

148

sept. 2007

DOCUMENTS DE TRAVAIL

L'ACTIVITE FEMININE APRES L'ARRIVEE D'ENFANTS

Disparités et évolutions en Europe à partir des
Enquêtes sur les Forces de Travail 1992-2005

Olivier THEVENON

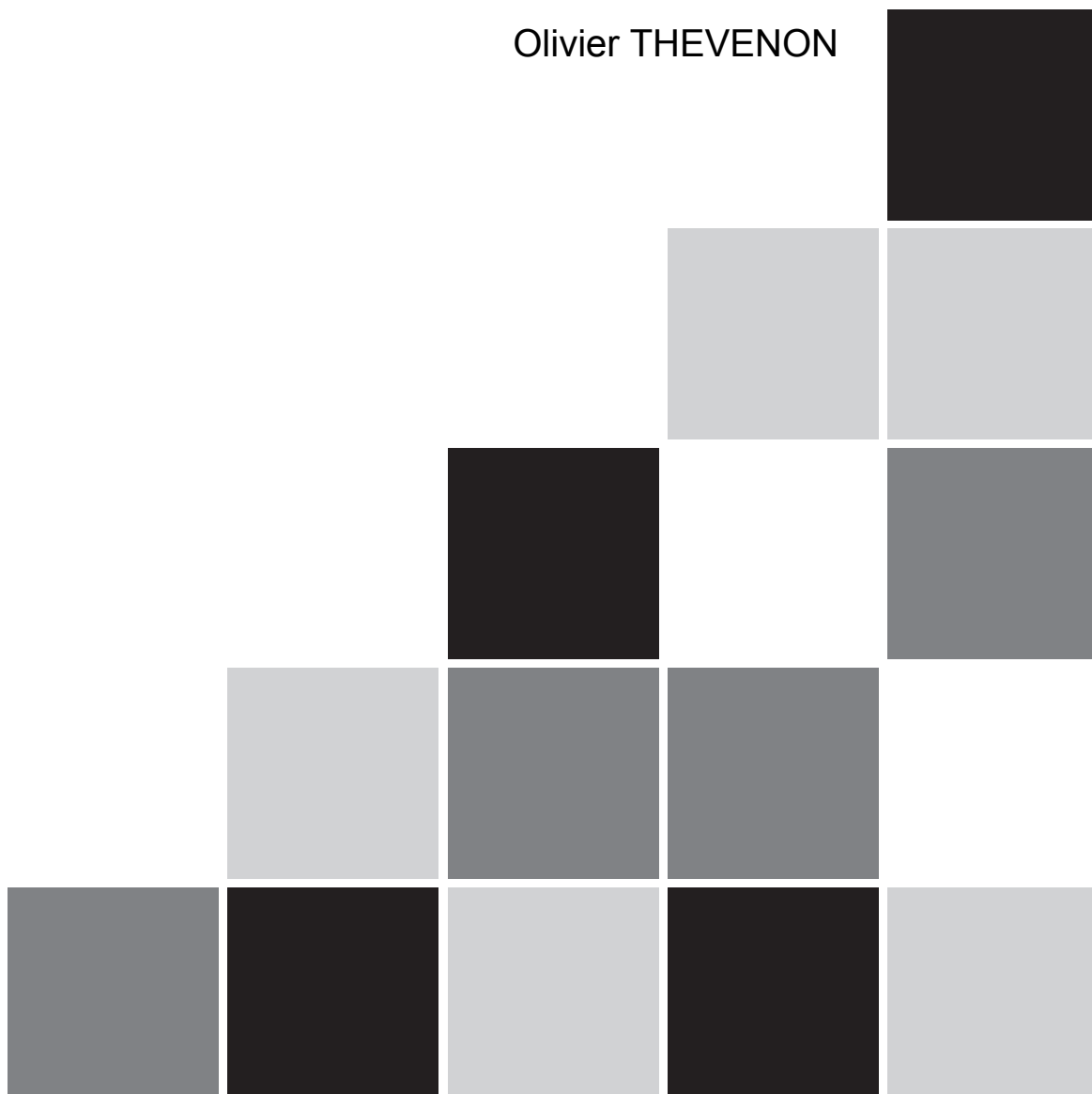


TABLE DES MATIERES

L'ACTIVITE FEMININE APRES L'ARRIVEE D'ENFANTS : DISPARITES ET EVOLUTIONS EN EUROPE A PARTIR DES ENQUETES SUR LES FORCES DE TRAVAIL.	5
Introduction	5
I. Tendances et débats sur le développement de l'activité féminine en Europe	7
I.1. Des taux d'emploi en croissance jusqu'en 2005	7
I.2. Le rôle ambigu de la « flexibilisation » des marchés du travail	9
I.3. Des disparités fortement liée à l'incompatibilité entre activité et fécondité.....	10
I.4. Des différences de comportements d'activité largement dues aux effets de la maternité.....	11
I.5. Des différences entre pays partiellement liées aux politiques familiales.....	12
II. La modélisation de l'activité féminine et de son évolution	13
II.1. L'Enquête sur les Forces de Travail comme base d'analyse des relations emploi-famille.....	13
II.2. La codification des données	14
II.3. La modélisation des situations au regard de l'emploi.	15
III. Les résultats de l'estimation	17
III.1. Décomposition de l'information et poids relatif des différentes variables	18
III.2. L'évolution à travers les années d'enquête.	19
III.3. Effet d'âge et évolutions à travers les cohortes.....	22
III.4. Présence d'enfant(s) et situation des femmes au regard de l'emploi.	29
III.5. Un effet du plus jeune enfant plus ou moins durable	36
III.6. Des arbitrages variables selon l'âge à la naissance du premier enfant.....	41
III.7. L'influence du conjoint et de son emploi.....	45
IV Conclusions	47
Références	51
Annexe 1 : Les typologies des relations emploi / famille au sein des pays européens..	55
Annexe méthodologique 2.....	57
Modèle log-linéaire et décomposition de l'information.	57
Annexe 3 : L'évolution de l'emploi des mères en France	61

L'activité féminine après l'arrivée d'enfants : disparités et évolutions en Europe à partir des Enquêtes sur les Forces de Travail.

Olivier Thévenon (I.N.E.D.)¹

Résumé : L'évolution des situations féminines au regard de l'emploi de 1992 à 2005 est analysée à partir des Enquêtes Européennes sur les Forces de Travail. Ces situations sont modélisées pour rendre compte de l'effet de la composition des ménages, y compris la présence d'enfant(s), l'âge du plus jeune et l'âge de la mère à la naissance du premier sur le comportement d'activité des femmes et son évolution sur la période considérée. Le suivi par année d'enquête des différentes générations de femmes nous permet de distinguer les variations de comportements au cours du cycle de vie – i.e. les effets d'âge – des évolutions, à âges donnés, entre générations. La spécificité de certaines évolutions à des configurations de ménage ou des pays particuliers est ainsi identifiée. L'évolution des typologies existantes et le rôle des institutions en matière de prise en charge des enfants sont alors discutés.

Introduction

La participation des femmes au marché du travail a connu une expansion massive en Europe depuis les années 70. Néanmoins, cette expansion prend un élan nouveau au cours des années 90 comme élément central de la Stratégie Européenne pour l'Emploi mise en œuvre par l'Union Européenne depuis le Traité d'Amsterdam de 1997. L'augmentation de l'activité des femmes y est, en effet, désignée comme un facteur de gains de productivité et de croissance lié à l'emploi d'une main-d'œuvre relativement 'qualifiée' et 'flexible' (Rubery et Smith, 1999). Cette augmentation est aussi voulue pour ré-équilibrer la part relative des actifs vis-à-vis des inactifs et assurer la viabilité des systèmes de protection sociale menacée par le vieillissement de la population (Thévenon, 2004). Enfin, l'activité des femmes est aussi prônée comme un moyen pour les ménages de sortir de la pauvreté.

Cette vision positive du développement de l'activité féminine est toutefois relativement nouvelle puisque dominait auparavant la crainte que l'ouverture du marché du travail aux femmes soit davantage un facteur d'accroissement du chômage. Surtout, cette croissance de l'activité féminine est vue comme l'une des principales raisons de la baisse des niveaux de fécondité observée depuis les années 70 du fait de son incompatibilité avec la prise en charge et l'éducation des enfants. Les pays européens sont alors encouragés à engager des politiques favorisant la conciliation entre travail et vie familiale afin de permettre la hausse des taux d'emploi et d'en minimiser les effets éventuellement négatifs sur la fécondité ou la vie familiale. La viabilité d'une telle option est alors illustrée par la corrélation positive qui est désormais observée en comparaison internationale entre les taux de fécondité et le taux

¹ Pour toute correspondance : olivier.thevenon@ined.fr. Ined, 133 boulevard Davoult, 75980 Paris Cedex 20. Le travail présenté dans cet article n'aurait pas été accompli sans l'impulsion et le suivi de Jacques Zighéra avant son décès en 2001 dans le cadre du projet 'Female Employment in National Institutional Context' du Vème PCRD. Mes remerciements s'adressent également à Ana Franco et Sylvain Jouhette d'Eurostat qui m'ont permis d'obtenir les données. Cédric Afsa-Essafi, Dominique Meurs, Paco Munoz-Perez, Ariane Pailhé, France Prioux, Clémentine Rossier, Catherine Villeneuve-Gokalp et Laurent Toulemon, sont aussi vivement remerciés pour les commentaires apportés à une version antérieure. Les erreurs restantes demeurent bien entendu de ma seule responsabilité.

d'emploi des femmes, cette corrélation étant en croissance continue (D'Addio et Mira d'Ercole, 2005).

Dans ce contexte, la participation des femmes aux marchés du travail a continué de croître au cours des années 90 dans la plupart des pays européens, avec toutefois des différences de rythme et de tendance. En particulier, le développement du travail à temps partiel y a contribué de façon variable selon les pays, le taux d'emploi des femmes en équivalent temps plein n'ayant, de ce fait, pas toujours augmenté. L'évolution de l'activité des femmes a donc été variable selon les pays, en fonction du contexte économique, démographique, institutionnel et culturel plus ou moins favorable à son développement.

L'objectif principal de ce papier est d'identifier dans quelle mesure cette évolution a été plus ou moins spécifique, selon les pays, à certaines situations familiales. Pour cela, une modélisation des comportements d'activité des femmes est nécessaire pour décomposer ce qui, dans leur évolution, relève d'un effet d'âge, d'un changement de comportement à travers les cohortes, ou d'une évolution dans le temps de l'effet des caractéristiques individuelles ou familiales comme la présence d'enfants. Les relations entre la composition du ménage, la participation des femmes au marché du travail et leur volume de travail des femmes sont ainsi examinées pour déterminer quels ont été les principaux changements observables en 2005 au regard des disparités internationales observables au début des années 90.

Pour répondre à ce questionnement, on analyse l'évolution des relations entre les situations féminines au regard de l'emploi et la composition des ménages, sans étudier les évolutions des comportements démographiques qui ont pu être simultanés et plus ou moins liés aux changements de contexte des marchés du travail et des institutions. On étudie donc les situations d'activité et leur évolution à comportements démographiques donnés. Faisant cela, nous voulons déterminer si les changements ont concerné des catégories spécifiques de ménages, différenciés notamment selon la présence ou non d'enfant(s), et identifier par conséquent les configurations familiales pour lesquelles les comportements d'activité ont le plus évolué. Il sera alors possible d'en induire les changements de contexte socio-économique et institutionnel qui ont pu concerner spécifiquement ces catégories de population et qui ont pu affecter la conciliation d'une activité professionnelle avec la présence d'enfant(s) et d'autres caractéristiques individuelles ou du ménage. Cette analyse est réalisée à partir des Enquêtes Européennes sur les Forces de Travail sur la période de 1992 à 2005, dont nous exploitons ici les informations données, pour certaines pays, sur la composition des ménages, et la possibilité de suivre différentes générations de femmes à travers les années d'enquête. Ceci permet alors de distinguer les variations de comportements au cours du cycle de vie – i.e. les effets d'âge – des évolutions, à âges donnés, entre générations.

Dans une première partie, nous décrivons l'évolution des taux d'emploi au cours de la période considérée et rappelons les typologies débattues dans les années 90 à propos des modèles d'activité féminine. Ces comparaisons mettent en avant les différences d'attractivité du travail des femmes son degré variable de compatibilité avec la fécondité. Elles pointent aussi le rôle variable du travail à temps partiel et des politiques familiales pour expliquer la diversité des configurations. Puis, nous présentons la méthodologie et la base de données utilisée pour analyser les comportements féminins et leur évolution. Les effets propres des différentes caractéristiques de la composition des ménages sont alors présentés pour identifier les similarités entre pays et les disparités nouvelles qui ont pu émerger au cours de cette période.

I. Tendances et débats sur le développement de l'activité féminine en Europe

I.1. Des taux d'emploi en croissance jusqu'en 2005

Dans presque tous les pays européens, l'emploi des femmes a poursuivi sa croissance au cours des années 90 et jusqu'en 2005 pour l'ensemble des femmes en âge d'activité (Tableau 1). La progression des taux d'emploi a été globalement plus forte dans l'Europe à 15 pour les femmes (+7.7%) que pour les hommes pour lesquels le niveau d'emploi a relativement stagné (+0.4%). Le taux d'emploi de ces derniers a même décliné sur la période dans des pays touchés par une récession, alors que l'emploi des femmes continuait de croître (sauf en Suède). En Pologne et République tchèque, la transition vers l'économie de marché s'est accompagnée d'une régression des taux d'emploi des hommes comme des femmes. Globalement, les écarts de taux d'emploi entre hommes et femmes se sont considérablement réduits, de 22,8% à 15,5% pour l'Union des pays à 15. Concernant l'emploi des femmes, les tendances qui se manifestent sont assez différentes selon les pays, même si les écarts se sont globalement réduits car la croissance des taux a été plus forte dans les pays où leur niveau initial était plus faible. Si la différence maximale de taux d'emploi était de 40,6% en 1992 (différence entre le Danemark et l'Espagne), elle n'est plus que de 26,6% en 2005 (entre le Danemark et la Pologne). La dispersion entre les pays s'est également réduite, l'écart-type entre les taux d'emploi étant passé de 12,6 à 8,6%.

Tableau 1 : L'évolution des taux d'emploi : 1992-2005 (Population âgées de 15 à 64 ans)

	Taux d'emploi							Taux de chômage				
	Femmes			Hommes			Diff Hommes-Femmes		Femmes		Hommes	
	1992	2005	Variation	1992	2005	Variation	1992	2005	1992	2005	1992	2005
Danemark	70.4	71.9	1.5	77.4	79.8	2.4	7.0	7.9	9.2	5.3	8	4.4
Suède	73.1	70.4	-2.7	75	74.4	-0.6	1.9	4.0	4.4	7.7	6.8	7.9
Finlande	63.7	66.5	2.8	66.9	70.3	3.4	3.2	3.8	9.6	8.6	13.6	8.2
Norvège	67.5 ^a	72 ^a	4.5	76.8 ^a	78.3 ^a	1.5	9.3	6.3	4.8 ^a	4.4 ^a	6 ^a	4.9 ^a
Autriche	58.9 ^a	62	3.1	77.8 ^a	75.4	-2.4	18.9	13.4	5 ^a	5.5	3 ^a	4.9
Belgique	44.3	53.8	9.5	68.2	68.3	0.1	23.9	14.5	10	3.5	5.1	7.6
Allemagne	55.7	59.6	3.9	76.7	71.2	-5.5	21.0	11.6	8.5	10.3	5.2	8.9
France	50.8	57.6	6.8	68.7	68.8	0.1	17.9	11.2	12.4	10.5	8.1	8.7
Luxembourg	45.7	53.7	8	76.5	73.3	-3.2	30.8	19.6	2.8	5.3	1.7	3.5
Pays-Bas	51	66.4	15.4	75.9	79.9	4.0	24.9	13.5	7.2	5.1	4.1	4.4
Portugal	55.2	61.7	6.5	77.6	73.4	-4.2	22.4	11.7	5.1	8.6	3.6	6.7
Espagne	32.5	51.2	18.7	65.1	75.2	10.1	32.6	24.0	21	12.2	11.7	7
Italie	36.5	45.3	8.8	68.7 ^b	69.9	1.2	32.2	24.6	13	10.1	6.3	6.2
Grèce	36.2	46.1	9.9	72.4	74.2	1.8	36.2	28.1	12.9	15.3	5	6.1
Royaume-Uni	60.8	65.9	5.1	75.9	77.6	1.7	15.1	11.7	7.5	4.3	11.6	5.1
Irlande	37.1	58.3	21.2	65.1	76.9	11.8	28.0	18.6	16	4.0	15.1	4.6
Pologne	51.6 ^c	46.8	-4.8	66.2 ^c	58.3	-7.9	14.6	11.5	13 ^c	19.1	9.3 ^c	16.6
Rep. Tchèque	60.2 ^c	56.3	-3.9	77.1 ^c	73.3	-3.8	16.9	17.0	5.1 ^c	9.8	3.6 ^c	6.5
Hongrie	45.1 ^d	51	5.9	59.4 ^d	63.1	3.7	14.3	12.1	9 ^d	7.4	10.8 ^d	7
EU (15)	49.7	57.4	7.7	72.5	72.9	0.4	22.8	15.5	11.5	8.9 ^b	9.2 ^b	7
<i>Ecart maximum</i>	<i>40.6</i>	<i>26.7</i>	<i>26.0</i>	<i>18.4</i>	<i>21.6</i>	<i>19.7</i>	<i>34.3</i>	<i>24.3</i>	<i>18.2</i>	<i>15.6</i>	<i>13.4</i>	<i>13.1</i>
<i>Ecart -type</i>	<i>12.6</i>	<i>8.6</i>	<i>6.9</i>	<i>5.7</i>	<i>5.5</i>	<i>4.9</i>	<i>10.0</i>	<i>6.7</i>	<i>4.6</i>	<i>4.1</i>	<i>3.8</i>	<i>2.8</i>

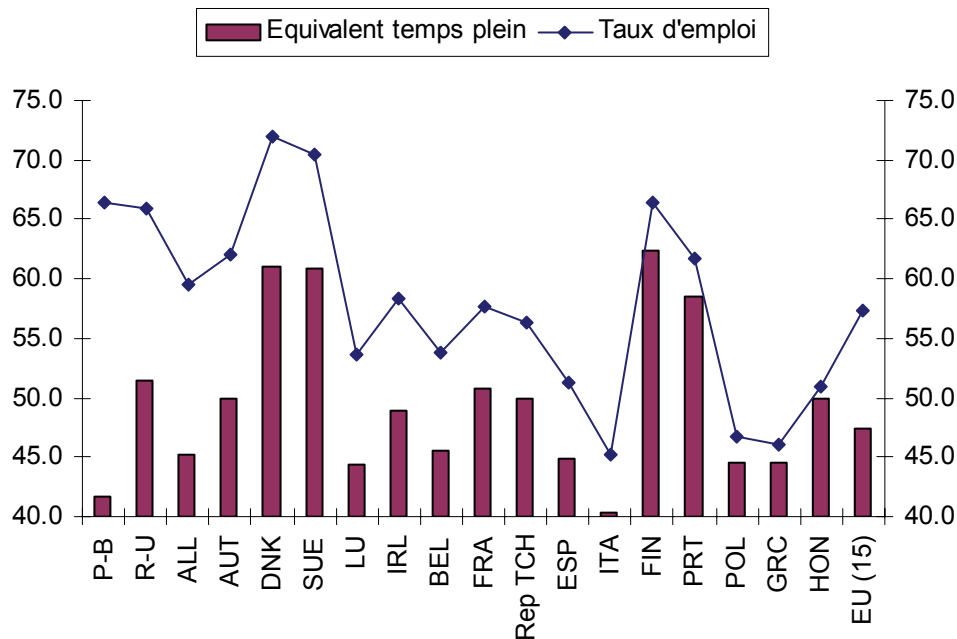
Source : L'emploi en Europe, 2006 ; OCDE pour la Norvège ; a : 1994 ; b : 1993 ; c : 1997 ; d : 1996

Le classement des pays ne s'est toutefois guère modifié, à quelques exceptions près. Ainsi, comme en début de période, les taux d'emploi féminin sont les plus élevés dans les pays nordiques où ces taux sont au plus proche du niveau concernant les hommes avec plus de 70% des femmes ayant un emploi en Norvège, Danemark, Suède. Le taux d'emploi a néanmoins subi les effets d'une conjoncture récessive en début de période au Danemark et en Suède avec un fléchissement des taux d'emploi jusqu'en 1995, alors que la croissance du taux d'emploi a été continue en Norvège pour dépasser les niveaux de ses voisins nordiques dès cette date. Comme en début de période, le taux d'emploi des femmes est nettement inférieur en Finlande avec un niveau de 66% comparable en 2005 à ceux observés au Royaume-Uni et aux Pays-Bas. Le niveau des taux d'emploi est plus variable dans les pays d'Europe Continentale puisqu'il est par exemple supérieur ou égal à la moyenne européenne calculée pour les 15 pays de l'Union avant 2004 en Allemagne, Autriche, Pays-Bas ou France, alors qu'il est nettement inférieur en Belgique, Luxembourg.

Le taux d'emploi des femmes demeure, en revanche, le plus faible dans les pays méditerranéens (Espagne, Italie et Grèce), en dépit d'une croissance assez forte, particulièrement importante en Espagne puisque ce taux était de 32.5% en 1992 et atteint 51% en 2005. L'écart de taux d'emploi entre hommes et femmes demeure alors très nettement supérieurs dans ces pays, bien que l'écart se soit réduit depuis le début de la période. On observe aussi que le Portugal se distingue des autres d'Europe du Sud puisque l'emploi des femmes y est aussi élevé que, par exemple en Autriche, depuis 1999. Les pays de l'Est forment un ensemble hétérogène puisque le taux d'emploi des femmes est comparable en Pologne et Hongrie aux niveaux des pays méditerranéens, et atteint le niveau de la moyenne européenne en République Tchèque. De plus, ce niveau est en baisse dans ce dernier et surtout en Pologne depuis la fin des années 90, reflétant ainsi l'évolution de la transition économique. Pour finir, c'est en Irlande que le taux d'emploi s'est plus fortement accru passant de 37 à 58% au cours de la période.

L'accès des femmes à l'emploi s'est donc élargi, mais sur des bases de volume horaire assez différentes, comme le montre la comparaison des taux d'emploi convertis en équivalent temps plein (Graphique 1). Certains écarts entre pays se réduisent, mais d'autres s'accroissent. Les pays nordiques se distinguent avec le Portugal par un taux d'emploi équivalent plein supérieur aux autres pays alors que les écarts se réduisent pour les autres pays. La Finlande rejoint les autres pays nordiques. L'écart entre les taux d'emploi et leur équivalent temps plein est relativement faible dans les pays du sud (y compris le Portugal) et les pays de l'Est où le travail à temps partiel demeure faiblement développé (moins du 1/5^{ème} des emplois dans tous ces pays). Cet écart est plus élevé dans les autres pays, et surtout aux Pays-Bas, au Royaume-Uni ou en Allemagne où le travail à temps partiel occupe trois quart des femmes aux Pays-Bas et plus de 4 femmes occupées sur 10 dans les deux autres pays.

Graphique 1 : Taux d'emploi et équivalent temps plein
Femmes de 15 à 64 ans, 2005



Source : L'emploi en Europe, 2006.

Les disparités observables en 2005 ne sont pas nouvelles puisqu'on observe une stabilité de la position relative des différents pays. Ces disparités ont déjà été examinées par la littérature comparative au cours des années 90.

I.2. Le rôle ambigu de la « flexibilisation » des marchés du travail

L'effet de la 'flexibilisation' des marchés du travail sur l'accès des femmes aux marchés du travail est une question largement débattue au cours des années 90 (Meulders *et al.*, 1994 ; Rubery *et al.*, 1996 ; Blossfeld, Hakim, 1997). Ces débats visent en particulier l'ambiguïté du travail temporaire et de l'emploi à temps partiel qui permettent à certaines femmes d'obtenir un emploi, tout en les 'marginalisant' puisque ces emplois sont souvent localisés dans les segments secondaires du marché du travail, avec des niveaux de salaire, des conditions de travail, une stabilité de l'emploi, et des droits sociaux dérivés souvent inférieurs à ceux associés aux emplois du secteur primaire. En outre, le temps partiel peut être imposé, selon des horaires qui ne sont pas toujours compatibles avec la vie familiale. Enfin, le travail à temps partiel accentue aussi la ségrégation dans l'emploi entre hommes et femmes, en attirant ces dernières dans un nombre limité de secteurs ou de professions et en limitant le développement de leur carrière (Rubery *et al.*, 1996 ; Steinmetz *et al.*, 2002).

Dans certains pays, l'emploi temporaire est plus fréquent parmi la population féminine, mais la différence entre les sexes est généralement assez faible (Tableau 2). Le recours à l'emploi temporaire est toutefois plus fréquent en Espagne ou en Pologne. Les différences liées au sexe sont, en revanche, beaucoup plus importantes concernant le travail à temps partiel qui est beaucoup plus fréquent parmi la population féminine que masculine dans tous les pays. Les Pays-Bas se singularisent toutefois nettement puisque les trois quarts des femmes qui travaillent occupent un emploi temps partiel, contre seulement 22% des hommes, cette proportion étant néanmoins plus forte que dans les autres pays. Le travail à temps partiel des femmes est aussi plus fréquent en Allemagne ou au Royaume-Uni où le différentiel est

aussi plus élevé. La part du temps partiel s'est néanmoins aussi accru dans les pays nordiques où plus du tiers des femmes en emploi sont concernées, sauf en Finlande, où cette part est plus faible². Le temps partiel est aussi beaucoup plus rare dans les pays de l'est européen pour les hommes et les femmes.

Tableau 2 : Taux et composition de l'emploi, population âgée de 15 à 64 ans

		Part du travail à temps partiel			Part du travail temporaire		
		Hommes	Femmes	Diff H-F	Hommes	Femmes	Diff H-F
Pays nordiques	Danemark	12.7	33	-20.3	8.5	11.3	-2.8
	Finlande	9.2	18.6	-9.4	12.9	20	-7.1
	Norvège	9.9 ^a	33.4 ^a	-23.5	-	-	-
	Suède	11.5	39.6	-28.1	14.2	17.7	-3.5
Pays continentaux	Allemagne	7.8	43.8	-36	14.4	14	0.4
	France	5.7	30.7	-25	12.6	14	-1.4
	Pays-Bas	22.6	75.1	-52.5	14.3	16.9	-2.6
Pays du Sud	Espagne	4.5	24.2	-19.7	31.7	35.7	-4
	Italie	4.6	25.6	-21	10.5	14.7	-4.2
	Portugal	7	16.2	-9.2	18.7	20.4	-1.7
Pays anglo-saxons	Royaume-Uni	10.4	42.7	-32.3	5.2	6.2	-1
	Irlande	6.1 ^b	31.5 ^b	-25.4	3.1	4.2	-1.1
Pays de l'Est	Hongrie	2.7	5.8	-3.1	7.6	6.4	1.2
	République Tchèque	2.1	8.6	-6.5	7.6	9.8	-2.2
	Pologne	8	14.3	-6.3	26.5	24.7	1.8

Source : Emploi en Europe 2006, Commission européenne, année 2005 ; a : 2003; b : 2004.

I.3. Des disparités fortement liée à l'incompatibilité entre activité et fécondité

Une autre question étudiée par littérature comparative concerne le lien existant entre la baisse des niveaux de fécondité et le développement de l'emploi féminin. Ce lien apparaît variable au cours du temps puisqu'une corrélation négative entre les deux termes était observée des années 60 jusqu'au milieu des années 80, alors qu'une relation positive est mise en évidence depuis lors au niveau macroéconomique (Ahn et Mira, 2002 ; D'Addio et Mira d'Ercole, 2005)³.

² L'une des raisons est que les femmes arbitrent plus souvent en faveur d'une interruption d'activité que du temps partiel en présence d'enfants de moins de trois ans, notamment en raison d'une allocation de garde d'enfants versée dans ce cas (OCDE, 2005).

³ Cette corrélation est néanmoins contestée par Kogel (2004) pour qui le changement apparent de signe de la corrélation est expliqué par la confusion entre les effets pays et l'hétérogénéité de l'intensité de la relation négative entre fécondité et taux d'emploi. Il estime que la relation entre ces deux termes est toujours négative même si elle s'est affaiblie au cours des années 90.

Blanchet et Pennec (1993 ; 1996) interprètent la corrélation négative observée des années 60 aux années 80 entre la baisse des niveaux de fécondité et la hausse de l'activité féminine dans les pays européens en identifiant ce qui relève des conséquences de l'évolution des fécondité sur l'activité, de ce qui relève de la causalité inverse. Ils estiment que cette corrélation est due à une rentabilité croissante de la participation féminine, à charge familiale donnée, plus qu'à une désaffection pour les familles nombreuses⁴. Par contrecoup, cette attraction croissante du travail marchand aurait des effets négatifs sur le niveau de fécondité, en raison de l'incompatibilité existant entre la participation à l'emploi et la présence d'enfants, incompatibilité dont le degré apparaît relativement constant jusqu'à la fin des années 80. La croissance du rendement du travail des femmes serait donc le principal facteur explicatif du développement de l'activité féminine et de la baisse du niveau de fécondité. Ce « rendement » diffère néanmoins selon les pays, et paraît même particulièrement faible en Irlande ou dans les pays du sud de l'Europe. Le degré d'incompatibilité entre l'emploi et la présence d'enfant(s) est quant à lui relativement faible dans deux cas polaires : dans les pays nordiques, où la participation des femmes au marché du travail est élevé ; et dans les pays du Sud, où le niveau d'emploi est au contraire relativement faible.

Autrement dit, les différences entre pays tiennent surtout aux facteurs (économiques et institutionnels) qui peuvent influencer l'attrait du travail des femmes à situation démographique donnée, et sa conciliation avec la présence d'enfants. Le développement de l'emploi à temps partiel et des politiques familiales visant à aider la conciliation entre vies professionnelle et familiale sont deux de ces facteurs dont le rôle a été abondamment débattu dans la littérature comparative cherchant à expliquer les différences internationales en matière d'activité des femmes.

