

# 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.)<sup>1</sup>

Version provisoire pour la journée du 6 mars : « Travail et parentalité font ils bon ménage ? »  
Ne pas citer sans autorisation, svp.

*Résumé : on étudie l'évolution des situations féminines au regard de l'emploi de 1992 à 2005 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, sur le comportement des femmes et leur évolutions au cours de 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.*

## **Introduction**

La participation des femmes au marché du travail a connu, depuis les années 70, une expansion massive en Europe. Néanmoins, c'est au cours des années 90 que l'Union Européenne a voulu insuffler un élan supplémentaire à cette expansion en en faisant un élément central de la Stratégie Européenne pour l'Emploi mise en œuvre depuis le Traité d'Amsterdam de 1997. La population féminine est vue comme un potentiel de main-d'œuvre relativement 'qualifiée' et 'flexible', dont l'accès à l'emploi devrait favoriser les gains de productivité et la croissance (Rubery et Smith, 1999). Le développement de l'activité féminine doit aussi permettre d'augmenter la part relative des actifs, et contribuer au rééquilibrage du ratio de dépendance économique nécessaire au financement des systèmes de protection sociale menacés par le vieillissement de la population (Thévenon, 2004). Enfin, l'activité des femmes est aussi prônée comme un moyen pour les ménages de sortir d'une situation de pauvreté. Néanmoins, cette appréciation positive de la croissance de l'activité féminine est relativement nouvelle puisque c'est la crainte que l'ouverture du marché du travail aux femmes ne soit un facteur d'accroissement du chômage qui domine jusqu'au milieu des années 90. Surtout, le développement de l'activité féminine est vu, dans les années 70 et 80, comme l'une des principales raisons de la baisse des niveaux de fécondité du fait de son incompatibilité avec la vie familiale. Les pays européens sont alors surtout encouragés à engager des politiques favorisant la conciliation entre travail et vie familial afin permettre la hausse des taux d'emploi et d'en minimiser les effets éventuellement négatifs sur la fécondité ou la vie familiale.

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. Ainsi, si leur accès au marché du travail s'est généralement élargi, le taux d'emploi en équivalent temps plein n'a, quant à lui, pas toujours crû dans les pays où c'est surtout le développement du temps partiel qui a dominé. L'évolution de l'activité des

---

<sup>1</sup> Pour toute correspondance : olivier.thevenon@ined.fr. Ined, 133 boulevard Davout, 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. Je témoigne ici de ma reconnaissance, même si les erreurs restantes demeurent de ma seule responsabilité.

femmes a donc été variable selon les pays, en fonction du contexte économique, démographique et institutionnel plus ou moins favorable à son développement.

L'objectif principal de ce papier est de décrire ces différentes évolutions depuis le début des années 90 et d'identifier dans quelle mesure les différences de comportements liées ou non aux caractéristiques de leur situation familiale ont évolué ou persisté. Trois questions sont plus attentivement étudiées :

1. Quels ont été les rôles du temps partiel et de l'élargissement de l'accès à l'emploi à temps plein dans le développement de l'activité féminine ? Cela implique d'examiner sur quelle base de volume de travail, à temps partiel ou à temps plein, s'est développée la participation des femmes à l'emploi.
2. Quels effets les maternités successives ont-elles joués sur les comportements d'activité ? Il s'agit alors d'évaluer l'effet de la présence d'enfants sur la participation des mères à l'emploi et leur volume de travail.
3. Enfin, quelles évolutions de comportements sont-elles observables au cours de ces quinze dernières années, pour l'ensemble des femmes, et pour les mères ? Dès lors, on s'attachera à identifier l'évolution de comportement à travers les différentes cohortes de femmes (en les isolant des effets d'âge), et l'évolution dans le temps des effets de la présence d'enfants.

Pour répondre à ces questions, on étudie l'évolution des situations féminines au regard de l'emploi de 1992 à 2005 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, sur le comportement des femmes et leur évolutions au cours de 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.

Par cette exploitation, nous voulons donc identifier de façon précise pour quelle(s) configuration(s) familiale(s) les changements de comportements d'activité des femmes ont été les plus importants. On sera alors en mesure de rechercher les changements du contexte socio-économique et institutionnel qui ont affecté de façon plus ou moins spécifique ces catégories de population. Autrement dit, on pourra identifier de manière sélective les évolutions institutionnelles dont l'influence semble avoir été la plus importante dans l'évolution des comportements. La portée de ce travail est donc ici surtout 'inductive'.

Dans une première partie, nous décrivons l'évolution des taux d'emploi au cours de la période considérée et rappelons les débats occasionnés au cours des années 90 par le développement de l'activité des femmes. 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 l'ensemble des 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). Les tendances qui se manifestent sont toutefois assez différentes, avec globalement une réduction des écarts entre pays sur la période, la croissance ayant été plus forte dans les pays où le niveau initial du taux d'emploi des femmes 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. La dispersion entre les pays s'est également réduite, l'écart-type entre les taux d'emploi étant passé de 13.6 à 8.2%.

Tableau 1 : L'évolution du taux d'emploi des femmes : 1992-2005.

Femmes de 15 à 64 ans

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Danemark	70.4	68.7	66.9	66.7	67.4	69.1	70.2	71.1	71.6	72.0	71.7	70.5	71.6	71.9
Suède	73.1	69.7	68.5	68.8	68.1	67.2	67.9	69.4	70.9	72.3	72.2	71.5	70.5	70.4
Finlande	63.7	59.6	58.7	59.0	59.4	60.3	61.2	63.4	64.2	65.4	66.2	65.7	65.6	66.5
Norvège	66.7	66.6	67.5	68.8	70.4	72.2	73.6	73.8	74.0	73.8	73.9	-	-	-
Autriche	-	-	58.9	59.0	58.4	58.6	58.8	59.6	59.6	60.7	61.3	61.6	60.7	62.0
Belgique	44.3	44.5	44.6	45.0	45.4	46.5	47.6	50.4	51.5	51.0	51.4	51.8	52.6	53.8
Allemagne	55.7	55.1	55.1	55.3	55.3	55.3	55.8	57.4	58.1	58.7	58.9	58.9	59.2	59.6
France	50.8	51.1	51.6	52.1	52.2	52.4	53.1	54.0	55.2	56.0	56.7	57.3	57.4	57.6
Luxembourg			44.4	42.6	43.8	45.3	46.2	48.6	50.1	50.9	51.6	50.9	51.9	53.7
Pays-Bas	51.0	52.0	53.2	53.8	55.8	58.0	60.1	62.3	63.5	65.2	66.2	66.0	65.8	66.4
Portugal	55.2	54.6	54.4	54.4	54.9	56.5	58.2	59.4	60.5	61.3	61.4	61.4	61.7	61.7
Espagne	32.5	31.5	30.7	31.7	33.1	34.6	35.8	38.5	41.3	43.1	44.4	46.3	48.3	51.2
Italie	36.5	35.8	35.4	35.4	36.0	36.4	37.3	38.3	39.6	41.1	42.0	42.7	45.2	45.3
Grèce	36.2	36.4	37.3	38.1	38.7	39.3	40.5	41.0	41.7	41.5	42.9	44.3	45.2	46.1
Royaume-Uni	60.8	60.8	61.2	61.7	62.5	63.1	63.6	64.2	64.7	65.0	65.2	65.3	65.6	65.9
Irlande	37.1	38.2	40.1	41.6	43.2	45.9	49.0	52.0	53.9	54.9	55.4	55.7	56.5	58.3
Pologne	-	-	-	-	-	51.3	51.7	51.2	48.9	47.7	46.2	46.0	46.2	46.8
Rep. Tchèque	-	-	-	-	-	-	58.7	57.4	56.9	56.9	57.0	56.3	56.0	56.3
Hongrie	-	-	-	-	45.2	45.4	47.2	49.0	49.7	49.8	49.8	50.9	50.7	51.0
EU (15)	49.7	49.3	49.3	49.7	50.2	50.8	51.6	53.0	54.1	55.0	55.6	56.0	56.8	57.4
<i>Ecart maximum</i>	40.6	38.2	37.8	37.1	37.3	37.6	37.8	35.5	34.4	32.7	31.9	28.8	26.4	26.6
<i>Ecart -type</i>	13.6	12.8	11.9	11.9	11.5	11.0	10.7	10.4	10.2	10.2	10.0	9.0	8.5	8.2

