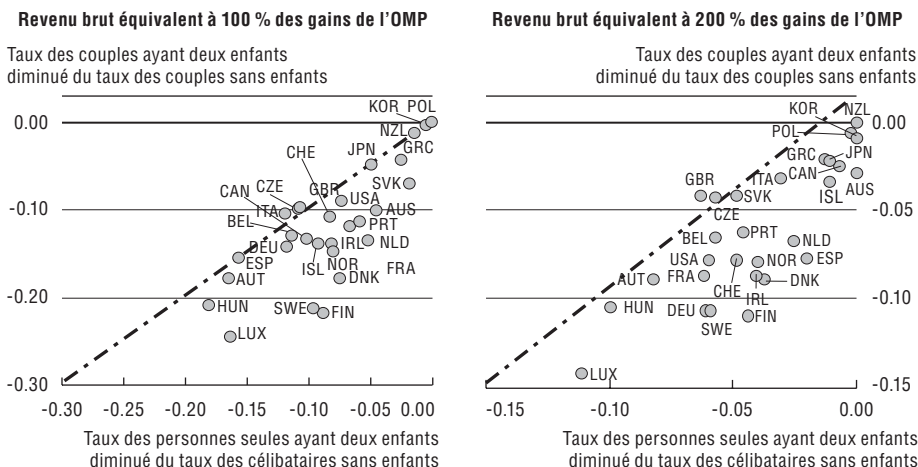
- *Les coûts directs*, qui désignent le surcroît de dépenses supporté par les familles qui ont des enfants (alimentation, habillement, services de garde, études, logement, etc.).
- *Les coûts indirects*, qui désignent le manque à gagner encouru par les parents du fait de la présence des enfants (il peut s'agir, par exemple, du revenu auquel renoncent les mères lorsqu'elles cessent de travailler, qu'elles réduisent leur nombre d'heures pour pouvoir s'occuper de leurs enfants, ou que leurs perspectives de carrière se trouvent compromises à la suite d'une maternité).

La littérature économique consacrée aux décisions de reproduction s'est souvent focalisée sur les coûts directs. En dépit des problèmes méthodologiques difficiles que pose l'évaluation de ces coûts, des estimations sont disponibles pour plusieurs pays. De manière générale, il en ressort que les coûts directs des enfants augmentent avec l'âge de l'enfant et diminuent avec le revenu de la famille et que les économies d'échelle réalisées au niveau des dépenses de consommation abaissent les coûts directs des enfants puînés (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005).

Les coûts directs des enfants sont partagés entre les parents. Les coûts indirects le sont également dans une certaine mesure, si ce n'est qu'ils ont des répercussions sur l'indépendance financière des mères à long terme. Si l'impact immédiat des aménagements de l'organisation du travail intervenant à la suite d'une naissance prend le plus souvent la forme d'une perte de gains à court terme, plus la mère prolonge sa période d'inactivité, plus il lui sera difficile de reprendre pied sur le marché du travail, et plus ses perspectives professionnelles à long terme se trouveront compromises. Bien qu'il soit encore plus difficile d'estimer l'ampleur de ces coûts indirects que celle des coûts directs, il est probable qu'ils ont augmenté à mesure que les débouchés professionnels pour les mères se sont élargis.

Les politiques publiques peuvent stimuler la fécondité en agissant sur les coûts directs ou sur les coûts indirects des enfants. Cependant, la mesure dans laquelle elles peuvent inciter les femmes à combiner maternité et emploi rémunéré dépend probablement de la nature des instruments utilisés. Par exemple, s'ils sont suffisamment généreux pour modifier les décisions de reproduction, les transferts en espèces accordés à la naissance de chaque enfant risquent aussi d'inciter les mères à se retirer du marché du travail rémunéré (ou à ne pas y entrer) pour élever leurs enfants. À l'inverse, les mesures qui visent à réduire le handicap professionnel des mères incitent généralement les femmes à la fois à travailler plus et à avoir plus d'enfants.

Graphique 7. Écart des taux d'imposition effectifs moyens entre les ménages avec et sans enfants, 2002



Note : Les taux d'imposition effectifs moyens comprennent l'impôt sur le revenu, les cotisations de sécurité sociale et transferts en espèces auxquels peuvent prétendre les couples ayant deux enfants âgés de 4 et 6 ans. Les valeurs qui figurent sur l'axe vertical correspondent à la différence entre le taux d'imposition effectif moyen appliqué à un couple à deux revenus ayant deux enfants et le taux appliqué à un couple sans enfants (des valeurs négatives plus élevées impliquent un traitement fiscal plus favorable pour les couples avec enfants). Les valeurs qui figurent sur l'axe horizontal correspondent à la différence entre le taux d'imposition effectif moyen appliqué à une personne seule ayant deux enfants et le taux appliqué à une personne célibataire sans enfants. Les valeurs sont indiquées pour deux niveaux de revenu familial brut (100 % des gains de l'OMP à gauche et 200 % des gains de l'OMP à droite).

Source : Données tirées de la base de données des Modèles d'imposition et de prestations sociales de l'OCDE.

Dans le cas des familles dont le revenu brut équivalait à 100 % des gains de l'OMP, l'écart est particulièrement net au Danemark, en Finlande et en Suède (pays situés à droite sur la diagonale). Malgré ces différences, les pays qui accordent des allègements plus importants aux couples avec enfants ont aussi tendance à se montrer plus généreux avec les parents isolés.

- Troisièmement, l'avantage octroyé aux familles avec enfants décline à mesure que le revenu familial augmente. Au Luxembourg, par exemple, dans le cas d'un revenu familial équivalent à 100 % des gains de l'OMP, les couples et les personnes seules avec enfants sont imposés à des taux inférieurs de 25 et 15 points respectivement aux taux appliqués aux couples et aux personnes seules sans enfants. Lorsque le revenu familial est de 200 % des gains de l'OMP, l'avantage tombe à 15 et 10 points respectivement.

Bien que le « traitement de faveur » accordé aux familles avec enfants soit souvent significatif, il est inférieur à l'avantage auquel on pourrait s'attendre au vu de la plupart des mesures de l'élasticité des besoins de la famille par rapport à sa

taille, utilisées dans les recherches comparatives sur les niveaux de vie¹⁶. Même dans les pays où la fiscalité et le système de prestations sont particulièrement généreux vis-à-vis des familles avec enfants, ces avantages financiers couvrent moins de deux tiers des coûts additionnels supportés par ces familles.

D'après le modèle standard, l'effet de ces avantages financiers sur les taux de fécondité dépend de l'importance relative des effets « de revenu » et « de substitution »¹⁷. La plupart des études empiriques qui se sont intéressées à la relation entre les avantages financiers et les taux de fécondité ont relevé un impact positif, même si elles ne parviennent pas aux mêmes conclusions quant à l'ampleur ou au caractère transitoire ou permanent de ces effets¹⁸.

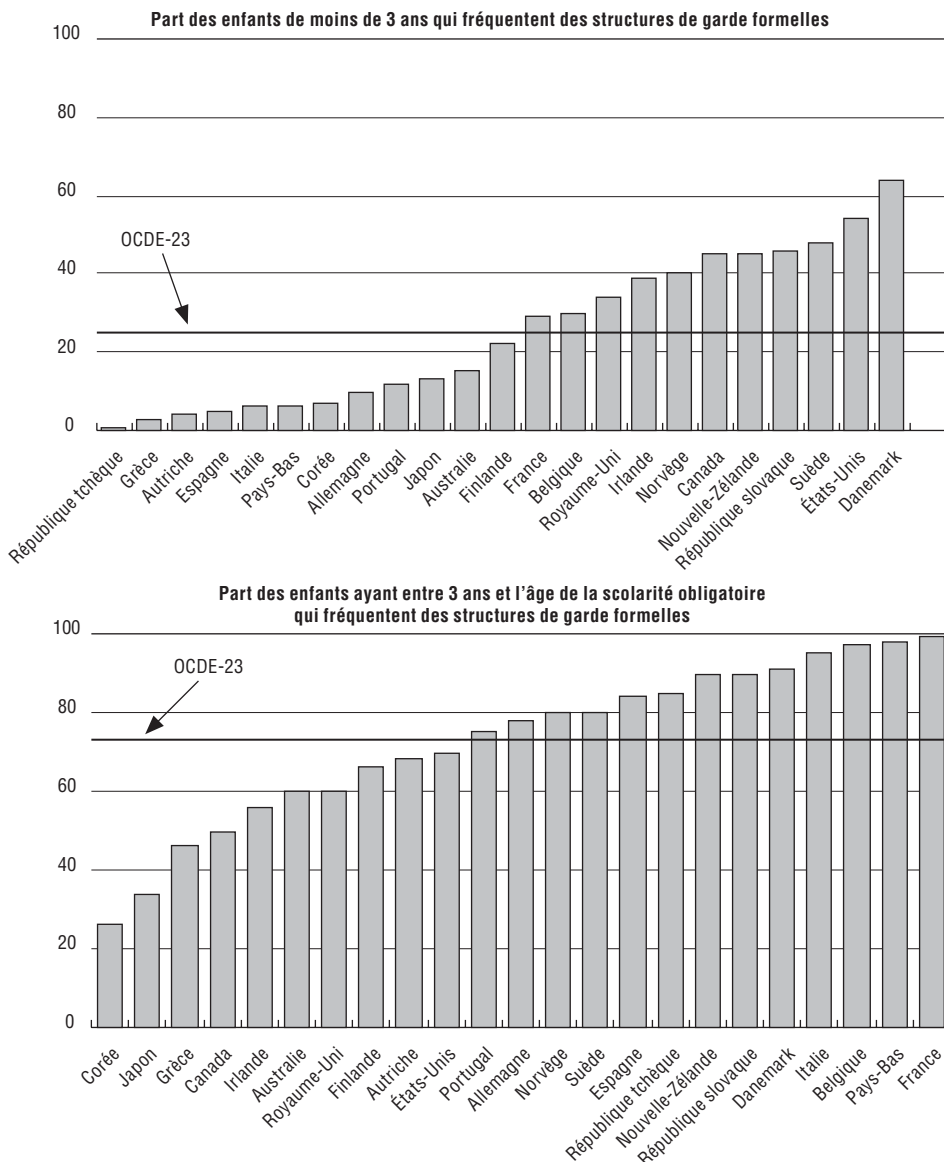
Services de garde d'enfant

L'existence de services de garde d'enfant abordables et de qualité est importante non seulement pour promouvoir la fécondité, mais aussi afin que cet objectif puisse aller de pair avec un renforcement du taux d'emploi féminin et du niveau d'investissement dans les enfants. Lorsque les services de garde sont inabordables, de mauvaise qualité ou difficiles d'accès, les parents peuvent opter pour des horaires de travail atypiques qui leur permettent d'assumer les responsabilités domestiques et professionnelles en alternance, mais cela peut être préjudiciable à la stabilité du couple et au bien-être des enfants. Les mères peuvent également choisir de garder leurs enfants elles-mêmes et, ce faisant, s'éloigner du marché du travail.

Du point de vue des familles, deux des caractéristiques les plus importantes des services de garde d'enfant sont la facilité d'accès et le coût. S'agissant de premier de ces critères, la part des enfants de moins de trois ans qui fréquentent des structures de garde formelles s'échelonne entre plus de 60 % au Danemark et moins de 5 % en République tchèque, en Grèce, en Autriche, en Espagne et en Italie; et la part des enfants âgés de trois à six ans entre près de 100 % en Belgique, aux Pays-Bas et en France et un peu plus de 20 % en Corée (graphique 8). Une proportion significative de ces structures formelles est financée directement par l'État, ce qui suppose des coûts budgétaires substantiels. À cet égard, si l'on en croit différents indicateurs des dépenses publiques consacrées aux structures de garde d'enfant, le montant des dépenses publiques par enfant est très variable entre les pays de l'OCDE (avec des niveaux très élevés dans les pays nordiques et des niveaux beaucoup plus bas dans les pays d'Europe du Sud, au Japon et en Corée, en particulier pour les enfants qui n'ont pas encore l'âge de la scolarité primaire).