1.4. Des différences de comportements d'activité largement dues aux effets de la maternité

L'aspect essentiel mis en avant par la littérature comparative pour expliquer les différences de développement de l'activité des femmes en Europe concerne les effets de la maternité sur la participation à l'emploi et la place du temps partiel. Clairement, une première génération de travaux⁵ comparant les comportements dans les années 80 ou du début des années 90 établissent des classifications qui varient parfois, mais dont émerge une structure commune qui distingue trois grands groupes de pays :

- Un premier groupe rassemble le Danemark, l'Allemagne de l'Est, la France et la Belgique où la (première) maternité a relativement peu d'effet sur la participation des femmes à l'emploi. Les profils d'activité selon l'âge des femmes sont stables, et l'emploi est très majoritairement à temps plein. Le niveau de participation dépend néanmoins du nombre d'enfant(s). Par exemple, l'arrivée du troisième enfant est associée à un retrait particulièrement massif du marché du travail en France et en Belgique.

⁴ Blanchet et Pennec (1993 ; 1996) décomposent en fait la relation entre la taille de la descendance et le taux d'activité féminine en un produit de trois paramètres indépendants : (i) le degré moyen de « préférence » pour l'activité par rapport à l'inactivité, (ii) le degré préférence pour la famille nombreuse et (iii) le degré d'incompatibilité entre activité et charge familiale. Entre 1960 et 1990, les auteurs mettent en évidence une forte croissance du paramètre décrivant la valorisation de l'activité, à charge familiale donnée, tandis que la valorisation des familles nombreuses et le degré d'incompatibilité entre l'activité et la charge familiale ont des profils constants.

⁵ Parmi ces travaux, on se réfère ici surtout à Delacourt et Zighera (1988) ; Kempeneers et Lelièvre (1991 ; 1993) ; Meulders, Plasman, Van der Stricht (1992) ; Rubery, Fagan, Smith (1994) ; Fagan, Rubery (1996) ; Letablier, Hantrais (1995) ; Thévenon (1999) ; Barrère-Maurisson et Marchand (1989 ; 2000). Voir annexe 1 pour une présentation plus détaillée.

- Dans un deuxième groupe de pays, parmi lesquels le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Allemagne dans sa partie Ouest, l'activité des mères est caractérisée par des interruptions répétées lors de la formation de la famille, suivie d'un retour massif sur le marché du travail, souvent vers des emplois à temps partiel.

- Enfin, le troisième groupe correspond aux pays méditerranéens, où s'opposent principalement deux comportements polaires : d'un côté, beaucoup de femmes n'entrent pas sur le marché du travail ou écourtent très vite cette participation ; de l'autre, la plupart des femmes qui travaillent optent pour une carrière continue à temps plein. Dans ces pays, le taux d'activité reste globalement relativement faible et très sensible aux variations de la charge familiale. La sortie du marché du travail avec l'extension de la famille est souvent définitive.

1.5. Des différences entre pays partiellement liées aux politiques familiales.

Plus récemment, les travaux comparatifs ont davantage examiné la cohérence entre les différences de modèles d'activité des femmes et les politiques mises en œuvre en matière d'emploi et d'aide aux familles. Certains auteurs relativisent le rôle des politiques familiales. Jaumotte (2003) met, par exemple, en évidence un effet des politiques familiales (liées aux traitements fiscaux du revenu des ménages, aux subventions aux modes de garde, prestations familiales ou aux congés parentaux) sur la participation des femmes, mais souligne que leur rôle est moindre que ceux de l'éducation, de la situation du marché du travail et des attitudes culturelles. Toutefois, les différences entre pays observées en matière de comportement d'activité des femmes sont assez largement imputables à des différences institutionnelles.

Examinant la disparité des politiques familiales, Gornick *et al.* (1997) montrent que les différences entre pays ne recoupent que partiellement celles établies par les typologies dominantes de régimes d'Etat-Providence comme celle d'Esping-Andersen. Les auteures parviennent en revanche à un classement assez proche de celui présenté précédemment en comparant les pays selon la continuité du soutien aux mères d'enfants d'âge préscolaire. Les pays nordiques auquel il faut ajouter la France et la Belgique se distinguent ainsi par l'aide assez continue dont disposent les mères pour concilier une activité professionnelle à leur vie familiale. Cette aide est nettement plus faible ou discontinue dans des pays comme l'Allemagne ou les Pays-Bas où les femmes doivent ajuster leur activité, soit par le temps partiel soit par un retrait de l'emploi. Les pays anglo-saxons sont aussi marqués par un faible soutien à la conciliation emploi-famille, voire le plus faible des pays examinés, et par conséquent des interruptions de carrières plus fréquentes suivies de retours à l'emploi lorsque les enfants sont plus âgés.

Dans la lignée de ces travaux, De Hénau *et al.* (2006) mettent aussi en évidence, pour l'Europe des 15, les limites des typologies standards pour distinguer les politiques familiales et leur incidence sur l'emploi des femmes. Ils soulignent à nouveau la proximité des pays comme la France et la Belgique avec les pays nordiques, mais de façon plus inattendue celle de l'Espagne et du Royaume-Uni où l'aide aux familles est globalement faible et avant tout pécuniaire, alors que les services de garde peu développés. Les autres pays forment un ensemble hétérogène avec des aides variables à la conciliation emploi-famille.

Pour notre part, nous avons souligné dans des travaux antérieurs la proximité des 'modes de régulations' des relations emploi-familles aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, où le temps de travail et la mobilité sur le marché du travail sont les principaux supports d'ajustement de l'activité des femmes. L'alternance de période d'emploi et de courtes interruptions lors de la naissance des enfants y est alors fréquente, et le recours au temps partiel très développé notamment en présence de jeunes enfants puisque le soutien en matière de garde est discontinu sur le cycle de vie de l'enfant et ciblé sur les ménages en situation de pauvreté

(Thévenon, 1999 ; 2003). Par ailleurs, la spécificité du compromis français a plusieurs fois été soulignée au regard des politiques qui à la fois aident l'insertion des femmes dans l'emploi avec l'arrivée du premier enfant, et incitent une partie des mères à se retirer du marché du travail avec les naissances suivantes (Fouquet *et al.*, 1999 ; Thévenon, 2006).

L'analyse présente poursuit ce travail dans plusieurs directions. D'abord, on cherche ici à identifier les évolutions de comportement d'activité des femmes qui ont pu être plus ou moins spécifiques à certaines caractéristiques individuelles ou familiales, une fois ces caractéristiques données. Pour cela, on modélise l'effet de ces caractéristiques sur la situation au regard de l'emploi et l'évolution de ces effets sur la période 1992-2005. L'évolution des comportements est estimée à travers les générations en les isolant des effets d'âge correspondant aux variations de comportement sur le cycle de vie. De plus, la situation au regard de l'emploi tient compte des différences de durée habituelle du travail pour identifier dans quelle mesure le volume de travail sert ou non de variable d'ajustement aux 'contraintes' familiales. Le travail à 'temps plein' (c'est-à-dire au moins égal à 33 heures) est distingué du travail à un 'temps moyen' (compris entre 19 et 32 heures) et de l'emploi à 'temps faible' (au plus égale à 18 heures) qui correspond plus probablement à une frange 'marginale' du marché du travail. Enfin, on cherche à identifier les différences de comportements liées au calendrier d'arrivée du premier enfant, puisque ce calendrier peut être une variable d'ajustement des relations emploi-famille (Gustafsson *et al.*, 2002).

II. La modélisation de l'activité féminine et de son évolution

II.1. L'Enquête sur les Forces de Travail comme base d'analyse des relations emploi-famille.

Les données utilisées ici sont issues des *Enquêtes sur les Forces de Travail* (E.F.T.) d'Eurostat qui présentent les résultats annuels et harmonisés des *Enquêtes Emploi* des différents pays de l'Union Européenne. L'intérêt principal de cette enquête est de fournir des données agrégées comparables sur grand échantillon concernant la structure des ménages, le niveau de formation des partenaires, ou encore leur statut au regard de l'emploi et ce, sur une période de temps relativement longue, puisque les résultats sont disponibles pour certains pays depuis 1984. Deux limites doivent toutefois être mentionnées. D'une part, aucune donnée sur la composition des ménages ne peut être obtenue pour les pays du Nord de l'Europe, qui ne peuvent donc être inclus dans l'analyse, ce qui apparaît d'autant plus regrettable que ces pays forment un groupe souvent pris comme référence en matière de relations emploi-famille. D'autre part, aucune information sur les niveaux de revenus et salaires ou sur les coûts de participation liés à la présence d'enfants au travail n'est disponible dans le cadre de cette enquête sur la période considérée. Les données ne permettent donc pas d'identifier les paramètres d'un modèle de décision structurel. On dispose néanmoins, pour chaque année d'enquête, d'informations détaillées sur la situation au regard de l'emploi des individus, en lien avec leur situation passée, leur niveau de formation, et la composition des ménages. Par ailleurs, la grande taille des échantillons nationaux autorise une analyse fondée sur une définition des catégories de population relativement fine et tenant compte des différents croisements entre variables.

Par ailleurs, des informations de nature démographique peuvent être dérivées à partir de la composition des ménages, suivant certaines hypothèses et contraintes. Ces informations sont néanmoins limitées par le fait que seuls les liens de parenté existant entre le chef de ménage ou son conjoint et les autres membres vivant dans le ménage au moment de l'enquête sont connus. Cela implique donc que tous les liens entre les membres du ménage ne sont pas

identifiés. En particulier, on ne peut établir si l'enfant présent dans le ménage est celui des deux conjoints ou d'un seul, comme cela est possible en cas de reconstitution familiale. Les enfants présents dans le ménage sont alors imputés par hypothèse au conjoint figurant à la tête du ménage, ce qui revient à supposer que l'enfant du conjoint exerce sur le comportement d'activité des femmes un effet similaire à celui de leur propre enfant. En outre, les enfants autres que ceux du chef de ménage ou de son conjoint ne sont pas identifiés, ce qui signifie que ne sont pas connus les enfants des femmes ne vivant pas dans un ménage 'indépendant', comme cela peut être le cas de mères jeunes vivant chez leurs parents. Enfin, seuls les enfants présents dans le ménage sont identifiés, et non les enfants qui ont quitté le foyer des parents, bien que leur influence sur l'activité de leur mère puisse perdurer. Pour limiter cette éventualité et le biais qui serait induit, on a choisi de restreindre l'échantillon aux femmes âgées de 20 à 45 ans pour chaque année d'enquête, la probabilité que l'enfant ait quitté le foyer de la mère étant réduite. Pour ces raisons, le nombre total d'enfant(s) est en conséquence sous-estimé, cette sous-estimation variant selon les pays selon la fréquence des ménages où plusieurs générations co-résident. Malgré cette limite, on a pu vérifier que les différences entre pays et les tendances concernant la composition des ménages au cours des années 90 coïncident assez largement avec les évolutions observées en matière de fécondité (Zighéra *et al.*, 1996 ; Thévenon, 2003).

II.2. La codification des données

La situation au regard de l'emploi – prise ici comme variable dépendante – est modélisée en fonction (i) de caractéristiques individuelles telles que l'âge ou le niveau d'éducation, (ii) des caractéristiques de la composition familiale 'courante' (nombre d'enfant(s), l'âge du plus jeune, et la présence d'un conjoint et sa situation économique), et (iii) par le calendrier de la première naissance, qui reflète les conséquences plus ou moins persistantes de décisions passées. Au total, sept variables sont prises en compte pour modéliser les comportements féminins d'activité :

(1) L'année d'enquête, depuis 1992 – année à partir de laquelle l'information sur le niveau de diplôme atteint est disponible – jusqu'en 2005, en agrégeant par groupe de deux années (1992-93, 94-95, 96-97, 98-99, 2000-01, 02-03, 04-05) afin de conserver des tailles de sous-échantillon suffisante pour chaque catégorie.

(2) La génération de naissance des femmes, définie en cohérence avec l'intervalle d'âge compris entre 20 et 44 ans pour chaque année d'enquête ; cela signifie que sont prises en compte sur la période 1992-2005 uniquement les femmes nées entre 1944 et 1985, les deux générations extrêmes n'étant prises en compte qu'une seule année d'enquête – respectivement 1992 et 2005. Les cohortes sont en outre agrégées en groupes de trois ans.

(3) Le niveau d'éducation est introduit selon la nomenclature ISCED en trois catégories : niveau 'élevé' post éducation secondaire ; niveau 'intermédiaire', équivalent au niveau secondaire ; et niveau 'faible' correspondant au stade élémentaire.

(4) La présence d'enfant(s) est identifiée par le nombre d'enfants de la femme ou de son conjoint distingué en 5 catégories (0, 1, 2, >2, inconnu), et par (5) l'âge du plus jeune enfant, divisé en 5 catégories : 0-2 ans, 3-6 ans, 7-11 ans, 12-19 ans et > 19 ans.

(6) La présence d'un conjoint est également prise en compte selon une tri-partition qui tient compte de sa situation économique : sans conjoint, avec un conjoint ayant un emploi, et avec un conjoint sans emploi. A défaut de données sur le revenu du ménage, la situation économique du conjoint renseigne sur le niveau de vie du ménage et la division du travail marchand qui s'opère ou non entre hommes et femmes.

(7) L'âge de la mère à la naissance du premier enfant est également introduit comme variable discriminant les comportements d'activité des femmes avec au moins deux enfants⁶. Cet âge est obtenu en retranchant l'âge du plus vieil enfant présent dans le ménage à celui de la mère – en supposant donc que cet enfant est bien celui de la mère. Quatre classes sont alors distinguées selon que la naissance a eu lieu entre : 15-19 ans, 20-24 ans, 25-29 ans, 30-34 ans ou à un âge supérieur ou égal à 35 ans.

(8) Enfin, la situation au regard de l'emploi est introduite en distinguant les femmes inactives, en recherche d'emploi, ou occupée à 'temps faible' (i.e. pour une durée hebdomadaire inférieure à 18 heures habituelles), à 'temps moyen' (i.e. durée habituelle comprise entre 18 et 32 heures), ou à 'temps plein' (i.e. au moins égale à 33 heures). Les femmes en congé maternité sont en outre distinguées, non pas tant pour étudier leur comportement que pour éviter de les confondre avec les occupées. En revanche, les femmes en congé parental pour une période de plus de 6 mois sont comptées comme inactives.

II.3. La modélisation des situations au regard de l'emploi.

La perspective retenue ici est de suivre les générations de femmes pour analyser l'évolution des comportements d'activité en fonction de la situation familiale. Cette évolution s'effectue sous l'influence de deux types d'effets : un effet d'âge, traduisant le fait que l'activité peut varier sur le cycle de vie en raison de changements dans la situation personnelle, familiale, ou dans les préférences. C'est le cas, par exemple, lorsque l'arrivée d'un enfant suscite une interruption d'activité ; par ailleurs un effet fixe désigne une variation idiosyncratique, liée à la personne ou à un groupe de personnes nées à la même date.

Pour estimer empiriquement ce modèle, un panel d'individus sur une période suffisante est nécessaire. Ceci n'est pas notre cas puisque l'Enquête sur les Forces de Travail propose plutôt une succession d'enquêtes en coupe transversale réalisée chaque année auprès d'un échantillon qui varie dans le temps. Il est néanmoins possible de suivre d'une année sur l'autre l'ensemble des femmes née la même année, et d'établir ainsi un suivi de pseudo-cohortes en calculant, pour chaque cohorte et chaque année, la fréquence des différentes situations au regard de l'emploi. Dans ce cas, on identifie un effet de cohorte qui désigne l'évolution des comportements à travers les générations successives, et s'appliquant donc à toutes les femmes d'une même génération. Les déterminants de cette évolution peuvent être multiples : économiques (lié à des effets de conjoncture ou des transformations plus structurelles qui affectent les marchés du travail) ; socio-culturels (attitudes vis-à-vis de l'emploi des femmes). Plus prosaïquement, cette évolution peut aussi être due à des variations de structure de l'échantillon à travers les années d'enquête.

Pour être exhaustif, il faudrait distinguer des effets de générations ceux plus spécifiquement liés à la période d'enquête (voir notamment Smith et Ward (1985) ou Afssa et Buffeteau, 2005). Pour cela, il faudrait introduire simultanément les trois variables (âge, année de naissance et année d'enquête) dans les estimations et spécifier des restrictions supplémentaires permettant d'identifier chaque paramètre puisque ces variables sont logiquement liées : il suffit de deux informations sur l'âge, la cohorte ou la date de l'enquête pour reconstituer la troisième. Néanmoins, on veut limiter ici le nombre de paramètres à estimer, ne serait-ce que pour préserver la qualité des estimations et la lisibilité des résultats. De plus, on ne souhaite pas imposer *a priori* des restrictions trop fortes sur la forme de l'effet

⁶ Pour éviter une trop forte colinéarité avec l'âge du plus jeune enfant et identifier son effet propre, l'âge à la première naissance n'est introduit que pour les femmes ayant au moins deux enfants. Son interprétation peut néanmoins varier car il peut être plus ou moins lié à un effet de 'contrainte' induit par l'âge de l'aîné (voir plus loin).

d'âge, qui peut notamment varier selon les pays. On a donc choisi d'introduire dans nos estimations les variables d'années de naissance et d'enquête, et de reconstituer *ex post*, le cas échéant, l'information sur l'âge à partir de ces effets (cf. ci-dessous). L'effet d'âge est alors reconstitué par l'interaction entre les années de naissance et d'enquête, qui reflète l'évolution des comportements sur une partie du cycle de vie.

Par ailleurs, la situation au regard de l'emploi est modélisée ici en considérant la fécondité et l'éducation comme des données 'exogènes' qui influencent les décisions postérieures d'offre de travail⁷. Pour autant, l'offre de travail et la demande d'enfant(s) peuvent être décidées simultanément. Pour tenir compte de cela, il faudrait modéliser conjointement la fécondité et l'activité pour éviter tout biais d'endogénéité. Sans cela, l'effet des variables individuelles telles que le niveau d'éducation, l'âge, la situation économique du conjoint, sur l'activité des femmes peut être sous-estimé puisque ces variables ont aussi potentiellement un effet sur la fécondité. Néanmoins, si l'arrivée d'enfant(s) est une donnée irréversible, les décisions d'offre de travail peuvent être adaptées après une naissance. Pour cette raison, la présence d'enfant(s) et la composition du ménage peuvent être considérées comme une donnée partiellement exogène. Le modèle nous renseignera alors sur l'évolution des situations au regard de l'emploi à comportement démographique inchangé.

Un de nos objectifs est d'identifier l'effet de la composition du ménage sur l'activité des femmes, avec un minimum de restriction et en tenant compte des multiples interactions possibles avec les autres variables et de l'évolution des relations dans le temps. Pour cette raison, nous avons recours à une modélisation log-linéaire des situations au regard de l'emploi, qui a généralement l'avantage sur d'autres types de régression logistique de permettre une spécification plus complète des interactions (Christensen, 1990). De plus, cette modélisation est utilisée ici à des fins descriptives, et spécifiée ici pour estimer les effets des caractéristiques individuelles et familiales sur les comportements d'activité, tenus ici comme variables dépendantes. Un modèle est estimé pour chacun des 15 pays, pour éviter notamment que certaines différences soient gommées en raison de structures d'échantillon différentes.

La distribution des situations au regard de l'emploi (indiquée 8) est donc modélisée sous une forme multiplicative (linéaire en log) de paramètres indépendants décrivant les liaisons existant entre les différentes variables explicatives, indicées de 1 à 7 :

$$\hat{x}^{12345678}(p) = y^{12345678}(p) \cdot \mu_0 \cdot \mu^8(p) \cdot \prod_{i=1}^7 \mu^{i8} \cdot \prod_{i,j=1}^7 \mu^{ij8}$$

où $y^{12345678}(p)$ désigne la distribution *a priori* uniforme des situations au regard de l'emploi conditionnellement aux autres caractéristiques, μ_0 est un coefficient de standardisation et $\mu^8(p)$ désigne la répartition moyenne des situations indépendamment des autres caractéristiques. L'influence de ces caractéristiques est estimée par l'ensemble des effets simples μ^{i8} pour chaque i variable indépendante et des effets croisés μ^{ij8} de premier niveau. La probabilité prédite de chaque situation au regard de l'emploi p s'obtient alors par le rapport $\hat{x}^{12345678}(p) / y^{12345678}(p)$ qui est égale au produit des paramètres estimés. Elle désigne la probabilité conditionnelle de la situation au regard de l'emploi, étant données les caractéristiques individuelles, familiales, et l'année d'enquête. Il est alors possible d'en

⁷ L'Enquête permet également de modéliser les changements de situation au regard de l'emploi d'une année sur l'autre qui peuvent être mis en relation avec la naissance d'un enfant et son âge. Thévenon (1999 ; 2003) utilise cette information pour estimer l'effet d'une naissance sur la sortie d'emploi ou l'entrée dans l'emploi à temps plein ou à temps partiel.

déduire l'effet marginal de chaque variable ou sélection de variables sur la fréquence prédite des situations au regard de l'emploi.

L'ensemble des effets croisés de premier ordre entre les différentes variables explicatives sont en outre ici estimés pour examiner si la composition du ménage exerce un effet qui diffère selon la génération de naissance, le niveau d'éducation ou encore le calendrier de la première naissance. Chaque effet peut en outre varier dans le temps, en fonction de l'âge ou des années d'enquête, ce qui est saisi par les effets croisés de rang supérieur avec les années de naissance et/ou d'enquête. L'objectif est d'identifier les interactions entre variables les plus discriminantes parmi l'ensemble des croisements possibles *a priori*. Pour cela, nous avons en fait estimé l'ensemble des effets croisés jusqu'au troisième niveau d'interaction possible entre les différentes variables explicatives.

L'estimation du modèle log-linéaire hiérarchique est réalisée par minimisation de l'information discriminante résiduelle existant entre la distribution modélisée et la distribution observée, ce qui revient à maximiser l'information modélisée sous les contraintes habituelles de l'analyse de la variance⁸ (Gokhale et Kullback, 1978 ; cf. annexe 2). Cette estimation a l'avantage de permettre une décomposition de l'information en contributions partielles à l'information qui mesurent la part de chaque variable (ou croisement de variables) 'explicative' dans la dispersion de la variable dépendante (Zighera, 1985 ; 2001⁹ ; Najjar, 1987). On répond ainsi à l'objectif de parcimonie en identifiant les variables ou groupes de variables les plus contributives à l'information. En appliquant ici cette procédure, on peut comparer entre les pays la part des caractéristiques individuelles et familiales dans l'explication de la dispersion des situations des femmes au regard de l'emploi (Thévenon, 2003).

III. Les résultats de l'estimation

Les résultats de l'estimation sont alors analysés en deux étapes. D'abord, la décomposition de l'information en contributions correspondant à chaque variable ou interaction permet de sélectionner les 'effets' les plus discriminants, c'est-à-dire expliquant la plus grande part de la dispersion des comportements féminins d'activité¹⁰ ; cette sélection opérée, on présente ensuite les effets marginaux correspondant aux variables les plus discriminantes sur la probabilité prédite pour chaque situation au regard de l'emploi. Les effets sont alors présentés séparément, mais certains d'entre eux sont regroupés pour faciliter leur interprétation.

⁸ L'information discriminante mesure la distance entre deux distributions x et y , avec $\mathfrak{I}(x/y) = \sum x_i \ln(x_i/y_i)$ et peut être décomposée comme l'addition d'une information modélisée $\mathfrak{I}(\hat{x}/y)$ et d'une information résiduelle $\mathfrak{I}(x/\hat{x})$: $\mathfrak{I}(x/y) = \mathfrak{I}(x/\hat{x}) + \mathfrak{I}(\hat{x}/y)$.

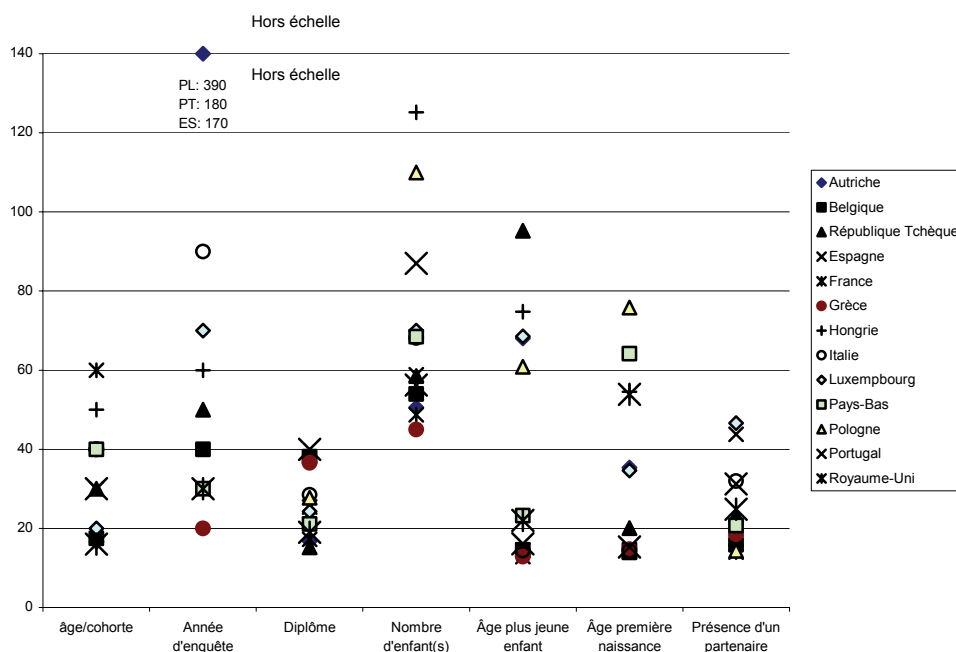
⁹ Zighera (1985 ; 2001) montre qu'un centrage harmonique des paramètres du modèle log-linéaire permet de stabiliser l'estimation de ces paramètres quel que soit le nombre introduit, et permet de ce fait de décomposer l'information modélisée en contributions associées aux différentes variables ou à leur interaction. La moyenne géométrique de ces paramètres correspond alors à une contribution à l'information. La somme pondérée de ces contributions permet alors de restituer l'information modélisée et de mesurer le poids relatif de chaque variable dans la dispersion de la variable dépendante. Chaque contribution tient compte du poids de chaque modalité et sera donc d'autant plus importante que la proportion de population appartenant à une catégorie dont le comportement dévie de la moyenne est grande.

¹⁰ Sont ici sélectionnées les variables ou croisements de variables les plus contributifs à l'information, c'est-à-dire dont les contributions à l'information dépassant un certain seuil est fixé de façon arbitraire. On pourrait tenir compte d'un critère de parcimonie pour comparer les contributions de variables différentes. Dans ce cas, chaque contribution peut être divisée par le nombre de paramètres indépendants qui lui est associé, le ratio bénéfice/coût obtenu servant de statistique de comparaison entre les marges (Zighera, 2001). Il serait aussi possible de faire des tests relatifs à la contribution apportée par une marge, mais aucune spécification n'a été à notre connaissance opérationnalisée (Girardin, Ricordeau, 1994 ; 1999).

III.1. Décomposition de l'information et poids relatif des différentes variables

Les résultats de la décomposition de l'information en contributions partielles correspondant aux sept variables indépendantes sont présentés dans le graphique 2. Les contributions relatives à chaque variable incluent ici l'information correspondant à leur interaction avec l'année d'enquête et l'année de naissance de la femme. D'une façon générale, on observe que les effets croisés les plus importants concernent les variables de calendrier (années de naissance et d'enquête), ce qui confirme l'intérêt d'analyser l'évolution de certains effets et non de s'en tenir à un effet moyen sur la période.

Graphique 2 : Contributions à l'information des différentes variables



Clairement, on observe ici que les situations au regard de l'emploi ont fortement évolué selon l'année d'enquête, indépendamment des autres facteurs. Cette évolution est très marquée en Pologne, au Portugal ou en Espagne (hors échelle sur le graphique 2). Par ailleurs, ce sont aussi les caractéristiques familiales qui ont une grande influence, mais leur importance différente selon les pays. L'effet du nombre d'enfant(s) (croisé ici avec l'effet de cohorte et d'année d'enquête) est particulièrement important dans des pays comme la Hongrie, la Pologne ou le Portugal. Elle est aussi importante, pour les pays méditerranéens en Italie ou en Espagne, mais beaucoup plus faible en Grèce. L'âge du jeune enfant est aussi un facteur très discriminant dans les pays de l'Est (Hongrie, Pologne, République Tchèque), ou encore au Luxembourg ou en Autriche. Son influence est, en revanche, beaucoup plus faible dans les autres pays. L'âge à la première naissance, qui s'applique uniquement aux mères d'au moins deux enfants, différencie aussi les comportements de façon importante en Pologne, Hongrie ou encore aux Pays-Bas ou au Royaume-Uni, mais nous le verrons dans des directions différentes. De plus, les interactions entre cet âge, les années de naissance et d'enquête sont assez faibles, l'effet n'étant donc que très peu sensible au temps écoulé depuis l'arrivée du premier enfant. Ceci permet de penser que l'on mesure ici bien un effet persistant lié à la date de début de formation de la famille sur le cycle de vie et non lié à l'âge de l'aîné dont l'effet évoluerait dans le temps. L'influence de la présence d'un partenaire et de sa situation économique est quant à elle plus homogènes selon les pays.

Les effets d'âges et/ou de cohorte (non distingués à ce stade), mesurés par la contribution associée à l'année de naissance et son interaction avec l'année d'enquête, sont quant à eux de moindre importance. Les variations en fonction de l'âge semblent toutefois plus importantes en France, Hongrie ou aux Pays-Bas. Les différences entre niveaux d'éducation apparaissent aussi plus faibles, bien que leur incidence soit en fait très différenciée en fonction des autres caractères familiaux (contributions non présentées ici).

En somme, ce sont les caractéristiques liés à la présence d'enfants qui globalement ont l'incidence la plus grande sur la situation au regard de l'emploi et sont par conséquent nos principales variables d'intérêt. Pour cette raison, les développements qui suivent sont centrés sur l'analyse des effets marginaux qui leur correspondent, les autres dimensions intervenant comme variables de contrôle.