Source : L'emploi en Europe, 2006 ; OCDE pour la Norvège

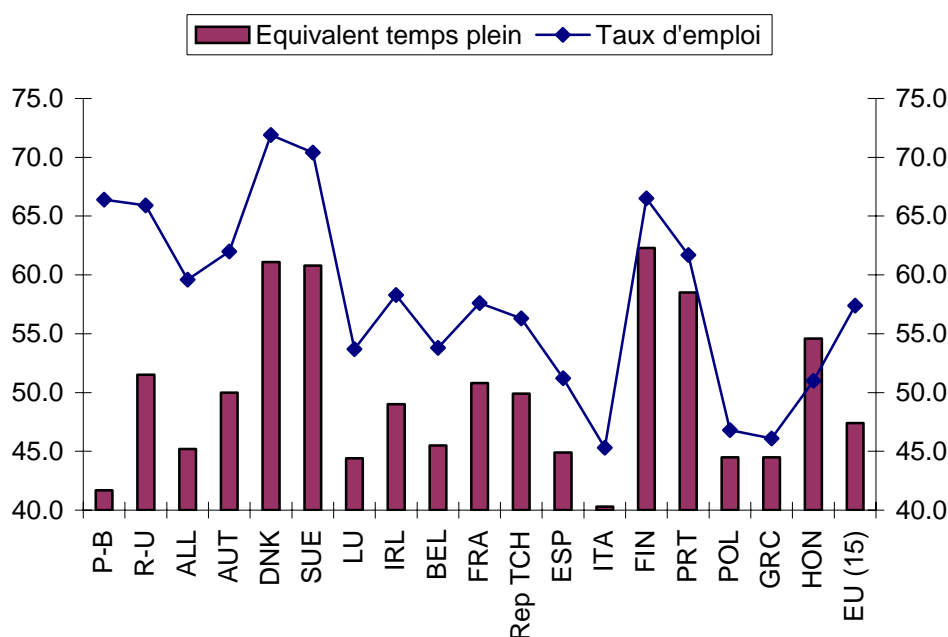
Le classement des pays ne s'est toutefois guère modifié, à quelques exceptions près. Ainsi, comme en début de période, les taux d'emploi sont les plus élevés dans les pays nordiques (Norvège, Danemark, Suède) où ils sont supérieurs à 70% depuis l'année 2000 pour les trois pays. Le taux d'emploi a néanmoins 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. 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. 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 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<sup>ème</sup> 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 observable 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.

### 1.2. Des disparités fortement liée à l'incompatibilité entre activité et fécondité

Une des principales questions traversant cette littérature 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).

Blanchet et Pennec (1993 ; 1996) ont étudié la corrélation négative qui était observée des années 60 aux années 80 dans les pays européens entre les niveaux de fécondité et d'activité féminine. 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 nombreuses<sup>2</sup>. Par contre-coup, 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, la situation des pays se distingue surtout en fonction du degré d'incompatibilité d'une participation à l'emploi avec la présence d'enfants et des différents facteurs économiques et institutionnels pouvant influencer cette relation. Il importe toutefois de savoir comment a évolué cette 'incompatibilité' dans un contexte où les taux de fécondité les plus élevés sont aujourd'hui observés dans les pays où la participation des femmes aux marchés du travail est elle aussi la plus forte. De plus, l'ajustement des relations emploi-famille est très réalisé par le calendrier des naissances ou celui du retour à l'emploi (Gustafsson *et al.*, 2002 ; Pronzato, 2005). Les relations entre le calendrier des naissances, la composition des familles et les comportements féminins en matière d'activité demeurent toutefois faiblement documentées au niveau comparatif.

### 1.3. Le rôle ambigu de la « flexibilisation » des marchés du travail

Le rôle de la flexibilisation des marchés du travail dans l'accès des femmes aux marchés du travail est une deuxième question largement débattue (Rubery *et al.*, 1996 ; Blossfeld, Hakim, 1997). Ces débats visent en particulier l'ambiguïté des effets de l'emploi temporaire

---

<sup>2</sup> Blanchet et Pennec (1993 ; 1996) décomposent la relation entre la taille de la descendance et le taux d'activité féminine en un produit de trois paramètres indépendants : (i) le degré d'attraction (moyenne pour l'activité par rapport à l'inactivité), (ii) le degré d'attraction moyenne 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.

et du travail à temps partiel qui, dans tous les pays, sont beaucoup plus fréquents parmi la population féminine que masculine (Tableau 2).

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	Hommes	Femmes	Diff
Pays nordiques	Danemark	11.6	32.6	-21	8.2	10.4	-2.2
	Finlande	8.7	17.7	-9	12.6	20	-7.4
	Norvège	9.9	33.4	-23.5	-	-	-
	Suède	11.2	35.5	-24.3	12.8	17.4	-4.6
Pays continentaux	Allemagne	-	-	-	12.2	12.3	-0.1
	France	5.4	29.8	-24.4	11.6	14.3	-2.7
	Pays-Bas	22	74	-52	13	16.5	-3.5
Pays du Sud	Espagne	2.6	16.8	-14.2	28.6	33.5	-4.9
	Italie	3.2	17.3	-14.1	8.2	12.2	-4
	Portugal	7.3	17	-9.7	19.4	23	-3.6
Pays anglo-saxons	Royaume-Uni	9.9	44	-34.1	5.4	6.8	-1.4

Source : Emploi en Europe 2004, Commission européenne, année 2003.

Le temps partiel permet certes à certaines femmes de combiner une participation à l'emploi à la présence d'enfants, mais il peut aussi être un facteur de marginalisation dans la mesure où le temps partiel est souvent développé 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 (Meulders *et al.*, 1994 ; Blossfeld, Hakim, 1997). En outre, le temps partiel n'est pas toujours choisi en raison d'un aménagement horaire compatible avec la vie familiale. Enfin, le travail à temps partiel accentue en outre la ségrégation dans l'emploi entre hommes et femmes, en attirant ces dernières dans des secteurs ou des professions spécifiques (Rubery *et al.*, 1996 ; Steinmetz *et al.*, 2002). Il importe alors de saisir dans quelle mesure le volume de travail sert ou non de variable d'ajustement aux 'contraintes' familiales et de différencier le temps partiel selon la durée du travail habituellement réalisée. Le risque de marginalisation sera en effet d'autant plus fort que le temps de travail est réduit.

#### 1.4. Des typologies anciennes et insuffisantes

La littérature comparative européenne a fortement nourri ces débats en comparant les effets de la maternité sur les profils d'activité des femmes et la place du temps partiel. Clairement, une première génération de travaux<sup>3</sup>, centrée sur les comportements d'activité des années 80 ou du début des années 90, a permis d'établir des classifications qui varient parfois, mais suffisamment proches pour en proposer une synthèse en trois grands groupes de pays :

<sup>3</sup> Parmi ces travaux, on se réfère ici surtout à 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 un compte-rendu plus précis des classifications issues de ces travaux.

- 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.

- Dans un deuxième groupe de pays, parmi lesquels le Royaume-Uni, les Pays-Bas et l'Allemagne dans sa partie Ouest, on observe une alternance des phases de formation de la famille et de participation au marché du travail. L'activité des mères est alors caractérisée par une interruption 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 du Sud, 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 sensible aux variations de la charge familiale. La sortie du marché du travail avec l'extension de la famille est souvent définitive.

Plus récemment, les travaux comparatifs ont davantage examiné les déterminants de la participation des femmes à l'emploi et les politiques facilitant la conciliation d'une activité professionnelle avec la formation de la famille. 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.

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 du précédent 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 avant tout financière et directe, et 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 la proximité des situations observées 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. La première vise à identifier les effets de la maternité non seulement sur la participation au marché du travail, mais aussi sur le volume de travail. Pour cela, la durée habituelle de travail hebdomadaire est distinguée en durée proche d'un 'temps plein' (c'est-à-dire au moins égal à 33 heures), équivalente à un 'temps moyen' (compris entre 19 et 32 heures), et considérée comme un 'temps faible' (au plus égale à 18 heures). Ensuite, on cherche à identifier dans quelle mesure l'âge auquel débute, sur le cycle de vie des femmes, la formation de la famille influence les comportements féminins d'activité. Enfin et surtout, on étudie ici l'évolution des comportements dans le temps, sur la période 1992-2005. Pour cela, on veut isoler les effets d'âge, illustrant les variations de comportement sur le cycle de vie, des évolutions de comportements à travers les générations. Plus généralement, on a choisi d'expliquer les différences de situations au regard de l'emploi des femmes en fonction d'un nombre limité de variables 'explicatives' décrivant leur situation familiale de façon assez détaillée afin d'en examiner précisément les interactions et de mesurer l'évolution au cours du temps des effets qui leur sont associés. Le terme 'explicatif' s'entend alors non pas au sens où l'ensemble de variables décompose très précisément le processus de décision – qui serait par exemple le cas à l'appui d'un modèle structurel d'offre de travail - mais au sens où l'on cherche bien à identifier ici les variables qui différencient de façon principale les comportements féminins d'activité et leur évolution.

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

### II.1. 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 perspective s'inscrit donc dans la lignée des modèles de cycle de vie appliqués à l'offre de travail (Heckman et Killingsworth, 1986). Dans ces modèles, la participation et le volume d'heures travaillées sont fonctions du salaire offert, de caractéristiques déterminant la situation personnelle et familiale ou les préférences, et d'un effet fixe individuel. L'activité des femmes évolue alors 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.