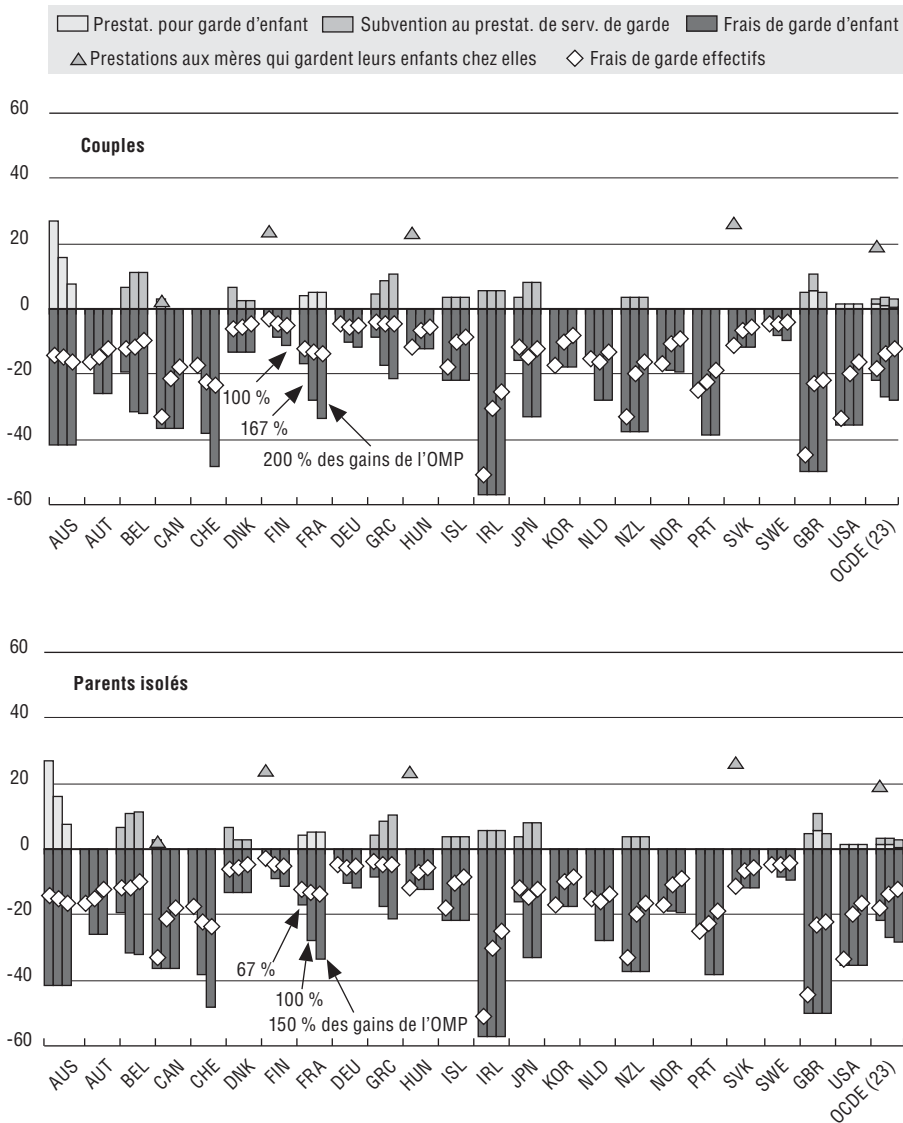
Il existe peu de données sur les coûts des services de garde d'enfant. Le graphique 9 indique les frais de garde bruts et nets supportés par les familles qui

Graphique 8. Part des enfants de différents âges qui fréquentent des structures de garde formelles



Source : Données tirées de sources nationales. Voir OCDE (2001b), *Panorama de la société : les indicateurs sociaux de l'OCDE*, Paris.

Graphique 9. Frais de garde pour deux enfants âgés de 2 et 3 ans qui fréquentent une structure publique à temps plein, en pourcentage du revenu familial brut, 2001 et 2002



Note : Les frais de garde d'enfants effectifs correspondent à la diminution en pourcentage du revenu familial brut qui résulte de la combinaison des frais de garde, des prestations pour garde d'enfant et des subventions au prestataire.

Source : Les calculs s'appuient sur les données tirées de Immervoll et Barber (2005).

ont deux enfants (de 2 et 3 ans) gardés à plein-temps dans des structures de jour publiques ou reconnues par l'État. Ces coûts sont exprimés en proportion du revenu familial brut, pour des couples et des parents isolés percevant trois niveaux de rémunération différents. Les frais de garde « effectifs » nets correspondent aux coûts directs supportés par les parents corrigés des prestations publiques pour garde d'enfant auxquelles ils sont admissibles (Immervoll et Barber, 2005). L'examen des coûts estimés révèle ceci :

- Premièrement, les frais de garde bruts (avant déduction des différentes prestations publiques existantes) supportés par les familles varient fortement d'un pays à l'autre. Pour les familles qui ont deux enfants d'âge préscolaire, les coûts oscillent entre 50 % du revenu familial brut en Irlande et au Royaume-Uni et 10 % ou moins en Suède. Ces différences s'expliquent principalement par l'importance des services en nature dans certains pays de l'OCDE.
- Deuxièmement, les différents programmes de subvention existants ont pour effet d'abaisser les coûts supportés par les familles, mais les variations entre pays restent considérables : pour un revenu familial brut équivalent à 100 % des gains de l'OMP, les frais de garde nets s'échelonnent entre plus de 40 % du revenu familial brut en Irlande et au Royaume-Uni et moins de 10 % au Danemark, en Finlande, en Allemagne, en Grèce et en Suède. Malgré ces différents programmes, les frais de garde – en proportion du revenu familial – sont généralement plus élevés pour les familles à bas revenu que pour les familles plus aisées.

Bien que les données comparables sur la garde des enfants soient très limitées, plusieurs études empiriques ont analysé l'impact de la disponibilité de ces services sur les taux de fécondité. La plupart concluent que la facilité d'accès aux services de garde d'enfants est un élément clé pour aider les femmes à concilier vie familiale et responsabilités professionnelles et, par ce biais, soutenir les taux de fécondité¹⁹.

Régimes de congé

Les différentes formes de congé accordées aux parents contribuent dans une mesure importante à réduire les coûts indirects liés au fait d'avoir et d'élever des enfants, même si, selon la manière dont ils sont conçus, ils peuvent entraver les perspectives professionnelles et la sécurité financière des mères. Les congés de maternité sont des composantes solidement établies des systèmes de protection sociale des pays de l'OCDE. Si leur durée et les prestations dont ils s'accompagnent sont importantes pour le bien-être des enfants et des familles – ils garantissent aux mères qui travaillent une protection de l'emploi tout en leur permettant de s'occuper de leur bébé pendant une phase cruciale de son développement

(OCDE, 2001a) – des congés de maternité très longs peuvent éloigner les mères du marché du travail et, ce faisant, amoindrir leurs perspectives d'emploi et de gains en comparaison des autres femmes et des hommes, et par voie de conséquence majorer le coût indirect des enfants (Leigh, 1983). De fait, d'après les observations de Kameron (2000), si les congés de maternité ont généralement pour effet d'accroître le taux d'activité féminine, ils contribuent par ailleurs à réduire le niveau de revenu ou à modifier la situation professionnelle ou le nombre d'heures de travail des mères par rapport à leur situation avant congé.

Un congé de maternité est accordé aux mères pendant la période qui précède et qui suit immédiatement la naissance de leur enfant. Aujourd'hui, il existe un congé de maternité statutaire, souvent rémunéré, dans la majorité des pays de l'OCDE (à l'exception des États-Unis, de l'Australie et, il y a encore peu, de la Nouvelle-Zélande). Cependant, pour bénéficier du congé de maternité et du congé pour enfant (lorsqu'il existe), les mères doivent remplir certaines conditions en matière d'expérience professionnelle (par exemple, avoir travaillé en continu et à plein-temps pendant au moins une année)²⁰. En général, les prestations versées pendant le congé de maternité sont calculées en fonction du niveau de rémunération antérieur et correspondent souvent à un taux plein (100 %). Cependant, le soutien salarial tend à diminuer à mesure que le congé se prolonge, de sorte que toutes les femmes ne peuvent pas se permettre d'utiliser la totalité des congés auxquels elles ont droit.

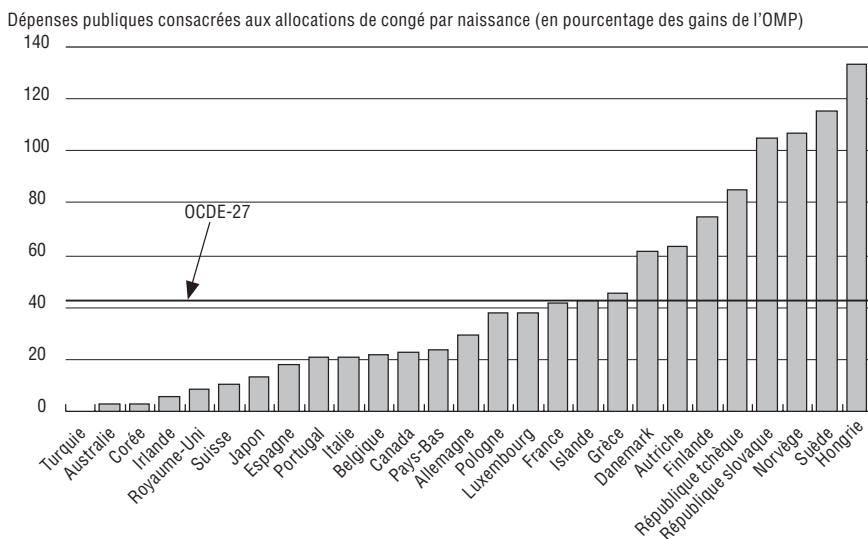
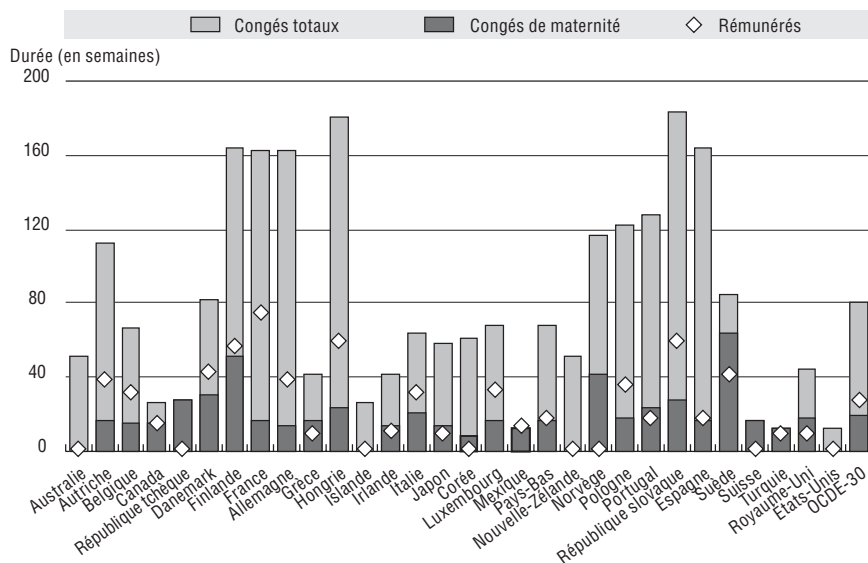
Depuis le début des années 80, la plupart des pays de l'OCDE ont remplacé leur congé de maternité statutaire par un congé parental et permettent aux parents de panacher différents types de congé. La durée des congés, le montant des prestations allouées aux parents et la mise en application légale des dispositions relatives aux congés varient considérablement d'un pays de l'OCDE à l'autre (graphique 10), et ces différences affectent les taux d'utilisation. Les régimes de congé sont conçus à l'image des comportements socioculturels. Ainsi, ils sont souvent plus généreux dans les pays où l'on considère que les soins aux enfants relèvent largement, sinon exclusivement, de la responsabilité de la mère.