En résumé, différences entre pays sont fortes concernant l'importance de l'évolution moyenne des situations au cours des années d'enquête successives, et de l'importance des effets du nombre, de l'âge du plus jeune et de l'âge première naissance.

Le nombre d'enfant(s) est un facteur particulièrement discriminant dans les pays de l'Est (particulièrement en Hongrie et Pologne), où la situation au regard de l'emploi dépend aussi très fortement de l'âge du plus jeune et du calendrier de la première naissance. La situation est plus variable dans les pays du sud puisque le nombre d'enfant(s) exerce une influence forte au Portugal, mais beaucoup moindre en Grèce. En revanche, dans tous ces pays la situation au regard de l'emploi dépend peu de l'âge du plus jeune. La situation des autres ensembles de pays est plus hétérogène. Afin d'examiner de plus près leurs différences, on présente maintenant le profil des effets de chaque variable sur la fréquence prédite des différentes situations au regard de l'emploi.

Dans les pages suivantes, nous présentons les effets marginaux 'toutes choses égales par ailleurs' des différentes variables, y compris leurs interactions, sur la fréquence prédite de chaque situation au regard de l'emploi. Etant donné le grand nombre d'effets estimés, et de catégories définies pour chaque variable, nous avons choisi de présenter ces résultats sous forme graphique afin d'en faciliter la lecture.

III.2. L'évolution à travers les années d'enquête.

Le premier effet isolé est celui de l'année d'enquête qui relate l'évolution des fréquences des situations au regard de l'emploi, à autres caractéristiques constantes (graphiques 3). Formellement, cette évolution est estimée par la fréquence prédite par l'effet simple d'année d'enquête : $\hat{x}^{18}(ip) = y^{18}(ip) \mu^8(p) \mu^{18}(ip)$.

Cette évolution peut refléter des changements dans les conditions dans lesquelles s'effectuent les décisions d'activité ou dans l'attitude vis-à-vis de cette activité. Les changements de structure des échantillons peuvent aussi influencer cette évolution. De plus, cette évolution est très différenciée selon d'autres caractéristiques comme l'année de naissance et le nombre d'enfant(s). Ces disparités seront présentées ultérieurement dans les sections présentant les effets de cohortes et de la présence d'enfants. Les données des pays de l'Est n'étant disponibles que depuis l'année 2000, l'évolution est observée dans ce cas sur une plus courte période.

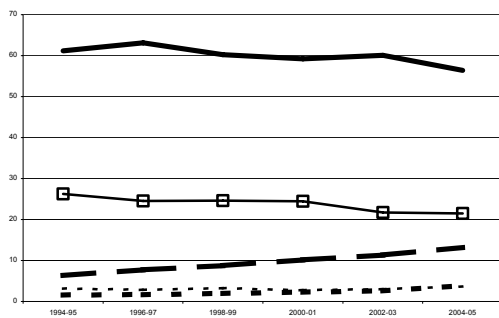
Le fait le plus marquant est sans doute la baisse des niveaux d'inactivité observée pour la plupart des pays à caractéristiques individuelles et familiales constantes. Des tendances différentes sont néanmoins observées. D'abord cette baisse de la probabilité d'être inactive fut faible, voire inexistante en Autriche, aux Luxembourg et Royaume-Uni. De plus, la baisse de l'inactivité s'est faite principalement au bénéfice de l'emploi à temps plein en Belgique, France et dans les pays sud européens alors que c'est aussi la probabilité d'être occupée à

temps moyen qui a surtout cru aux Pays-Bas et au Royaume-Uni. En France, la probabilité d'être occupée à temps plein n'a guère varié jusqu'à la fin des années 90 mais a sensiblement augmenté ensuite. En Autriche, la probabilité d'occuper un emploi à temps plein semble même avoir diminué au profit du temps moyen.

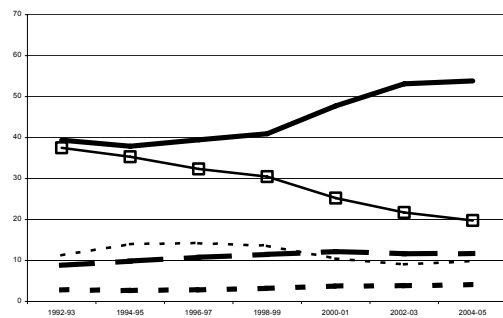
Les évolutions observées sur une plus courte période dans les pays de l'Est ne sont pas marquées, sauf en Pologne où le temps plein semble s'être substitué au temps moyen depuis 2002. Mais il reste à vérifier que cette tendance n'est pas liée à un problème de données.

Graphique 3 : Evolution de l'activité des femmes depuis 1992
effet marginal de l'année d'enquête

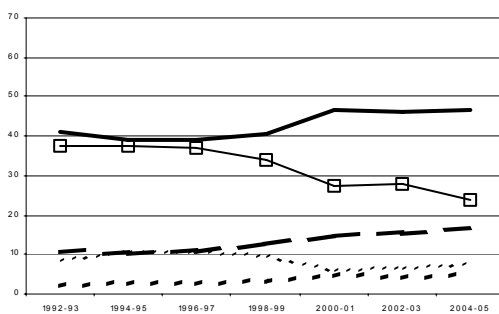
Autriche



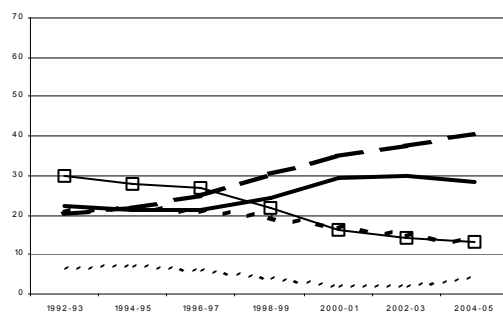
France



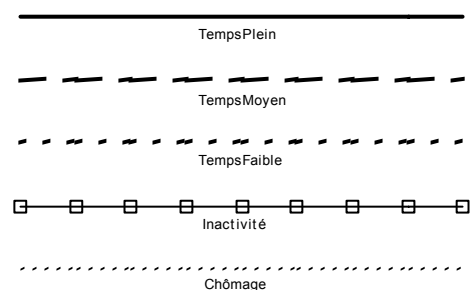
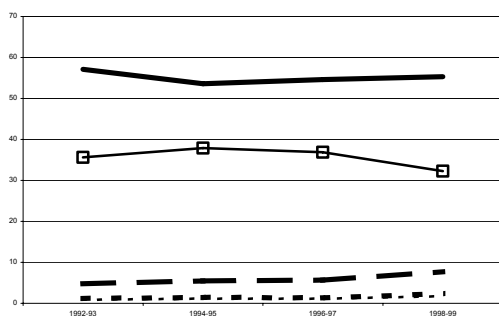
Belgique



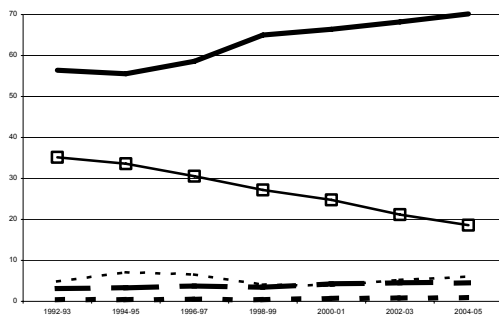
Pays-Bas



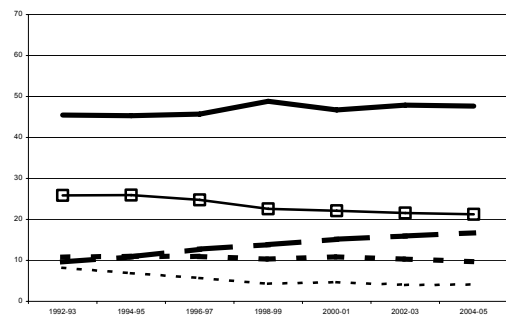
Luxembourg



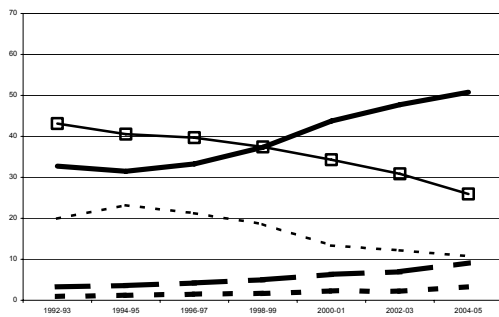
Portugal



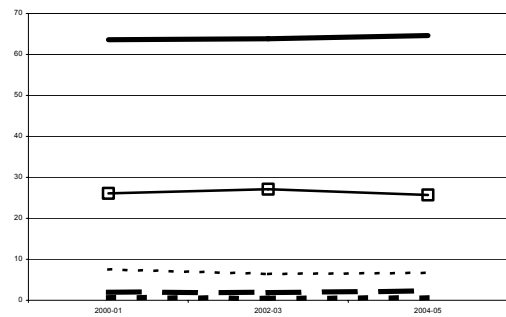
Royaume-Uni



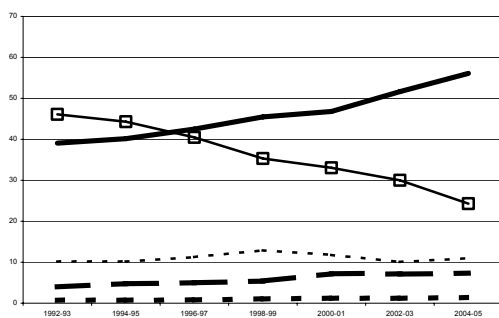
Espagne



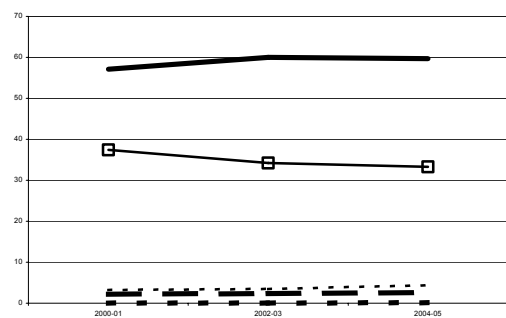
République Tchèque



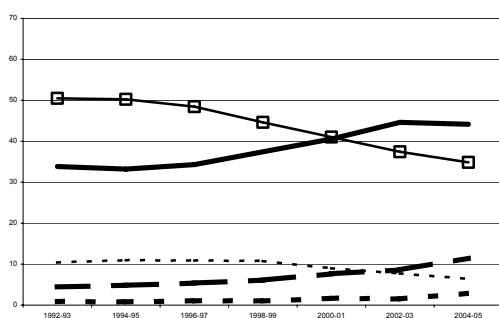
Grèce



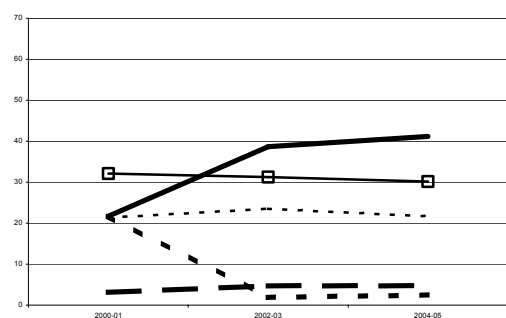
Hongrie



Italie



Pologne



III.3. Effet d'âge et évolutions à travers les cohortes.

L'attention est ici focalisée sur les variables décrivant les effets d'âge ou de cohorte et la situation familiale. Ces effets sont ici capturés par les variables d'années de naissance et son interaction avec l'année d'enquête. L'effet simple de l'année d'enquête et le diplôme interviennent comme variables de contrôle dans l'estimation. L'influence de l'âge et de la cohorte de naissance est donc mesurée ici par son effet 'moyen' auquel peut s'ajouter des effets plus ou moins spécifiquement à d'autres caractéristiques individuelles et familiales. On considère ici d'abord l'effet moyen de l'âge et de la cohorte qui s'applique, toutes choses égales par ailleurs, à autres caractéristiques données (graphiques 4). Cette influence est relatée ici par le croisement de l'effet d'année de naissance et de son interaction avec l'année d'enquête – prise indépendamment de l'effet d'année d'enquête simple qui reflète des évolutions non strictement liées à l'âge. Formellement, les effets d'âge et de génération sont estimés par l'association d'effets suivante :

$$\hat{x}^{128}(ijp) = y^{128}(ijp) \mu^8(p) \mu^{28}(jp) \mu^{128}(ijp)$$

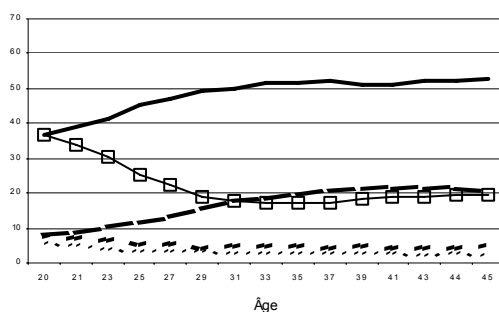
où \hat{x}^{128} représente l'effectif prédit pour chaque situation au regard de l'emploi p à partir de l'effet de l'année de naissance ($\mu^{28}(jp)$) et de son interaction avec k 'année d'enquête ($\mu^{128}(ijp)$).

Les graphiques représentent cet effet sous deux formes différentes. En considérant d'abord l'effet d'âge moyen estimée pour toutes les générations confondues (4a) ; puis en détaillant les effets de cohorte, c'est-à-dire la déformation des profils d'âge à travers les générations (4b).

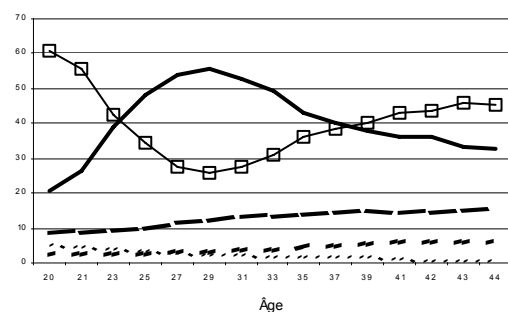
Graphique 4 : Effets d'âge et de génération sur les situations au regard de l'emploi

4a

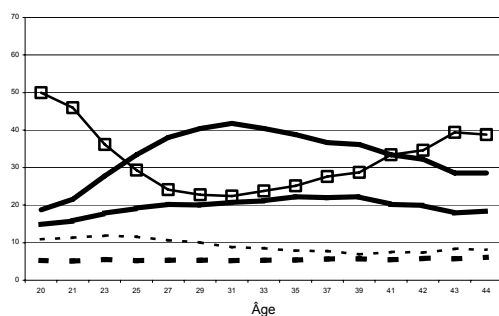
Autriche



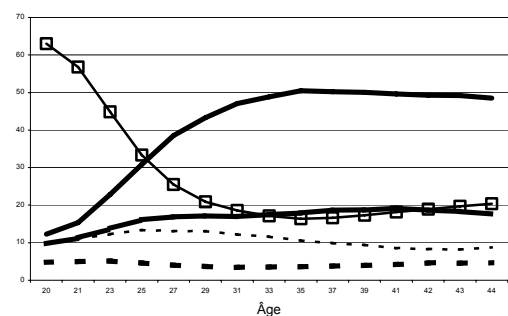
Luxembourg



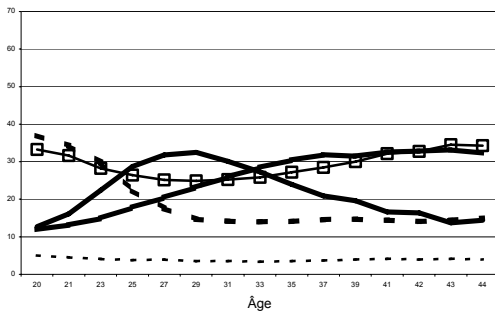
Belgique



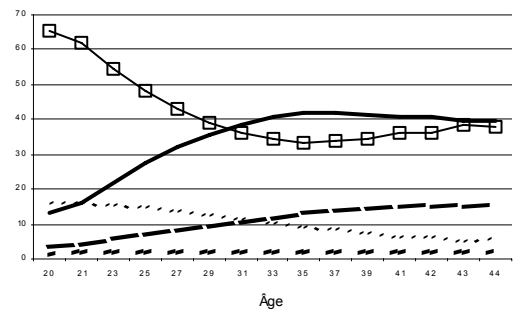
France



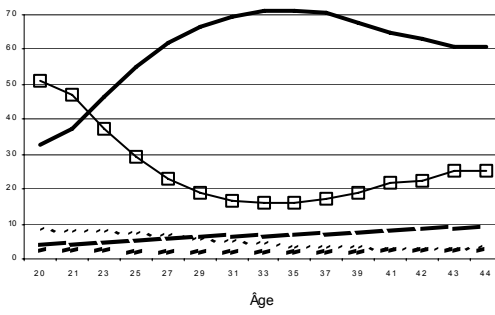
Pays-Bas



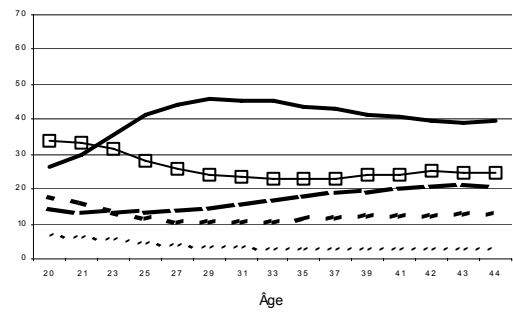
Italie



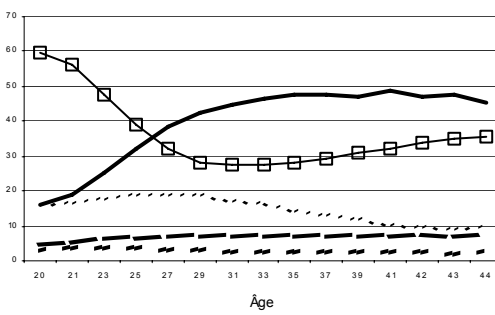
Portugal



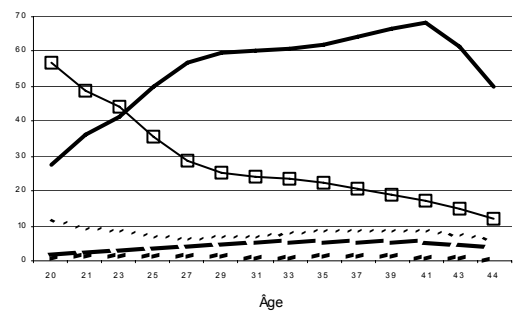
Royaume-Uni



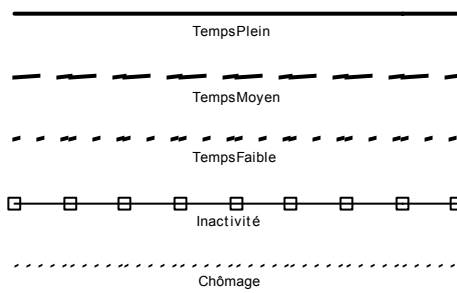
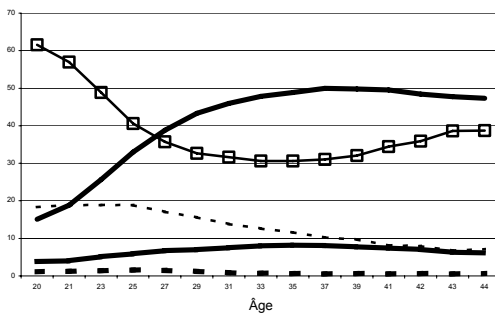
Espagne