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, le modèle individuel peut être transformé en un modèle de cohortes (Smith et Ward, 1985 ; Afsa et Buffeteau, 2005) : l'effet fixe est alors



remplacé par 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).

Pour être exhaustif, il faudrait distinguer des effets de générations ceux plus spécifiquement liés à la période d'enquête, qui peut inclure des variations conjoncturelles. 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, la distinction entre effet de cohorte et de date n'est pas toujours interprétable. De plus, on cherche à limiter le nombre de paramètres à estimer, ne serait-ce que pour préserver la qualité des estimations et la lisibilité des résultats. Enfin, on souhaite ne pas imposer *a priori* de restrictions trop fortes sur la forme de l'effet 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. Ces derniers sont saisis par des variables indicatrices dont on estime alors les interactions. L'effet d'âge est alors compris, pour chaque cohorte, comme l'interaction entre les années de naissance et d'enquête, qui reflète l'évolution des comportements sur une partie du cycle de vie. L'estimation réalisée est alors la plus 'flexible' puisque les effets d'âge ou de cohorte ne sont pas contraints dans leur forme et que leur interprétation peut varier.

Par ailleurs, la situation au regard de l'emploi est modélisée ici en considérant la fécondité et l'éducation comme des données qui influencent les décisions postérieures d'offre de travail. La présence d'enfants est donc considérée ici comme une donnée exogène. Pour autant, l'offre de travail et la demande d'enfant peuvent être décidées simultanément. Pour tenir compte de cela, il faudrait modéliser conjointement la fécondité et l'activité pour éviter tout biais d'endogénéité. Néanmoins, les décisions d'offre de travail peuvent être adaptées après une naissance, et il n'est certainement pas dans ce cas déraisonnable de prêter une certaine exogénéité à la composition du ménage et au nombre d'enfants. Toutefois, l'effet des variables individuelles, comme par exemple le niveau d'éducation, l'âge, la situation économique du conjoint, sur l'activité des femmes est estimé de façon 'partielle' (et peut donc être sous-estimé) puisque ces variables peuvent aussi avoir un effet indirect via leur influence sur la fécondité.

Pour chacun des 15 pays considérés ici, on estime les probabilités conditionnelles attachées aux différentes situations possibles au regard de l'emploi, au moyen d'une modélisation log-linéaire qui tient compte des caractéristiques de la composition des ménages (y compris la date d'arrivée du premier enfant). Deux raisons motivent le recours à ce type de modélisation. D'abord, le format agrégé des données qui implique d'utiliser une méthode adaptée à l'analyse des tables de contingence de grande taille. Ensuite, l'objectif ici exploratoire d'identifier les liaisons existant, à différents niveaux, entre les différentes variables 'explicatives' des situations au regard de l'emploi, sans faire d'hypothèses *a priori* ni sur l'ensemble des liaisons pertinentes, ni sur leur forme. Le modèle log-linéaire est alors utilisé pour modéliser la variable multinomiale correspondant aux différentes situations au regard de l'emploi en fonction des caractéristiques individuelles et familiales des femmes. La probabilité de chaque situation au regard de l'emploi  $i$  s'écrit comme le produit des effets associés aux différentes caractéristiques, incluant leur effets croisés (voir annexe méthodologique). Le modèle s'écrit donc sous sa forme linéarisée :

$$\ln p(i) = \sum_i X_i \lambda_i + \varepsilon_i$$

Où  $p(i)$  désigne la probabilité conditionnelle de la situation au regard de l'emploi  $i$ , étant données les caractéristiques individuelles, familiales, et l'année d'enquête ; ces caractéristiques sont données par le vecteur  $X$  ;  $\varepsilon_i$  représente le résidu pour chaque situation.

On envisage ici l'ensemble des effets croisés de premier ordre entre les différentes variables explicatives. Cela permet d'estimer dans quelle mesure l'effet de la composition du ménage 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.

Un objectif est d'identifier les variables et interactions entre variables les plus discriminantes, sans restreindre *a priori* l'ensemble croisements possibles. Pour cette raison, nous avons estimé l'ensemble des effets jusqu'au troisième niveau d'interaction possible entre les différentes variables explicatives. Les corrélations partielles associées à ces effets permettent de sélectionner les variables et croisement entre variables les plus discriminants ; cette sélection opérée, on regarde le profil des effets marginaux de chaque variable ou composition de variable sur la probabilité estimée d'être dans une situation au regard de l'emploi donnée.

Le modèle est estimé par minimisation de l'information discriminante qui a l'avantage de permettre une décomposition de l'information en contributions à l'information mesurant les corrélations partielles entre les caractéristiques individuelles et familiales et la situation au regard de l'emploi.

## II.2. 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. 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<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Le format des données transmises par Eurostat impose néanmoins certaines contraintes puisque, pour des raisons de confidentialité, ces données sont transmises sous forme de tables de contingence dont le degré

Par ailleurs, des informations de nature démographique peuvent être dérivées à partir de la composition des ménages, suivant certaines hypothèses et contraintes. Une limite apparaît, en particulier, 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 que nous pouvons identifier la présence d'enfant(s), sans pour autant pouvoir établir si l'enfant en question est celui des deux conjoints ou d'un seul, comme cela est possible en cas de recomposition familiale. On supposera alors que la présence d'enfant(s) exerce sur les comportements féminins d'offre de travail un effet relativement similaire dans les deux cas. En outre, seuls les enfants du chef de ménage ou de son conjoint sont 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. 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 à partir de données démographiques (Thévenon, 2003).

### II.3. 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 1992-99 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.

---

d'agrégation peut varier. Le traitement qui en suit est alors contraint puisque qu'un nombre limité de variables peuvent être simultanément croisées, suivant des regroupements en catégories de population plus ou moins détaillées. La demande d'extraction des données adressée à Eurostat impose alors de définir préalablement les regroupements en catégories de population, avec peu de marge pour modifier *ex post* la définition des variables.

(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<sup>5</sup>.

(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<sup>6</sup>. 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. 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.

Il est clair que l'information donnée par cette variable est corrélée à celle plus directement donnée par l'âge de l'aîné. Pour tenir compte de cette information et éviter les redondances, on aurait pu considérer l'écart d'âge entre l'aîné et le benjamin. Toutefois, une étude antérieure a mis en évidence le faible effet de la période séparant les deux naissances, à âge à la première naissance donnée. Ce dernier est en revanche un facteur important de différenciation des comportements. 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 n'est cependant pas totalement fixée par le modèle puisque l'interaction avec l'âge de la femme ou l'année d'enquête permet de mesurer si cet effet évolue dans le temps et s'il peut être assimilé à un effet d'âge de l'aîné.

(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.

### **III. Les résultats de l'estimation**

Les résultats sont présentés en deux temps. Les corrélations partielles associées aux différentes variables 'explicatives' (et mesurées sous la forme de contributions à

---

<sup>5</sup> Précisons que certaines interpolations ont été ici nécessaires afin d'assurer la continuité chronologique de l'information sur le niveau d'éducation en raison de changements de codification et/ou à un manque de fiabilité des données pour certaines années. Ainsi, la répartition moyenne observée en 1997 et en 1999 a été appliquée, toutes choses égales par ailleurs, au Royaume-Uni et en Allemagne pour 1998, année pour laquelle la répartition des niveaux d'éducation n'est pas disponible. La répartition de 1993 a été appliquée en 1992 pour la France, en raison de l'imperfection des informations codifiées pour cette année. Pour les Pays-Bas, un changement de codification entre 1995 et 1996 produit un accroissement de la population à faible niveau d'éducation, au détriment de la catégorie de niveau d'éducation intermédiaire.

<sup>6</sup> Aux Pays-Bas, un changement de codification des liens entre les partenaires d'un ménage a été effectué en 1992. Avant cette date, seules les femmes mariées sont identifiées comme conjointes au chef de ménage, alors que les partenaires non mariées sont considérés comme des ménages indépendants. Cette distinction n'existe plus à partir de 1992.