Les études empiriques ont été moins nombreuses à estimer les effets des congés de maternité et des congés parentaux sur les taux de fécondité que les effets des autres politiques familiales. Au vu des estimations existantes, il semblerait que ces congés aient un effet positif sur le moment auquel est prise la décision d'avoir un enfant, et un effet ambigu sur le nombre d'enfants²¹.

ANALYSE EMPIRIQUE

Cette section présente de nouvelles estimations de l'impact des politiques publiques sur les taux de fécondité totale. Les résultats ont été obtenus par régression, contrôlant un certain nombre de facteurs qui sont susceptibles

Graphique 10. Régimes de congé parental dans une sélection de pays de l'OCDE, 2002



Note : Les allocations par naissance correspondent aux dépenses totales consacrées aux allocations de congé de maternité divisées par le nombre de naissances dans chaque pays. Elles sont ensuite exprimées en pourcentage du salaire de l'OMP.

Source : Les données sur la durée des congés proviennent de OCDE (2006), *Reconciling Work and Family Life – Social Policies for Working Families*, à paraître. Les données sur les allocations de congé sont tirées de la Base de données sur les dépenses sociales de l'OCDE (SOCX). Enfin, les données sur le nombre de naissances sont issues des *World Development Indicators*, Groupe de la Banque mondiale (2004).

d'affecter les décisions de reproduction. Les modèles estimés se fondent sur des méthodes économétriques des données du panel, couvrant des pays, puisque les taux de fécondité varient fortement entre les pays et au fil du temps (voir graphique 1) et que ces variations peuvent être exploitées pour identifier l'impact de différentes mesures. L'analyse qui suit montre que la modélisation des déterminants des taux de fécondité soulève plusieurs problèmes :

- Premièrement, les taux de fécondité peuvent être influencés par un large éventail d'instruments – tels que les caractéristiques des régimes fiscaux et de prestations, la politique éducative et les mesures qui affectent les perspectives professionnelles des parents. Même lorsque leur champ est circonscrit à la « politique familiale », la gamme des instruments couverts reste très étendue, et il n'existe pas de définition universelle de ce qu'est une « politique familiale ».
- Deuxièmement, comme il est rare qu'un pays change brusquement sa politique, l'ajustement des comportements reproductifs s'opère avec un délai long et variable, qui permet difficilement de mesurer la contribution spécifique des différentes réformes.
- Troisièmement, certaines variables explicatives sont endogènes. Les décisions de travailler et d'avoir des enfants sont déterminées conjointement au niveau de l'individu, car la maternité affecte les choix professionnels des femmes et *vice versa*²².
- Quatrièmement, les difficultés rencontrées pour observer la valeur de certaines variables clés compliquent la procédure d'estimation empirique. Par exemple, les coûts directs des enfants ne peuvent pas être observés directement et dépendent (à la marge) du nombre d'enfants qu'ont les parents (Pollak et Wachter, 1975). De même, les coûts d'opportunité – généralement estimés au moyen du taux de salaire (potentiel) des femmes sur le marché – ne peuvent être observés que pour les femmes exerçant déjà un emploi rémunéré²³.

L'analyse des liens entre les politiques et les taux de fécondité présentée dans cet article s'appuie sur des données longitudinales et utilise différentes spécifications dynamiques. Bien que cette technique de modélisation évite certains des problèmes d'estimation posés par l'utilisation de données en coupe transversale (faible degré de liberté et impossibilité de contrôler les dynamiques et les effets spécifiques aux pays par exemple), son principal inconvénient réside dans le fait qu'il n'existe pas de série temporelle pour certaines variables clés suggérées par le modèle standard – telles que la disponibilité des services de garde d'enfant et l'impact des impôts et transferts de l'État sur les coûts directs des enfants (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005). L'analyse empirique présentée dans cette section s'appuie sur des observations répétées couvrant 16 pays de l'OCDE

pendant la période 1980-1999 (Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Portugal, Espagne, Suède, Royaume-Uni et États-Unis). L'approche retenue ici prolonge le modèle de Gauthier et Hatzius (1997), en y intégrant une gamme de variables de politique plus étendue et en tenant compte de l'hétérogénéité des pays au niveau des effets dynamiques²⁴.

Approche économétrique

Le modèle utilisé dans cet article est le suivant :

$$y_{i,t} = \lambda y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad [1]$$

qui équivaut à :

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\lambda - 1)y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad [1a]$$

où y est le logarithme du taux de fécondité totale; X un ensemble de variables reflétant l'évolution du marché du travail, les interventions des pouvoirs publics et les débouchés économiques; μ_t un effet spécifique temporel; η_i un effet spécifique à un pays (non observé) et ε le terme d'erreur. Les indices i et t renvoient respectivement à l'effet fixe national et à l'effet fixe temporel.

L'estimation de l'équation 1 (ou 1a) soulève plusieurs problèmes.

- Premièrement, compte tenu de la spécification dynamique du modèle, il est impossible de traiter l'existence d'effets spécifiques aux pays non observés avec un estimateur « à effets fixes » : bien que l'on puisse éliminer les effets fixes relatifs aux pays en exprimant toutes les variables sous forme de différences premières, les estimations MCO ne peuvent pas être utilisées à cause de la présence de variable dépendante retardée (qui est corrélée avec le terme d'erreur).
- Deuxièmement, certaines variables explicatives peuvent être endogènes par rapport aux changements des taux de fécondité, d'où la possibilité d'une causalité simultanée ou inversée.
- Troisièmement, une question importante, pour l'estimation, est de déterminer s'il faut agréger ou non les données, et donc s'il faut restreindre les paramètres pour les rendre uniformes ($\lambda = \lambda_i$). En effet, l'agrégation peut conduire à des estimations biaisées et incohérentes lorsque la restriction n'est pas valable (c'est-à-dire lorsque les coefficients de pente varient entre les pays, Pesaran et Smith, 1995).

On peut résoudre les deux premiers problèmes en utilisant un estimateur fondé sur la méthode des moments généralisés (MMG). S'agissant du troisième

problème, une solution consiste à estimer une équation pour chaque pays pendant la période considérée puis à calculer la moyenne des coefficients estimés (estimateur fondé sur la méthode dite « Mean Group »). Cependant, cette dernière méthode ne donne de résultats cohérents que si la dimension du panel tend vers l'infini (Pesaran et Smith, 1995). Pour les échantillons de petite taille, une autre option consiste à utiliser un estimateur fondé sur la méthode dite « Pooled Mean Group » (PMG). Dans ce cas, les coefficients de long terme sont uniformes mais les coefficients de court terme ne le sont pas nécessairement. Cet estimateur permet d'établir une distinction entre dynamique de court terme et dynamique de long terme et tient compte de l'hétérogénéité des pays. Pour résoudre les problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité dans une spécification dynamique, nous avons choisi d'utiliser les estimateurs fondés sur la PMG et la MMG en système (voir annexe)²⁵.

Variables

La variable dépendante utilisée dans l'analyse empirique est le logarithme des taux de fécondité total. Les spécifications sont dynamiques et utilisent la variable dépendante retardée (le logarithme du taux de fécondité totale au temps $t-1$) parmi les variables explicatives. Plusieurs autres variables explicatives – correspondant aux instruments d'action et aux facteurs institutionnels cités dans la section précédente – ont été introduites dans l'équation pour rendre compte de leur impact possible sur les décisions de reproduction :

1. Le ratio emploi/population pour les femmes âgées de 15 à 64 ans (sous forme logarithmique; source : Indicateurs du marché du travail de l'OCDE).
2. Le ratio des salaires horaires des femmes sur ceux des hommes dans l'industrie manufacturière (sous forme logarithmique; sources : Indicateurs du marché du travail de l'OCDE et base de données de l'OIT sur les salaires). Cette variable est utilisée comme indicateur du coût-opportunité (moins l'écart entre les salaires des hommes et ceux des femmes est important, plus le manque à gagner est élevé pour les femmes qui interrompent leur carrière du fait d'une maternité).
3. La part des femmes occupant un emploi à temps partiel (sous forme logarithmique; source : Indicateurs du marché du travail de l'OCDE).
4. Le taux de chômage total (sous forme logarithmique; source : Indicateurs du marché du travail de l'OCDE). Cette variable rend compte de la situation générale du marché du travail, qui influence à la fois les coûts d'opportunité et l'incertitude des perspectives de revenu des familles.
5. Les transferts nets aux familles avec enfants (en niveaux; source : différentes éditions de OCDE, *Les impôts sur les salaires*). Ils correspondent à la différence entre le taux d'imposition effectif moyen appliqué à un couple marié

avec deux enfants (6 et 4 ans) et le taux appliqué à une personne célibataire. Les données concernent les couples dont un membre perçoit 100 % des gains de l'OMP et les personnes célibataires percevant le même revenu. Cette variable traduit l'effet financier combiné du mariage, de la présence des enfants et de l'inactivité de la mère sur le revenu familial (contrairement à la mesure du graphique 7, qui ne saisit que les avantages financiers liés à la présence des enfants).

6. La durée des congés parentaux, en semaines (sources : Jaumotte, 2003 ; et OCDE, 2006).
7. Le pourcentage du salaire remplacé pendant le congé de maternité (en niveau ; source : Gauthier, 2004).
8. Les dépenses publiques consacrées aux allocations de congé de maternité par naissance, en pourcentage des gains de l'OMP (OCDE, 2006 ; et Base de données sur les dépenses sociales de l'OCDE).