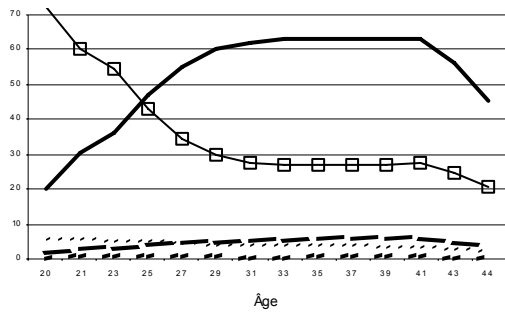
République Tchèque



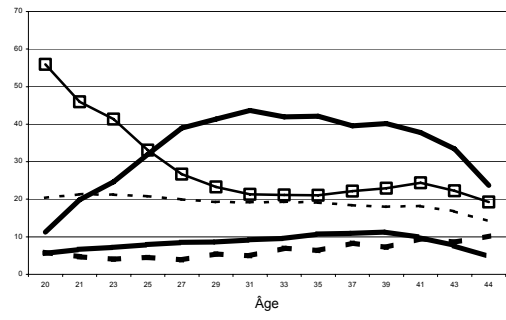
Grèce



Hongrie

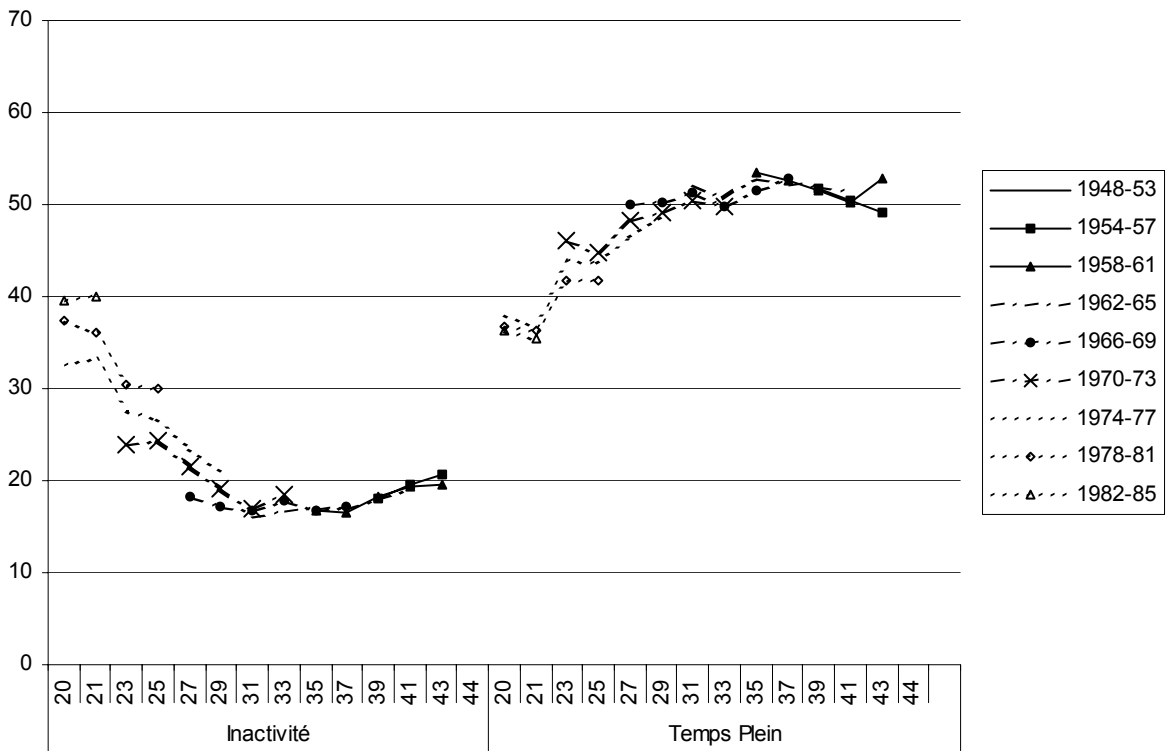


Pologne

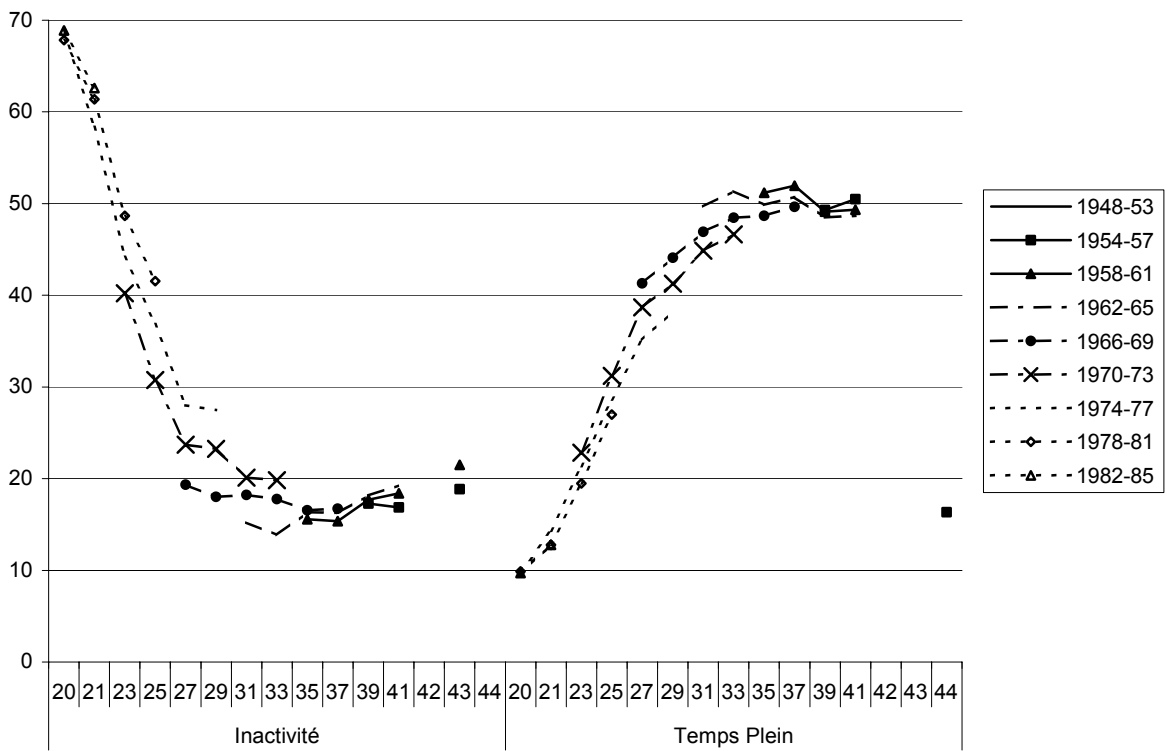


4b

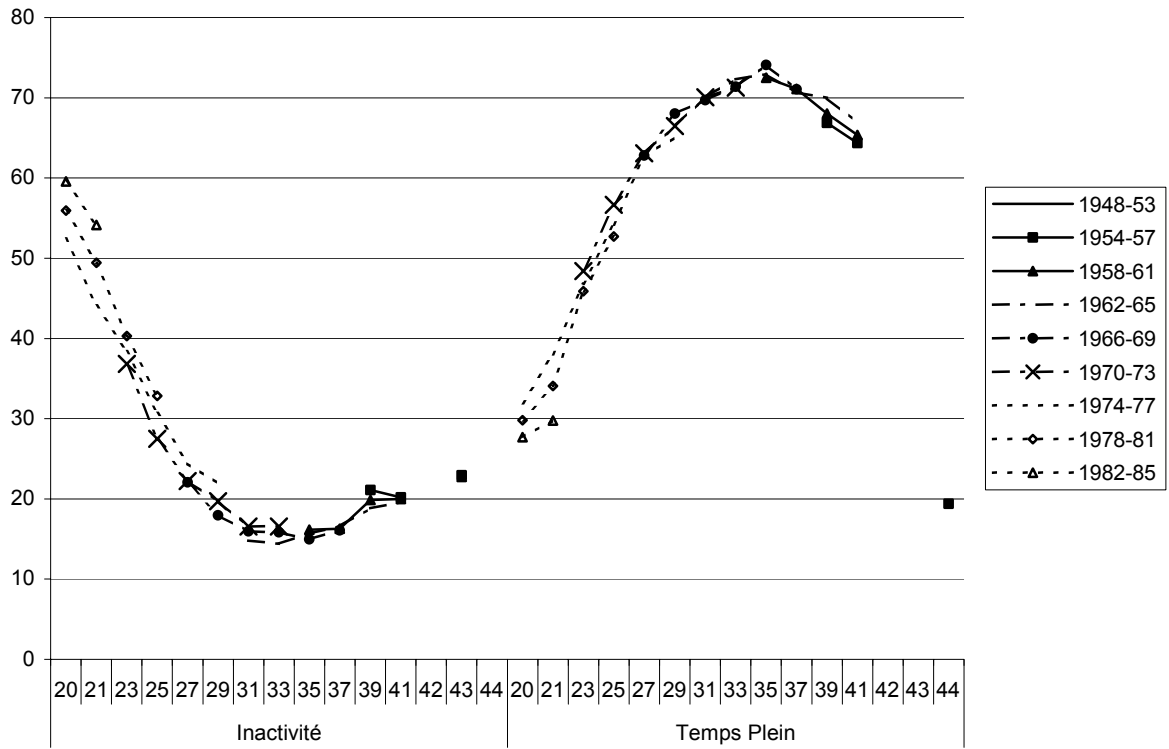
Autriche



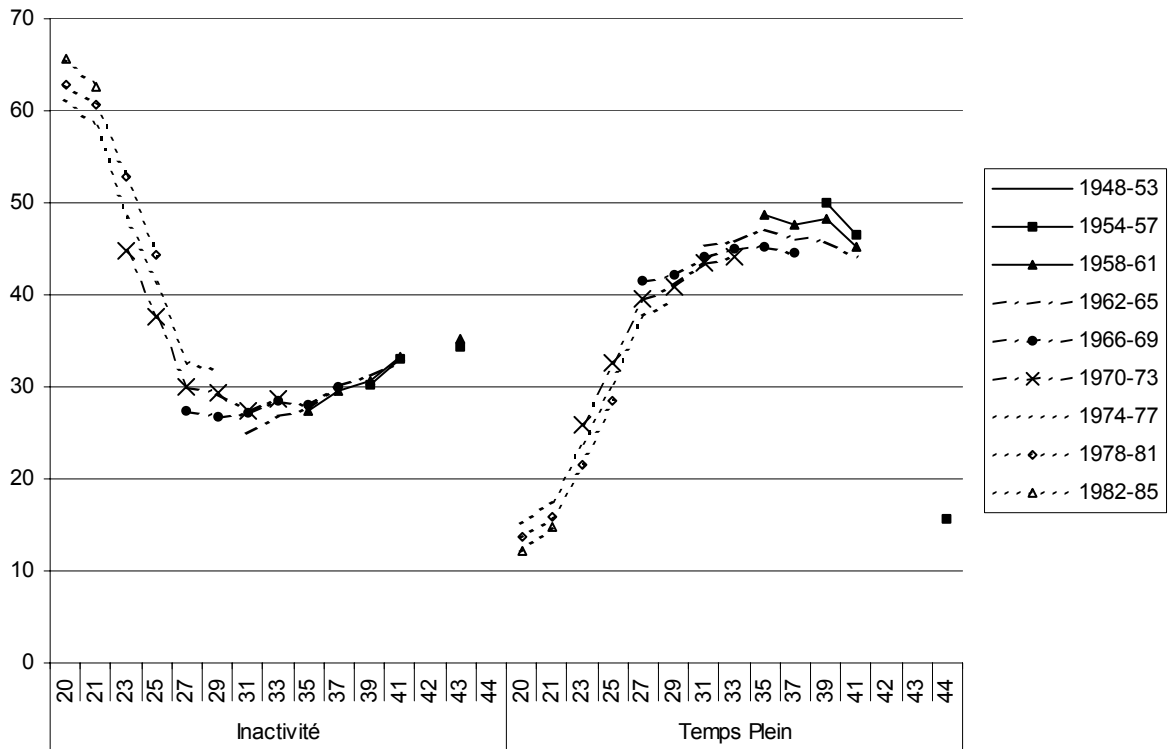
France



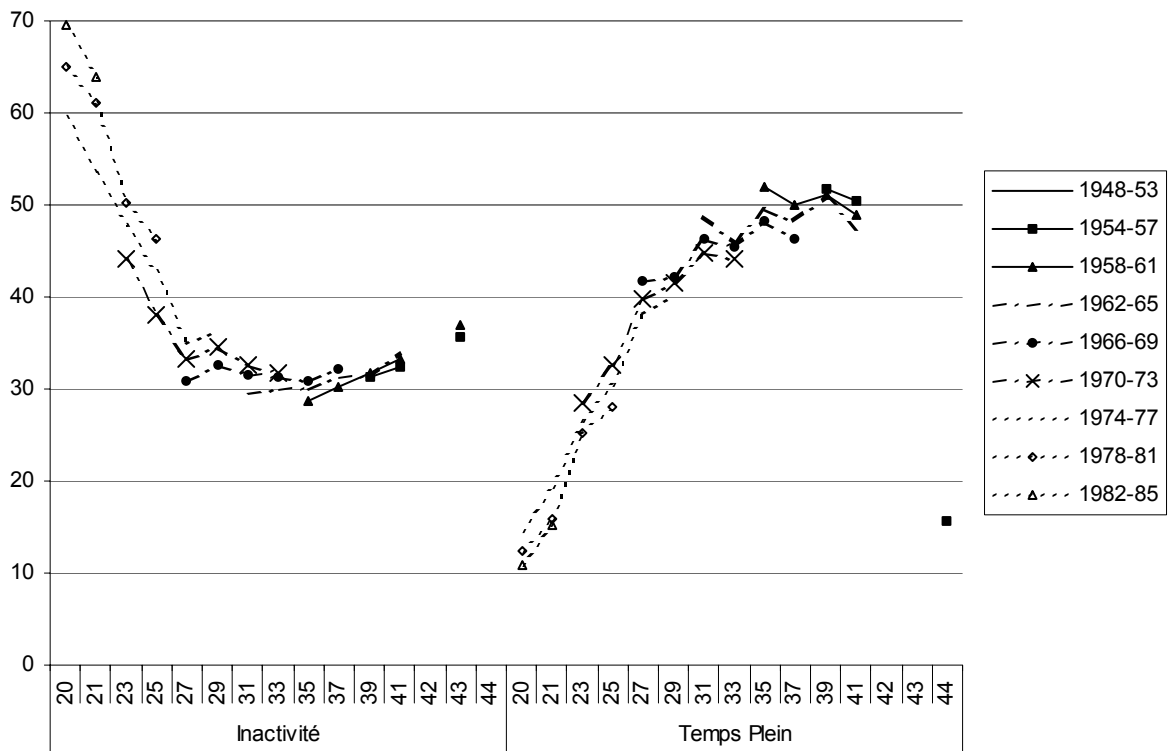
Portugal



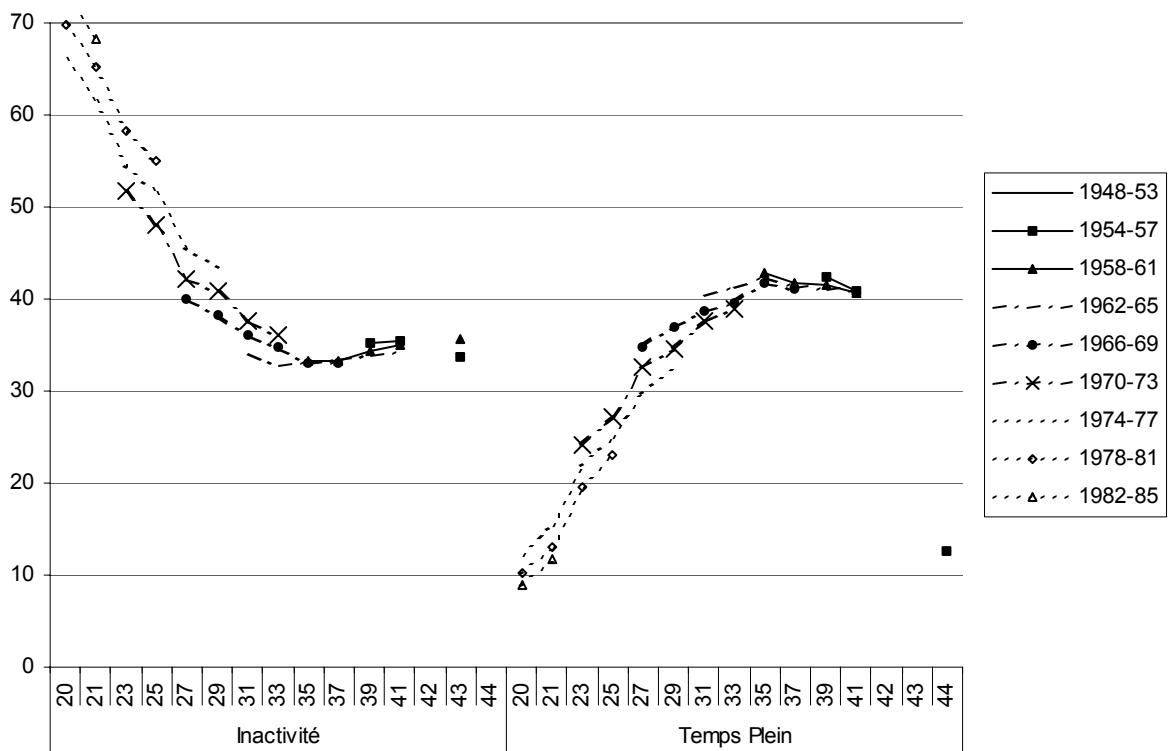
Espagne



Grèce



Italie



En premier lieu, on observe que la déformation des profils à travers les cohortes est assez limitée, aux âges extrêmes et concernant surtout l'inactivité et le travail à temps plein. On

identifie donc bien des effets d'âge, assez persistants à travers les générations que l'on identifie par les graphiques 3a. Ces graphiques font apparaître plusieurs configurations. Tout d'abord, se distinguent les pays où la probabilité d'être inactive suit une courbe en U avec l'âge : elle décroît fortement jusqu'à environ 30 ans, puis ré-augmente de façon marquée en Belgique, au Luxembourg et en Irlande. En France, comme dans les pays du sud et de l'est, l'inactivité décroît assez tardivement et cette baisse s'effectue essentiellement au bénéfice de l'emploi à temps plein. Le profil est ensuite assez plat sur le cycle de vie. Cette situation reflète sans doute à la fois le maintien d'un statut étudiant plus rarement combiné à une activité marchande et, surtout, les difficultés pour entrer et s'insérer sur le marché du travail – ce qu'illustre aussi le fort taux de chômage des femmes avant 25 ans en Espagne, Italie et Grèce et son profil décroissant avec l'âge.

Au Royaume-Uni, la baisse de l'inactivité est beaucoup plus faible, dans un premier temps au bénéfice de l'emploi à temps plein. Néanmoins, cette probabilité d'emploi à temps plein stagne à partir de trente ans, voire décroît légèrement au bénéfice de l'emploi à temps moyen. Cette tendance est beaucoup plus marquée encore aux Pays-Bas où la probabilité d'être active à temps plein chute fortement à partir de 30 ans, alors que les fréquences de l'emploi à temps moyen et de l'inactivité poursuivent leur croissance. On voit donc ici que le temps partiel à temps moyen n'est ni simplement restreint aux périodes d'études, ni spécifiquement liée à l'arrivée d'enfants¹¹. Il reflète une organisation du travail qui se met peu à peu en place au cours du cycle de vie (même si cela s'atténue pour les plus jeunes générations, voir ci-après).

Quelques évolutions à travers les cohortes peuvent être relevées qui concernent surtout la probabilité d'être inactive avant 30 ans et d'être active à temps plein au même moment ou à un stade ultérieur du cycle de vie. Dans une forte majorité de pays, on observe un accroissement de la probabilité d'être inactive avant 30 ans, ce qui reflète en grande partie le prolongement des études des générations récentes et peut aussi révéler les difficultés d'insertion sur le marché du travail. Cet effet de cohorte est particulièrement marqué en Autriche, en France, et dans les pays du sud. Une telle évolution n'est en revanche pas observable au Royaume-Uni, Irlande ou aux Pays-Bas. Une tendance spécifique est même observable dans ce dernier puisque la propension à l'inactivité avant 25-27 ans décroît au cours des générations, au principal bénéfice de l'emploi à temps faible. Cela semble donc en partie illustrer la tendance croissante de la population étudiante à combiner une activité marchande avec cette période d'étude. Néanmoins, on observe que, toujours avant 30 ans la propension à travailler à temps plein ou moyen décroît parmi les jeunes cohortes, ce qui semble indiquer que l'insertion dans l'emploi se fait plus fréquemment sur une base de temps faible, et ce même après la période d'étude et avant toute naissance éventuelle d'enfant(s). En revanche, au-delà de 30 ans, la probabilité d'occuper un emploi à temps faible ou moyen décroît alors que celle associée à l'emploi à temps plein a crû pour les plus jeunes générations.

En Belgique, c'est surtout la probabilité d'être inactive après 30 ou 35 ans qui a décliné au cours des générations au bénéfice de l'emploi à temps plein. A l'inverse en France, la probabilité d'être inactive vers 30 ans et au-delà a augmenté, toutes choses égales par ailleurs, alors que l'occupation à temps plein a surtout diminué. Cette tendance à la baisse de l'emploi à temps plein et moyen est aussi observable en Espagne, et en Italie, à tout âge. En revanche, dans les pays anglo-saxons, aucune tendance de cohorte n'apparaît clairement.

On a illustré ici des évolutions de comportements indépendantes des caractéristiques de la composition familiale. Ces caractéristiques sont pourtant celles qui influencent le plus la situation au regard de l'emploi.

¹¹ Ceci avait déjà été mis nettement en avant dans Thévenon (1999 ; 2003).

III.4. Présence d'enfant(s) et situation des femmes au regard de l'emploi.

L'ensemble des graphiques 5 présente pour chacun des pays l'effet marginal, toutes choses égales par ailleurs, de la présence d'enfants sur l'activité des femmes. On présente tout d'abord son effet moyen sur la période (graphiques 5a) puis son évolution à travers les années d'enquête (graphiques 5b). L'influence moyenne de la présence d'enfant(s), *ceteris paribus*, sur la probabilité associée à chaque situation au regard de l'emploi p est estimée par la relation suivante : $\hat{x}^{48}(lp) = y^{48}(lp) \mu^8(p) \mu^{48}(lp)$, où $\mu^{48}(lp)$ désigne l'effet du nombre d'enfant.

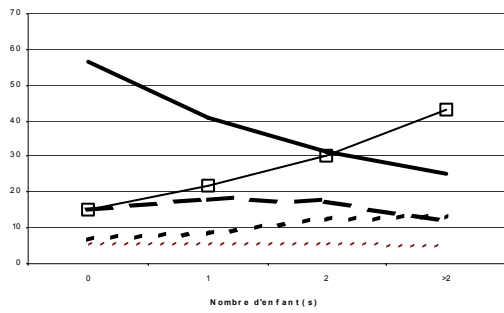
Dans tous les pays, l'inactivité est plus probable avec une première naissance, et cette probabilité croît avec la taille de la descendance. En outre, dans la plupart des pays, chaque rang de naissance induit un effet assez similaire. On note toutefois quelques exceptions à ces tendances. En France et en Belgique, la probabilité d'être inactive est clairement croissante avec le rang de l'enfant et surtout la présence d'un troisième enfant, alors qu'un seul enfant affecte très peu cette probabilité en France. Par ailleurs, l'impact des enfants apparaît aussi particulièrement faible en Grèce où l'inactivité parmi les femmes sans enfant demeure, en fait, bien plus forte que dans les autres pays¹². Enfin, en République Tchèque et Hongrie, c'est nettement la présence d'un enfant, puis l'arrivée d'un troisième qui accroît la probabilité d'être inactive.

Du côté de l'emploi, on observe aussi que la présence d'enfant(s) a un effet différent selon les pays. Globalement, la présence d'un enfant diminue très fortement la probabilité d'occuper un emploi d'une durée supérieure à 32 heures hebdomadaires. Le premier enfant a le plus fort impact dans la plupart des pays, sauf en Belgique, Portugal et Luxembourg où l'effet des enfants suivants est similaire. En revanche, la présence d'un enfant a un effet faible en France, tandis que l'impact est progressif en fonction du nombre d'enfant.

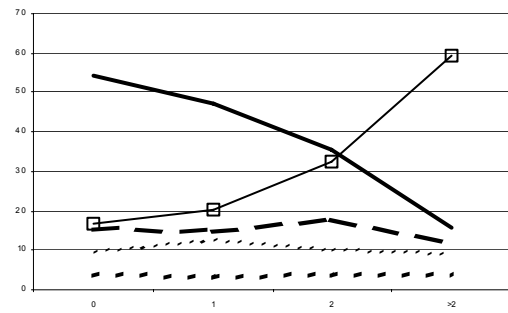
La probabilité de travailler à temps partiel est, quant à elle, assez généralement peu sensible au nombre d'enfant(s), sauf dans certains cas où ce type d'emploi est globalement plus fréquent. Ainsi, en Autriche, le travail à temps moyen est plus fréquent en présence d'un enfant que sans enfant, mais sa probabilité (re-)décroît lorsque la femme a au moins deux enfants (alors que la probabilité d'être active à temps plein se maintient) : la charge familiale croissant, les femmes arbitrent plus fréquemment pour l'inactivité plutôt qu'en faveur d'un emploi à temps moyen. Un profil similaire, mais plus marqué encore en Pologne, est observé, mais cette fois-ci à propos de l'emploi à temps faible. Au Royaume-Uni, les probabilités de travailler à temps moyen ou faible sont croissantes jusqu'à deux enfant. Enfin aux Pays-Bas, les femmes sans enfant ont une probabilité nettement plus forte que dans les autres pays de travailler à temps moyen (et la présence d'un enfant affecte peu cette probabilité). Le temps faible permet aussi une adaptation du volume de travail à la charge familiale puisque sa probabilité est croissante avec la présence et le nombre d'enfants.

¹² La probabilité d'être en recherche d'emploi est aussi accru avec un enfant en Grèce, Italie ou en Espagne par rapport au cas où il n'y a pas d'enfant, ce qui illustre la difficulté de trouver un emploi ou un mode de conciliation adapté à la présence d'enfants.

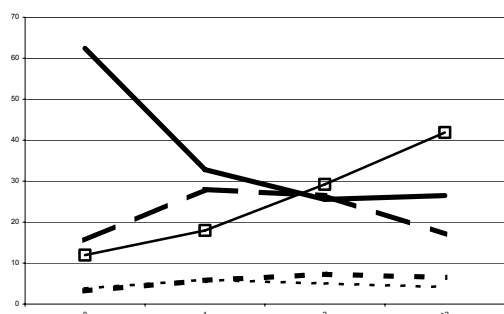
Graphiques 5a : Effet marginal du nombre d'enfant(s)
 Allemagne



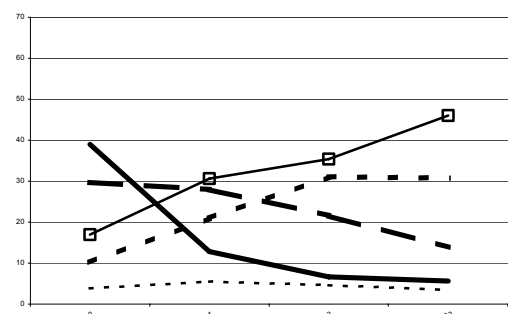
France



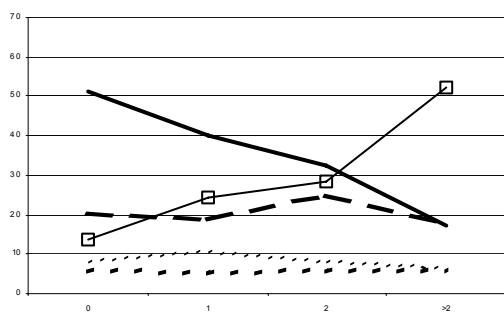
Autriche



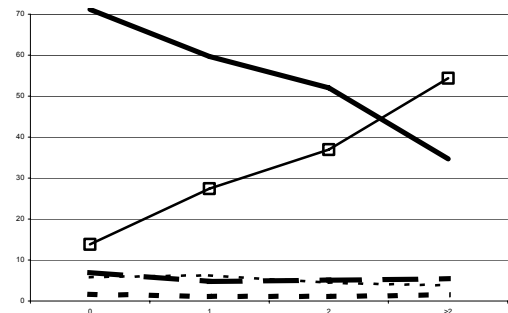
Pays-Bas



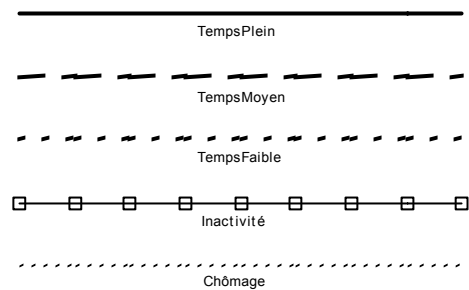
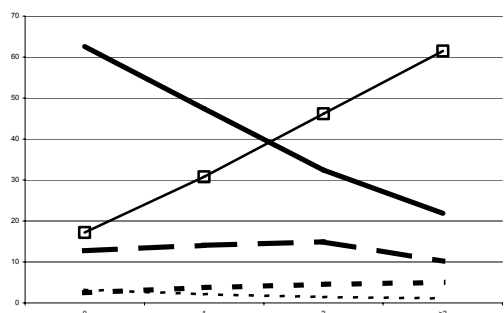
Belgique



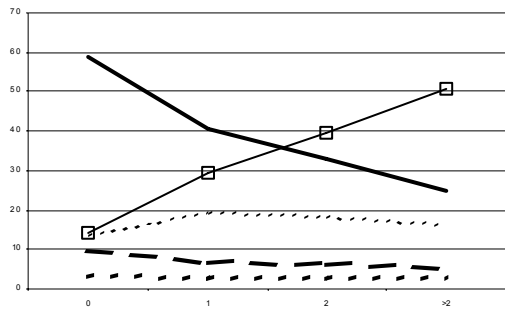
Portugal



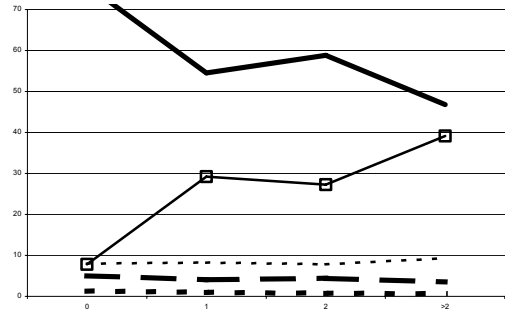
Luxembourg



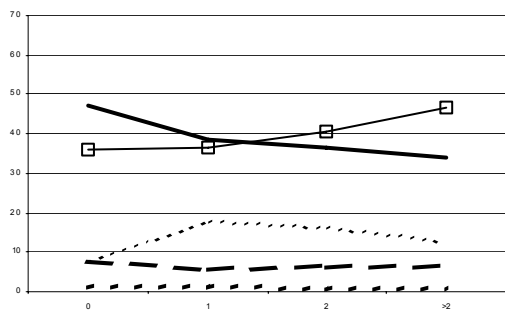
Espagne



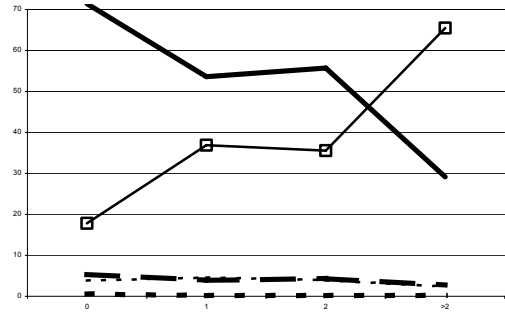
République Tchèque



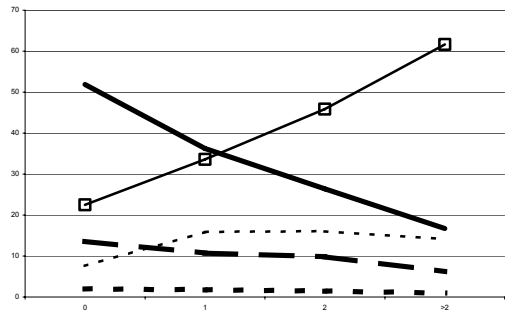
Grèce



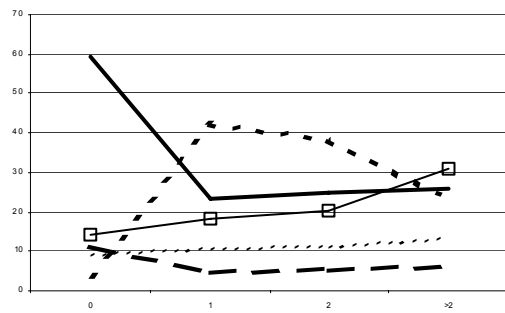
Hongrie



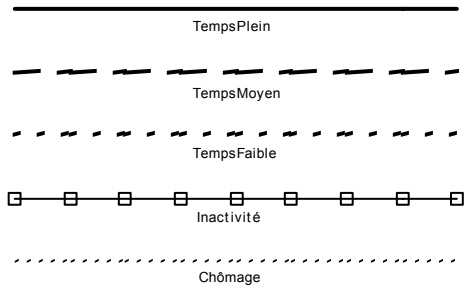
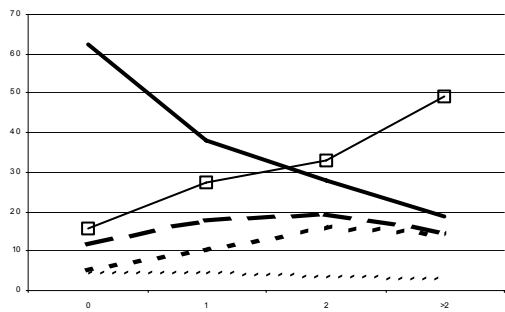
Italie



Pologne



Royaume-Uni



Le modèle nous permet aussi d'identifier l'évolution de l'influence des enfants sur l'activité des femmes à travers les années d'enquête pour examiner si cette évolution a été homogène ou différente en présence d'enfants ou non et selon le nombre d'enfants. Les *graphiques 3b* présentent l'effet des enfants incorporant cette évolution capturée par le produit de l'effet de l'année d'enquête ($\mu^{18}(ip)$) et de son interaction avec le nombre d'enfants ($\mu^{148}(ilp)$). L'effet global est donc estimé par la relation suivante : $\hat{x}^{148}(lp) = y^{148}(ilp) \mu^8(p) \mu^{18}(ip) \mu^{48}(lp) \mu^{148}(ilp)$.

Dans pratiquement tous les pays, la probabilité d'être inactive étant donné le nombre d'enfant a décliné à travers le temps. Clairement, les évolutions ont été plus favorables aux mères qu'aux femmes sans enfant dans certains pays où les évolutions ont été particulièrement fortes. En Belgique, la fréquence de l'inactivité est restée relativement constante, *ceteris paribus*, pour les femmes sans enfant alors qu'elle a considérablement diminué pour les mères avec un et surtout deux enfants ou plus. Leur probabilité d'être occupée à temps plein ou moyen s'est alors fortement accrue – alors que la fréquence du temps plein a décliné pour les femmes sans enfant au bénéfice de l'emploi à temps moyen et faible. En France, la probabilité d'être inactive a décliné principalement en faveur de l'emploi à temps plein quel que soit le nombre d'enfants. Néanmoins, pour les mères de deux enfants, cette évolution n'a pas eu lieu avant l'année 2000 : leur probabilité d'être occupée à temps plein et à temps moyen s'est alors fortement accrue, et de façon plus importante encore que pour les femmes sans ou avec seulement un enfant. Ce retard spécifique tient certainement à l'extension intervenue en 1994 aux mères avec deux enfants (seules les mères de trois enfants étaient concernées auparavant) du dispositif d'*Allocation Parentale d'Education* qui leur permet de se retirer du marché du travail tout en recevant une allocation maximale d'environ 600€ mensuels au cours des trois premières années de l'enfant¹³. Néanmoins, l'accroissement de la probabilité d'emploi concernant l'ensemble des mères de deux enfants (et non seulement celles avec un enfant de moins de trois ans) à partir de 2000 montre que les mères de deux enfants ont globalement bénéficié de l'amélioration de la conjoncture du marché du travail ou de conditions d'une conciliation emploi-famille plus favorables tout autant que les autres mères et que les femmes sans enfant¹⁴. Les mères de deux enfants ou plus semblent même avoir davantage bénéficié de cette amélioration dans la mesure où la fréquence du chômage a fortement décliné et où le travail à temps moyen est aussi devenu plus probable.

En Allemagne et Autriche, la probabilité d'être active à temps plein a décliné au profit de l'emploi à temps moyen et/ou faible, quel que soit la situation familiale. En Allemagne, les mères de deux enfants et plus voient leur probabilité d'être occupée à temps plein diminuer à partir de 2000 alors que le temps moyen le temps faible devient plus probable. Leur emploi devient donc plus concentré vers des durées de travail réduite qui peut faire craindre une marginalisation de leur situation au regard de l'emploi.

¹³ Piketty (2005) montre que la réforme de 1994 a eu un impact négatif important sur l'activité des mères de deux enfants dont l'un a moins de trois ans) : en l'espace de 3 ans, leur taux d'activité est retombé à son niveau du début des années 1980, entraînant entre 150.000 et 200.000 retraits du marché du travail (entre 100 000 et 150 000 retraits directs, et 50 000 retraits indirects, suivant l'arrivée d'un troisième enfant encouragée par l'APE de rang 2).

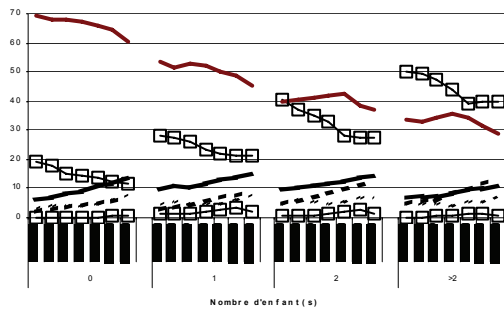
¹⁴ On retrouve cette évolution dans les données brutes en comparant les taux d'activité des mères dont le plus jeune a moins de trois ans et de l'ensemble des mères sans conditions d'âge sur les enfants. On observe que le taux d'inactivité a fortement cru pour les mères de deux enfants avec un plus jeune de 0-2ans entre 1994-95 et 1996-97 puis s'est maintenu constant, alors que ça n'a pas été le cas pour les mères de 1 ou 3 enfants. En revanche, dès lors que l'on considère tous les enfants quel que soit leur âge, on observe que le taux d'inactivité a été constant pour les mères de 2 enfants et décroissants pour les mères de trois enfants (voir graphiques annexe 3).

Aux Pays-Bas, la probabilité de travailler à temps moyen ou plein s'est accrue relativement au temps faible particulièrement en présence d'enfants. Le développement des modes de garde, notamment en entreprises, en est certainement une explication puisque près de 30% des enfants de moins de 3 ans fréquentent ces services en 2003/04 alors qu'ils n'étaient que 8% en 1993 (Tableau 3). La probabilité d'être active s'est aussi beaucoup accrue au Royaume-Uni pour les mères qui travaillent désormais beaucoup plus fréquemment à temps plein alors que sa fréquence s'est réduite pour les femmes sans enfant. Cette croissance coïncide avec la mise en œuvre de politiques ayant pour but d'attirer vers l'emploi les mères demeurant inactives (OCDE, 2005).

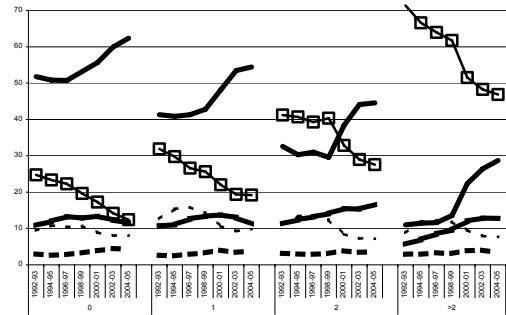
Dans les pays du sud, l'évolution toutes choses égales par ailleurs a été très forte, principalement marquée par une baisse de la probabilité d'être inactive au bénéfice de l'emploi à temps plein et, à un degré nettement moindre, de l'emploi à temps moyen. Les disparités selon le nombre d'enfants sont néanmoins variables. En Grèce ou en Italie, l'évolution n'a pas été sensiblement différente selon la présence ou non d'enfants. En revanche au Portugal et surtout en Espagne, les variations ont été assez faibles pour les femmes sans enfant, mais très grande en présence d'enfants. Cette différence indique que l'accroissement des niveaux d'emploi féminin tient certainement au développement des politiques en faveur de conciliation emploi-famille et surtout au développement des structures de garde des enfants réalisé dans ces pays après le milieu des années 90. Au Portugal, plus de 23% des enfants de moins de 2 ans et 75% des enfants de 3 à 6 ans fréquentent en 2003 un mode de garde formel qui accueillent le plus souvent ces enfants sur une base de temps plein (Tableau 3). En Espagne, c'est près de 21% des enfants de moins de 3 ans qui fréquentent un service de garde, alors qu'ils n'étaient que 2% en 1993. Par contraste, seuls 6.3% et 7% des enfants de moins de trois ans respectivement en Italie et en Grèce accèdent à un service de garde en 2003/04.