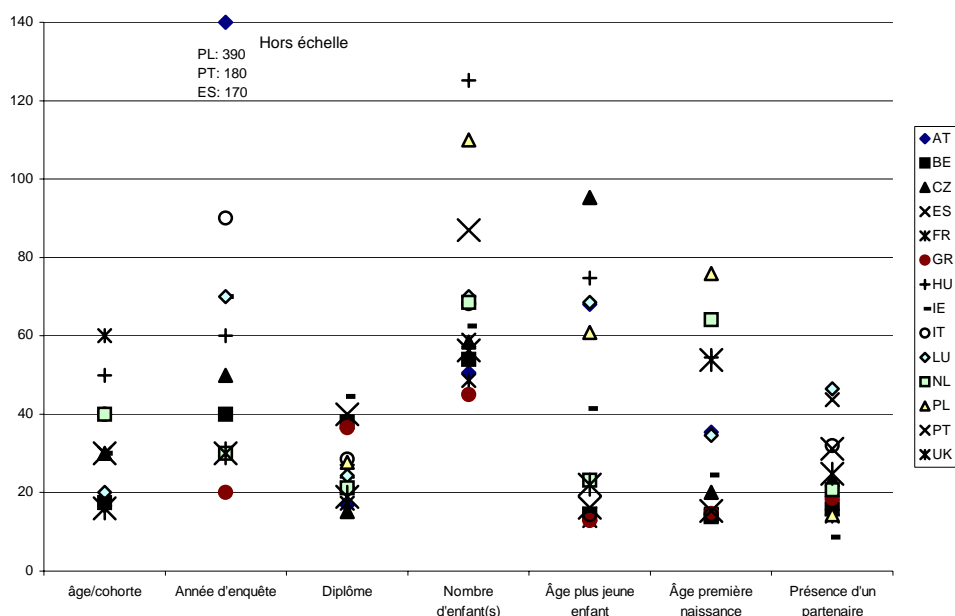
l'information) sont d'abord commentées. Les effets marginaux de chaque variable sur la probabilité prédite des différentes situations au regard de l'emploi sont ensuite présentés, en sélectionnant certaines interactions.

### III.1. L'analyse des corrélations partielles

L'examen des corrélations partielles permet de comparer entre les pays le poids de chaque variable dans l'explication de la dispersion des situations au regard de l'activité. Ces corrélations sont mesurées ici par la contribution à l'information modélisée de chaque variable, ou interaction entre variables – contribution qui n'est autre que la moyenne géométrique des paramètres correspondant à la variable ou à l'interaction étudiée (cf. annexe méthodologique). L'information du modèle est ainsi décomposée en somme de contributions relatives aux différentes variables ou croisement de variables, qui mesurent leur part respective dans l'explication de la dispersion des comportements<sup>7</sup>.

Cette décomposition permet donc d'identifier les pays pour lesquels une variable et ses interactions avec d'autres variables ont un poids particulièrement important. D'une façon générale, on observe que les effets croisés les plus importants concernent les variables de calendrier (années de naissance et d'enquête) et d'éducation, 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. Le graphique 2 représente les contributions à l'information modélisée des sept variables de notre modèle.

Graphique 2 : Contributions à l'information des différentes variables



On a sommé ici les informations correspondant aux effets simples, aux effets croisés de premier niveau et des interactions de second niveau avec les années d'enquête et de naissance.

Clairement, on observe ici que les situations au regard de l'emploi évoluent fortement 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). Les effets d'âges et/ou de cohorte (non distingués à ce stade) sont mesurés par la contribution associée à

<sup>7</sup> 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.

l'année de naissance et son interaction avec l'année d'enquête. Ces effets semblent particulièrement importants en France, Hongrie ou aux Pays-Bas.

L'effet de la présence et du nombre d'enfants est aussi un facteur très influant. Sa contribution est ici mesurée en tenant compte de l'effet de cohorte et d'année d'enquête associés. Cette influence est particulièrement importante 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 plus 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. Les influences du niveau d'éducation, de la présence d'un partenaire et de sa situation économique sont, quant à elles plus homogènes selon les pays. De plus, on observe que les interactions entre l'âge à la première naissance, 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.

En résumé, les 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.

### III.2. Présentation des effets marginaux.

Dans les pages suivantes, nous présentons les fréquences de chaque situation au regard de l'emploi prédites par le jeu d'un seul effet ou associations d'effets, isolés de tous les autres. On mesure ainsi l'effet marginal de chaque variable ou associations de variables, toutes choses égales par ailleurs. La décomposition précédente des corrélations partielles variables nous permet de sélectionner les effets et associations d'effets les plus pertinentes. 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.

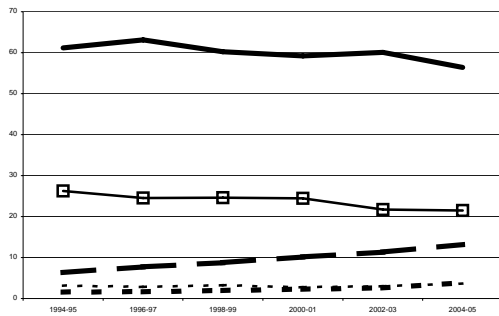
Le premier effet isolé est celui de l'année d'enquête qui relate l'évolution moyenne des comportements, à autres caractéristiques données (graphiques 3 ; cf. annexe méthodologique). On verra néanmoins que cette évolution à travers les années d'enquête est très différenciée selon d'autres caractéristiques comme l'année de naissance et le nombre d'enfant(s). 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. 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 cru aux Pays-Bas (et même surtout dans ce cas), en Irlande et au Royaume-Uni. En Autriche et surtout en Irlande, la probabilité d'occuper un emploi à temps plein semble même avoir diminué au profit du temps moyen (ou faible en Irlande).

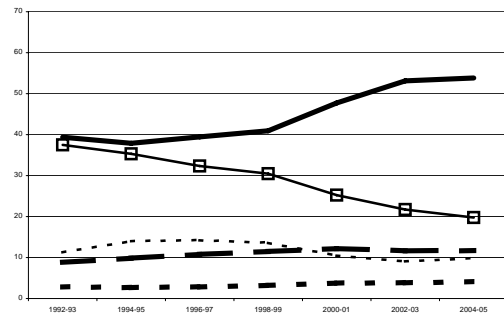
Les évolutions observées sur une plus courte période dans les pays de l'Est ne sont pas marquées, sauf en Pologne où le temps plein semble s'être substitué au temps moyen depuis 2002. Mais il reste à vérifier que cette tendance n'est pas liée à un problème de données.

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

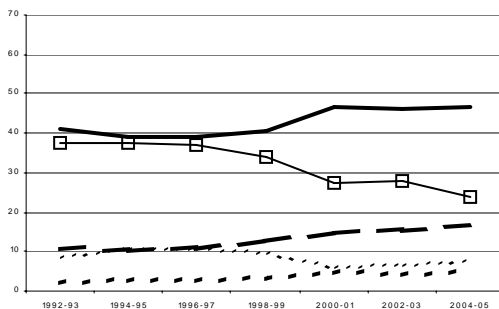
**Autriche**



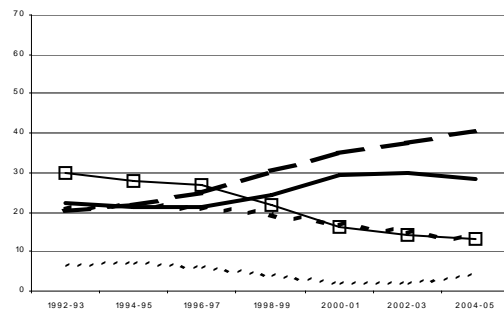
**France**



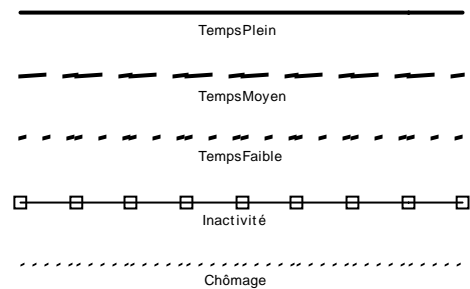
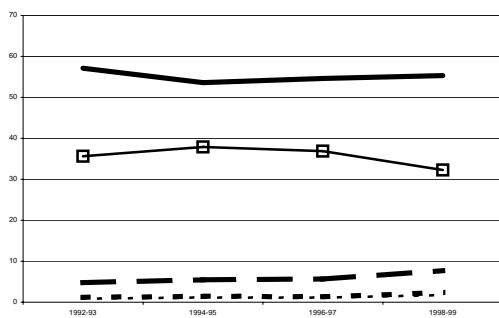
**Belgique**