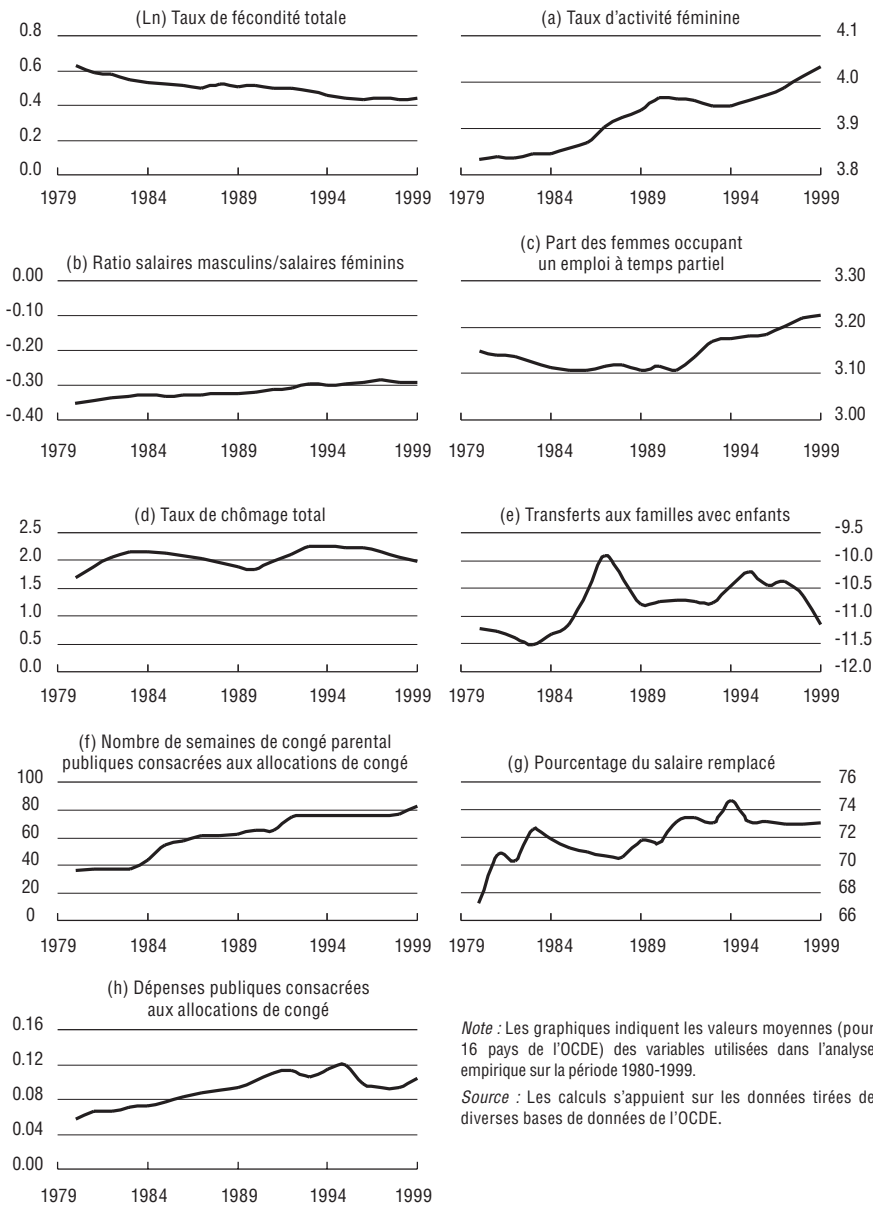
Les niveaux moyens de ces variables dans les pays couverts par l'analyse sur la période 1980-1999 sont indiqués dans le graphique 11. Le tableau 1 donne une série de statistiques descriptives pour ces variables, en indiquant pour chaque variable les variations de la moyenne entre périodes et l'écart de chaque pays par rapport à la moyenne.

Résultats et discussion

Le tableau 2 présente les résultats obtenus avec un modèle intégrant les effets temporels. Les estimations ont été calculées avec un estimateur fondé sur la « méthode des moments généralisés » en système (MMG-système) et un estimateur basé sur la méthode dite « Pooled Mean Group » (PMG). À des fins de comparaison, le tableau indique également les estimations obtenues avec une régression par moindres carrés ordinaires sur données empilées. De manière générale, les estimations de coefficients calculées avec les modèles MMG-système et PMG sont très stables et voient leur validité confirmée par plusieurs tests de spécification²⁶. Par ailleurs, les coefficients de la tendance temporelle sont significatifs et ceux de la variable dépendante retardée sont systématiquement élevés, ce qui tend à montrer qu'il faut du temps avant que les changements d'orientation des politiques ne produisent pleinement leurs effets sur les taux de fécondité.

Le graphique 12 représente les effets à long terme de chacune des variables explicatives introduites dans l'équation estimée, tels qu'ils ressortent dans les trois modèles. La plupart de ces effets à long terme ont le même signe dans tous les modèles, mais leur ampleur est variable. L'examen des estimations PMG (qui

Graphique 11. Valeurs moyennes des variables incluses dans l'analyse sur données de panel



Note : Les graphiques indiquent les valeurs moyennes (pour 16 pays de l'OCDE) des variables utilisées dans l'analyse empirique sur la période 1980-1999.

Source : Les calculs s'appuient sur les données tirées de diverses bases de données de l'OCDE.

Note : Les graphiques indiquent les valeurs moyennes (pour 16 pays de l'OCDE) des variables utilisées dans l'analyse empirique sur la période 1980-1999.

Tableau I. Statistiques descriptives pour les variables incluses dans le modèle empirique

Variable		Moyenne	Écart-type	Min.	Max.	Nombre d'observations
Taux de fécondité totale	Ensemble	0.50	0.16	0.15	1.19	N = 320
	Between		0.13	0.29	0.81	n = 16
	Within		0.11	0.28	0.92	T = 20
Taux d'activité féminine	Ensemble	3.92	0.27	3.23	4.37	N = 320
	Between		0.26	3.40	4.30	n = 16
	Within		0.09	3.62	4.24	T = 20
Ratio salaires fém./salaires masc.	Ensemble	-0.32	0.17	-0.88	-0.09	N = 320
	Between		0.17	-0.84	-0.11	n = 16
	Within		0.04	-0.48	-0.13	t = 20
Part de femmes occupant un emploi à temps partiel	Ensemble	3.15	0.43	2.35	4.02	N = 320
	Between		0.42	2.45	3.92	n = 16
	Within		0.13	2.72	3.61	t = 20
Taux de chômage total	Ensemble	2.06	0.52	0.47	3.17	N = 320
	Between		0.44	0.99	2.90	n = 16
	Within		0.30	1.04	2.94	t = 20
Transferts en espèces nets	Ensemble	-10.78	4.42	-22.90	0.51	N = 320
	Between		3.66	-19.88	-5.61	n = 16
	Within		2.64	-23.94	-2.91	t = 20
Durée des congés parentaux	Ensemble	61.71	55.44	0.00	164.00	N = 320
	Between		50.56	4.20	163.00	n = 16
	Within		25.89	-31.64	132.56	t = 20
Pourcentage du salaire remplacé	Ensemble	71.97	26.27	0.00	100.00	N = 320
	Between		26.27	0.00	100.00	n = 16
	Within		6.41	26.77	89.47	t = 20
Dépenses pub. pour alloc. de congé	Ensemble	0.09	0.18	0.00	0.91	N = 320
	Between		0.18	0.00	0.69	n = 16
	Within		0.04	-0.08	0.32	t = 20

Note : Pour chaque variable, la ligne « Ensemble » concerne la série de données entière; la ligne « Between » désigne la variation de la moyenne de chaque pays entre les périodes; et « Within » désigne l'écart par rapport à la moyenne de chaque pays (d'où la possibilité de valeurs négatives). N est le nombre total d'observations; n le nombre de pays et t le nombre de périodes.

Source : Les calculs s'appuient sur les données tirées de diverses bases de données OCDE.

sont toutes statistiquement significatives à l'exception des dépenses publiques affectées aux allocations de congé) amène aux constats suivants :

- Le coefficient positif du taux d'emploi féminin permet de penser que la participation des femmes au marché du travail rémunéré exerce un effet positif important sur leurs décisions de reproduction en améliorant leur sécurité financière.

Tableau 2. Analyse des données de panel : estimation pur la période 1980-1999

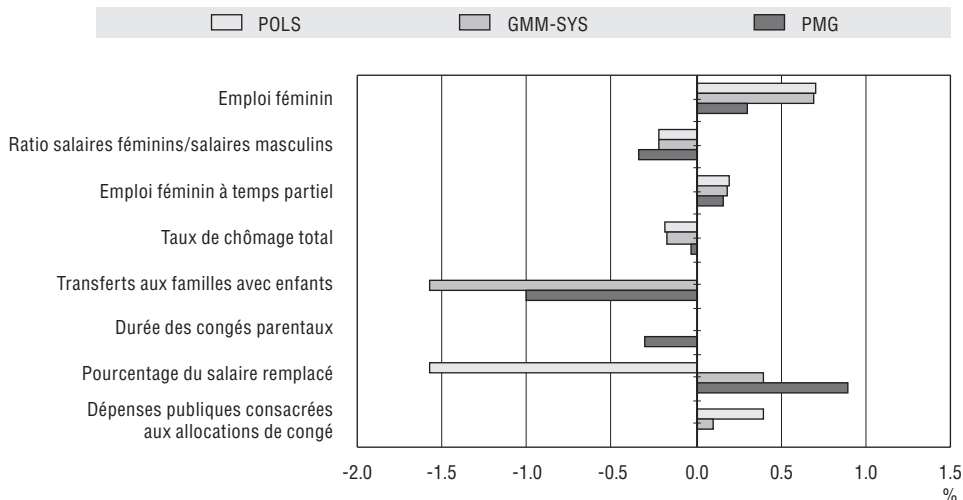
Variable	MCOG		MMG-SYS		PMG	
(Ln) Taux de fécondité totale (t-1)	0.898**	[0.021]	0.898**	[0.019]	-0.648**	[0.115]
(Ln) Taux d'emploi féminin	0.071**	[0.018]	0.071**	[0.021]	0.307**	[0.088]
(Ln) Ratio salaires féminins/salaires masculins	-0.022	[0.024]	-0.022	[0.011]	-0.339**	[0.103]
(Ln) Part des femmes exerçant un emploi à temps partiel	0.019	[0.010]	0.019*	[0.008]	0.161**	[0.024]
(Ln) Taux de chômage total	-0.018*	[0.009]	-0.018	[0.015]	-0.032**	[0.013]
Transferts aux familles avec enfants	-0.000	[0.000]	-0.002	[0.001]	-0.010**	[0.001]
Durée totale du congé parental (semaines)	-0.000**	[0.000]	-0.000	[0.000]	-0.003**	[0.000]
Pourcentage du salaire remplacé pendant le congé de maternité	-0.002	[0.001]	0.000	[0.000]	0.009**	[0.001]
Dépenses publiques consacrées aux allocations de congé	0.000	[0.000]	-0.000**	[0.000]	-0.000	[0.000]
Effet temporel	Yes**		Yes**		Yes**	
R ²	0.9480					
Test de Sargan (valeur de p)			1.000			
Test M1 (valeur de p)			0.035			
Test M2 (valeur de p)			0.161			

Note : La première colonne indique les estimations (à court terme) obtenues avec le modèle de régression MCO sur données empilées (MCOG) ; la variable dépendante est le logarithme du taux de fécondité totale. La deuxième colonne indique les estimations (à court terme) obtenues avec l'estimateur MMG-système (MMG-SYS), la variable dépendante est le logarithme du taux de fécondité totale. La troisième colonne indique les estimations (à long terme) obtenues avec la méthode dite « Pooled Mean Group » (PMG), qui utilise la différence première du taux de fécondité totale comme variable dépendante. Le coefficient associé au taux de fécondité retardé indiqué dans la deuxième colonne (GMM-SYS) correspond au paramètre λ , tel qu'il est spécifié dans l'annexe ; et le coefficient indiqué dans la troisième colonne (PMG) correspond au paramètre ϕ tel qu'il est spécifié dans la même annexe [où $\lambda = -(1 - \phi)$]. L'intercept est également estimé dans le cadre de la spécification dynamique des coefficients de court terme pour les trois modèles. Les écart-types robustes figurent entre crochets. ** et * dénotent les coefficients significatifs aux seuils de 1 % et 5 % respectivement.

Source : Calculs des auteurs basés sur des données de l'OCDE.