La période d'observation est plus réduite pour les pays de l'Est du fait de leur intégration plus récente dans l'Union Européenne. On note toutefois une inactivité moins fréquente au profit de l'emploi à temps plein qui concerne les femmes sans enfant et les mères de plus de deux enfants en Hongrie. Des évolutions importantes ont aussi eu lieu en Pologne, mais contrastées entre les femmes sans enfant et les mères. Globalement, la probabilité d'être inactive ou au chômage en 2005 s'est accrue par rapport à la situation de 2000 pour l'ensemble des femmes en raison d'une dégradation de l'accès au marché du travail qui concerne aussi la population masculine. Néanmoins, la probabilité d'être active à temps plein a décliné pour les femmes sans enfant alors qu'elle a crû pour l'ensemble des mères. Ainsi, l'effet de la récession semble avoir été combiné à une plus grande facilité d'occuper un emploi à temps plein pour les mères qui ont pu accéder au marché du travail.

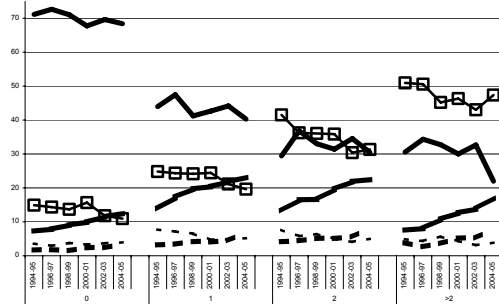
Graphiques 5b : Evolution de l'effet du nombre d'enfant(s)
 Allemagne France



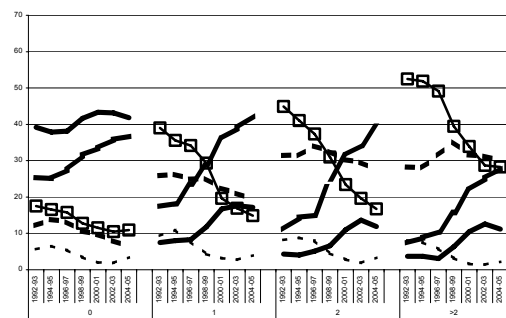
France



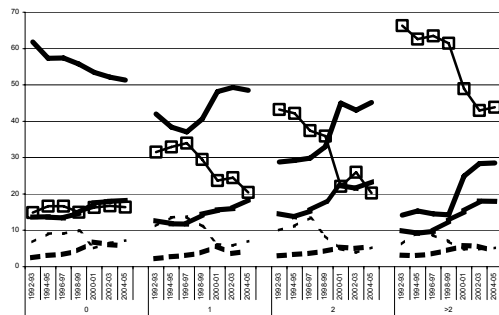
Autriche



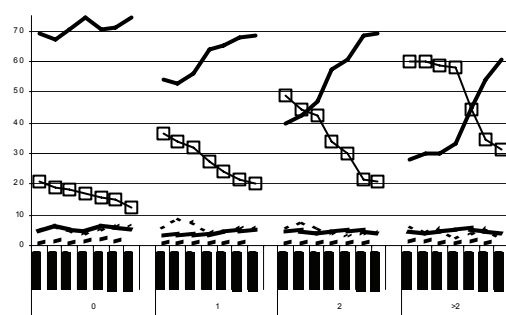
Pays-Bas



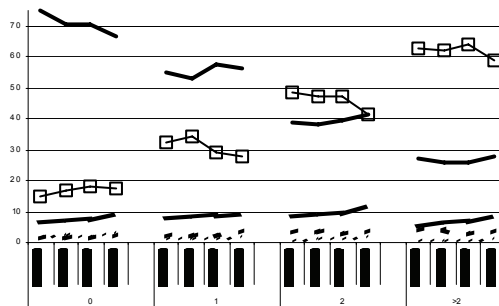
Belgique



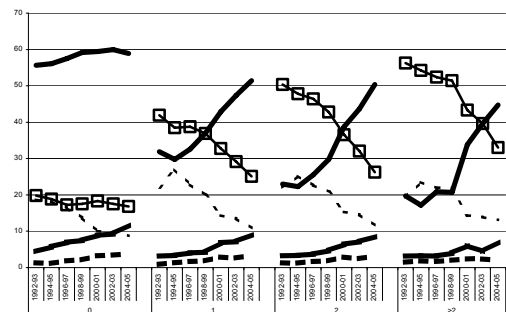
Portugal



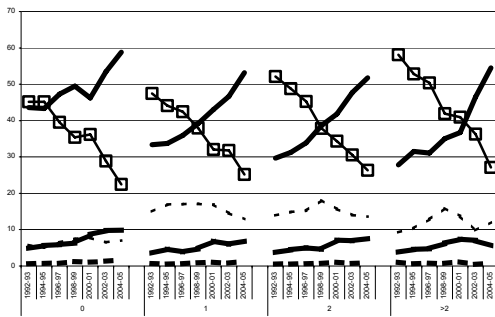
Luxembourg



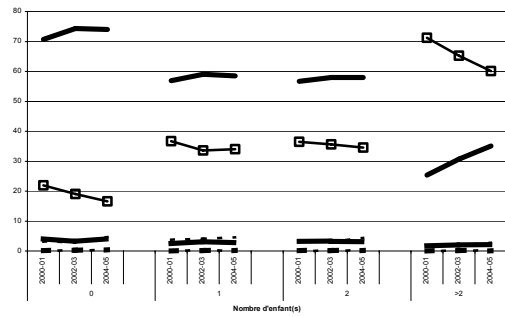
Espagne



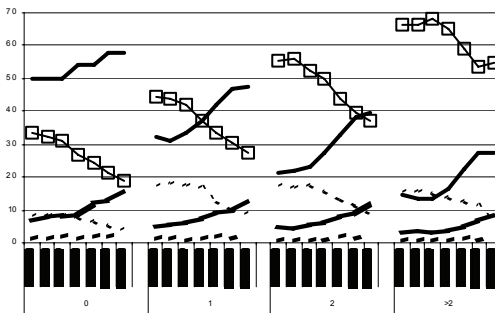
Grèce



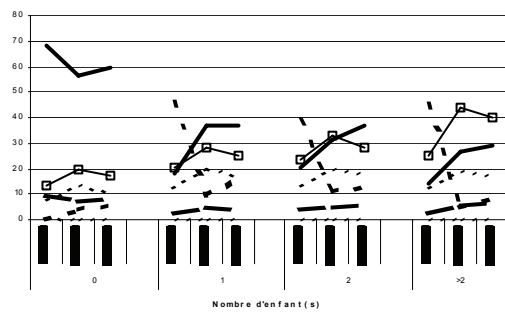
Hongrie



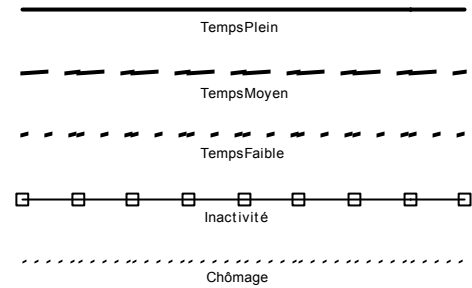
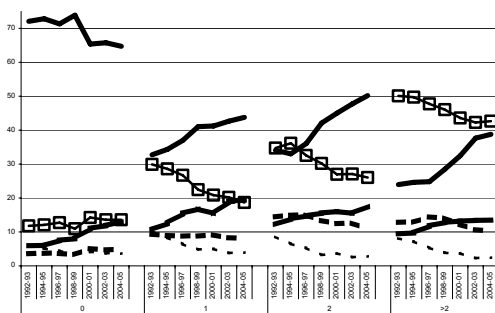
Italie



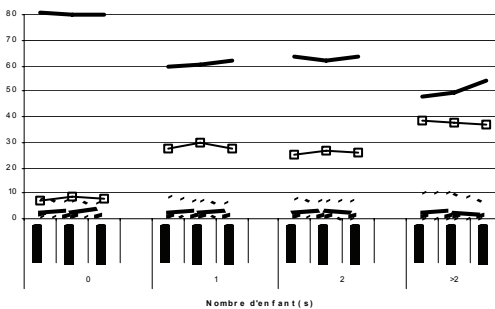
Pologne



Royaume-Uni



République Tchèque



III.5. Un effet du plus jeune enfant plus ou moins durable

L'âge du plus jeune enfant exerce aussi une influence variable selon les pays¹⁵, notamment en raison d'un soutien institutionnel très différent pour prendre en charge les enfants sur leur cycle de vie par le biais d'un congé parental, des structures d'accueil préscolaire, scolaire ou même extrascolaires (Tableau 3). Les situations au regard de l'emploi ne varient que très faiblement avec cet âge en Belgique et dans les pays sud européens (graphiques 6). L'inactivité décroît néanmoins de façon importante en Espagne dès lors que l'enfant atteint sa troisième année en raison d'un congé parental qui arrive à terme et de services de garde et d'éducation préscolaire qui contribuent à la prise en charge des enfants de façon plus importante qu'en Italie ou en Grèce (Tableau 3).

Par contraste, l'influence de l'âge du plus jeune enfant est la plus forte dans les pays de l'Est ou au Royaume-Uni, mais de façon différente. Dans les premiers, l'âge du plus jeune affecte surtout négativement la probabilité d'être inactive et positivement celle d'être active à temps plein, alors que le temps partiel n'est guère affecté puisqu'il est de toutes façon faiblement développé. Surtout, l'entrée des enfants dans le système d'éducation préscolaire apparaît être un stade déterminant dans la mesure où elle induit une forte baisse (resp. hausse) de la probabilité pour la mère d'être inactive (resp. occupée à temps plein) chute (resp. augmente) fortement en présence d'un enfant âgé de 3 à 6 ans, alors que la croissance observée pour des âges ultérieurs est moins forte. Au Royaume-Uni, l'effet est important mais plus continu sur le cycle de vie de l'enfant. De plus, la croissance de l'enfant induit aussi une augmentation de la fréquence du travail à temps moyen tant que l'enfant n'a pas atteint l'âge d'entrée dans le système d'éducation primaire (environ 6-7 ans), puis c'est la croissance de l'emploi à temps plein qui domine nettement. La durée du travail semble ainsi être adaptée progressivement aux contraintes horaires posées par le système d'éducation préscolaire et scolaire. Le système de garde et d'éducation préscolaire offre en effet un accueil quotidien aux enfants âgés de 3 ou 4 ans pour une durée qui excède rarement 4 ou 5 heures et qui contraint de ce fait fortement le volume d'activité des mères (Tableau 3). L'entrée de l'enfant dans le système d'éducation primaire offre une prise en charge plus longue qui est alors plus facilement compatible avec une durée du travail normal.

L'âge de l'enfant exerce aussi un effet, même s'il est de plus faible ampleur aux Pays-Bas, où la probabilité d'être inactive décroît progressivement au bénéfice de l'emploi à temps moyen tant que l'enfant a moins de 7 ans, et à temps plein au-delà. L'entrée du plus jeune enfant dans le système d'éducation primaire semble aussi ici un facteur important pour que les mères adoptent une activité à temps plein.

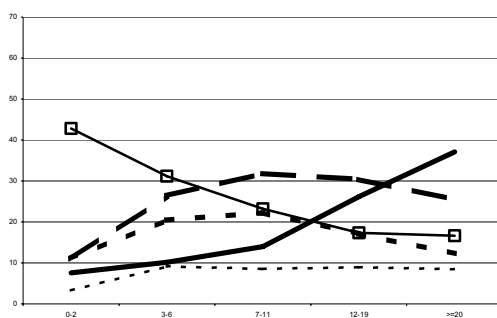
En France, l'âge charnière est plus sûrement situé vers 2 ans puisque dès l'âge de trois ans, la probabilité d'être inactive baisse fortement au bénéfice principal de l'emploi à temps plein mais aussi du temps moyen. La combinaison d'une activité à temps plein à la présence d'enfants est donc ici plus précoce sur le cycle de vie de l'enfant. La diversité des modes de garde et l'accueil des enfants réalisé sur une bonne partie de la journée dans les écoles maternelles dès l'âge de deux ans sont un facteur expliquant cette spécificité (Thévenon, 2006). On observe également que le taux d'inactivité croît à nouveau lorsque le plus jeune enfant a plus de 20 ans, l'activité de la mère étant alors probablement moins souvent nécessaire pour subvenir aux besoins du ménage : l'enfant majeur, et pouvant contribuer à une partie de ses besoins, la mère se retire du marché du travail.

¹⁵ Comme pour les effets précédents, cette influence est estimée par l'effet pur de l'âge du plus jeune enfant associé aux différentes situations au regard de l'emploi : $\hat{\chi}^{58}(mp) = y^{58}(mp) \mu^8(p) \mu^{58}(mp)$.

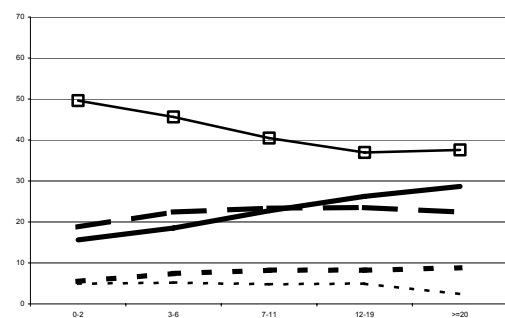
Enfin, la situation de l'Autriche est singulière puisque la présence d'un enfant âgé de 3 à 6 ans est associée une probabilité d'être inactive supérieure au cas où l'enfant est plus jeune. Toutefois, ceci est probablement dû au fait qu'une très grande minorité de femmes se retirent du marché du travail en raison du déficit de structures pouvant accueillir des enfants à l'issue d'une période de congé parental (OCDE, 2003). La situation diffère en Allemagne puisque les mères sont plus souvent inactives en présence d'un enfant de moins de trois ans. Le retour à l'activité s'effectue alors principalement à temps moyen tant que le plus jeune enfant n'est pas entré dans le système d'éducation secondaire. Cette entrée induit dans ces deux pays une forte croissance du travail à temps plein. La forte incidence et persistante sur le cycle de vie de l'enfant de l'organisation de la prise en charge des enfants par le système scolaire sur l'emploi et le volume de travail des mères se manifeste donc ici.

Graphiques 6 : Effet marginal de l'âge du plus jeune enfant

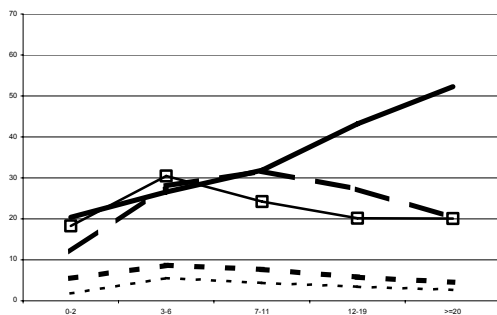
Allemagne



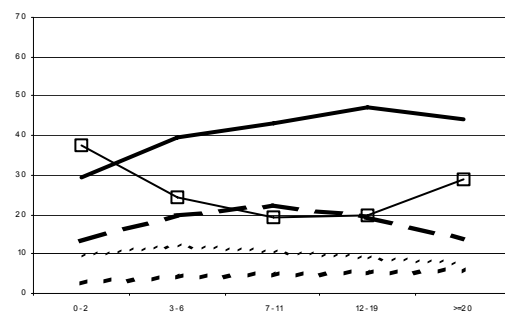
Luxembourg



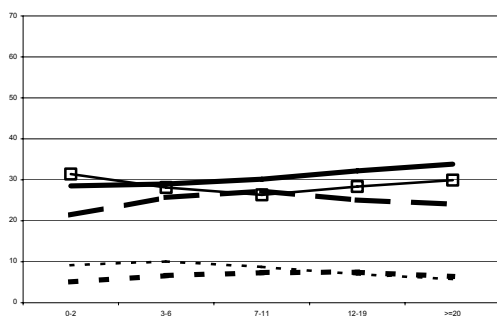
Autriche



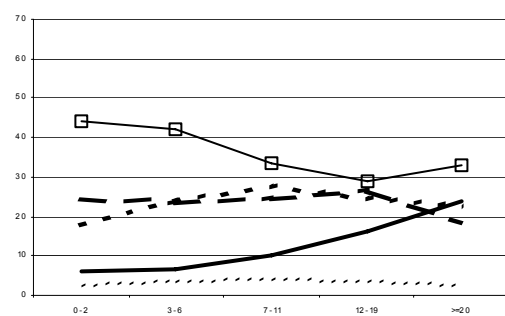
France



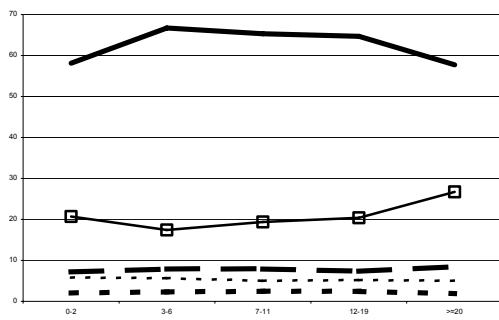
Belgique



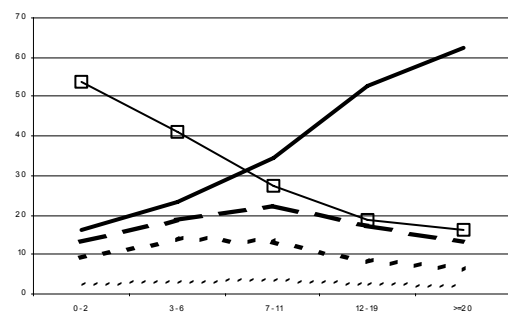
Pays-Bas



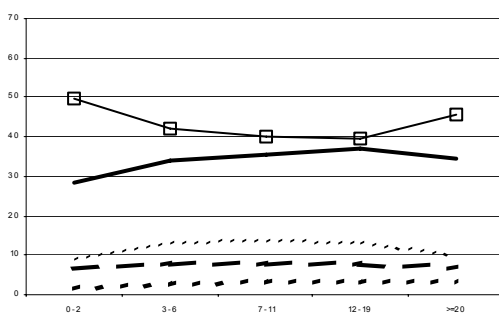
Portugal



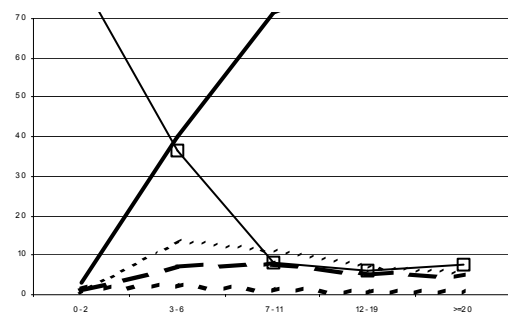
Royaume-Uni



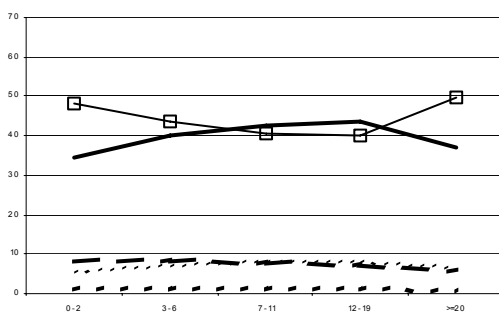
Espagne



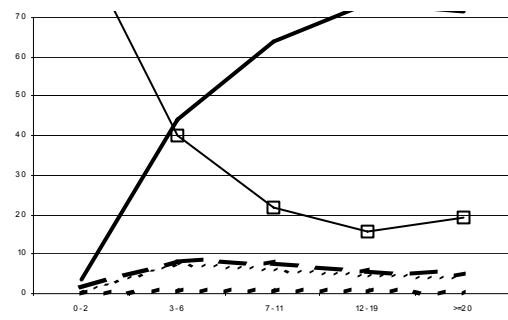
République Tchèque



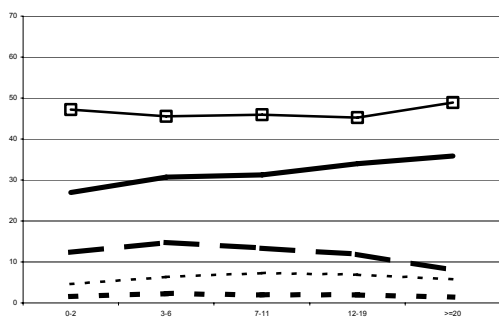
Grèce



Hongrie



Italie



Pologne

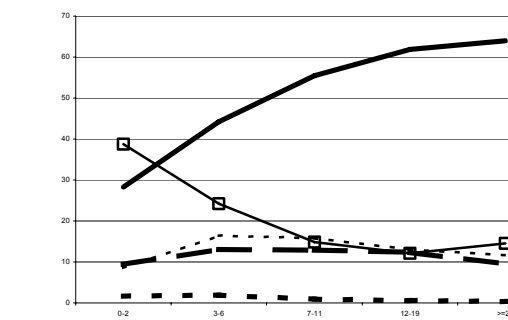


Tableau 3 : La prise en charge des enfants par le congé parental les services de garde et les structures scolaires

	Durée du congé parental (en semaines, 2005/06) ⁰		Fréquentation des services de garde et d'éducation par les enfants de moins de 6 ans ¹						Education primaire ²			
	Durée en équivalent payé temps plein	Congé parental non rémunéré	0-2 ans		3-5 ans		Age à l'entrée en école primaire	Journée scolaire				
			1993/94	2003/04	1993/94	2003/04		Durée habituelle	15.8% des enfants sont gardés en institution l'après-midi			
Autriche	21.84	-	3	6.6	3.6	75	74	-1	Variable ; max 7h-19h	6 ans	Généralement limitée au matin	7h30-9h 15h30-18h
Belgique	2.4	-	30	33.6	3.6	95	99.6	4.6	Au moins 10h par jour en Wallonie 8h30-15h ou 17h en territoire flamand	6 ans	9h-15h30	7h30-9h 15h30-18h
Allemagne	11.4	52	2.2 (ouest) ^a 41.3 (est) ^a	9	-	78	80.3	2.3	Temps partiel à l'ouest (24% des places offertes à temps plein en 2002) Temps plein à l'est/	6 ans	7h30/8h30-11h30 ou 13h	7h30-16/17h
France	40.2	-	23	28	5	100	100	0	8h30-16h ; mercredi libre	6 ans	8h30-16h mais peut être décalée développement de la semaine de 4 jours	Garde l'après-midi jusqu'à 18h
Luxembourg	-	-	-	14	-	-	72.3	-	8h-16h et limité au matin 3 jours par semaine sur 6	6 ans	8h-16h et limité au matin 3 jours par semaine sur 6	Garde périscolaire dans certaines communes
Pays-Bas	-	24	8	29.5	21.5	71	70.2	-0.8	Principalement à temps partiel	5 ans	5h30 d'école par jour	Seuls 3% des enfants en bénéficient en 2001 ³
Portugal	-	24	12	23.5	11.5	48	77.9	29.9	10-12h par jour max	6 ans	9/9h30-15h30	Pas d'information précise

	-	156	2	20.7	18.7	84	98.6	14.6	7h par jour (Max 9h)	6 a ns	9/10h-16/17h mais certaines communautés autonomes limitent l'école au matin	Pas d'information précise
Espagne	-	156	2	20.7	18.7	84	98.6	14.6	7h par jour (Max 9h)	6 a ns	9/10h-16/17h mais certaines communautés autonomes limitent l'école au matin	Pas d'information précise
Italie	3.6	24	6	6.3	0.3	91 ^b	100	9	Entre 25 et 48 heures par semaine.	6 ans	8/8h30-12/12h30 et 2 après-midi par semaine	Pas d'information précise
Grèce		28	3	7	4	70	46.8	-23.2	8h30-12h15 ou 16h	6 ans	8h10-13h30 ou 16h	
Royaume-Uni	-	26	2	25.8	23.8	60	80.5	20.5	Temps partiel : 4 ou 5 heures dans les jardins d'enfants (les enfants de 3 et 4 ans ont accès à 2h30 d'éducation gratuite)	5 ans	9h-13-14h	19% des enfants de 6 à 12 ans en bénéficient en 2001
Pologne	22.7	-	-	2	-	-	36.2	-	Entre 5 et 9h par jour		8h-14/15h	Garde après l'école dans certains établissements
Rep. Tchèque	15.6	-	-	3	-	-	85.3	-	Temps plein, demi-journée ou occasionnel selon les modes		7h-17h max	
Hongrie	56	52	-	6.9	-	-	86.9	-	Minimum 4h mais adapté aux obligations professionnelles des parents		8h-15h	Garde avant ou après l'école pour une durée pour 3 ou 4h.

Source : 0. OCDE base de données Famille : http://www.oecd.org/document/4/0,2340,en_2649_34819_37836996_1_1_1_00.html. La durée en équivalent temps plein estime la durée obtenue si le congé était rémunéré à 100% du salaire perçu.

1. Pour 1993 : Bettio F., Prechal S. (1998), *Care in Europe*, Report for European Commission, Employment and social affairs; a : 1996 ; b : 1991 Pour 2003/04 : Bases OCDE Famille et Education, http://www.oecd.org/document/4/0,2340,en_2649_34819_37836996_1_1_1_00.html

2. Eurybase : http://www.eurydice.org/portal/page/portal/Eurydice/DB_Eurybase/Home. La durée de l'accueil en établissement préscolaire comprend les activités éducatives et les heures de garde assurées en complément.

3. OCDE (2002 ; 2004 ; 2005) : Bébés et employeurs : comment réconcilier travail et vie de famille, OCDE, vol. 1, 3 et 4.

III.6. Des arbitrages variables selon l'âge à la naissance du premier enfant.

L'âge de la mère à la naissance du premier enfant est aussi un facteur de différenciation des comportements des femmes ayant au moins deux enfants (graphiques 7)¹⁶. Toutefois, son influence peut varier puisque cet indicateur est en réalité lié à deux éléments. D'un côté, cet âge est lié, par construction, à l'âge de l'aîné des enfants et à sa différence d'âge avec le plus jeune. Dans ce cas, un âge d'arrivée du premier enfant correspond, à une date d'enquête donnée, à la présence d'un aîné plus jeune et à une différence d'âge plus faible avec le plus jeune qui peut avoir une influence négative sur la décision d'activité de la mère. D'un autre côté, le report de la première naissance a pu favoriser l'insertion professionnelle et l'acquisition d'une expérience d'emploi antérieure à l'arrivée des enfants. Un arrêt d'activité postérieure à cette arrivée est alors d'autant moins probable que la première naissance est tardive du fait de son coût d'opportunité, et l'activité à temps plein est aussi plus probable.

On s'attend en outre à ce que le premier type d'effet prévale dans des contextes où les contraintes liées à la garde des enfants sont relativement persistantes sur le cycle de vie des enfants, y compris celui de l'aîné, et où une interruption d'activité plus ou moins temporaire de la mère est relativement inévitable ou fortement encouragée. Dans ce cas, l'arrivée plus tardive du premier enfant n'est pas signe d'un plus fort attachement à l'emploi mais plus probablement d'une décision de retarder l'interruption d'emploi liée à l'arrivée des enfants à un stade du cycle de vie où le ménage a des ressources suffisantes¹⁷. A l'inverse, le deuxième effet prévaut plus probablement dans un contexte où le développement de carrière dépend fortement de l'ancienneté acquise dans une première expérience d'emploi, ce qui incite aussi à reporter l'arrivée des enfants. Ces deux cas sont ici observés, certaines situations apparaissant aussi plus hétérogènes.

Dans un premier ensemble de pays, une élévation de l'âge à la première naissance induit clairement une forte baisse de la probabilité d'être inactive, toutes choses égales par ailleurs. C'est le cas d'abord aux Pays-Bas, où la probabilité de travailler à temps faible, puis à temps moyen est accrue avec un report de la formation de la famille. L'arrivée des enfants à un âge plus tardif est donc un facteur qui joue fortement en faveur d'un arbitrage pour l'activité, probablement en raison de l'expérience qui peut être acquise avant cette arrivée. Néanmoins, l'activité à temps partiel est plus probable ici en raison des contraintes particulières qui affectent la garde de plusieurs enfants relativement jeunes. En Italie, à la fois le travail à temps plein et à temps moyen sont plus probables lorsque l'arrivée des enfants est plus tardive.

Par opposition, l'élévation de l'âge à la naissance du premier enfant a une influence positive sur la probabilité d'être inactive dans un autre ensemble de pays incluant l'Allemagne, la Hongrie et la République Tchèque, le Luxembourg, mais aussi, bien qu'avec une intensité moindre Autriche, la France et la Grèce. Les arbitrages réalisés diffèrent toutefois selon les cas. Dans les quatre premiers pays et en France, c'est surtout la probabilité de travailler à temps plein qui décroît lorsque l'inactivité augmente. Toutefois en France, le travail à temps moyen est aussi positivement affecté, comme si certaines femmes ayant

¹⁶ Ces graphiques représentent la fréquence estimée à partir de l'effet pur de l'âge à la première naissance : $\hat{x}^{68}(np) = y^{68}(np) \mu^8(p) \mu^{68}(np)$

¹⁷ Si c'est effectivement la contrainte exercée par l'âge de l'aîné qui prévaut, on peut s'attendre à une forte interaction de l'effet d'âge à la première naissance et les autres variables de calendrier (année de naissance de la mère, année d'enquête ou âge du plus jeune). Or, ces interactions n'apparaissent pas ici très importantes. De ce fait, l'effet de l'âge à la première naissance paraît davantage refléter une décision de reporter le calendrier d'arrivée du premier enfant en fonction des ressources du ménage permettant aux femmes d'interrompre leur activité. Ce type de relation est attendu dans les pays où les institutions encouragent une assez longue interruption d'activité des femmes à l'arrivée du premier enfant (Thévenon, 2003 ; 2006).