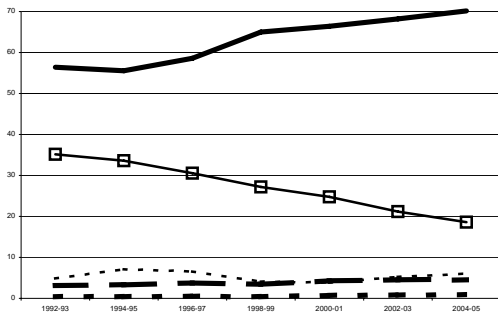
**Pays-Bas**



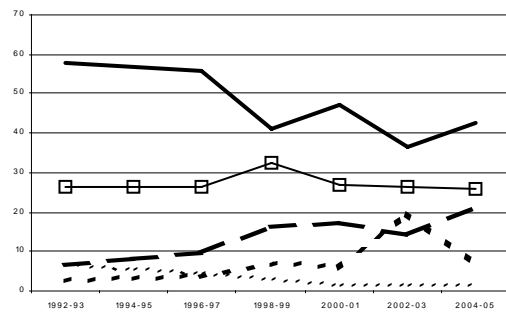
**Luxembourg**



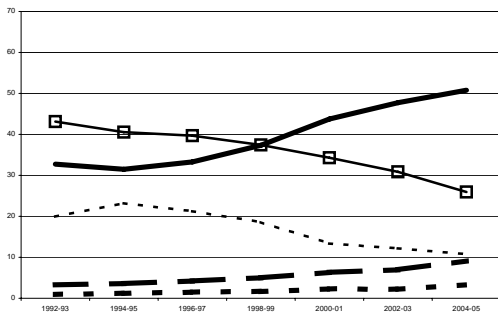
## Portugal



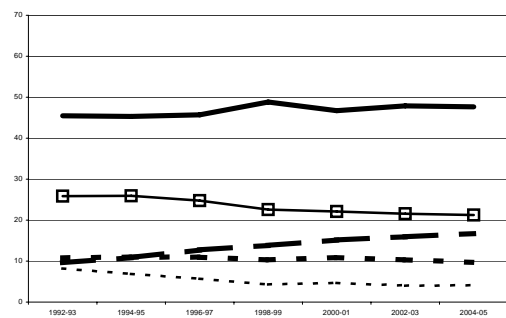
## Irlande



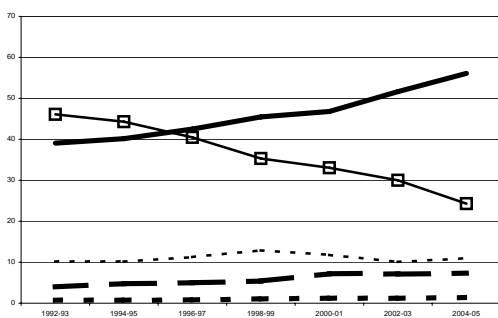
## Espagne



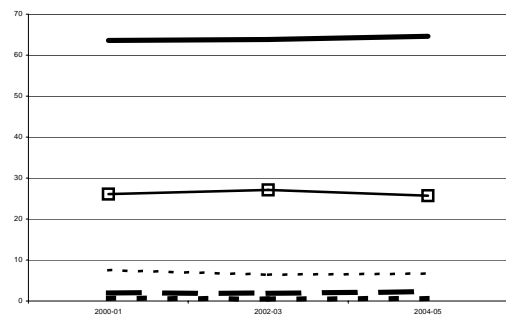
## Royaume-Uni



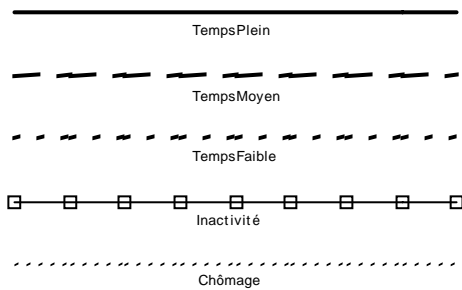
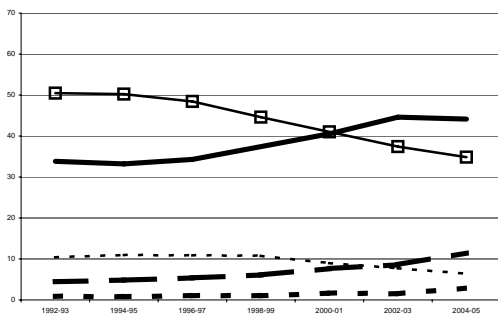
## Grèce



## République Tchèque

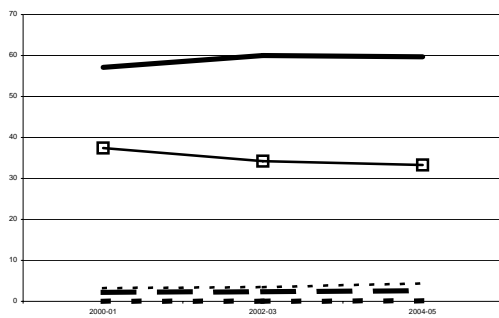


## Italie

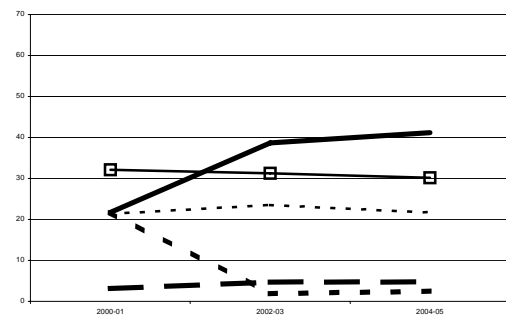




## Hongrie



## Pologne



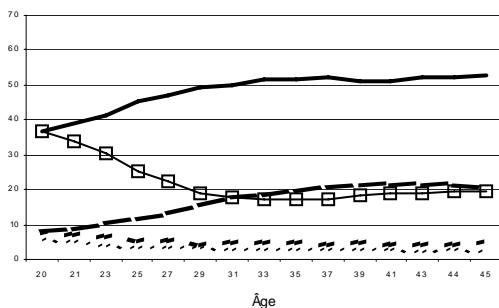
Vue la continuité des tendances dans le temps qui semblent peu affectées par des variations conjoncturelles, l'effet associé à l'année d'enquête semble principalement refléter des évolutions 'structurelles' de comportements. Ces évolutions peuvent être liées à un changement d'attitude ou à une transformation des marchés du travail.

Pour éclairer ces changements de comportements, on étudie les effets d'âge et de cohorte. Ces effets apparaissent ici à plusieurs niveaux puisque à l'effet moyen s'ajoute des effets d'âge ou de cohorte associés plus spécifiquement à d'autres caractéristiques individuelles et familiales. On considère ici d'abord l'influence moyenne de l'âge et de la cohorte qui s'applique, toutes choses égales par ailleurs, à autres caractéristiques données (graphiques 4). Cette influence est captée ici par le croisement de l'effet associé à l'année de naissance et de son interaction avec l'année d'enquête – isolé de l'effet d'année d'enquête simple qui, nous l'avons vu, reflète des évolutions structurelles du marché du travail non liées à l'âge. On est alors à même d'identifier l'évolution des situations sur le cycle de vie, c'est-à-dire l'effet de l'âge, et la déformation des profils par âge à travers les générations, qui reflète alors l'effet de génération. Les graphiques 4a représentent l'effet d'âge moyen estimée pour toutes les générations confondues ; l'ensemble des graphiques 4b illustrent, quant à eux, la déformation des profils d'âge à travers les cohortes.

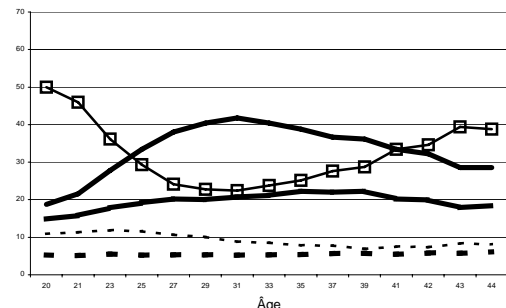
Graphique 4 : Effets d'âge et de génération sur les situations au regard de l'emploi