- Plus le ratio salaires féminins/salaires masculins est élevé, plus le taux de fécondité est bas. Il est possible que cet effet traduise un phénomène de ségrégation de l'emploi, avec une forte concentration des femmes dans les emplois et les secteurs « protégés » où, en contrepartie de salaires faibles, les mères bénéficient d'autres types d'avantage. Par exemple, dans les pays nordiques, où les taux de fécondité sont relativement élevés, la forte concentration des femmes dans le secteur public se traduit par un faible ratio salaires féminins/salaires masculins.
- Le coefficient positif de l'emploi à temps partiel indique que la réduction du temps de travail peut être un moyen pour les femmes de pallier l'absence de structures d'accueil des enfants. Ce résultat rejoint les conclusions de Del Boca (2002), Cette *et autres* (2005) et Zuzanek (2001).

Graphique 12. Effets à long terme de différentes variables sur les taux de fécondité totale, selon trois spécifications différentes



Note : Les effets à long terme des variables explicatives sur les taux de fécondité intègrent le coefficient de la variable dépendante retardée qui figure dans le tableau 2. Pour les variables exprimées en logarithmes, les effets à long terme reflètent le changement en pourcentage du taux de fécondité totale associé à un changement d'un pour cent de la variable explicative; pour les variables exprimées en niveaux, les effets à long terme correspondent au changement en pourcentage du taux de fécondité totale associé à une variation d'une unité des variables explicatives.

Source : Calculs basés sur le tableau 2.

- Le coefficient négatif du taux de chômage total implique que la persistance des écarts de taux de chômage entre les pays influe sur l'évolution des taux de fécondité. On peut en conclure que le chômage est une préoccupation majeure pour les couples qui envisagent d'avoir un enfant, un résultat que corroborent d'autres études (par exemple Gauthier et Hatzius, 1997; Adsera, 2004; Kravdal, 2002).
- Lorsque les transferts publics versés aux familles avec enfants sous la forme de crédits d'impôts et de prestations diminuent, les taux de fécondité diminuent également²⁷.
- Des congés parentaux plus longs impliquent des taux de fécondité plus bas. Si ce constat peut paraître surprenant de prime abord, il cadre avec l'hypothèse selon laquelle il est d'autant plus difficile pour une femme qui est restée longtemps éloignée du marché du travail de retravailler. L'interprétation de ce résultat est rendue plus complexe par le fait que les régimes de congé sont plus généreux dans les pays où les structures de garde externes sont moins nombreuses²⁸. Les conclusions des études antérieures, quant à l'effet

de congés parentaux plus longs sur les taux de fécondité, sont ambiguës; néanmoins, la plupart de ces évaluations – qui fournissent des éléments probants indirects sur les coûts-opportunité des enfants – se sont focalisées sur les effets de la durée des congés de maternité sur l'offre de main-d'œuvre féminine plutôt que sur la fécondité en tant que telle²⁹.

- L'application d'un taux de remplacement du salaire plus élevé pendant le congé de maternité est de nature à stimuler le taux de fécondité. Cet effet positif des allocations de maternité contraste avec l'effet négatif de la durée du congé de maternité. En partie à cause de ces effets contradictoires, le coefficient de la variable des dépenses, qui rend compte de l'influence combinée de la durée des congés et de la générosité des prestations, n'est pas statistiquement significatif³⁰.

Ces résultats accréditent l'idée selon laquelle les décisions de reproduction sont influencées par différentes mesures et institutions et confirment les résultats obtenus avec un modèle estimé sur des données en coupe transversale pour l'année 1999 couvrant 19 pays de l'OCDE (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005)³¹. Ils doivent néanmoins être interprétés avec prudence. Premièrement, à cause des limitations des données, certaines variables importantes qui affectent les décisions de reproduction et les taux de fécondité sont exclues de l'analyse. Deuxièmement, l'impact des politiques n'a été analysé que pour la population entière et non pour des sous-groupes (définis, par exemple, par le niveau de revenu ou le niveau d'études). Enfin, il n'a pas été tenu compte du rang de naissance.

CONCLUSIONS

Dans cet article, nous avons examiné la contribution de différents facteurs structurels au déclin des taux de fécondité observé dans la majorité des pays de l'OCDE au cours des trois dernières décennies. Les taux de fécondité sont tombés bien en deçà des seuils de remplacement dans la plupart des pays, au point que de nombreux gouvernements de l'OCDE portent une attention croissante aux mesures susceptibles de réduire les obstacles qui empêchent les individus d'avoir des enfants. Cet article a examiné certaines de ces mesures, en mettant plus spécialement l'accent sur celles qui ont pour effet de réduire le coût des enfants pour les familles.

Les résultats de l'analyse de régression, qui s'appuie sur des données longitudinales portant sur 16 pays de l'OCDE et utilise différentes approches économétriques pour vérifier la robustesse des principaux résultats, confirment qu'une série de mesures influencent les décisions de reproduction. Elles incluent les transferts aux familles, qui contribuent à réduire le coût direct des enfants, ainsi que les dispositions qui aident les femmes à concilier vie de famille et responsabilités professionnelles. Des pays de l'OCDE aussi différents que les États-Unis, la

France et plusieurs pays nordiques affichent désormais des taux de fécondité proches des niveaux requis pour assurer la stabilité de leur population. Bien que ces bons résultats ne s'expliquent pas par la même conjonction de facteurs dans chaque cas, ils sont à mettre au compte, au moins en partie, de mesures et de dispositifs qui ont allégé le coût des enfants pour les familles. On peut espérer que ces politiques prometteuses portent leurs fruits dans d'autres pays à l'avenir.

Notes

1. Certains des principaux arguments avancés dans ce débat sont à porter au crédit de Chesnais (1986, 1996, 1999); Prinz *et autres* (1998); Lesthaeghe et Willems (1999); Ogawa (1997, 2003); Calot et Sardon (2001); Atoh *et autres* (2001); Gauthier (1996, 2001, 2004); Lesthaeghe (2001); Lutz (2000a, 2000b); McDonald (2000a, 2000b, 2000c); Sardon (2002); Goldstein *et autres* (2003); Atoh et Akachi (2003); Neyer (2003); Frejka et Sardon (2004); Ogawa *et autres* (2004); Sobotka (2004); Lutz *et autres* (2005).
2. Au cours du XX^e siècle, plusieurs pays industrialisés ont mis en œuvre des politiques explicitement pronatalistes pour se doter de populations nationales fortes (pourvoyeuses de main-d'œuvre abondante et d'armées nombreuses) et faciliter leur expansion à l'étranger. Ces politiques se sont généralement accompagnées de mesures délibérées d'encouragement de la procréation chez les individus présentant certains traits transmissibles (eugénisme).
3. Les enquêtes consacrées à l'opinion des gouvernements sur le niveau de fécondité qui prévaut dans leur pays (telles que celles menées par la Division de la population des Nations unies) confirment ce changement. Il y a moins de 30 ans, l'écrasante majorité des gouvernements de la zone OCDE jugeaient « satisfaisant » le niveau du taux de fécondité dans leur pays, seuls quelques pays l'estimant « trop élevé » ou « trop bas ». Aujourd'hui, la plupart des pays de l'OCDE considèrent que leur taux de fécondité est « trop bas »; deux seulement estiment qu'il est « trop élevé » et une minorité (significative) de 12 pays qu'il est « satisfaisant ». La politique publique a tardé à s'adapter à ce changement de perception : les gouvernements de la plupart des pays de l'OCDE (15) continuent de privilégier l'absence d'intervention explicite dans ce domaine, même si le nombre de pays favorables à l'adoption de politiques visant explicitement à influencer les décisions de reproduction a augmenté au fil du temps (passant de 4 en 1976 à 10 en 2003) et que l'on trouve parmi eux un pays qui, encore récemment, soutenait les interventions en faveur d'une baisse de la fécondité (la Corée). D'Addio et Mira d'Ercole (2005) décrivent les résultats de ces enquêtes.
4. La persistance de taux de fécondité bas peut engendrer un « piège à faible fécondité » dans les pays où le taux de fécondité est inférieur (ou égal) à 1.5. Voir Lutz *et autres* (2005) sur cette question.
5. Sur la question de l'arrivée plus tardive des enfants, voir par exemple Sobotka (2004), Frejka et Sardon (2004), Lutz et Goldstein (2005).
6. Outre qu'il peut contribuer au déclin des taux de fécondité (via la réduction du nombre d'enfants non uniques et l'augmentation du nombre de personnes sans enfant), le report des décisions de reproduction peut être préjudiciable à la santé et au bien-être des mères et des enfants (d'Addio et Mira d'Ercole, 2005).

7. Parmi les problèmes rencontrés figurent la difficulté de faire la part entre le souhait propre de la personne pour elle-même et la norme sociale de ce qui est considéré comme la taille « idéale » d'une famille; le fait que les réponses dépendent de facteurs qui peuvent évoluer au cours de la vie de l'individu; l'adaptation des intentions en matière de reproduction à l'expérience vécue; et le fait que la question posée pendant l'enquête ne spécifie pas les déterminants des intentions de reproduction.
8. Becker et Lewis (1973), Becker (1981) et Cigno (1991, 1994) proposent d'autres extensions de ce modèle. Voir également Barmby et Cigno (1990).
9. La demande d'enfants est déterminée conjointement par des effets de « substitution » et de « revenu ». Lorsque l'effet de substitution prend le pas sur l'effet de revenu, les parents privilégient la « qualité » sur la « quantité » de leurs enfants. Selon cette théorie, il y aurait une relation négative entre la taille de la famille (quantité) et les ressources consacrées à chaque enfant (qualité). Dans la pratique, les données empiriques sont plus mitigées. Par exemple, Black *et autres* (2004) montrent qu'en Norvège, l'effet négatif de la taille de la famille sur l'éducation des enfants disparaît dès lors que l'on neutralise l'effet du rang de naissance. Voir aussi Rosenzweig et Wolpin (1980).
10. Le niveau d'études des femmes affecte leurs décisions de reproduction par d'autres biais également. Les femmes qui font de longues études ont un âge moyen plus élevé à la naissance de leur premier enfant, et disposent donc d'un temps comparativement plus réduit pour avoir d'autres enfants. Par ailleurs, en faisant des études plus poussées, les femmes accèdent à l'autonomie dans de nombreux domaines, ce qui peut les amener à privilégier des objectifs autres que la maternité. Des femmes plus instruites sont également mieux renseignées sur les risques sanitaires et les moyens de contraception, et mieux à même d'éviter les grossesses non désirées. Plusieurs études ont montré l'existence d'une relation négative entre le comportement reproductif et le niveau d'études des femmes (Adsera, 2004; Blossfeld *et autres* 1995; Corjin et Klizijng, 2000; Hullén, 2000). Cette relation négative s'explique notamment par le fait que, le niveau d'études et le niveau de revenu étant liés, le coût d'une interruption de carrière est plus élevé pour les femmes plus instruites que pour les moins instruites. Voir également Ringen (1998).
11. L'existence d'une relation négative entre l'emploi rémunéré et les décisions de reproduction a été établie empiriquement par Butz et Ward (1979) pour les États-Unis, et par Mincer (1985) pour une série de pays.
12. Le chômage des hommes est pris en compte au même titre que celui des femmes, car les deux influencent la sécurité économique des couples et, partant, leurs décisions de reproduction.
13. Plusieurs autres études relèvent une corrélation négative entre le taux de fécondité et le taux de chômage total ou féminin (par exemple, Adsera, 2004; Gauthier et Hatzius, 1997).
14. Liefbroer et Corijn (1999) établissent une distinction entre l'incompatibilité « structurelle » des rôles, qui concerne les opportunités sociales offertes aux femmes et les obstacles auxquels elles se heurtent lorsqu'elles essaient d'en profiter, et l'incompatibilité « culturelle », qui a trait à l'idéologie, aux valeurs et aux normes générales qui entourent le rôle de la femme dans la société.
15. Faute de disposer de données comparables pour certaines variables (tels que les services de garde d'enfant), rares sont les auteurs qui ont étudié la relation entre les taux de fécondité et les politiques publiques à l'échelle de plusieurs pays. En fait, la plu-

part des données disponibles sur l'impact des politiques sont issues de recherches menées sur des personnes dans des pays spécifiques. Malgré les différences d'approche, Sleenbos (2003), qui a effectué un examen de la littérature, conclut que « la plupart des analyses empiriques constatent l'existence d'une relation positive faible entre le comportement reproductif et divers instruments d'action ; cependant, les résultats sont souvent peu concluants et contradictoires, en partie à cause des différences méthodologiques entre les études et en partie à cause de la diversité des instruments d'action pris en compte ».