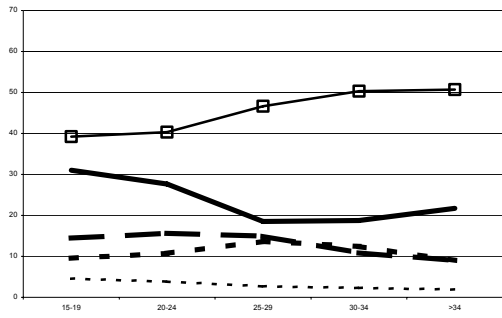
retardé l'arrivée des enfants se trouvaient dans une situation économique leur permettant de réduire leur activité. En Autriche, c'est principalement la probabilité d'être active à temps moyen qui décroît lorsque l'inactivité devient plus probable, comme si les femmes ayant reporté l'arrivée des enfants optent plus souvent pour l'inactivité que pour un emploi à temps partiel. Une arrivée du premier enfant au-delà de 35 ans accroît toutefois la probabilité d'être ensuite active à temps plein. Au Luxembourg, le report de l'arrivée des enfants jusqu'à 30 ans implique une hausse de la probabilité d'être inactive au détriment de l'emploi à temps plein, mais le mouvement est inverse et de plus grande ampleur lorsque la première naissance est plus tardive. Clairement dans ce cas, l'arrivée du premier enfant après 35 ans se combine plus fréquemment avec une activité à temps plein.

Enfin, l'effet de l'âge à la première naissance sur l'inactivité est aussi non monotone au Royaume-Uni et en Belgique. Ainsi, la probabilité d'être inactive décroît d'abord tant que l'enfant est arrivé avant l'âge de 30 ans, puis cette probabilité augmente. En contrepartie, c'est essentiellement la probabilité du travail à temps partiel (temps moyen et faible au Royaume-Uni et temps moyen en Belgique) qui croît d'abord puis décroît. L'arrivée des enfants reportée jusqu'à 30 ans accroît donc les chances d'un arbitrage en faveur du temps partiel plutôt que l'inactivité, mais c'est dans le sens inverse que se fait l'arbitrage lorsque la naissance du premier enfant a lieu au-delà, comme si cet arbitrage était favorisé par un report de cette arrivée¹⁸.

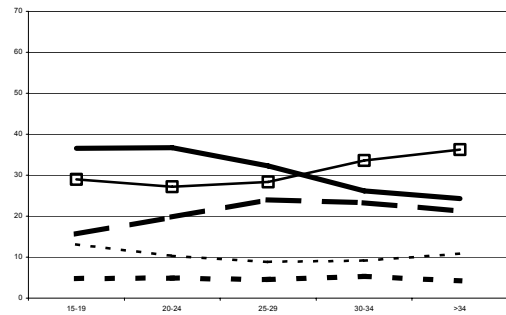
Ainsi, les relations entre le calendrier d'arrivée des enfants et l'activité des femmes apparaissent si hétérogènes qu'aucune rationalisation unique ne peut en être tirée. Elles montrent au contraire la diversité des arbitrages qui es induite en fonction des contextes.

¹⁸ Dex *et al.* (1998) mettent en évidence un résultat comparable pour le Royaume-Uni à partir des données de Panel du BHPS. Ils observent un effet de l'âge à la première naissance non linéaire sur les retours à l'emploi : le report de l'arrivée du premier enfant jusqu'à 27 ans est ainsi suivi d'un retour à l'emploi plus fréquent lorsque l'enfant est âgé de 3 à 7 ans ; au-delà, la probabilité de retourner sur le marché du travail diminue.

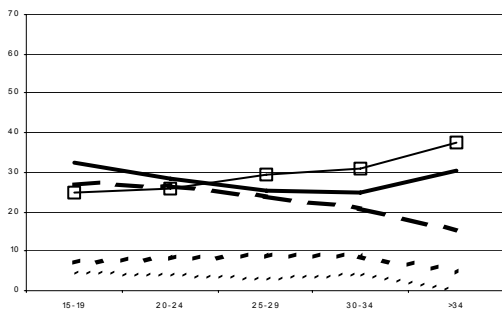
Graphiques 7 : Effet marginal de l'âge à la première naissance
Allemagne



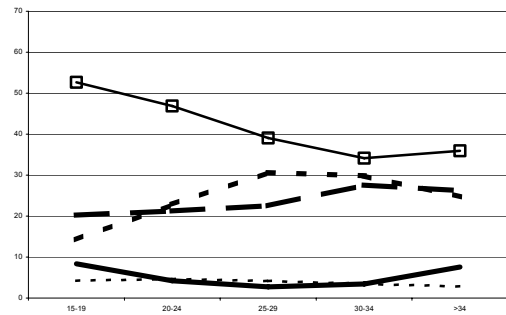
France



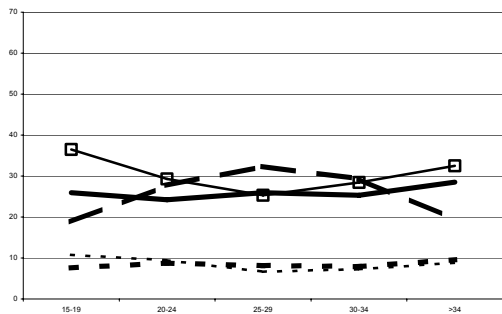
Autriche



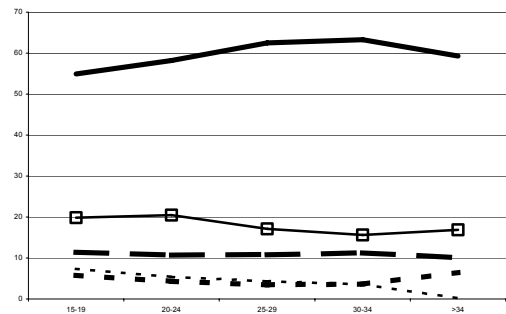
Pays-Bas



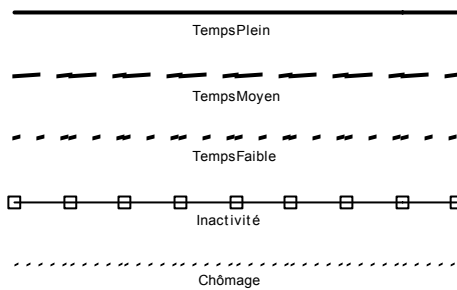
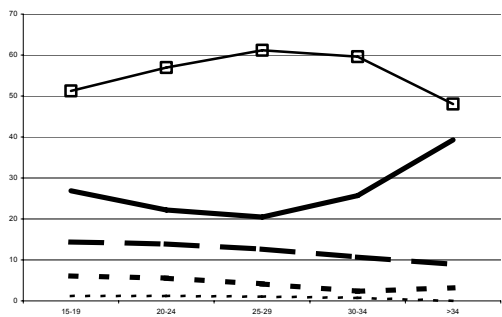
Belgique



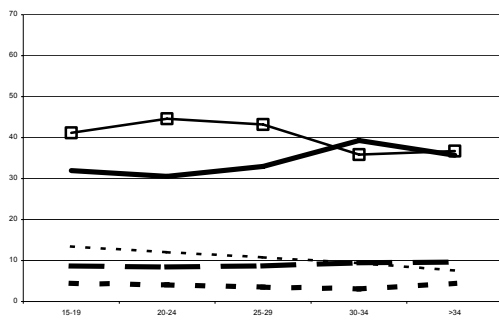
Portugal



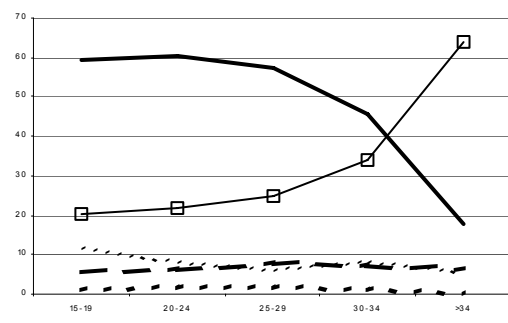
Luxembourg



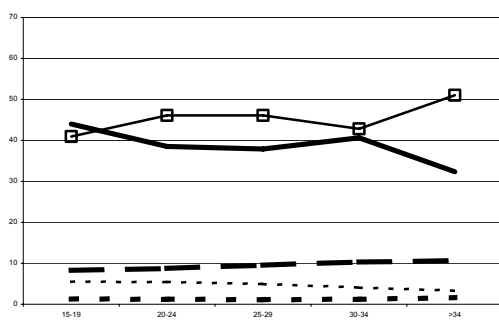
Espagne



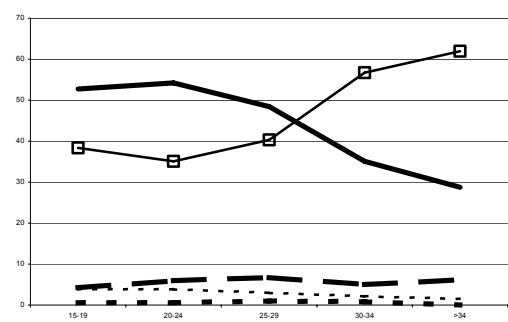
République Tchèque



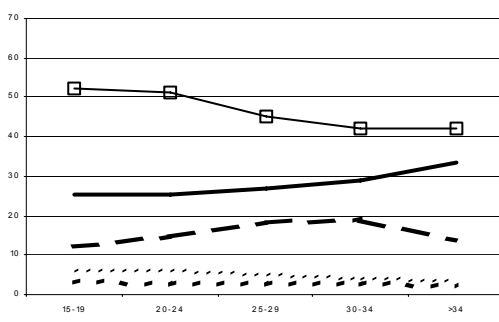
Grèce



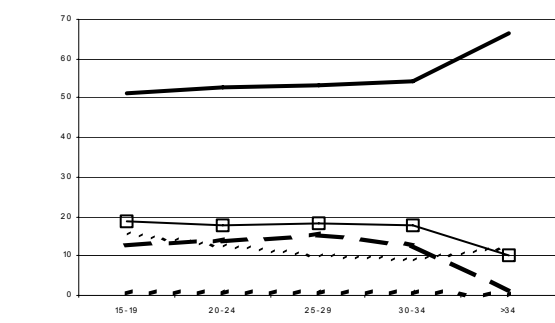
Hongrie



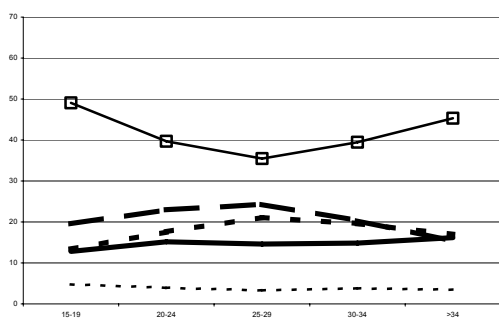
Italie



Pologne



Royaume-Uni



III.7. L'influence du conjoint et de son emploi.

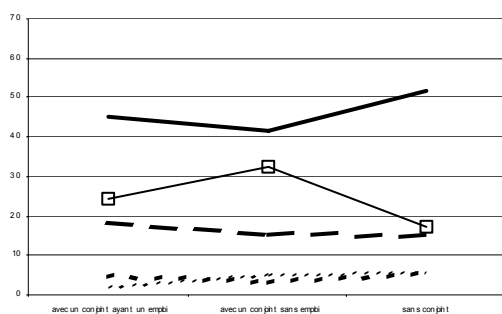
Enfin, parmi les autres variables de situation familiale, la présence d'un conjoint et sa situation économique influencent les comportements d'activité féminins (graphiques 8). Cette influence est mesurée par la probabilité prédite par $\hat{x}^{78}(op) = y^{78}(op) \mu^8(p) \mu^{78}(op)$. Dans les pays méditerranéens, l'emploi du conjoint influence relativement peu la probabilité d'être inactive ou occupée (principalement à temps plein), alors que l'absence de conjoint réduit très fortement d'être inactive. On observe, par ce biais, une très forte division du travail qui s'établit dès lors que le couple se forme. Néanmoins, le fait que le conjoint n'ait pas d'emploi augmente très fortement la recherche d'emploi de la part des femmes. Ces dernières sont toutefois moins souvent occupées que celles dont le conjoint a un emploi, ce qui témoigne de leur difficulté à trouver un emploi. Dans les pays de l'Est, les femmes ayant un conjoint sont aussi globalement plus souvent inactives que celles sans conjoint, mais la différence est bien moindre que dans le cas précédent. Néanmoins, comme précédemment, la privation d'emploi du conjoint semble inciter les femmes à rechercher un emploi en République Tchèque et en Pologne, le ménage étant dans ces contextes menacé de pauvreté. En Autriche, être avec un conjoint réduit aussi la probabilité d'être active (à temps plein), mais l'inactivité est moins fréquente lorsque le conjoint a un emploi. Cette situation contraste avec le cas du Luxembourg où la probabilité d'être inactive est plus forte lorsque le conjoint a un emploi. Cela illustre ici aussi la division du travail mise en place dès lors que le conjoint a un emploi.

L'emploi du conjoint a aussi une influence très forte aux Royaume-Uni, Pays-Bas ou en Belgique. Mais cette influence montre ici une forte sélection au sein de la population puisque la probabilité d'être inactive (ou au chômage) est ici beaucoup plus forte lorsque le conjoint n'a pas d'emploi que lorsqu'il en est privé. Ceci illustre la concentration de risques au sein de certains couples : la perte d'emploi du conjoint touche plus souvent les ménages où la femme est inactive. A l'inverse, les hommes et femmes ayant un emploi et une position relativement stable ont plus tendance à s'apparier. Les femmes ayant un conjoint occupé sont alors plus souvent elles-mêmes actives, à temps plein ou à temps partiel.

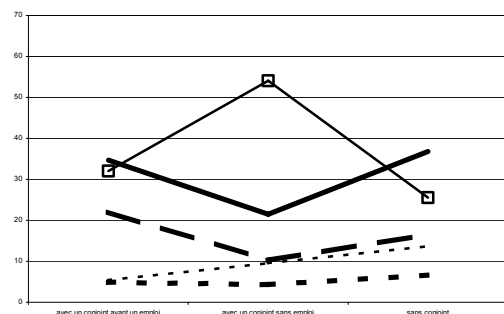
Enfin, en France, les femmes avec un conjoint ayant un emploi ne sont pas plus souvent inactive ou occupée à temps plein que celles sans conjoint. En revanche, les femmes dont le conjoint est sans emploi sont plus souvent inactives, et plus nombreuses à rechercher un emploi, ce qui montre encore ici l'exposition plus importante des ménages où la femme est inactive au risque de perte d'emploi du conjoint.

Graphiques 8 : Effet marginal de la présence d'un conjoint et de son statut au regard de l'emploi

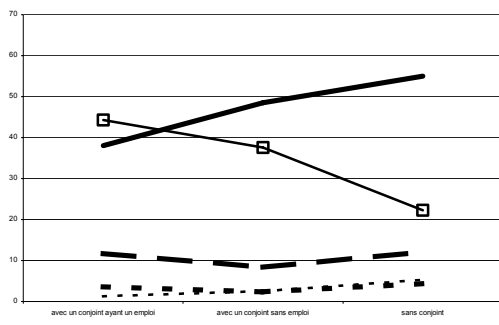
Autriche



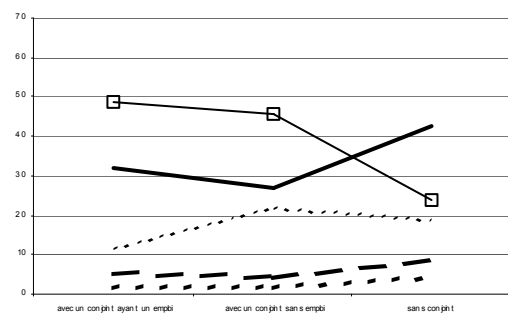
Belgique



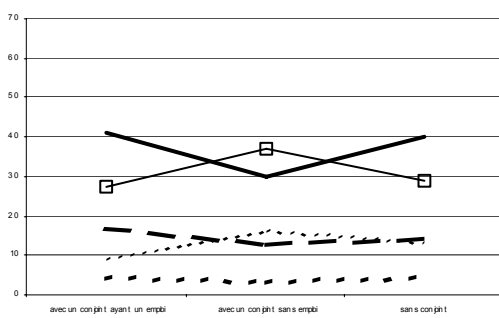
Luxembourg



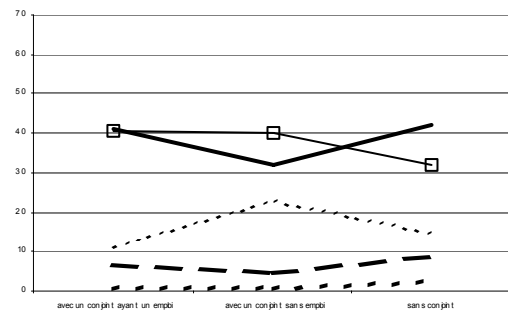
Espagne



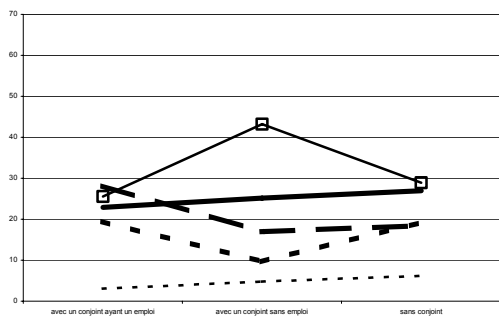
France



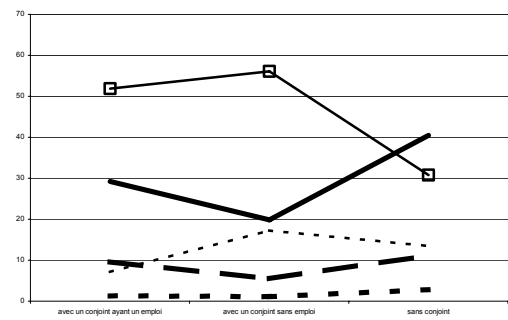
Grèce



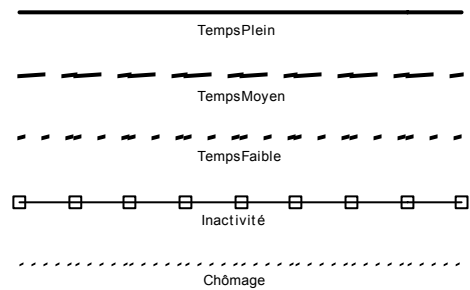
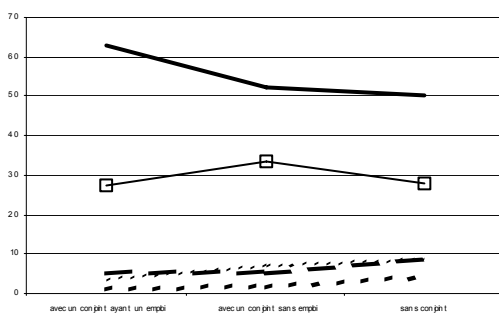
Pays-Bas



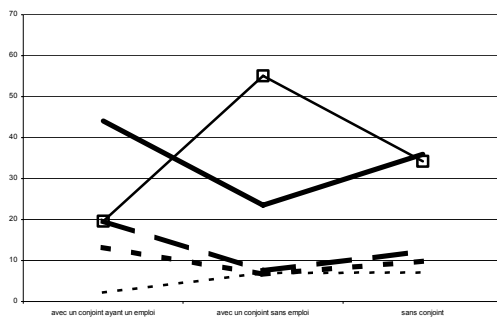
Italie



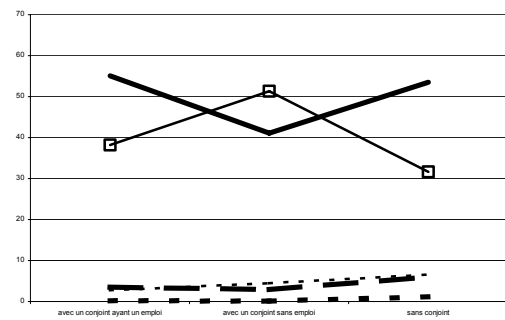
Portugal



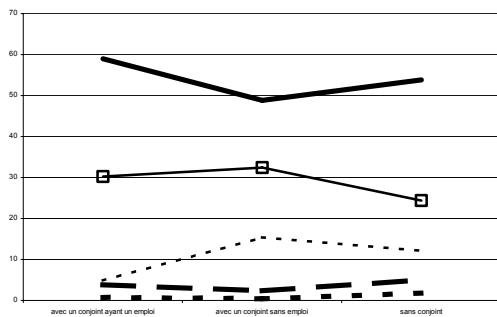
Royaume-Uni



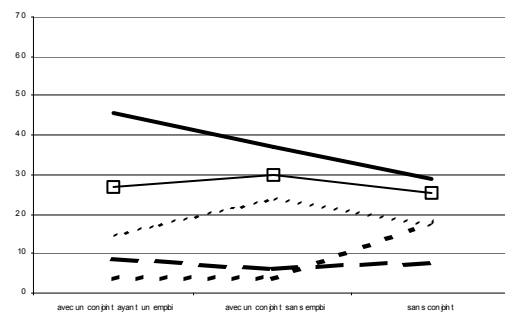
Hongrie



République Tchèque



Pologne



IV Conclusions

Alors que le niveau d'emploi des hommes a stagné depuis le début des années 90, voire a même régressé dans certains pays, l'emploi des femmes a poursuivi sa croissance jusqu'en 2005. Cette croissance a néanmoins été plus ou moins intense selon les pays, l'Espagne et l'Irlande ayant connu les augmentations des taux d'emploi féminin les plus importantes. Ces taux d'emploi restent cependant plus élevés en 2005 dans les pays du nord de l'Europe, et plus faibles dans les pays méditerranéens et en Europe de l'Est. Le développement du temps partiel variable, très important aux Pays-Bas, au Royaume-Uni ou encore en Allemagne, tandis qu'il occupe une part très minoritaire de femmes dans les l'Est ou le Sud européens.

La modélisation des situations au regard de l'emploi des femmes sur la période 1992-2005 à partir des Enquêtes sur les Forces de Travail a permis de mettre en évidence le rôle prépondérant de la situation familiale (présence d'enfant(s), âge du plus jeune, âge à la première naissance) sur les comportements d'activité. Cette modélisation a pu être réalisée pour quatorze pays de l'Union Européenne, sans compter les pays nordiques pour lesquels les variables de composition des ménages ne sont pas disponibles. On a identifié une évolution relativement limitée des comportements entre générations, mais des changements plus importants à travers les années d'enquêtes concernant l'effet de la présence d'enfants sur les situations féminines au regard de l'emploi. Des évolutions de comportement plus ou moins spécifiques à certaines situations familiales ou à certains pays ont été mises en évidence, ce qui permet d'appréhender l'importance d'institutions ou de changements institutionnels visant des catégories de population particulières. Ces évolutions ont été surtout favorables aux mères dans certains pays comme la Belgique, l'Espagne, le Portugal, la Pologne, les Pays-Bas, le Royaume-Uni.

Le temps partiel a également contribué de façon variable à la croissance de l'emploi des femmes et continue de jouer un rôle variable dans les comportements d'activité. Par exemple,

aux Pays-Bas, où le temps partiel représente 2/3 des femmes en emploi, le temps moyen est très fréquent parmi les femmes sans enfant et la durée du travail s'ajuste avec la charge familiale. Au Royaume-Uni, l'alternative entre l'emploi à temps plein et l'inactivité demeure plus marquée et elle dépend fortement de l'âge du plus jeune enfant et de l'âge de la femme à l'arrivée du premier enfant. L'élargissement de la famille accroît néanmoins la probabilité d'occuper un emploi à temps moyen ou faible. Dans les autres pays, le travail à temps moyen est devenu plus fréquent, mais cela indépendamment de la situation familiale. L'alternative est davantage ciblée entre l'inactivité et l'emploi à temps plein, et le temps partiel n'apparaît guère un moyen d'ajuster le volume de travail à la charge familiale puisque la probabilité d'occuper un emploi à temps moyen ou faible est peu influencée par le nombre d'enfants. En Allemagne et Autriche, l'occupation d'un emploi à temps moyen dépend aussi de l'âge du plus jeune enfant en raison d'une incompatibilité entre l'emploi des mères et la présence d'enfant(s) qui demeure assez forte avant l'entrée du plus jeune enfant dans le système d'éducation primaire du fait d'un accueil de la petite enfance, qui certes se développe, mais à temps partiel. Dans ces deux pays, la probabilité des mères de deux enfants ou plus d'occuper un emploi à temps moyen ou faible (en Allemagne) s'est accru au détriment du temps plein, ce qui peut faire craindre une 'marginalisation' de leur emploi.

Certaines similarités et différences entre pays déjà identifiées dans les travaux comparatifs antérieurs ont pu être réaffirmées, confirmant la relative hétérogénéité des modèles d'activité féminine vis-à-vis des typologies standards d'Etat Providence. Des différences importantes et des évolutions spécifiques à certains pays ont toutefois été ici identifiées.

Conformément aux travaux antérieurs, plusieurs points communs ont été confirmés entre la France et la Belgique, bien que le taux d'emploi des femmes demeure de près de 4% inférieur dans cette dernière. En outre, l'entrée des femmes dans l'emploi est beaucoup plus tardive sur leur cycle de vie en France, mais plus fréquente et plus stable au-delà de 35 ans. L'emploi des femmes y est principalement réalisé à temps plein, et la probabilité d'occuper un emploi de ce type est surtout affectée par la présence d'un troisième enfant, alors que le premier enfant a un impact beaucoup plus fort sur l'activité dans les autres pays. Néanmoins, notre analyse met également en évidence plusieurs différences. En France, l'effet d'un premier enfant est beaucoup plus faible, et le taux d'inactivité décroît très rapidement avec l'âge de l'enfant, ce qui est imputable ici à l'accueil assez précoce des enfants en milieu scolaire par le biais des écoles maternelles que fréquentent quasiment l'ensemble des enfants dès l'âge de 3 ans. Une arrivée plus tardive du premier enfant augmente aussi la probabilité d'être inactive en France, alors que cette probabilité décroît dans en premier temps en Belgique au bénéfice de l'emploi à temps moyen, comme si pour être active elles étaient incitées à reporter l'arrivée des enfants. De plus, l'évolution des marchés du travail a bénéficié à l'ensemble des femmes en France à partir des années 2000, alors que la probabilité d'être inactive a diminué en Belgique surtout pour les mères. Enfin, la situation au regard de l'emploi des femmes apparaît beaucoup moins sensible à la présence ou non d'un conjoint et à sa situation économique en France. En Belgique, la probabilité d'être inactive est plus forte quand la femme a un conjoint, ce qui semble marquer la persistance d'une division du travail au sein des couples. Plus encore, la probabilité d'être inactive est beaucoup plus forte lorsque le conjoint n'a pas d'emploi, les ménages où la femme est inactive étant donc beaucoup plus fortement exposés au risque de perte d'emploi du conjoint.

Les pays méditerranéens (Espagne, Italie, Grèce) sont un autre ensemble partageant un ensemble de caractères communs, mais ayant connu des évolutions différentes. Les taux d'emploi des femmes étaient ici les plus faibles au début des années 90, mais ils ont fortement augmenté et l'écart s'est réduit par rapport aux autres pays. L'entrée sur le marché du travail relativement tardive par rapport aux autres pays, en raison des difficultés d'insertion que

semblent rencontrer les femmes. L'emploi à temps plein demeure la norme très largement dominante quelle que soit la taille du ménage. La présence d'enfant(s) accroît néanmoins fortement la probabilité d'être inactive, avec un effet important du premier enfant sauf en Grèce où l'inactivité des femmes sans enfant est plus élevée. L'âge de l'enfant a aussi une incidence assez faible sur les comportements. Toutefois, l'Espagne se démarque avec une croissance de l'emploi des femmes beaucoup plus forte à partir du milieu des années 90. Cette croissance a, en outre, particulièrement bénéficié aux femmes avec enfants, ce qui est sans doute à mettre en relation avec le développement relativement important des structures de garde d'enfants.

Le Portugal, bien que géographiquement proche, se distingue fortement de l'ensemble précédent par un taux d'emploi bien plus élevé dès le départ et en croissance continue. L'entrée des femmes dans l'emploi apparaît plus précoce sur le cycle de vie. La nécessité de compléter le revenu du ménage par l'activité des femmes explique certainement le plus écart existant avec la norme du modèle de Monsieur Gagnepain et madame Aufoyer encore très présente dans les autres pays sud européens. Comme dans les autres pays du sud, le temps partiel est assez faiblement développé mais la présence de jeunes enfants fait ici moins souvent obstacle à l'emploi à temps plein. La participation des femmes avec au moins deux enfants s'est aussi fortement accrue au cours de la période, sans doute en raison d'un réseau de structures d'accueil qui s'est développé pour la petite enfance et de réformes fiscales qui ont voulu rétablir la rentabilité du travail des femmes quelle que soit la situation familiale (OCDE, 2004).

Les autres pays d'Europe continentale – Allemagne, Autriche, Luxembourg, et Pays-Bas – forment un ensemble relativement hétérogène. L'Allemagne et l'Autriche ont des taux d'emploi supérieurs à la moyenne des 15 pays européens, et leur progression a été relativement faible depuis le début des années 90. L'entrée des femmes dans la vie active apparaît assez précoce au regard des autres pays, et s'effectue souvent sur la base d'un travail à temps moyen. Plus particulièrement aux Pays-Bas, la probabilité d'occuper un emploi à temps moyen s'accroît au cours du cycle de vie, quelle que soit la composition du ménage. La probabilité d'être active décroît progressivement avec la taille du ménage, et le temps moyen est une option qui permet à une proportion importante de mères autrichiennes de demeurer active dès l'arrivée du premier enfant. Les femmes sont nettement plus fréquemment inactive en Allemagne en présence d'enfant(s) de moins de trois ans et la reprise d'une activité, même à temps moyen, se fait surtout au-delà de la troisième année de l'enfant. Dans les deux pays, l'activité à temps normal devient nettement plus fréquente lorsque l'enfant entre dans le système d'éducation primaire. Une naissance du premier enfant plus tardive en outre un arbitrage en faveur de l'inactivité. Au Luxembourg, la participation des femmes à l'emploi est nettement plus faible et fortement affectée par la présence d'un enfant, quel que soit l'âge du plus jeune.