4a

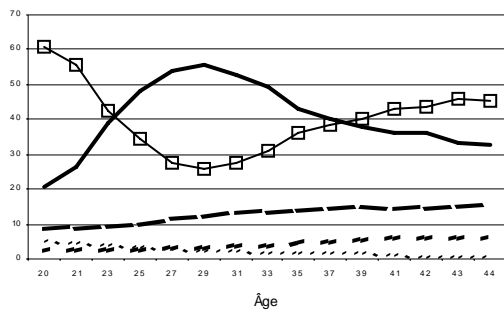
## Autriche



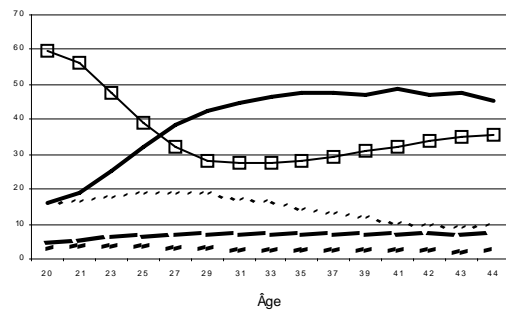
## Belgique



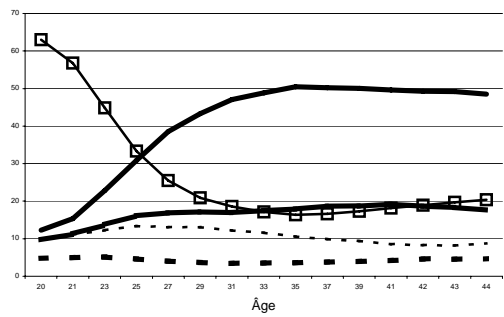
### Luxembourg



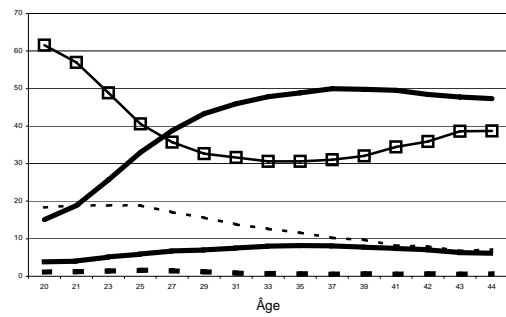
### Espagne



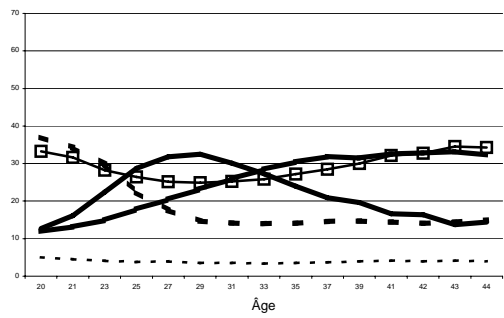
### France



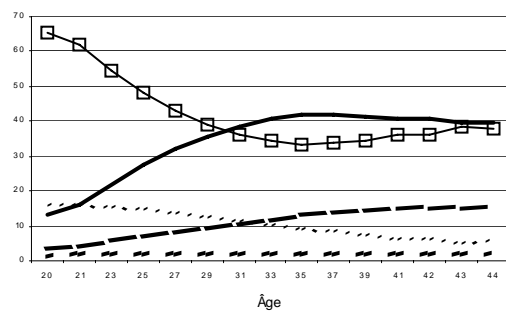
### Grèce



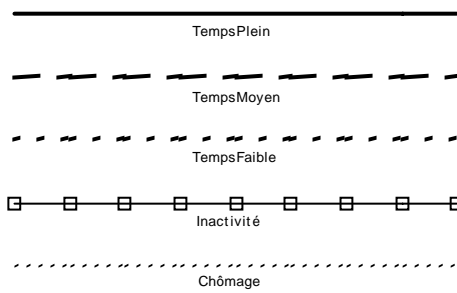
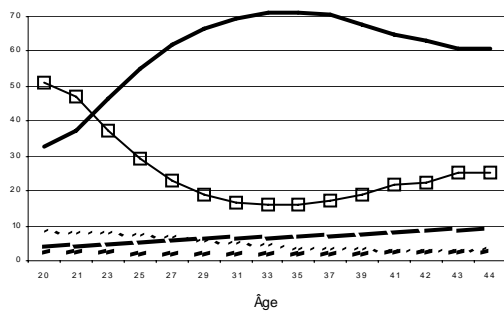
### Pays-Bas



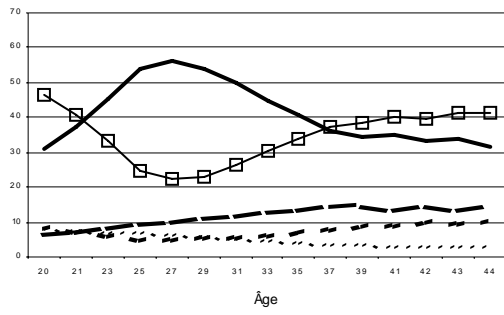
### Italie



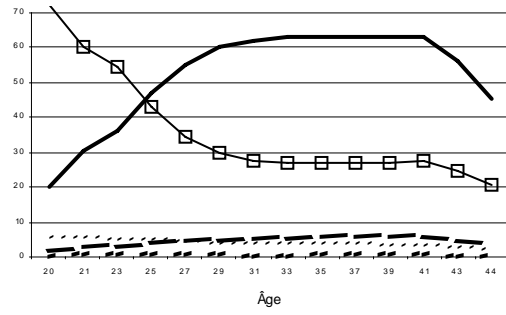
### Portugal



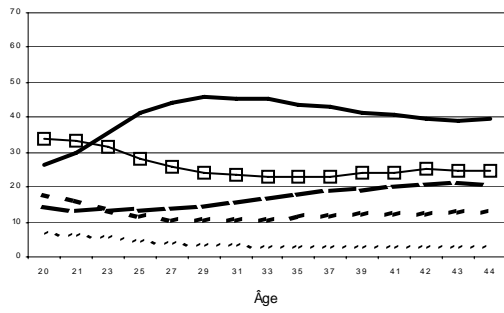
### Irlande



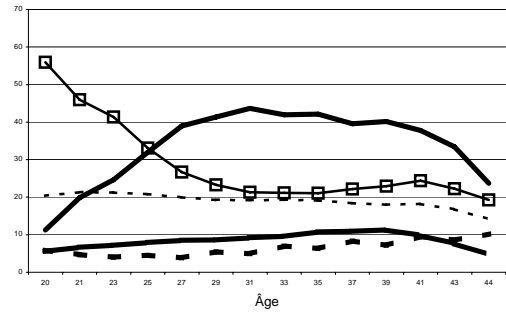
### Hongrie



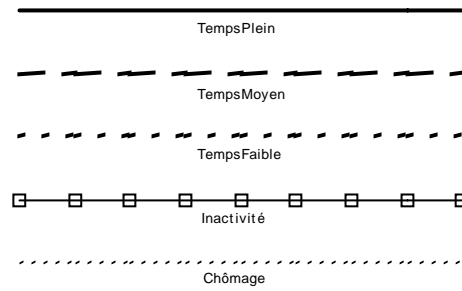
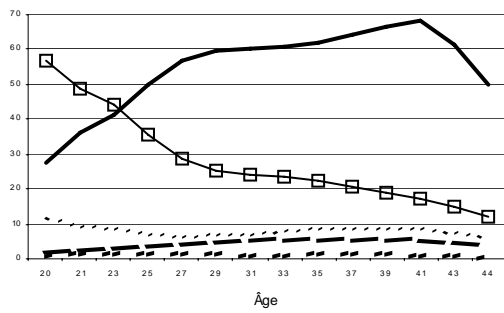
### Royaume-Uni