16. Par exemple, lorsque l'élasticité des besoins de famille est basée sur la racine carrée de la taille de la famille, un couple ayant un enfant est censé supporter un coût additionnel de 22 % du revenu familial brut, un couple avec deux enfants un surcoût de 41 % et un couple avec trois enfants un surcoût de 58 %.
17. L'octroi de transferts en espèces et de crédits d'impôt plus généreux aux familles avec enfants a pour effet à la fois de réduire le coût des enfants et d'accroître le revenu familial. Tandis que la réduction des coûts est de nature à stimuler la demande d'enfants, l'augmentation du revenu familial peut, de surcroît, modifier l'objet de cette demande au profit d'enfants de meilleure « qualité », avec à la clé une diminution du nombre d'enfants voulus par les parents.
18. Barmby et Cigno (1990) ont constaté qu'au Royaume-Uni, les prestations pour enfant accéléreraient l'entrée des femmes dans la maternité. Ermisch (1988a, 1988b) note également que les transferts financiers ont une incidence sur le moment auquel surviennent les naissances, mais pas sur la taille de la famille. À l'inverse, Whittington *et autres* (1990) et Whittington (1992) sont parvenus à la conclusion qu'aux États-Unis, les allègements fiscaux exerçaient un effet positif sur la taille de la famille, ce que constatent également Zhang *et autres* (1994) pour le Canada. Selon Laroque et Salanié (2004), la réforme française de 1994 aurait entraîné une augmentation des naissances de deuxième rang de 11 %, et une réduction des naissances de troisième rang de l'ordre de 2 % ; par ailleurs, leurs estimations donnent à penser que la réforme des prestations familiales de 2004 (*Prestation d'accueil au jeune enfant*), qui avait une visée explicitement pronataliste, pourrait être à l'origine d'une hausse du nombre de naissances de près de 5 % (Landais, 2003 ; Di Prete *et autres*, 2002). Les analyses de Gauthier et Hatzius (1997) et d'Ekert-Jaffé (1995) concluent également à l'existence d'un effet positif des transferts financiers sur les taux de fécondité.
19. À partir de données portant sur des personnes, Blau et Robins (1998 ; 1989) sont parvenus à la conclusion que la disponibilité de structures d'accueil publiques exerçait un effet positif important sur les taux de fécondité, tandis que des frais de garde plus élevés produisaient un effet négatif. Del Boca *et autres* (2003) obtiennent des résultats similaires pour les femmes italiennes, en utilisant un modèle où les décisions des femmes de participer au marché du travail et d'avoir des enfants sont déterminées conjointement. Ermisch (1989) conclut par ailleurs que dans certains pays de l'OCDE, les services de garde d'enfant basés sur le marché ont limité la réduction des taux de fécondité associée à l'accroissement du taux d'activité féminine (voir également Kamerman, 2000). Castles (2004, données de 1998 portant sur 20 pays de l'OCDE) et d'Addio et Mira d'Ercole (2005, données de 1999 pour 19 pays de l'OCDE) confirment également que les services de garde sont un déterminant clé des décisions de reproduction.
20. Parmi les exceptions figurent les pays scandinaves (où la plupart des femmes sont couvertes), les Pays-Bas (où certains travailleurs temporaires et à temps partiel sont

couverts) et l'Allemagne (où les mères qui suivent des études ou qui sont au chômage sont couvertes). Dans les pays d'Europe du Sud, il faut généralement être titulaire d'un contrat d'emploi permanent pour avoir droit aux congés.

21. Andersson (2001) est d'avis que l'introduction d'une « prime de rapidité » dans le régime de congé parental suédois a accéléré les décisions de reproduction en réduisant l'écart séparant le premier et le deuxième enfant. Rønsen (2004) conclut que l'extension des congés de maternité a eu un effet bénéfique sur les taux de fécondité en Norvège et en Finlande (en particulier dans ce dernier pays) et sur les naissances de rang supérieur à un.
22. Plusieurs auteurs se sont attaqués au problème de l'endogénéité des décisions de reproduction par rapport à la participation au marché du travail en utilisant des variables instrumentales (Browning, 1992). Cependant, il est difficile de trouver des instruments adaptés : lorsque les décisions de reproduction et de participation au marché du travail sont le résultat conjoint de la maximisation par le ménage de son espérance d'utilité sur son horizon de vie – sous contraintes budgétaires et temporelles, et sur la base d'un cadre dynamique explicite – les deux variables dépendent alors de la séquence entière de prix et de salaires (qui peuvent eux-mêmes être endogènes) et des préférences du ménage (Engelhardt et Prskawetz, 2004; Kögel, 2002; Del Boca, 2002; Del Boca *et autres*, 2003). Le problème de l'endogénéité se pose également lorsque l'on estime l'impact des transferts aux familles sur les taux de natalité, car certaines caractéristiques des pays non incluses dans le modèle peuvent être corrélées à la fois aux taux de fécondité et aux dépenses consacrées à ces transferts.
23. Certains auteurs ont tenté d'estimer le taux de salaire des femmes sans emploi en leur imputant un salaire calculé selon leurs caractéristiques personnelles et au regard de l'emploi. Pour effectuer ce calcul, ils sont partis de l'hypothèse que les femmes concernées pourraient gagner le même salaire que leurs homologues salariées présentant des caractéristiques comparables. Or, la validité de cette hypothèse a été mise en doute. Par exemple, Heckman (1979) estime qu'à cause du biais de sélection de l'échantillon ou du biais de sélectivité, la structure des salaires n'est pas la même chez les femmes qui travaillent et celles qui ne travaillent pas. Si l'on retient cet argument, il est probable que la procédure d'imputation décrite ci-dessus donne une estimation biaisée du coût-opportunité pour les femmes sans emploi. Heckman et d'autres chercheurs ont mis au point diverses techniques pour corriger le biais de sélection de l'échantillon. La plupart impliquent des procédures d'estimation en deux étapes ou de vraisemblance maximale, consistant, dans un premier temps, à déterminer la probabilité qu'a une femme d'être sur le marché du travail compte tenu de ses caractéristiques, et dans un deuxième temps, à utiliser cette probabilité pour générer des estimations non biaisées du coût-opportunité du temps pour toutes les femmes.
24. Gauthier et Hatzius (1997) ont modélisé la relation dynamique entre les taux de fécondité et les politiques publiques pour 22 pays de l'OCDE sur la période 1970-1990. D'autres auteurs ont utilisé des données nationales couvrant plusieurs années, notamment Ekert-Jaffé (1986) et Blanchet et Ekert-Jaffé (1994), qui ont étudié l'effet des prestations familiales à l'aide de données portant respectivement sur 7 et 11 pays et couvrant la période 1970-1983; et Adsera (2004), qui a examiné la relation entre les taux de fécondité et les institutions pour 21 pays de l'OCDE. En général, toutes ces études constatent une relation positive entre les taux de fécondité et différents instruments d'action.

25. Pour résoudre le problème de l'endogénéité, une autre solution aurait consisté à modéliser conjointement les décisions de reproduction et d'emploi des femmes. Néanmoins, il faudrait pour cela utiliser des données individuelles.
26. S'agissant de l'estimateur MMG, sa validité n'est rejetée ni par le test de sur-identification de Sargan ni par le test de corrélation de second ordre des termes d'erreur en différences premières (M2). S'agissant des estimateurs PMG, le test de Hausman – qui compare les estimations fondées sur la méthode PMG et MG – ne rejette pas la première spécification; le critère de Schwartz-Bayes (SBC) de recherche de l'ordre de retard conclut à l'existence d'un ARDL (1,0) – processus autorégressif à retard distribué – dans la plupart des pays (Canada, Danemark, Finlande, France, Grèce, Italie, Irlande, Japon, Portugal, Espagne et Suède). Par conséquent, par souci d'utilisation parcimonieuse des données, les estimations des coefficients sont calculées à l'aide d'un modèle d'ajustement partiel.
27. La valeur du coefficient indiquée dans le tableau 2 implique que, pour l'année 1990, une augmentation de 25 % des transferts financiers aux familles avec enfants se traduirait par une augmentation à long terme de 0.05 enfant par femme. Ce chiffre se situe entre les 0.04 enfant par femme obtenus par Ekert-Jaffé (1994) après application d'une augmentation de 25 % de l'indice de prestations familiales et les 0.07 de Gauthier et Hatzius (1997), qui correspondent à une augmentation similaire du ratio allocations/gains familiaux.
28. On aurait pu tester cette hypothèse en contrôlant l'effet de la disponibilité des services de garde d'enfant; cependant, cela n'a pas été possible en raison du manque de données longitudinales sur ces services.
29. Nizalova obtient des résultats similaires à ceux du tableau 2 (existence d'un coefficient négatif entre les taux de fécondité et la durée du congé parental); de leur côté, Gauthier et Hatzius (1997) et Adsera (2004) relèvent un coefficient positif entre la fécondité et les congés parentaux, qui n'est statistiquement significatif que dans la deuxième étude (qui ne prend pas en compte les effets dynamiques).
30. Pour certaines familles avec enfants, la non-rémunération des congés peut poser un problème plus immédiat. À plus long terme, il apparaît que les mères qui reprennent le travail après avoir eu un enfant se heurtent, dans de nombreux pays, à des pénalités salariales élevées et des perspectives de gains amoindries (Ruhm, 1998). Pour les mères qui perçoivent un salaire relativement élevé, ces pénalités viennent alourdir le coût indirect des enfants.
31. En dépit d'un degré de liberté réduit, la spécification transversale permet d'établir une distinction entre les coûts directs et indirects des enfants et de contrôler certains déterminants supplémentaires des décisions de reproduction (tels que la disponibilité des services de garde d'enfant et les différences de points de vue des hommes et des femmes de différents âges concernant la famille et la répartition des rôles entre les sexes). Sur la base de cette spécification, le taux de fécondité totale apparaît sensiblement plus élevé dans les pays de l'OCDE où le coût direct des enfants est inférieur, les services de garde plus nombreux, les congés parentaux plus longs et la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi féminin plus élevée.