Comme nous l'avons déjà relevé, les Pays-Bas se distinguent nettement des pays précédents du fait de la diffusion du travail à temps partiel en présence ou non d'enfants. C'est même la fréquence du travail à temps moyen qui a le plus augmenté sur la période pour toutes les configurations familiales et surtout en présence d'enfants. De plus, le volume d'heures sert de variable d'ajustement à la charge familiale puisque la probabilité de travailler à temps moyen décroît avec le nombre d'enfants et que la fréquence du temps faible augmente (bien que sa fréquence ait diminué au cours du temps). Toutefois, la fréquence du temps moyen s'est particulièrement accrue en présence d'enfant au cours de la période, ce qui semble indiquer des conditions d'une conciliation plus favorable alors que la part du temps faible est en perte de vitesse. La fréquence du temps plein s'est aussi accrue et augmente lorsque l'enfant entre dans le système d'éducation primaire. Le calendrier de la première

naissance est un déterminant important puisque son report fait baisser la probabilité d'être inactive au profit d'une activité à temps faible ou moyen. Clairement, l'ajustement des comportements s'effectue très souvent ici par le temps de travail, ce qui correspond à un mode d'ajustement des relations emploi-famille plus proche de celui observé au Royaume-Uni que des autres pays 'continentaux' (Thévenon, 1999 ; 2006).

Toutefois, le temps partiel est moins fréquent au Royaume-Uni où le temps de travail des femmes reste très polarisé en fonction de leur situation familiale. Par ailleurs, un report de l'arrivée des enfants au-delà de 30 ans augmente ici les chances d'un arbitrage réalisé en faveur de l'inactivité, comme si les femmes retardaient ici le moment de leur sortie de l'emploi. L'emploi à temps plein est très largement dominant parmi les femmes sans enfant et beaucoup moins fréquent en présence d'enfant(s). Néanmoins, alors que sa part a relativement décliné sur la période pour les femmes sans enfant, sa fréquence s'est ici nettement accrue parmi les mères, sans doute en partie en raison de politiques développées depuis le milieu des années 90 pour 'activer' leur participation (OCDE, 2005). La fréquence de l'emploi à temps plein est néanmoins ici aussi très dépendante de l'entrée en éducation primaire du plus jeune enfant, du fait d'une prise en charge des enfants plus jeunes qui n'est confiée à un relais externe au ménage que de façon encore très limitée.

Enfin, les trois pays de l'Est considérés ici (République Tchèque, Hongrie et Pologne) sont aussi marqués par de fortes différences. Le nombre d'enfant(s) et l'âge du plus jeune y sont des facteurs très discriminants des situations féminines au regard de l'emploi. L'évolution est observée ici sur une période réduite puisque les données ne sont disponibles que depuis l'année 2000, mais on observe en Pologne une progression de la probabilité d'être active à temps plein, surtout pour les mères d'un ou deux enfants. Néanmoins, la présence d'un enfant induit un passage beaucoup plus fréquent à une activité à temps réduite en Pologne, alors que l'inactivité est plus probable dans les deux autres pays. La participation à l'emploi est dans tous les cas très dépendante de l'entrée du plus jeune enfant dans le système d'éducation primaire, l'accueil des enfants de moins de 6 ans étant assez faiblement développé (moins de 7% des enfants de moins de 3 ans fréquentant une structure d'accueil en Hongrie, 3% en République Tchèque et 2% en Pologne, OCDE (2006)).

De façon très générale, l'effet souvent important et persistant de l'âge du plus jeune enfant sur la participation des femmes au marché du travail et leur volume de travail souligne l'importance des politiques pour accompagner la conciliation des vies professionnelles et familiales tout au long du cycle de vie de l'enfant, alors l'attention est souvent portée de façon trop exclusive sur la prise en charge de la petite enfance. Par ailleurs, la différenciation des comportements qui existe dans certains pays en fonction du calendrier d'arrivée du premier enfant met en évidence l'ajustement des comportements démographiques qui a lieu au même titre que celui des comportements d'activité. Cela pointe une des limites de notre analyse qui considère les premiers comme une donnée exogène aux seconds, alors que les décisions relatives à la fécondité et à l'emploi peuvent être simultanées. Deux voies peuvent être envisagées pour prolonger notre analyse en tenant compte de ceci. On peut d'abord, sans changer d'approche, considérer l'effet produit par une naissance en considérant les changements de situation au regard de l'emploi ayant eu lieu d'une année sur l'autre (Thévenon, 2003). Une autre approche peut chercher à mesurer l'évolution des caractéristiques démographiques de la population, et distinguer les évolutions des situations d'activité attribuables à ces changements de caractéristiques, de celles qui relèvent des variations de comportements que nous avons examinées à caractéristiques données (Schippers et Vlasblom, 2004).

Références

- Afsa C., Buffeteau S. (2005), « L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel », Document de travail INSEE G 2005/02, Direction des Etudes et Synthèses Economiques.
- Ahn N., Mira P. (2002), « A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries », *Journal of Population Economics*, 15, pp. 667-682.
- Barrère-Maurisson, M-A., Marchand, O., (2000), « Famille et marché du travail dans les pays développés au seuil de l'an 2000 », *Premières Synthèses*, D.A.R.E.S., mars, 11/1, p. 1-8.
- Barrère-Maurisson, M.A., Marchand, O., (1990), « Structures familiales et marchés du travail dans les pays développés : une nette opposition entre le nord et le sud », *Economie et Statistique*, 235, pp.19-30.
- Blanchet, D., Pennec, S., (1996), « Hausse de l'activité féminine : quels liens avec l'évolution de la fécondité ? », *Economie et Statistique*, 300 (10), pp. 95-104.
- Blanchet, D., Pennec, S., (1993), « A simple model for interpreting cross-tabulations of family size and women's labour force participation », *European Journal of Population*, no 9, 121-142.
- Blossfeld, H.P., Hakim, C., (eds.), 1997, *Between equalisation and marginalisation : women working part-time in Europe*, Oxford University Press.
- Christensen, R., (1990), *Log-linear models*, Springer-Verlag, 408 p.
- D'Addio-Dervaux A., Mira d'Ercole M. (2005), « Fertility trends and the impact of policies », *Social, Employment and Migration Working Papers*, OECD, Paris.
- Davies R., Elias P., Penn R., (1992), « The relationships between a husband's unemployment and his wife's participation in the labour force », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n°2, p. 145-171.
- De Hénau J., Meulders D., O'Dorchai S. (2006), « The Childcare Triad ? Indicators assessing threeFields of Child Policies for Working Mothers in the EU-15 », *Journal of Comparative Policy Analysis*, 8(2), pp. 129-148, June.
- Delacourt, M-L., Zighera, (1988), « Activité féminine et composition des familles : comparaison entre les pays de la Communauté Economique Européenne », Rapport de recherche, Commission des Communautés Européennes.
- Dex S., Joshi H., Macran S., McCulloch M., (1998), « Women's employment transitions around childbirth », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(1), pp. 79-97.
- Esping-Andersen, G., (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge, Polity Press, traduit, *Les trois mondes de l'Etat Providence*, Paris, Presses Universitaires de France, coll. Le Lien Social, 1999.
- Fagan, C., Rubery, J., (1996), Transitions between family formation and paid employment, in Schmidt, G., O'Reilly, J., Schömann, K., (eds.), *International Handbook of Labour Market Policies and Evaluation*, Cheltenham, Edward Elgar, pp. 348-378.
- Fouquet, A., Gauvin, A., Letablier, M-Th., (1999), « Des 'contrats sociaux' entre les sexes différents selon les pays de l'Union Européenne », in *Rapport sur l'égalité hommes/femmes*, Conseil d'Analyse Economique, pp. 105-146.

Girardin, V., Ricordeau, A., (1999), « Analysis of information into margins : a log-linear parametric approach », *Document de travail*, 1999/14, Université de Caen.

Girardin, V., Ricordeau, A., (1994), Décomposition d'information sur les marge, Pré-publication, 94/15, Université de Paris-Sud (Orsay).

Gokhale, D. , Kullback, S., 1978, *The information in contingency tables*, Marcel Dekker, New York and Basel.

Gonzalez M.J. (2006), “Balancing Employment with Family Responsibilities in Southern Europe”, *Revue Française des Affaires Sociales*, vol. 1, pp.189-214.

Gornick J., Meyers M., Ross K. (1997), « Supporting the employment of mothers: policy variation across fourteen welfare states », *Journal of European Social Policy*, 7(1), p. 45-70.

Gustafsson S., Kenjoh E., Wetzels C. (2002), “Postponement of maternity and the duration of time spent at home after first birth: panel analyses comparing Germany, Great Britain, the Netherlands and Sweden” OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, n°59, doi:10.1787/338705234870

Jaumotte F. (2003), “Female Labor Force Participation: past Trends and main Determinants in OECD countries, OECD ECO Working Paper, 375.

Kempeneers, M., Lelièvre, E., (1993), « Women’s work in the EC : five career profiles », *European Journal of Population*, 9, pp. 77-92.

Kempeneers, M., Lelièvre, E., (1991), *Emploi et famille dans l’Europe des douze*, Eurobaromètre 34, DGV, Commission des Communauté Européennes.

Letablier, M-Th., Hantrais, L., (1995), *La relation Famille-emploi : une comparaison des modes d’ajustement en Europe*, Dossier du Centre d’Etudes de l’Emploi, n°6.

Meulders, D., Plasman, O., Plasman, R., (1994), *Atypical Work in European Countries*, Dartmouth.

Meulders, D., Plasman, R., Van der Stricht, (1992), La position des femmes sur le marché du travail dans la Communauté Européenne : Evolution entre 1983 et 1990, Commission des Communautés Européennes, V/938/92.

Najar, M., (1987), *Modèle log-linéaire et structure de l’emploi*, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université Paris X-Nanterre.

OCDE (2006), Family Database,

http://www.oecd.org/document/4/0,2340,en_2649_34819_37836996_1_1_1_1,00.html

OCDE (2001-2005), *Bébés et Employeurs: réconcilier travail et vie familiale*, vol. 1-4, Paris.

Piketty Th. (2005), « L’impact de l’allocation parentale d’éducation sur l’activité féminine et la fécondité en France, 1982-2002 », in *Histoires de familles, histoires familiales*, Les cahiers de l’Ined. N°156, p. 79-109.

Rubery, J., Smith, M., Anxo, D., Flood, L., (2001), « The future European labor supply : the critical role of the family », *Feminist Economics*, 7(3), pp. 33-69.

Rubery J., Smith M., (1999), “L’offre future de main-d’oeuvre en Europe”, document de recherche, Direction de l’Emploi et des Affaires Sociales, Commission Européenne.

Rubery, J., Smith, M., Fagan, C., (1996), *Tendances et perspectives dans l’emploi des femmes dans les années 1990*, Rapport pour la Commission Européenne, V/2002/96.

- Schippers J., Vlasblom J. (2004), "Increases in female labour force participation in Europe: similarities and differences", *Koopmans Research Institute, Utrecht School of Economics*, Discussion paper 27.
- Steinmetz S., Handl J., Hedler F. (2003), « Equal but segregated ? Segregation, part-time work and family burdens », Fenic's Working paper.
- Smith, Ward (1985), "Time-series growth in female labor force", *Journal of Labor Economics*, vol. 3(1), pp. S59-S90.
- Thévenon O. (2006), « Régimes d'Etat Social et convention familiale : une analyse des régulations emploi-famille », *Economies et Sociétés*, série 'socio-économie' du travail, 27, 6, pp.1137-1171.
- Thévenon O. (2004), « Les enjeux pour l'emploi féminin de la Stratégie Européenne pour l'Emploi », *Revue de l'OFCE*, 90, juillet 2004, pp. 379-417.
- Thévenon O. (2003), *Les relations emploi-famille en Europe. Fondement socio-économique des comportements féminins en Allemagne, France, Espagne, aux Pays-Bas et Royaume-Uni*, Thèse de doctorat en Sciences économiques, Université Paris X-Nanterre.
- Thévenon O. (1999), « La durée du travail féminin en Europe : entre flexibilité et conformité. Une comparaison des relations emploi/famille en Allemagne de l'Ouest, Espagne, France, aux Pays-Bas et Royaume-Uni », *Recherches et Prévisions*, n°56, mars, pp 47-66.
- Zighera, J., (2001), « Minimisation of discrimination information as a tool for the analysis of massive surveys – loglinear and logit modelling revisited », document de travail Fenics, Université de Paris X-Nanterre.
- Zighera, J.A., (1985), « Partitioning information in a multidimensional contingency table and centring of log-linear parameters », *Applied stochastic models and data analysis*, vol. 1, p. 93-108.

Annexe 1 : Les typologies des relations emploi / famille au sein des pays européens

Rubery, Fagan et Smith (1994) distinguent quatre groupes de pays :

(1) Le Danemark et l'Allemagne de l'Est (voire le Portugal) où la maternité a peu d'effet sur le profil d'activité. La plupart des femmes entrent sur le marché du travail et interrompent leur activité, le cas échéant, pour une période assez courte.

(2) Les autres pays du Nord (Pays-Bas, Royaume-Uni, Luxembourg, Allemagne de l'Ouest et Irlande) dans lesquels l'arrivée des enfants (dès le premier) induit une interruption d'emploi relativement longue suivie, le plus souvent, d'un retour à l'emploi à temps partiel. L'engagement dans l'emploi dépend alors fortement de l'âge du plus jeune enfant, tandis que la longue interruption d'emploi et le passage au temps partiel s'accompagnent le plus souvent d'une perte de statut.

(3) Les pays du Sud (Italie, Espagne, Grèce), où le taux d'activité demeure relativement faible et sensible aux variations de la charge familiale. Les comportements sont bipolaires : peu de femmes entrent sur le marché du travail, mais la plupart des actives travaillent de façon continue et à temps plein. Les interruptions sont faibles et relativement courtes, davantage sensibles au nombre d'enfant(s) qu'à leur âge.

(4) Enfin, la Belgique et la France où l'arrivée du troisième enfant est déterminante (mais où le travail avec deux enfants est devenu la norme). Par rapport au premier groupe, une plus grande proportion de femmes interrompent leur emploi pour une période relativement longue voire de façon définitive.

Letablier et Hantrais (1995b) examinent les liens existant entre les relations emploi/famille et le fondement des représentations qui supportent l'intervention publique. Elles distinguent trois régimes d'ajustement entre emploi et famille :

(1) Le modèle de l'alternance famille/emploi présent en Allemagne ou aux Pays-Bas. La division sexuelle des rôles est encore très forte, et le temps partiel relativement développé pour combiner emploi et famille. La présence dans l'emploi et la durée du travail dépendent fortement de l'âge du plus jeune enfant. Le travail à temps partiel rencontre une demande motivée par la recherche de flexibilité et une offre contrainte par le faible développement des aides à la garde d'enfant(s).

(2) Le modèle de la conciliation, en France, au Danemark, en Suède, ou encore en Belgique, où est observée une gestion conjointe de l'emploi et de la formation de la famille. Le taux d'activité est relativement élevé, mais le travail à temps partiel modérément développé. L'accroissement de la taille de la famille entraîne une incompatibilité avec l'emploi féminin – moins visible toutefois en Suède et au Danemark. L'intervention publique reconnaît l'importance du travail féminin, et propose une aide importante à la combinaison emploi/famille (services publics de garde d'enfant(s), politique d'aménagement du temps de travail).

(3) Les Etats non interventionnistes au sein desquels la gestion des relations emploi/famille s'effectue par le recours à des arrangements locaux. Ce groupe est subdivisé en deux sous-catégories selon les raisons qui justifient la faiblesse de l'intervention étatique :

(a) Le Royaume-Uni, où cette faiblesse est justifiée par une conception « privatiste » de la famille. L'aide publique aux familles – et à la prise en charge des enfants – n'est accordée que si elles font face à un « risque social », ou se trouvent en situation de précarité.

(b) Les pays du Sud, où c'est le manque de ressources qui justifie l'intervention limitée de l'Etat. Les disparités régionales sont néanmoins très fortes.

Kempeneers et Lelièvre (1991 ; 1993) analysent les résultats de l'enquête *Eurobarometer* qui inclut des questions rétrospectives sur les conséquences de la formation de la famille sur les carrières féminines. Les auteurs distinguent cinq groupes de pays :

(1) En France et en Belgique, le niveau de participation des femmes est moyen, relativement peu affecté par la naissance du premier enfant ; la formation de la famille n'entraîne pas de passage au temps partiel.

(2) Au Danemark, la participation féminine est massive, ponctuée par des interruptions en faible proportion (et déclinante avec les jeunes générations). La constitution de la famille n'est pas vue comme un obstacle à l'emploi féminin.

(3) Une participation massive des femmes à l'emploi quel que soit le nombre d'enfant(s) en Allemagne de l'Est, ponctuée par une interruption souvent longue lors de la formation de la famille.

(4) Les pays du Sud (Grèce, Espagne, Portugal, Italie) où le niveau de participation des femmes est le plus faible, mais où l'activité est, le cas échéant, relativement continue. Le travail à temps partiel est très peu développé et la constitution de la famille n'est pas perçue comme un obstacle à l'emploi des femmes.

(5) Les pays du Nord de l'Europe, où l'on distingue :

(a) L'Allemagne de l'Ouest et le Royaume-Uni, caractérisés par une participation féminine massive mais discontinue, et un passage au temps partiel et/ou des retraits définitifs (surtout en Allemagne) du marché du travail.

(b) En Irlande, aux Pays-Bas et au Luxembourg, la participation féminine atteint un niveau moyen ; les interruptions d'activité lors de la formation de la famille sont longues et souvent même définitives.

Barrère-Maurisson et Marchand (1989 ; 2000) tracent une double opposition Nord/Sud pour les relations famille emploi et Est/Ouest pour l'orientation du système productif. Cette dernière apparaît toutefois beaucoup moins nettement à la fin des années 90. Il distinguent sept catégories de pays, que l'on peut regrouper en trois zones :

(1) Les Pays scandinaves (Danemark, Suède et Finlande) où l'on observe un taux d'activité féminine élevé, combiné à un développement important du travail à temps partiel et du secteur tertiaire ; les formes atypiques de famille sont très présentes (célibataires, parents isolés, naissances hors mariage, divorces). Les ménages à deux actifs sont également plus nombreux. Les taux de fécondité ont chuté de façon précoce. Le Royaume-Uni est associé à ce groupe.

(2) A l'opposé, les Pays du Sud (Espagne, Grèce et Italie), où l'intégration des femmes sur le marché du travail est limitée, concentrée dans des activités assez traditionnelles (notamment dans le secteur agricole). Le travail à temps partiel est faiblement développé, et un chômage souvent chronique avec une forte composante de chômage de longue durée s'accroît. Corrélativement, la famille traditionnelle (à un actif et avec une taille moyenne relativement élevée) est encore très présente, malgré un taux de fécondité en fort déclin. A ces pays, sont également associés le Portugal, la Pologne et l'Irlande, qui conservent beaucoup de caractères traditionnels.

(3) Les pays de l'Europe de l'Ouest (France, Bénélux, Allemagne et Autriche) occupent une position moyenne entre ces deux pôles, mais forment un ensemble hétérogène. Certains (notamment l'Allemagne) partagent des traits communs avec les pays du Nord, comme une fécondité relativement basse, un taux d'activité faible, un emploi industriel solide et un chômage contenu. Les Pays-Bas partagent également avec les pays du Nord le développement important du travail à temps partiel et du secteur tertiaire. Mais le maintien d'une structure traditionnelle de la famille, où des comportements d'emploi particuliers aux âges médians ou élevés les distinguent de ces pays.

Annexe méthodologique 2

Modèle log-linéaire et décomposition de l'information.

La modélisation a pour but de projeter l'ensemble d'informations détaillées des Enquêtes sur les Forces de Travail sur un espace à la fois 'représentatif' et 'parcimonieux, en sélectionnant les variables et interactions discriminant le plus fortement les situations au regard de l'emploi. Pour cela, le modèle log-linéaire estime généralement l'effet des différentes variables, y compris leurs interactions, par une procédure qui compare par étape (*stepwise*) les modèles successifs. La comparaison est assurée par le recours à un critère de distance, le χ^2 , et au rapport de vraisemblance G^2 – fondé sur la notion d'information discriminante (ou information de Kullback).

De telles procédures sont toutefois problématiques dans le cas d'un grand nombre de variables – ou d'un grand nombre de modalités pour chacune d'elles – dans la mesure où on peut passer à côté de liens importants, le risque étant croissant avec le nombre de variables considérées (Najar, 1987 ; Christensen, 1990); c'est en particulier le cas lorsque sont liées entre elles uniquement certaines catégories spécifiques d'une variable qui en comporte de multiples. De plus, les conditions nécessaires aux tests d'inférence statistique ne sont plus vérifiées lorsque les catégories sont trop nombreuses, et l'agrégation entre catégories s'effectue parfois selon des hypothèses non justifiées. A l'inverse, dans le cas de grands échantillons comme c'est le cas ici, les tests de significativité seront toujours positifs.

Face à ces difficultés, on peut souhaiter hiérarchiser les relations entre les différentes variables en mesurant leurs associations indépendamment de toute spécification paramétrique. Pour cela, il est nécessaire d'avoir une paramétrisation orthogonale, où la valeur des paramètres est unique quels que soient le nombre de variables introduites et la procédure de calcul. Ceci requiert d'imposer certaines conditions au centrage des paramètres, conditions qui permettront de partitionner l'information discriminante restituée par le modèle en composantes associées aux différentes variables et à leurs interactions (Gokhale, Kullback, 1978).

Modèle log-linéaire et minimisation de l'information discriminante

La notion d'information discriminante a été introduite par Kullback pour mesurer la distance entre deux distributions x et y par : $\mathfrak{I}(x/y) = \sum x \ln(x/y)$. Cette information est nulle si x et y sont identiques, et est d'autant plus grande que l'écart en faveur de la distribution x concerne une part importante de la population.

Cette quantité peut être décomposée en termes additifs :

$$\mathfrak{I}(x/y) = \mathfrak{I}(x/\hat{x}) + \mathfrak{I}(\hat{x}/y) \quad (1)$$

où y joue le rôle d'une distribution a priori, \hat{x} correspond à une distribution modélisée – par exemple à partir d'un modèle log-linéaire – et x désigne la distribution observée. On retrouve ici une décomposition habituelle dans l'analyse de la variance entre une information résiduelle et une information modélisée.

L'estimation d'un modèle log-linéaire hiérarchique peut être réalisée par minimisation de l'information discriminante entre la distribution modélisée et la distribution observée, c'est-à-dire de l'information résiduelle. D'après (1), minimiser l'information résiduelle équivaut à maximiser l'information modélisée (Gokhale, Kullback, 1978). Cette maximisation est réalisée sous les contraintes habituelles de l'analyse de la variance, i.e. des contraintes d'égalité entre les distributions marginales modélisées et observées. La distribution est alors

modélisée sous une forme multiplicative (linéaire en log) de paramètres indépendants décrivant les liaisons existant entre les différentes variables :

$$\hat{x}/y = \Pi\mu \quad (2)$$

Zighera (1985 ; 1992) montre qu'un centrage harmonique des paramètres permet non seulement de décomposer l'information initiale en informations modélisée et résiduelle, mais aussi de partitionner l'information modélisée en contributions associées aux différentes variables ou à leur interaction. On produit ainsi une paramétrisation orthogonale qui tient compte des relations d'ordre entre les variables, de sorte qu'un modèle complet peut générer tous les modèles imbriqués qui lui sont liés sans devoir réestimer le modèle initial. De cette façon, on obtient un ensemble de paramètres multiplicatifs unique, et par conséquent interprétables au sens où :

(i) on peut utiliser différentes distributions *a priori*, et modéliser par ce biais l'influence d'un ensemble donné de variables sur une variable définie comme dépendante. On peut donc utiliser le modèle log-linéaire pour modéliser l'influence d'un ensemble de variables explicatives sur une variable dépendante, de façon équivalente à un modèle logit à réponse multinomiale (Christensen, 1990).

(ii) la dispersion des paramètres associés à une variable, mesurée par sa moyenne géométrique peut être interprétée comme une mesure de sa contribution à l'information modélisée. Il est alors possible de décomposer cette dernière en une somme (pondérée) de contributions à l'information associées aux différentes variables ou à leur interaction, et de mesurer leur importance relative dans l'explication de la dispersion de la variable dépendante (Zighera, 1992 ; Girardin, Ricordeau, 1994 ; 1999).

Cette décomposition est alors utilisée pour sélectionner les variables les plus discriminantes, c'est-à-dire dont les contributions à l'information sont supérieures à un certain seuil. Ce seuil est fixé de façon arbitraire, même si on peut souhaiter tenir compte d'un critère de parcimonie pour comparer les contributions de variables différentes. Dans ce cas, chaque contribution peut être divisée par le nombre de paramètres indépendants qui lui est associé, le ratio bénéfice/coût obtenu servant de statistique de comparaison entre les marges (Zighera, 2001). Il serait aussi possible de faire des tests de contribution, mais aucune spécification n'a été, à notre connaissance, opérationnalisée (Girardin, Ricordeau, 1994 ; 1999).

Estimation des effets marginaux des différentes variables explicatives :

Pour analyser l'influence des variables 'explicatives' sur les situations féminines au regard de l'emploi, on modélise la distribution réelle x des situations à partir de la distribution uniforme *a priori* y , où une équiprobabilité est affectée à chaque situation au regard de l'emploi pour tous les croisements des variables explicatives.

La distribution modélisée \hat{x} est obtenue par ajustement proportionnel itératif des marges de la distribution *a priori* à la distribution réelle. La probabilité prédite de chaque situation au regard de l'emploi s'exprime donc par \hat{x}/y et est égale, conformément à l'équation (2) au produit des paramètres du modèle correspondant aux différentes variables indépendantes.

L'effet marginal de ces variables sur les probabilités prédites des différentes situations peut alors être estimé, toutes choses égales par ailleurs. Formellement, on indice chaque variable : 1. année d'enquête (i modalités) ; 2. année de naissance (j modalités) ; 3. niveau d'éducation (k modalités) ; 4. nombre d'enfants (l modalités) ; 5. âge du plus jeune (m modalités) ; 6. âge à la première naissance (n modalités) ; 7. présence d'un conjoint (o modalités) ; 8. situation au regard de l'emploi (p modalités).

Pour isoler l'effet de chaque variable ou interaction entre variables, les probabilités sont prédites à partir des effets leur correspondant. Ici, on a représenté :

L'effet marginal de l'année d'enquête, qui mesure l'évolution des comportements à autres caractéristiques données (*graphiques 3*) :

$$\hat{x}^{18}(ip) = y^{18}(ip) \mu^8(p) \mu^{18}(ip)$$

Les effets d'âge et de génération (*graphiques 4*), donnés par :

$$\hat{x}^{128}(ijp) = y^{128}(ijp) \mu^8(p) \mu^{28}(jp) \mu^{128}(ijp)$$

L'effet marginal du nombre d'enfant (*graphiques 5a*) :

$$\hat{x}^{48}(lp) = y^{48}(lp) \mu^8(p) \mu^{48}(lp)$$

L'évolution de l'effet des enfants (*graphiques 5b*) :

$$\hat{x}^{148}(lp) = y^{148}(ilp) \mu^8(p) \mu^{18}(ip) \mu^{48}(lp) \mu^{148}(ilp)$$

L'effet marginal de l'âge du plus jeune (*graphiques 6*) :

$$\hat{x}^{58}(mp) = y^{58}(mp) \mu^8(p) \mu^{58}(mp)$$

L'effet marginal de l'âge à la première naissance (*graphiques 7*) :

$$\hat{x}^{68}(np) = y^{68}(np) \mu^8(p) \mu^{68}(np)$$

L'effet marginal de la présence d'un conjoint (*graphiques 8*) :

$$\hat{x}^{78}(op) = y^{78}(op) \mu^8(p) \mu^{78}(op)$$

Références :

Christensen, R., (1990), *Log-linear models*, Springer-Verlag, 408 p.

Girardin, V., Ricordeau, A., (1999), « Analysis of information into margins : a log-linear parametric approach », *Document de travail*, 1999/14, Université de Caen.

Girardin, V., Ricordeau, A., (1994), Décomposition d'information sur les marge, Pré-publication, 94/15, Université de Paris-Sud (Orsay).

Gokhale, D. , Kullback, S., 1978, *The information in contingency tables*, Marcel Dekker, New York and Basel.

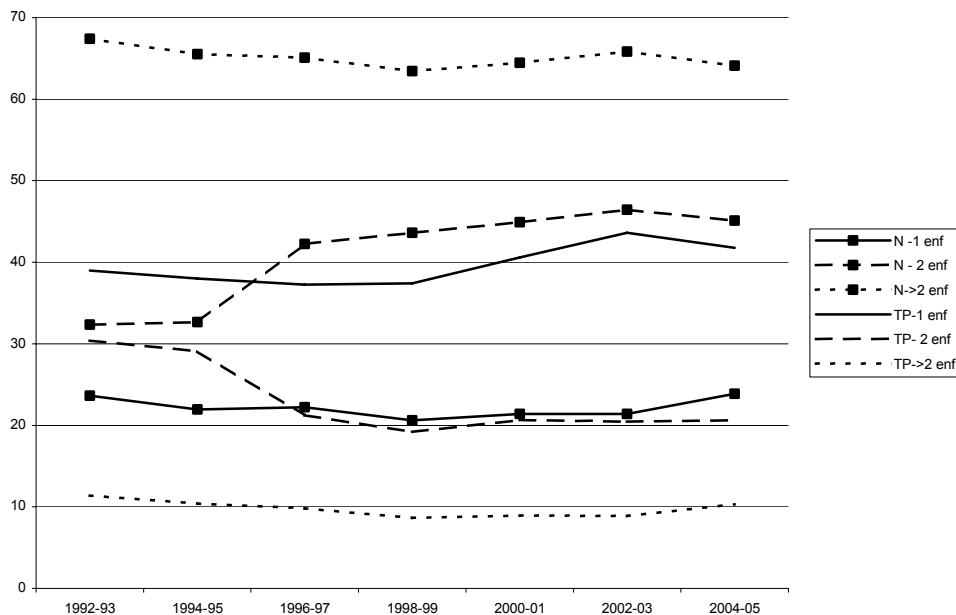
Najar, M., (1987), *Modèle log-linéaire et structure de l'emploi*, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université Paris X-Nanterre.