### Pologne

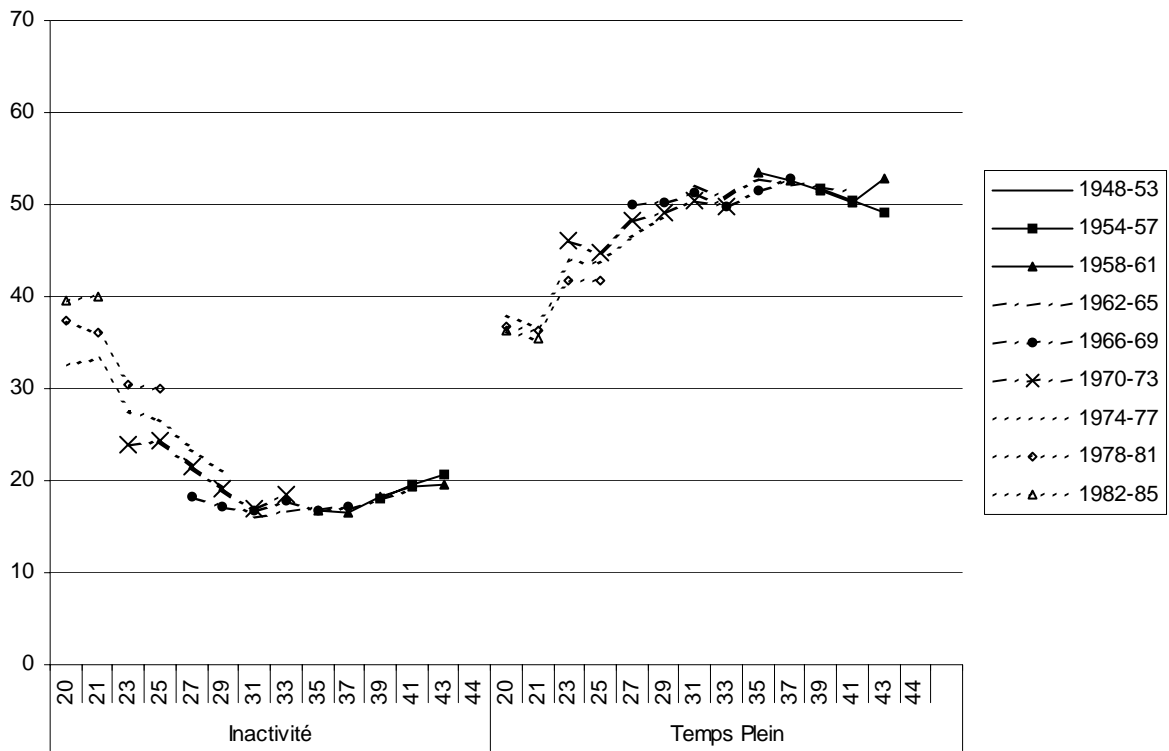


### République Tchèque

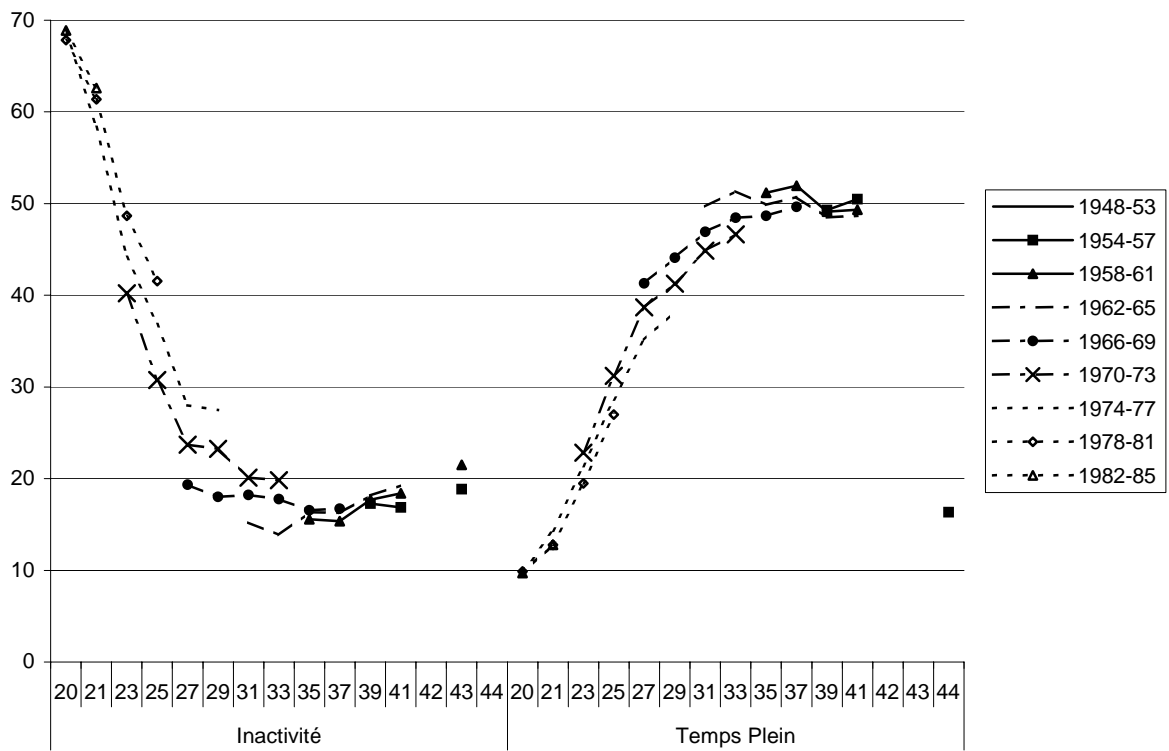


4b

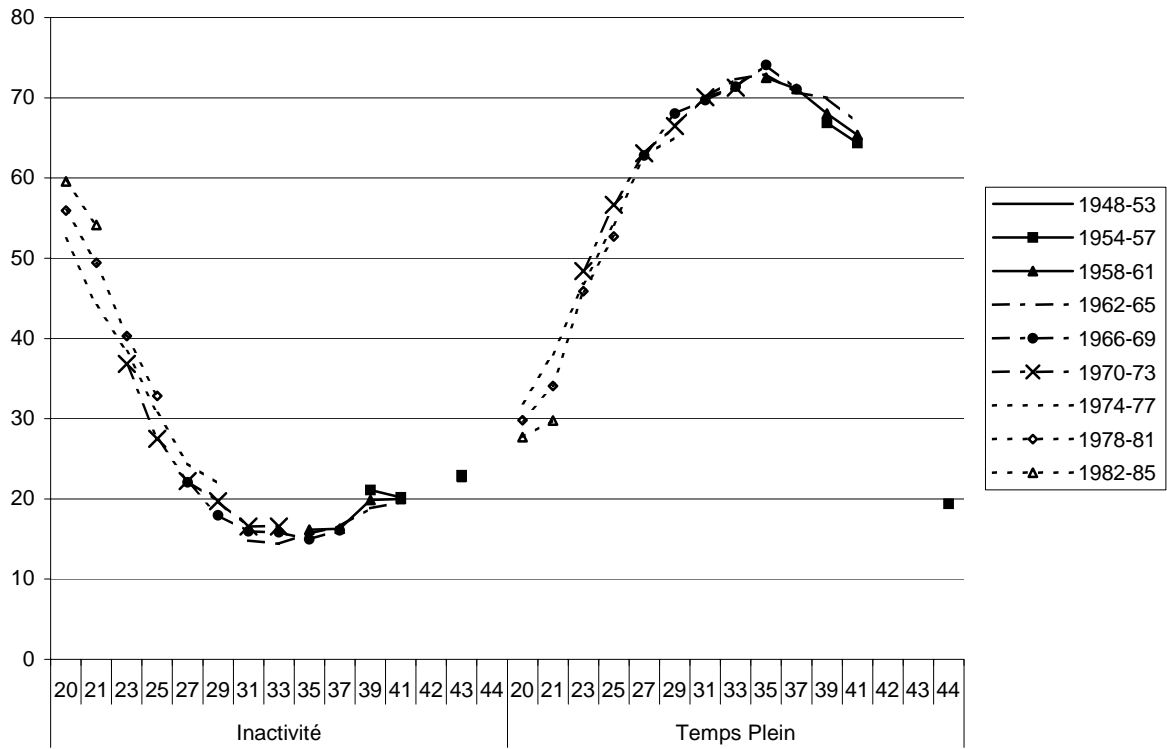
Autriche



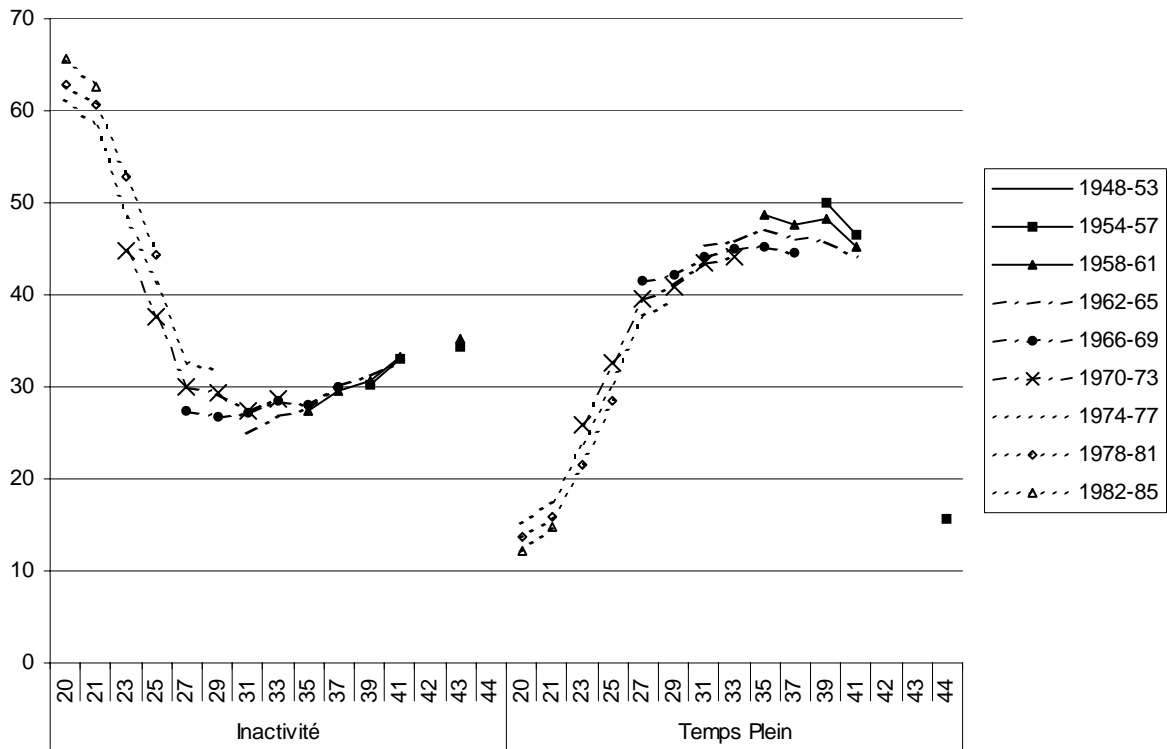
France



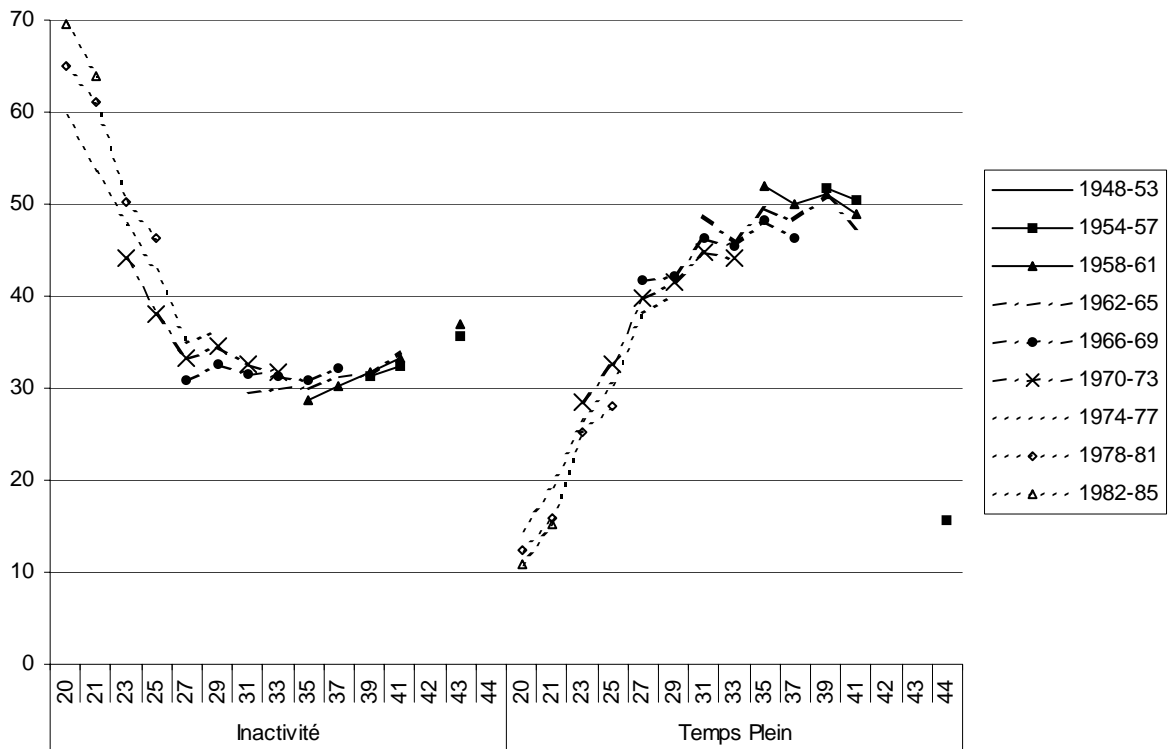
## Portugal



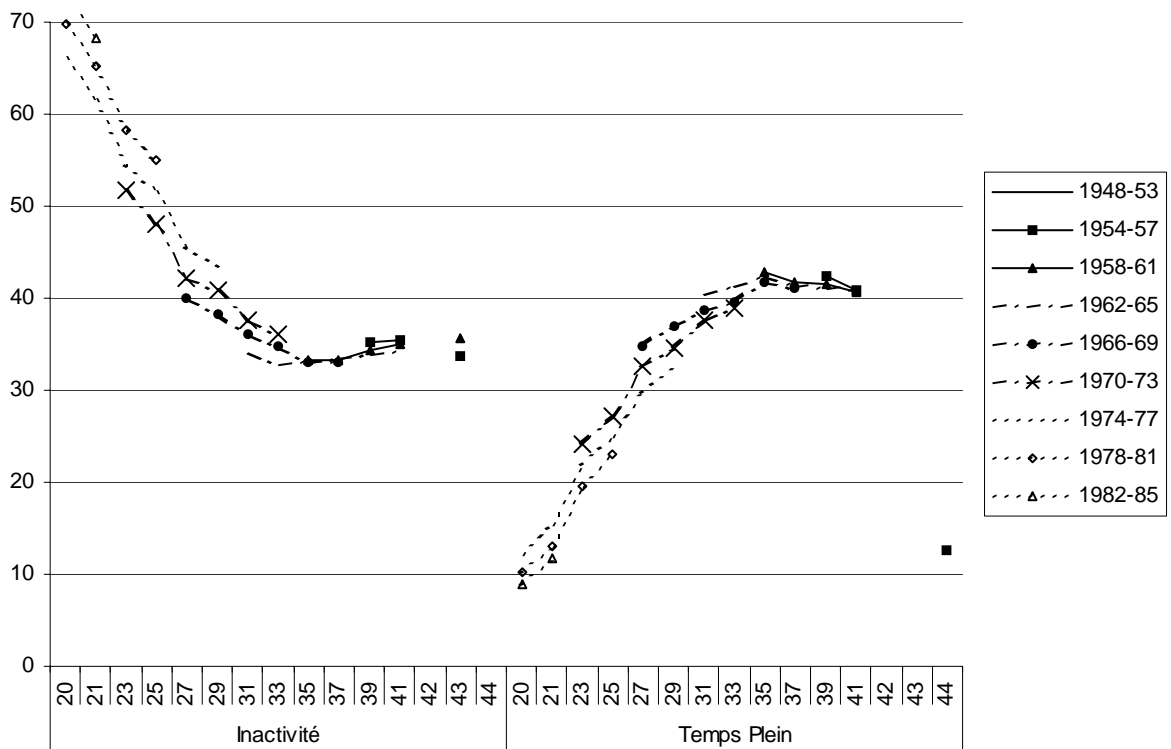
## Espagne



## 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 5a. Ces graphiques font apparaître plusieurs configurations. Tout d'abord, se distinguent les pays où la probabilité d'être inactive est 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. 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. Elle reflète aussi sans doute la difficulté, pour les femmes, à combiner cette insertion avec la formation de la famille. Un nombre croissant de femmes sont alors incitées à reporter l'arrivée des enfants (Gonzalez, 2006). Néanmoins, pour beaucoup d'entre elles cette arrivée est une étape qui continue encore de précéder leur insertion durable dans l'emploi.

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 associée à l'emploi à temps plein chute fortement à partir de 30 ans, alors que l'emploi à temps moyen et l'inactivité poursuivent leur croissance. On voit donc ici que le temps partiel effectué sur une base de temps moyen n'est ni simplement une activité combinée au statut d'étudiant, ni spécifiquement liée à l'arrivée d'enfants<sup>8</sup>, mais 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, pour la plupart des pays, concernent surtout la probabilité d'être inactive avant 30 ans et celle 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 quelques difficultés à entrer sur le marché du travail. Cet effet de cohorte est particulièrement marqué en Autriche, en France (au-delà de 23 ans), et dans les pays du sud. Cette 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 d'au plus 18 heures hebdomadaire, et ce au-delà de 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 a décliné, 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 autour de 30 ans et au-delà a augmenté, toutes choses égales par

---

<sup>8</sup> Ceci avait déjà été mis nettement en avant dans Thévenon (1999 ; 2003).

ailleurs, alors que l'occupation à temps plein a principalement 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.