BIBLIOGRAPHIE

- Adsera, A. (2004), « Changing Fertility Rates in Developed Markets. The Impact of Labor Market Institutions », *Journal of Population Economics*, 17, pp. 17-43.
- Ahn, N. et P. Mira (2002), « A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries », *Journal of Population Economics*, 15(4)4, pp. 667-682.
- Andersson, G. (2001), « The Impact of Labour-Force Participation on Childbearing Behavior: Pro-cyclical Fertility in Sweden during the 1980s and the 1990s », *Revue européenne de démographie*, 16, pp. 293-313.
- Arellano, M. et S. Bond (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, pp. 277-297.
- Arellano, M. et O. Bover (1995), « Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-52.
- Atoh, M., V. Kandiah et S. Ivanov (2001), « The Second Demographic Transition in Asia », document présenté lors de la conférence de l'UIESP « Perspectives on Low Fertility: Trends, Theories and Policies », 21-23 mars, Tokyo.
- Atoh, M. et M. Akachi (2003), « Low Fertility and Family Policy in Japan, in an International Comparative Perspective », *Journal of Population and Social Security (Population)*, Supplément au volume 1.
- Barmby, T. et A. Cigno (1990), « A Sequential Probability Model of Fertility Patterns », *Journal of Population Economics*, vol. 3(1), pp. 31-51.
- Becker, G. (1960), « An Economic Analysis of Fertility », in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, NBER.
- Becker, G. (1981), *A Treatise of the Family*, Harvard University Press.
- Becker, G.S. et G.H. Lewis (1973), « On the Interaction between the Quantity and Quality of Children », *Journal of Political Economy*, 81: S279-S288.
- Black, S.E., P.J. Devereux et K.G. Salvanes (2004), « The More the Merrier? The Effect of Family Composition on Children's Education », *NBER Working Paper n° 10720*, National Bureau of Economic Research.
- Blanchet, D. et O. Ekert-Jaffé (1994), « The Demographic Impact of Family Benefits: Evidence from a Micro-Model and from Macro-Data », in John Ermisch et Naohiro Ogawa (éd.), *The Family, the Market and the State in Ageing Societies*. Oxford : Clarendon Press, pp. 79-104.
- Blau, D.M. et P.K. Robins (1989), « Fertility, Employment, and Child-Care Costs », *Demography*, 26(2), pp. 287-299.

- Blossfeld, H.-P. (1995), *The New Role of Women: Family Formation in Modern Societies*, édité par H.-P. Blossfeld, Westview Press, Boulder.
- Blundell, R. et S. Bond (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-43.
- Browning, M. (1992), « Children and Household Economic Behavior », *Journal of Economic Literature*, vol. XXX, pp. 1434-1475.
- Calot, G. et J.-P. Sardon (2001), « Fécondité, reproduction et remplacement », *Population*, 56(3), pp. 335-394.
- Castles, F. (2004), *The Future of the Welfare State – Crisis Myths and Crisis Realities*, Oxford University Press.
- Cette, G., N. Drome et D. Méda (2005), « Conciliation entre vies professionnelle et familiale et renoncements à l'enfant », *Revue de l'OFCE*, n° 92.
- Chesnais, J.-C. (1986), « La transition démographique. Étapes, formes, implications économiques », *Cahier INED*, n° 113, Paris.
- Chesnais, J.-C. (1996), « Fertility, Family and Social Policy in Contemporary Western Europe », *Population and Development Review*, 22(4), pp. 729-739.
- Chesnais, J.-C. (1999), « The Future of French Fertility: Back to the Past or a New Implosion? » *Bulletin démographique des Nations Unies*, 40-41, pp. 212-217.
- Cigno, A., (1991), *Economics of the Family*, Oxford : Clarendon Press.
- Corijn, M. et E. Klijzing (2001), « Transition to Adulthood: Conclusions and Discussion » in *Transition to Adulthood*, (*European Studies of Population*) éd. M. Corijn et E. Klijzing, Kluwer, Dordrecht.
- D'Addio, A.C. et M. Mira d'Ercole (2005), « Fertility Trends and Determinants: the Role of Policies », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, n° 27, Direction de l'emploi, du travail et des affaires sociales, OCDE, Paris.
- Del Boca, D. (2002), « The Effect of Child Care and Part Time on Participation and Fertility of Italian Women », *Journal of Population Economics*, 14.
- Del Boca, D., M. Locatelli, S. Pasqua et C. Pronzato (2003), *Analysing Women's Employment and Fertility Rates in Europe: Differences and Similarities in Northern and Southern Europe*, WP Child, Turin.
- Di Prete, T., H. Engelhardt, P. Morgan et H. Pacalova (2002), « Do Cross-National Differences in the Costs of Children Influence Fertility Behavior? », Discussion Paper 355, DIW, Berlin.
- Engelhardt, H. et A. Prskawetz (2004), « On the Changing Correlation Between Fertility and Female Employment over Space and Time », *Revue européenne de démographie*, vol. 20, n° 1, pp. 35-62.
- Ekert-Jaffé, O. (1986), « Effets et limites des aides financières aux familles: Une expérience et un modèle », *Population*, vol. 41, n° 2, pp. 327-348.
- Ermisch, J. (1988a), « Econometric Analysis of Birth Rate Dynamics in Britain », *The Journal of Human Resources*, 23, pp. 563-576.
- Ermisch, J. (1988b), « Economic Influences on Birth Rate » *National Institute Economics Review*, pp. 71-81.
- Ermisch, J. (1989), « Purchased Child Care, Optimal Family Size and Mother's Employment: Theory and Econometric Analysis », *Journal of Population Economics*, n° 2, pp. 79-102.

- European Foundation (2004), « Fertility and Family Issues in an Enlarged Europe », Final Report, Dublin.
- Frejka, T. et J.-P. Sardon (2004), *Childbearing Prospects in Low-Fertility Countries: A Cohort Analysis*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Gauthier, A.H. (2004), « Comparative Maternity, Parental, and Childcare Leave and Benefits Database », version 2, *A Comparative Research Project*, Université de Calgary.
- Gauthier, A.H. et J. Hatzius (1997), « Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis », *Population Studies*, 51.
- Gilbert, N. (2005), « What Do Women Really Want? », www.thepublicinterest.com/current/article2.html.
- Goldstein, J., W. Lutz et M.R. Testa (2003), « The Emergence of Sub-Replacement Family Size Ideals in Europe », *European Demographic Research Papers* n° 2, Vienna Institute of Demography of the Austrian Academy of Sciences.
- Goldstein, J. et W. Lutz (2005), « How Long can Postponement Continue? », *International Meeting on Postponement of Childbearing in Europe*, 1-3 décembre 2005, Vienne.
- Groupe de la Banque mondiale (2004), *World Development Indicators*.
- Heckman, James J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error » *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- Immervoll, H. et D. Barber (2005), « Can Parents Afford to Work? Childcare Costs, Benefits and Work Incentives », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, à paraître, OCDE, Paris.
- Judson, R.A. et A.L. Owen (1997), « Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists » *Finance and Economics Discussion Paper 1997-3*, Federal Reserve Board, Washington DC.
- Kiviet, J. (1995), « On Bias, Inconsistency and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, pp. 53-78.
- Kamerman, S.B., (2000), « Early Childhood Education and Care (EDEC): An Overview of Developments in the OECD Countries », *Institute for Child and Family Policy*, Columbia University, www.childpolicy.org.
- Kögel, T. (2002), « Did the Association between Fertility and Female Employment Within OECD Countries Really Change its Sign? », *Working Paper WP 2001/034*, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock.
- Landais, C. (2003), « Le quotient familial a-t-il stimulé la natalité française? » mémoire de DEA.
- Laroque, G. et B. Salanié (2003), « Fertility and Financial Incentives in France », *CEPR Discussion paper*, DP4064.
- Lesthaeghe, R. (2001), « Postponement and Recuperation: Recent Fertility Trends and Forecasts in Six Western European Countries » document présenté lors de la conférence *International Perspectives on Low Fertility: Trends, Theories and Policies*, Tokyo, 21-23 mars.
- Lesthaeghe, R. et P. Willems (1999), « Is Low fertility a Temporary Phenomenon in the European Union? », *Population and Development Review*, vol. 25, n° 2, pp. 211-228.
- Leibenstein, H. (1957), *Economic Backwardness and Economic Growth*, New York: Wiley & Sons, Inc., pp. 147-175.

- Liefbroer, A.C. et M. Corijn (1999), « Who, What, Where and When? Specifying the Impact of Educational Attainment and Labor Force Participation on Family Formation », *Revue européenne de démographie*, 15, pp. 45-75.
- Lutz, W. (2000a), « Determinants of Low Fertility and Ageing Prospects for Europe », in Sylvia Trnka (éd.), *Family Issues between Gender and Generations*. Rapport de séminaire, produit par l'Observatoire européen pour les affaires familiales de l'Institut autrichien de recherche sur la famille, Vienne, Autriche. Luxembourg : Office des publications officielles des Communautés européennes, pp. 49-65.
- Lutz, W. (2000b), « Low Fertility and Population Policy in Europe », in *Low Fertility and Policy Responses to Issues of Ageing and Welfare*, Research Paper 2000-1, Séoul : Korea Institute for Health and Social Affairs et Fonds des Nations Unies pour la Population (FNUAP).
- Lutz, W., V. Skirbekk et M.R. Testa (2005), « The Low Fertility Trap Hypothesis », International Meeting on Postponement of Childbearing in Europe, 1-3 décembre, Vienne.
- McDonald, P. (2000a), « The "Toolbox" of Public Policies to Impact on Fertility – a Global View », document présenté lors du séminaire « Faible fécondité, familles et politiques publiques », organisé par l'Observatoire européen pour les affaires familiales à Séville les 15-16 septembre.
- McDonald, P. (2000b), « Gender Equity, Social Institutions and the Future of Fertility », *Journal of Population Research*, 17(1), pp. 1-16.
- McDonald, P. (2000c), « Gender Equity in Theories of Fertility », *Population and Development Review*, 26(3).
- Neyer, G.R. (2003), « Family Policies and Low Fertility in Western Europe », Max Planck Institute for Demographic Research, WP-2003-021.
- Nickell, S. (1981), « Biases in Dynamic Models with Fixed Effects », *Econometrica*, vol. 49, pp. 1417-1426.
- Nizalova, O. (2000), « Economic and Social Consequences of Maternity Protection: A Cross Country Analysis », URL: www.gdnet.org/pdf/948_Nizalova_paper2000-1.pdf.
- OCDE (2001a), *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, OCDE, Paris.
- OCDE (2001b), *Panorama de la société : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, OCDE, Paris.
- OCDE (2005a), *Panorama de la société : Les indicateurs sociaux de l'OCDE*, OCDE, Paris.
- OCDE (2006), *Reconciling Work and Family Life – Social Policies for Working Families*, à paraître, OCDE, Paris.
- Ogawa, T. (1997), « Demographic Trends and Their Implications for Japan's Future », transcription d'un discours prononcé le 7 mars, Japon Information Center de San Francisco.
- Ogawa, T. (2003), « Japan's Changing Fertility Mechanisms and its Policy Responses », *Journal of Population Research*, vol. 20(1), pp. 89-106.
- Ogawa, T., C.-F. Ko et K.Y.-M. Oh (2004), « Implications of Population Ageing in East Asia – An Analysis of Social Protection and Social Policy Reforms in Japan, Korea and Taiwan », document présenté à la conférence de l'International Sociological Association, *Ageing Societies and Ageing Sociology: Diversity and Change in a Global World*, Royaume-Uni.
- Pesaran, M.H. et R.P. Smith (1995), « Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 68, pp. 79-113.
- Pesaran, M.H., Y. Shin et R.P. Smith (1999), « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, pp. 621-634.