Zighera, J., (2001), « Minimisation of discrimination information as a tool for the analysis of massive surveys – loglinear and logit modelling revisited », document de travail Fenics, Université de Paris X-Nanterre.

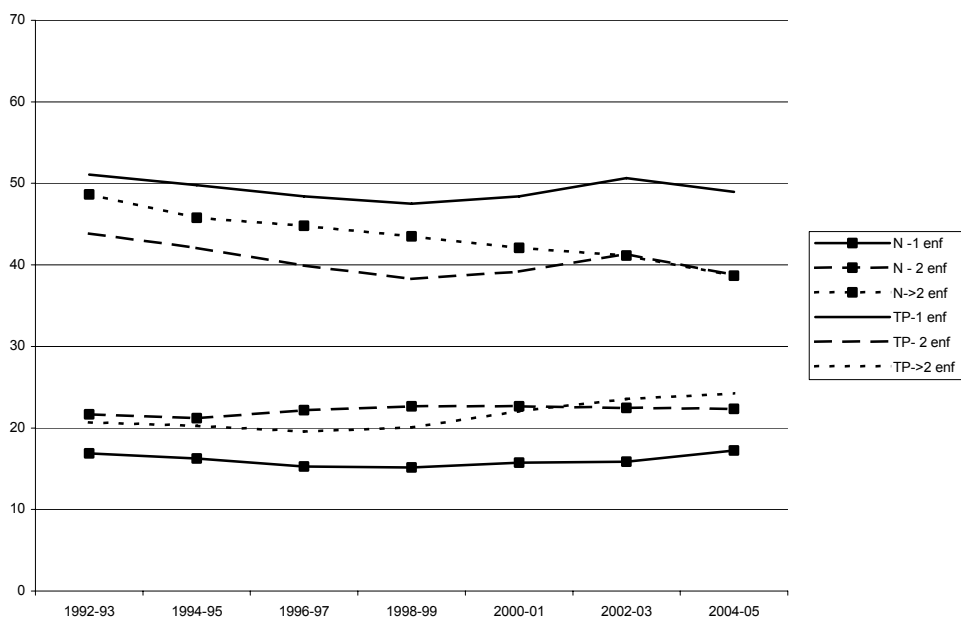
Zighera, J.A., (1985), « Partitionning information in a multidimensional contingency table and centring of log-linear parameters », *Applied stochastic models and data analysis*, vol. 1, p. 93-108.

Annexe 3 : L'évolution de l'emploi des mères en France

Taux d'inactivité et d'emploi à temps plein parmi les mères de deux enfants dont le plus jeune enfant est âgé de moins de 3 ans



Taux d'inactivité et d'emploi à temps plein parmi les mères de deux enfants, quel que soit l'âge du plus jeune



Documents de Travail

Ces fascicules vous seront adressés sur simple demande à l'auteur :
Institut national d'études démographiques, 133, bd Davout, 75980 PARIS Cedex 20
Tél : (33) 01 56 06 20 86 Fax : (33) 01 56 06 21 99

- N° 148. – Olivier THÉVENON, *L'activité féminine après l'arrivée d'enfants : disparités et évolutions en Europe à partir des Enquêtes sur les Forces de Travail 1992-2005*, 2007, 63 p.
- N° 147. – Magali BARBIERI, *Population en transition. Dix communications présentées au XXV^e Congrès général de la population, Tours, France, 18-23 juillet 2005*, 2007, 201 p.
- N° 146. – François CHAPIREAU, *La mortalité des malades mentaux hospitalisés en France pendant la deuxième guerre mondiale*, 2007, 36 p.
- N° 145. – Maryse MARPSAT, *Explorer les frontières. Recherches sur des catégories « en marge »*, Mémoire présenté en vue de l'habilitation à diriger des recherches en sociologie, 2007, 274 p.
- N° 144. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER et Pascal SEBILLE, *Modifications to the Generations and Gender Surveys questionnaire in France (wave 1)*, 192 p.
- N° 143. – Ariane PAILHÉ et Anne SOLAZ, *L'enquête Familles et employeurs. Protocole d'une double enquête et bilan de collecte*, 180 p.
- N° 142. – Annie BACHELOT et Jacques de MOUZON, *Données de l'enquête « Caractéristiques des couples demandant une fécondation in vitro en France »*, 2007, 44 p.
- N° 141. – Olivia EKERT-JAFFÉ, Shoshana GROSSBARD et Rémi MOUGIN, *Economic Analysis of the Childbearing Decision*, 2007, 108 p.
- N° 140. – Véronique HERTRICH and Marie LESCLINGAND, *Transition to adulthood and gender: changes in rural Mali*
- N° 139. – Patrick SIMON et Martin CLÉMENT, *Rapport de l'enquête « Mesure de la diversité ». Une enquête expérimentale pour caractériser l'origine*, 2006, 86 p.
- N° 138. – Magali BARBIERI, Alfred NIZARD et Laurent TOULEMON, *Écart de température et mortalité en France*, 2006, 80 p.
- N° 137. – Jean-Louis PAN KE SHON, *Mobilités internes différentielles en quartiers sensibles et ségrégation*, 2006, 42 p.
- N° 136. – Francisco MUNOZ-PEREZ, Sophie PENNEC, avec la collaboration de Geneviève Houriet Segard, *Évolution future de la population des magistrats et perspectives de carrière, 2001-2040*, 2006, XXX + 114 p.
- N° 135. – Alexandre DJIRIKIAN et Valérie LAFLAMME, sous la direction de Maryse MARPSAT, *Les formes marginales de logement. Étude bibliographique et méthodologique de la prise en compte du logement non ordinaire*, 2006, 240 p.
- N° 134. – Catherine BONVALET et Éva LELIÈVRE, *Publications choisies autour de l'enquête « Biographies et entourage »*, 2006, 134 p.
- N° 133. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, *Présentation, questionnaire et documentation de l'« Étude des relations familiales et intergénérationnelles » (Erft). Version française de l'enquête « Generations and Gender Survey » (GGS)*, 2006, 238 p.
- N° 132. – Lucie BONNET et Louis BERTRAND (sous la direction de), *Mobilités, habitat et identités*, Actes de la journée d'étude « Jeunes chercheurs ». Le logement et l'habitat comme objet de recherche. Atelier 3, 2005, 92 p.

- N° 131. – Isabelle FRECHON et Catherine Villeneuve-Gokalp, *Étude sur l'adoption*, 2005, 64 p.
- N° 130. – Dominique MEURS, Ariane PAIHLÉ et Patrick SIMON, *Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités. L'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France*, 2005, 36 p.
- N° 129. – Magali MAZUY, Nicolas RAZAFINDRATSIMA, Élise de LA ROCHEBROCHARD, *Déperdition dans l'enquête « Intentions de fécondité »*, 2005, 36 p.
- N° 128. – Laure MOGUEROU et Magali BARBIERI, *Population et pauvreté en Afrique. Neuf communications présentées à la IV^e Conférence africaine sur la population*, Tunis, Tunisie, 8-12 décembre 2003, 2005, 184 p.
- N° 127. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Les sources de la mobilité résidentielle. Modifications intervenues sur les grandes sources de données dans l'étude des migrations*, 2005, 30 p.
- N° 126. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites. Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation Artémis*, 2005, 28 p.
- N° 125. – Kees WAALDIJK (ed), *More or less together: levels of legal consequences of marriage, cohabitation and registered partnership for different-sex and same-sex partners: a comparative study of nine European countries*, 2005, 192 p. (s'adresser à Marie DIGOIX)
- N° 124. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (eds), *Same-sex couples, same-sex partnerships, and homosexual marriages: A Focus on cross-national differentials*, 2004, 304 p.
- N° 123. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (sous la dir.), *Séminaire « Comparaisons européennes », années 2001-2002*, 2004, 220 p.
- N° 122. – Emmanuelle GUYAVARCH et Gilles PISON, *Les balbutiements de la contraception en Afrique au Sud du Sahara*, septembre 2004, 48 p.
- N° 121. – Maryse JASPARD et Stéphanie CONDON, *Genre, violences sexuelles et justice. Actes de la journée-séminaire du 20 juin 2003*, 2004, 135p.
- N° 120. – Laurent TOULEMON et Magali MAZUY, *Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants ?*, 2004, 34 p.
- N° 119. – Céline CLÉMENT et Bénédicte GASTINEAU (coord.), *Démographie et sociétés. Colloque international « Jeunes Chercheurs »*, Cerpos-Université Paris X-Nanterre, 1^{er} et 2 octobre 2002, 2003, 350 p.
- N° 118. – Monique BERTRAND, Véronique DUPONT et France GUERIN-PACE (sous la dir.), *Espaces de vie. Une revue des concepts et des applications*, 2003, 188 p.
- N° 117. – Stéphanie CONDON et Armelle ANDRO, *Questions de genre en démographie. Actes de la journée du 22 juin 2001*, 2003, 128 p.
- N° 116. – Maryse JASPARD et l'équipe Enveff, *Le questionnaire de l'enquête Enveff. Enquête nationale sur les violences envers les femmes en France*, 2003, 10 + 88 p.
- N° 115. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, *Disparités régionales de l'écart d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966*, 2003, 32 p.
- N° 114. – Magali MAZUY, *Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999*, 2002, 60 p.
- N° 113. – Jean-Paul SARDON, *Fécondité et transition en Europe centrale et orientale*, 2002, 38 p.
- N° 112. – Thérèse LOCOH, *Deux études sur la fécondité en Afrique : 1) Structures familiales et évolutions de la fécondité dans les pays à fécondité intermédiaire d'Afrique de l'Ouest ;*

- 2) *Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne*, 2002, 24 p. et 30 p.
- N° 111.– Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *Individual real wages over business cycle: The impact of macroeconomic variations on individual careers and implications concerning retirement pensions*, 2002, 38 p.
- N° 110.– Recueil préparé par Amandine LEBUGLE et Jacques VALLIN, *Sur le chemin de la transition*. Onze communications présentées au XXIV^e Congrès général de la population à Salvador de Bahia, Brésil, août 2001, 2002, 234 p.
- N° 109.– Éric BRIAN, Jean-Marc ROHRBASSER, Christine THÉRÉ, Jacques VÉRON (intervenants et organisateurs), *La durée de vie : histoire et calcul*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 7 février 2000, 2002, 70 p.
- N° 108.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès*, 2002, 20 p.
- N° 107.– Alexandre AVDEEV, *La mortalité infantile en Russie et en URSS: éléments pour un état des recherches*, 2002, 48 p.
- N° 106.– Isabelle ATTANÉ (organisatrice), *La Chine en transition : questions de population, questions de société*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 31 janvier et 1^{er} février 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 46 p.
- N° 105.– A. AVDEEV, J. BELLENGER, A. BLUM, P. FESTY, A. PAILHE, C. GOUSSEFF, C. LEFÈVRE, A. MONNIER, J.-C. SEBAG, J. VALLIN (intervenants et organisateurs), *La société russe depuis la perestroïka : rupture, crise ou continuité?* Séminaire de la valorisation de la recherche, 1^{er} mars 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 124 p.
- N° 104.– Jacques VÉRON, Sophie PENNEC, Jacques LÉGARÉ, Marie DIGOIX (éds), *Le contrat social à l'épreuve des changements démographiques ~ The Social Contract in the Face of Demographic Change*, Actes des 2^e Rencontres Sauvy, 2001, 386 p.
- N° 103.– Gilles PISON, Alexis GABADINHO, Catherine ENEL, *Mlomp (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques; 1985-2000*, 2001, 182 p.
- N° 102.– *La famille en AOF et la condition de la femme*. Rapport présenté au Gouverneur général de l'AOF. par Denise SAVINEAU (1938). Introduction de Pascale Barthélémy, 2001, XXII-222 p.
- N° 101.– Jean-Paul SARDON, *La fécondité dans les Balkans*, 2001, 88 p.
- N° 100.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution récente de la fécondité en Europe du Sud*, 26 p.
- N° 99.– S. JUSTEAU, J.H. KALTENBACH, D. LAPEYRONNIE, S. ROCHÉ, J.C. SEBAG, X. THIERRY ET M. TRIBALAT (intervenants et organisateurs), *L'immigration et ses amalgames*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 24 mai 2000, 2001, 94 p.
- N° 98.– Juliette HALIFAX, *L'insertion sociale des enfants adoptés. Résultats de l'enquête « Adoption internationale et insertion sociale », 2000 (Ined – Les Amis des enfants du monde)*, 2001, 58 p.
- N° 97.– Michèle TRIBALAT, *Modéliser, pour quoi faire?*, 2001, 10 p.
- N° 96.– O. EKERT-JAFFÉ, H. LERIDON, S. PENNEC, I. THÉRY, L. TOULEMON et J.-C. SEBAG (intervenants et organisateurs), *Évolution de la structure familiale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 28 juin 2000, 2001, 110 p.
- N° 95.– A. ANDRO, A. LEBUGLE, M. LESCLINGAND, T. LOCOH, M. MOUVAGHASOW, Z. OUADAH-BEDIDI, J. VALLIN, C. VANDERMEERSCH, J. VÉRON, *Genre et développement. Huit communications présentées à la Chaire Quetelet 2000*, 2001, 158 p.

- N° 94.– C. BONVALET, C. CLÉMENT, D. MAISON, L. ORTALDA et T. VICHNEVSKAIA, *Réseaux de sociabilité et d'entraide au sein de la parenté : Six contributions*, 2001, 110 p.
- N° 93.– Magali MAZUY et Laurent TOULEMON, *Étude de l'histoire familiale. Premiers résultats de l'enquête en ménages*, 2001, 100 p.
- N° 92.– *Politiques sociales en France et en Russie*, INED/IPSEP, 2001, 246 p.
- N° 91.– Françoise MOREAU, *Commerce des données sur la population et libertés individuelles*, 2001, 20 p. + Annexes.
- N° 90.– Youssef COURBAGE, Sergio DELLAPERGOLA, Alain DIECKHOFF, Philippe FARGUES, Emile MALET, Elias SANBAR et Jean-Claude SEBAG (intervenants et organisateurs), *L'arrière-plan démographique de l'explosion de violence en Israël-Palestine*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 30 novembre 2000, 2000, 106 p.
- N° 89.– Bénédicte GASTINEAU et Elisabete de CARVALHO (coordonné par), *Démographie: nouveaux champs, nouvelles recherches*, 2000, 380 p.
- N° 88.– Gil BELLIS, Jean-Noël BIRABEN, Marie-Hélène CAZES et Marc de BRAEKELEER (modérateur et intervenants), *Génétiq ue et populations*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 26 janvier 2000, 2000, 96 p.
- N° 87.– Jean-Marie FIRDION, Maryse MARPSAT et Gérard MAUGER (intervenants), *Étude des sans-domicile: le cas de Paris et de l'Ile-de-France*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 19 avril 2000, 2000, 90 p.
- N° 86.– François HÉRAN et Jean-Claude SEBAG (responsables modérateurs), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000, 2000, 170 p.
- N° 85.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. II. Genre, population et développement*, 2000, 200 p.
- N° 84.– Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. I. Genre et population, France 2000*, 2000, 260 p.
- N° 83.– Stéphanie CONDON, Michel BOZON et Thérèse LOCOH, *Démographie, sexe et genre: bilan et perspectives*, 2000, 100 p.
- N° 82.– Olivia EKERT-JAFFE et Anne SOLAZ, *Unemployment and family formation in France*, 2000, 26 p.
- N° 81.– Jean-Marie FIRDION, *L'étude des jeunes sans domicile dans les pays occidentaux : état des lieux*, 1999, 28 p.
- N° 80.– *Age, génération et activité : vers un nouveau contrat social ? / Age, cohort and activity: A new "social contract"?*, Actes des 1^{ères} rencontres Sauvy (s'adresser à Marie DIGOIX), 1999, 314 p.
- N° 79.– Maryse MARPSAT, *Les apports réciproques des méthodes quantitatives et qualitatives : le cas particulier des enquêtes sur les personnes sans domicile*, 1999, 24 p.
- N° 78.– *Les populations du monde, le monde des populations. La place de l'expert en sciences sociales dans le débat public*, Actes de la Table ronde pour l'inauguration de l'Ined, 1999, 54 p.
- N° 77.– Isabelle SÉGUY, Fabienne LE SAGER, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive des données informatiques*, 1999, 156 p.
- N° 76.– I. SÉGUY, H. COLENÇON et C. MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive de la partie nominative*, 1999, 120 p.
- N° 75.– Anne-Claude LE VOYER (s'adresser à H. LERIDON), *Les processus menant au désir d'enfant en France*, 1999, 200 p.

- N° 74.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité*, 1999, 20 p.
- N° 73.– Bernard ZARCA, *Comment passer d'un échantillon de ménages à un échantillon de fratries ? Les enquêtes «Réseaux familiaux» de 1976, «Proches et parents» de 1990 et le calcul d'un coefficient de pondération*, 1999, 20 p.
- N° 72.– Catherine BONVALET, *Famille-logement. Identité statistique ou enjeu politique?* 1998, 262 p.
- N° 71.– Denise ARBONVILLE, *Normalisation de l'habitat et accès au logement. Une étude statistique de l'évolution du parc "social de fait" de 1984 à 1992*, 1998, 36 p.
- N° 70.– *Famille, activité, vieillissement : générations et solidarités*. Bibliographie préparée par le Centre de Documentation de l'Ined, 1998, 44 p.
- N° 69.– XXIII^e Congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997:
 A) *Contribution des chercheurs de l'Ined au Congrès*, 1997, 178 p.
 B) *Participation of Ined Researchers in the Conference*, 1997, 180 p.
- N° 68.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*, 1998, 42 p.
- N° 67.– Isabelle SEGUY, *Enquête Jean-Noël Biraben «La population de la France de 1500 à 1700». Répertoire des sources numériques*, 1998, 36 p.
- N° 66.– Alain BLUM, *I. Statistique, démographie et politique. II. Deux études sur l'histoire de la statistique et de la statistique démographique en URSS (1920-1939)*, 1998, 92 p.
- N° 65.– Annie LABOURIE-RACAPÉ et Thérèse LOCOH, *Genre et démographie : nouvelles problématiques ou effet de mode ?* 1998, 27 p.
- N° 64.– C. BONVALET, A. GOTMAN et Y. GRAFMEYER (éds), et I. Bertaux-Viame, D. Maison et L. Ortalda, *Proches et parents : l'aménagement des territoires*, 1997.
- N° 63.– Corinne BENVENISTE et Benoît RIANDEY, *Les exclus du logement : connaître et agir*, 1997, 20 p.
- N° 62.– Sylvia T. WARGON, *La démographie au Canada, 1945-1995*, 1997, 40 p.
- N° 61.– Claude RENARD, *Enquête Louis Henry. Bibliographie de l'enquête*, 1997, 82 p.
- N° 60.– H. AGHA, J.C. CHASTELAND, Y. COURBAGE, M. LADIER-FOULADI, A.H. MEHRYAR, *Famille et fécondité à Shiraz (1996)*, 1997, 60 p.
- N° 59.– Catherine BONVALET, Dominique MAISON et Laurent ORTALDA, *Analyse textuelle des entretiens «Proches et Parents»*, 1997, 32 p.
- N° 58.– B. BACCAÏNI, M. BARBIERI, S. CONDON et M. DIGOIX (éds),
Questions de population. Actes du Colloque Jeunes Chercheurs:
 I. *Mesures démographiques dans des petites populations*, 1997, 50 p.
 II. *Nuptialité – fécondité – reproduction*, 1997, 120 p.
 III. *Histoire des populations*, 1997, 90 p.
 IV. *Économie et emploi*, 1997, 50 p.
 V. *Vieillesse – retraite*, 1997, 66 p.
 VI. *Famille*, 1997, 128 p.
 VII. *Santé – mortalité*, 1997, 136 p.
 VIII. *Population et espace*, 1997, 120 p.
 IX. *Migration – intégration*, 1997, 96 p.
- N° 57.– Isabelle SÉGUY et Corinne MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive non nominative*, 1997, 106 p.
- N° 56.– Maire Ní BHROLCHÁIN and Laurent TOULEMON, *Exploratory analysis of demographic data using graphical methods*, 1996, 50 p.

- N° 55.– Laurent TOULEMON et Catherine de GUIBERT-LANTOINE, *Enquêtes sur la fécondité et la famille dans les pays de l'Europe (régions ECE des Nations unies). Résultats de l'enquête française*, 1996, 84 p.
- N° 54.– G. BALLAND, G. BELLIS, M. DE BRAEKELEER, F. DEPOID, M. LEFEBVRE, I. SEGUY, *Généalogies et reconstitutions de familles. Analyse des besoins*, 1996, 44 p.
- N° 53.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique ? Le cas de la France de 1925 à 1993*, 1996, 46p .
- N° 52.– Catherine BONVALET et Eva LELIÈVRE, *La notion d'entourage, un outil pour l'analyse de l'évolution des réseaux individuels*, 1996, 18 p.
- N° 51.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995?*, 1996, 80 p.
- N° 50.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV, Véronique HERTRICH et Jacques VALLIN, *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie, 1965-1993*, 1995, 70 p.
Avec, en supplément, 1 volume d'Annexes de 384 p.
- N° 49.– Jacques VALLIN, *Espérance de vie : quelle quantité pour quelle qualité de vie ?*, 1995, 24 p.
- N° 48.– François HÉRAN, *Figures et légendes de la parenté*:
I. *Variations sur les figures élémentaires*, 1995, 114 p.
II. *La modélisation de l'écart d'âge et la relation groupe/individu*, 1995, 84 p.
III. *Trois études de cas sur l'écart d'âge: Touaregs, Alyawara, Warlpiri*, 1995, 102 p.
IV. *Le roulement des alliances*, 1995, 60 p.
V. *Petite géométrie fractale de la parenté*, 1995, 42 p.
VI. *Arbor juris. Logique des figures de parenté au Moyen Age*, 1996, 62 p.
VII. *De Granet à Lévi-Strauss*, 1996, 162 p.
VIII. *Les vies parallèles. Une analyse de la co-alliance chez les Etoro de Nouvelle-Guinée*, 1996, 80 p.
IX. *Ambrym ou l'énigme de la symétrie oblique : histoire d'une controverse*, 1996, 136 p.
- N° 47.– Olivia EKERT-JAFFÉ, Denise ARBONVILLE et Jérôme WITWER, *Ce que coûtent les jeunes de 18 à 25 ans*, 1995, 122 p.
- N° 46.– Laurent TOULEMON, *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, 1995, 56 p.
- N° 45.– Graziella CASELLI, France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début de siècle*, 1995, 60 p.
- N° 44.– Magali BARBIERI, Alain BLUM, Elena DOLGIKH, Amon ERGASHEV, *La transition de fécondité en Ouzbékistan*, 1994, 76 p.
- N° 43.– Marc De BRAEKELEER et Gil BELLIS, *Généalogies et reconstitutions de familles en génétique humaine*, 1994, 66 p.
- N° 42.– Serge ADAMETS, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *Disparités et variabilités des catastrophes démographiques en URSS*, 1994, 100 p.
- N° 41.– Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Irina TROITSKAJA, *L'avortement et la contraception en Russie et dans l'ex-URSS : histoire et présent*, 1993, 74 p.
- N° 40.– Gilles PISON et Annabel DESGREES DU LOU, *Bandafassi (Sénégal) : niveaux et tendances démographiques 1971-1991*, 1993, 40 p.
- N° 39.– Michel Louis LÉVY, *La dynamique des populations humaines*, 1993, 20 p.
- N° 38.– Alain BLUM, *Systèmes démographiques soviétiques*, 1992, 14 + X p.

- N° 37.– Emmanuel LAGARDE, Gilles PISON, Bernard LE GUENNO, Catherine ENEL et Cheikh SECK, *Les facteurs de risque de l'infection à VIH2 dans une région rurale du Sénégal*, 1992, 72 p.
- N° 36.– Annabel DESGREES DU LOU et Gilles PISON, *Les obstacles à la vaccination universelle des enfants des pays en développement. Une étude de cas en zone rurale au Sénégal*, 1992, 26 p.
- N° 35.– France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV et Jacques VALLIN, *La mortalité par causes en URSS de 1970 à 1987 : reconstruction de séries statistiques cohérentes*, 1992, 36 p.
- N° 34.– France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité par cancer et par maladies cardio-vasculaires en Europe depuis 1950*, 1992, 48 p.
- N° 33.– Didier BLANCHET, *Vieillesse et perspectives des retraites : analyses démographiques*, 1991, 120 p.
- N° 32.– Noël BONNEUIL, *Démographie de la nuptialité au XIX^e siècle*, 1990, 32 p.
- N° 31.– Jean-Paul SARDON, *L'évolution de la fécondité en France depuis un demi-siècle*, 1990, 102 p.
- N° 30.– Benoît RIANDEY, *Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine*, 1989, 24 p.
- N° 29.– Thérèse LOCOH, *Changement social et situations matrimoniales : les nouvelles formes d'union à Lomé*, 1989, 44 p.
- N° 28.– Catherine ENEL, Gilles PISON, et Monique LEFEBVRE, *Migrations et évolution de la nuptialité. L'exemple d'un village joola du sud du Sénégal, Mlomp*, 1989, 26 p. (*Sénégal*) depuis 50 ans, 1^{ère} édition : 1989, 36 p. ; 2^{ème} édition revue et augmentée : 1990, 48 p.
- N° 27.– Nicolas BROUARD, *L'extinction des noms de famille en France : une approche*, 1989, 22 p.
- N° 26.– Gilles PISON, Monique LEFEBVRE, Catherine ENEL et Jean-François TRAPE, *L'influence des changements sanitaires sur l'évolution de la mortalité : le cas de Mlomp*, 1989, 36 p.
- N° 25.– Alain BLUM et Philippe FARGUES, *Estimation de la mortalité maternelle dans les pays à données incomplètes. Une application à Bamako (1974-1985) et à d'autres pays en développement*, 1989, 36 p.
- N° 24.– Jacques VALLIN et Graziella CASELLI, *Mortalité et vieillissement de la population*, 1989, 30 p.
- N° 23.– Georges TAPINOS, Didier BLANCHET et Olivia EKERT-JAFFÉ, *Population et demande de changements démographiques, demande et structure de consommation*, 1989, 46 p.
- N° 22.– Benoît RIANDEY, *Un échantillon probabiliste de A à Z : l'exemple de l'enquête Peuplement et dépeuplement de Paris. INED (1986)*, 1989, 12 p.
- N° 21.– Noël BONNEUIL et Philippe FARGUES, *Prévoir les « caprices » de la mortalité. Chronique des causes de décès à Bamako de 1964 à 1985*, 1989, 44 p.
- N° 20.– France MESLÉ, *Morbidité et causes de décès chez les personnes âgées*, 1988, 18 p.
- N° 19.– Henri LERIDON, *Analyse des biographies matrimoniales dans l'enquête sur les situations familiales*, 1988, 64 p.
- N° 18.– Jacques VALLIN, *La mortalité en Europe de 1720 à 1914 : tendances à long terme et changements de structure par âge et par sexe*, 1988, 40 p.
- N° 17.– Jacques VALLIN, *Évolution sociale et baisse de la mortalité : conquête ou reconquête d'un avantage féminin ?*, 1988, 36 p.

- N° 16.– Gérard CALOT et Graziella CASELLI, *La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982* :
- I.– *Analyse selon le sexe et l'âge au niveau national et provincial*, 1988, 72 p.
- II.– *Tables de mortalité par province*, 1988, 112 p.
- N° 15.– Peter AABY (s'adresser à J. VALLIN), *Le surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par rougeole en Afrique*, 1987, 52 p.
- N° 14.– Jacques VALLIN, *Théorie(s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, 1987, 44 p.
- N° 13.– Kuakuvi GBENYON et Thérèse LOCOH, *Différences de mortalité selon le sexe, dans l'enfance en Afrique au Sud du Sahara*, 1987, 30 p.
- N° 12.– Philippe FARGUES, *Les saisons et la mortalité urbaine en Afrique. Les décès à Bamako de 1974 à 1985*, 1987, 38 p.
- N° 11.– Gilles PISON, *Les jumeaux en Afrique au Sud du Sahara : fréquence, statut social et mortalité*, 1987, 48 p.
- N° 10.– Philippe FARGUES, *La migration obéit-elle à la conjoncture pétrolière dans le Golfe ? L'exemple du Koweït*, 1987, 30 p.
- N° 9.– Didier BLANCHET, *Deux études sur les relations entre démographie et systèmes de retraite*, 1986, 26 p.
- N° 8.– Didier BLANCHET, *Équilibre malthusien et liaison entre croissances économique et démographique dans les pays en développement : un modèle*, 1986, 20 p.
- N° 7.– Jacques VALLIN, France MESLÉ et Alfred NIZARD, *Reclassement des rubriques de la 8ème révision de la Classification internationale des maladies selon l'étiologie et l'anatomie*, 1986, 56 p.
- N° 6.– Philippe FARGUES, *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique*, 1986, 34 p.
- N° 5.– Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Les causes de décès en France de 1925 à 1978*, 1986, 36 p.
- N° 4.– Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, J. VAUPEL et A. YASHIN, *L'évolution de la structure par âge de la mortalité en Italie et en France depuis 1900*, 1986, 28 p.
- N° 3.– Paul PAILLAT, *Le vécu du vieillissement en 1979*, 1981, 114 p.
- N° 2.– Claude LÉVY, *Aspects socio-politiques et démographiques de la planification familiale en France, en Hongrie et en Roumanie*, 1977, 248 p.
- N° 1.– Georges TAPINOS, *Les méthodes d'analyse en démographie économique*, 1976, 288 p.