- Pesaran, M.H., Y. Shin et R.J. Smith (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326. [Numéro spécial en hommage à J.D. Sargan sur le thème « Studies in Empirical Macroeconometrics » (éd.) D.F. Hendry et M.H. Pesaran.]
- Prinz, C., W. Lutz, V. Nowak et C. Pfeiffer (1998), « Fertility and Family Surveys in Countries of the ECE Region: Standard Country Report », Austria (Nations Unies, New York).
- Ringen, S. (1998), *The Family in Question*, DEMOS, Londres.
- Rønsen, M. (2004), « Fertility and Family Policy in Norway – A Reflection on Trends and Possible Connections », *Demographic Research*, vol. 10, n° 10, Max Planck Institute for Demographic Research.
- Rosenzweig, M.R., et K. Wolpin (1980), « Testing the Quantity-Quality Fertility Model: The Use of Twins as a Natural Experiment », *Econometrica* 48(1), pp 227-240.
- Ruhm, C.J. (1998), « The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(1), pp. 285-317.
- Sardon, J-P. (2002), « Évolution démographique récente des pays développés », *Population*, n° 10.
- Sleeboos, J. (2003), « Low Fertility in OECD Countries: Facts and Policy Responses », *Documents de travail de l'OCDE sur les affaires sociales, l'emploi et les migrations*, n° 15, OCDE, Paris.
- Sobotka, T. (2004), « Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing? », *Population and Development Review*, 30(2), pp. 195-220.
- Van de Kaa, D.J. (1987), « Europe's Second Demographic Transition », *Population Bulletin* (Population Reference Bureau), 42.
- Whittington, L.A. (1992), « Taxes and the Family: the Impact of the Tax Exemption for Dependents on Marital Fertility », *Demography*, vol. 29, n° 2, pp. 215-226.
- Whittington, L.A., J. Alm et H.E. Peter (1990), « The Personal Exemption and Fertility: Implicit Pronatalist Policy in the US », *American Economic Review*, vol. 80, n° 2, pp. 545-556.
- Willis, R. J. (1973), « A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior », *Journal of Political Economy*, 81, pp. S14-S64.
- World Values Survey (1981, 1990, 1995, 2000), base de données, World Values Study Group; www.worldvaluessurvey.org. Pour le dernier cycle d'enquêtes, voir également (2004) *Human Beliefs and Values*, Inglehart, R., M.I. Basanez, J.D. Medrano, L.H. Alman et R. Luijk (éd.).
- Zhang, J., J. Quan et P. Van Meerbergen (1994), « The Effect of Tax-Transfer Policies on Fertility in Canada, 1921-1988 », *Journal of Human Resources*, 29, pp. 181-201.
- Zuzanek, J. (2001), « Le temps consacré aux enfants : est-ce assez ou trop peu? », *Revue canadienne de recherche sur les politiques*, vol. 2(2), pp. 125-133.

Appendice

Modèles économétriques pour l'analyse des données de panel

Les résultats présentés dans la section « Analyse empirique » ont été obtenus par estimation d'un modèle dynamique linéaire des taux de fécondité à partir de données de panel. Ce modèle étend la spécification utilisée par Gauthier et Hatzius (1997) pour tenir compte de l'augmentation de l'activité féminine et d'autres caractéristiques du marché du travail (incidence de l'emploi à temps partiel). La principale spécificité de la formule utilisée par Gauthier et Hatzius réside dans l'introduction d'une variable dépendante retardée dans l'équation des taux de fécondité, qui rend compte du décalage potentiellement long entre l'application des politiques et leur effet sur les taux de fécondité. La présente analyse utilise deux estimateurs, l'un basé sur la méthode des moments généralisés en système (MMG-système) et l'autre sur la méthode dite « Pooled Mean Group » (PMG). Ces estimateurs sont décrits dans les paragraphes qui suivent.

L'équation des taux de fécondité peut s'écrire comme suit :

$$y_{i,t} = \lambda y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad [\text{A.1}]$$

qui équivaut à :

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\lambda - 1)y_{i,t-1} + \beta' X_{i,t} + \mu_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t} \quad [\text{A.2}]$$

où y est le logarithme du taux de fécondité totale, X un ensemble de variables reflétant l'évolution du marché du travail, les interventions des pouvoirs publics et les débouchés économiques; μ_t un effet temporel spécifique; η_i un effet spécifique à un pays (non observé); et ε le terme d'erreur. Les indices i, t renvoient respectivement à l'effet spécifique national et à l'effet spécifique temporel.

Estimateurs MMG

Les estimateurs MMG apportent une solution aux problèmes de biais de simultanéité que pose la présence d'une variable dépendante retardée (Nickell, 1981; Kiviet 1995)¹. C'est pour cette raison que nous appliquons ici l'estimateur MMG-système (GMM-SYS) élaboré par Arellano et Bover (1995) et par Blundell et Bond (1998). En utilisant l'opérateur différence première et en ignorant l'effet spécifique temporel, on peut réécrire l'équation A.2 sous la forme suivante :

$$\Delta y_{i,t} = \lambda \Delta y_{i,t-1} + \theta' \Delta X_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t} \quad [\text{A.3}]$$

où Δ désigne l'opérateur différence première.

La version *ensystème* de l'estimateur fondé sur la méthode des moments généralisés (GMM-SYS) utilise, en plus des conditions de moment données par l'équation en différences premières (équation A.3), les conditions de moment de l'équation en niveaux (équation A.1). Parce qu'il se sert des informations supplémentaires du modèle non transformé, l'estimateur MMG-système est plus efficace que l'estimateur MMG en différences premières. Le risque d'endogénéité de certains régresseurs et la corrélation entre les termes $\Delta y_{i,t-1}$ and $\Delta \varepsilon_{i,t}$ (corrélés par construction) peuvent être traités à l'aide d'instruments. La méthode d'estimation MMG n'est pertinente que si le terme d'erreur n'est pas corrélé en série. L'estimateur MMG d'Arellano-Bond (1991) exploite les conditions de moment suivantes :

$$\begin{aligned} E(y_{i,t-l} \Delta \varepsilon_{i,t}) &= 0 \text{ for } l \geq 2; t = 3, \dots, T \\ E(X_{i,t-l} \Delta \varepsilon_{i,t}) &= 0 \text{ for } l \geq 2; t = 3, \dots, T \end{aligned} \quad [\text{A.4}]$$

Blundell et Bond (1998) montrent que les valeurs retardées des variables du système ne sont pas forcément de bons indicateurs des différences actuelles si la série s'apparente à un processus aléatoire. Par ailleurs, les propriétés d'échantillon fini de l'estimateur MMG en différences premières sont médiocres, en termes de biais et d'imprécision, lorsque les valeurs retardées de la série ne sont que faiblement corrélées avec les différences premières subséquentes (Blundell et Bond 1998). Dans un modèle AR(1), ce problème survient soit lorsque la valeur du paramètre autorégressif (λ) s'approche de l'unité, soit lorsque la variance des effets individuels (η_i) augmente par rapport à la variance du terme d'erreur. Pour éviter ce problème, Blundell et Bond (1998) proposent un estimateur MMG obtenu par estimation d'un système simultané de deux équations – l'équation en niveaux et l'équation en différences premières (les valeurs retardées de la variable dépendante et des variables explicatives étant utilisées comme instruments). Les instruments utilisés pour l'équation en niveaux sont les différences retardées des variables, qui sont valides lorsque ces différences ne sont pas corrélées avec les effets spécifiques². Les conditions de moment additionnelles pour la régression en niveaux sont les suivantes :

$$\begin{aligned} E[\Delta y_{i,t-l} (\eta_i + \varepsilon_{i,t})] &= 0 \text{ for } l = 1 \\ E[\Delta x_{i,t-l} (\eta_i + \varepsilon_{i,t})] &= 0 \text{ for } l = 1 \end{aligned} \quad [\text{A.5}]$$

Deux tests ont été effectués pour vérifier la validité du modèle : le test de sur-identification de *Sargan*, qui permet de vérifier la validité générale des instruments (le fait que le test de rejette pas l'hypothèse nulle souligne la pertinence des instruments utilisés); et le test de corrélation de second ordre des termes d'erreur (M2), qui permet de vérifier l'absence de corrélation sérielle de second ordre des termes d'erreur (le non-rejet de l'hypothèse nulle confirme la validité du modèle). Si la corrélation sérielle de premier ordre n'est pas un problème, ce test devrait confirmer l'absence de corrélation sérielle de second ordre du résidu en différence première. Le rejet de l'hypothèse nulle signifie que le modèle n'est pas valide. Dans l'analyse, les deux tests ont confirmé la pertinence de la méthode d'estimation.

Estimateur PMG

L'hétérogénéité peut poser problème lorsque l'on estime une relation pour des pays qui ont été agrégés. L'hétérogénéité des pays revêt une importance particulière pour les relations à court terme (dans la mesure où les taux de fécondité peuvent être affectés par des déterminants spécifiques aux pays) mais elle l'est moins pour les relations à long terme

(dont on peut supposer qu'elles sont plus homogènes d'un pays à l'autre). L'estimateur PMG apporte une solution au problème de l'hétérogénéité des pays tout en tenant compte de la distinction entre dynamique de court terme et de long terme. La procédure d'estimation, désignée sous le nom de « modèle autorégressif à retards distribués » (ARDL) exige : i) qu'il existe une relation à long terme entre les variables prises en considération; et ii) que la spécification dynamique du modèle soit élargie de sorte que les régresseurs soient strictement exogènes et que les résidus ne soient pas corrélés en série. Un modèle autorégressif à retards distribués d'ordre $p = 1$ et $q = 1$ peut être écrit en termes d'un modèle à correction d'erreur comme suit (Pesaran *et autres*, 1999)³ :

$$\Delta y_{i,t} = \varphi_i (y_{i,t-1} - \theta_{0i} - \sum_{r=1}^R \theta_{ri} X_{ri,t}) - \sum_{r=1}^R \delta_{rli} \Delta X_{ri,t} + \varepsilon_{i,t} \quad [A.6]$$

où le terme entre parenthèses désigne la composante de long terme. Si la longueur maximale du processus est de un – hypothèse retenue dans cet article – l'expression précédente s'en trouve encore simplifiée. Le coefficient d'ajustement est défini par la formule $\varphi_i = -(1 - \lambda_i)$ et les coefficients à long terme par

$$\theta_{0i} = \frac{\mu_i}{1 - \lambda_i}, \quad \theta_{ri} = \frac{\delta_{r0i} + \delta_{rli}}{1 - \lambda_i}$$

où $r = 1, \dots, R$ désigne le nombre de variables explicatives.

En faisant l'hypothèse qu'il existe une relation à long terme entre y_{it} (les taux de fécondité) et x_{it} (les instruments d'action et les institutions), avec des coefficients identiques entre les groupes et des perturbations ε_{it} distribuées normalement et indépendamment entre les pays, on peut estimer les paramètres de (A.6) par la méthode du maximum de vraisemblance à l'aide de l'algorithme de Newton-Raphson (Pesaran *et autres*, 1999; 2001). L'estimateur PMG exige que l'élément de θ_i soit commun à tous les pays, alors que l'estimateur fondé sur la méthode dite « Mean Group » (MG) n'impose aucune restriction au paramètre vectoriel. Cet estimateur MG produit des estimations consistantes lorsque la dimension de groupe du panel tend vers l'infini (Pesaran et Smith, 1995) – ce qui n'est pas le cas pour le petit échantillon considéré ici. Par conséquent, aux fins de la présente analyse, nous estimons que l'estimateur PMG offre le meilleur compromis entre consistance et efficacité.

Notes

1. Bien que le biais d'équation simultanée disparaisse lorsque $T \rightarrow \infty$, il peut poser problème dans le cas qui nous occupe (Judson et Owen, 1999).
2. Blundell et Bond (1998) montrent que l'estimateur MMG-système possède des propriétés supérieures en termes de biais en présence d'un petit échantillon ainsi que de la racine carré du carré moyen de l'erreur, en particulier quand la dynamique est significativement différente de zéro, lorsque l'on pose comme hypothèse supplémentaire l'existence de « propriétés stationnaires » (qui signifient que les variations dans les variables explicatives et dans les effets fixes individuels ne sont pas corrélés).
3. Cette formulation permet en fait de considérer un ARDL(p, q) avec $q = 0$ comme un cas particulier.