Le nombre d'enfant(s) et, le cas échéant l'âge du plus jeune sont d'importants facteurs dans la décision de participer à l'emploi et le volume d'heure travaillées. L'effet de la présence d'enfant(s) est, tout d'abord présenté (graphiques 5a) avec son évolution à travers les années d'enquête (graphiques 5b). Dans tous les pays sauf en Irlande<sup>9</sup>, l'inactivité croît avec une première naissance, et la probabilité d'être inactive croît avec la taille de la descendance. En outre, dans la plupart des pays, l'impact des naissances suivant la première est assez comparable à la première (i.e. l'effet semble assez linéaire avec le nombre d'enfants). Toutefois, en France et en Belgique, c'est surtout la présence d'un troisième enfant qui accroît fortement la probabilité d'être inactive, alors que celle d'un seul enfant affecte très peu cette probabilité, surtout 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 pays. L'Irlande se distingue par le fait que l'inactivité est plus fréquente, toutes choses égales par ailleurs, pour les femmes sans enfant, ce qui peut indiquer que l'interruption d'activité précède souvent l'arrivée des enfants. Enfin, en République Tchèque et Hongrie, c'est nettement la présence d'un enfant, puis d'un troisième qui accroît la probabilité d'être inactive.

Du côté de l'emploi, on observe aussi que la présence d'enfant a un effet différent selon les pays. Globalement, la présence d'un enfant diminue très fortement la probabilité d'occuper un emploi à temps plein ; c'est même cette présence qui a le plus fort impact dans la plupart des pays, sauf en Belgique, Portugal, Luxembourg où les enfants suivants produisent un effet similaire. Ce n'est, en revanche, clairement pas le cas en France, où la présence d'un enfant a un effet assez faible sur l'emploi à temps plein, tandis que l'impact est progressif en fonction du nombre d'enfant.

La probabilité prédite de travailler à temps partiel est quant à elle assez généralement peu sensible au nombre d'enfant, 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 de 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. Mais c'est surtout aux Pays-Bas que l'adaptation du volume de travail à la charge familiale est très nette. Les femmes sans enfant ont une probabilité nettement plus forte que dans les autres pays de travailler à temps moyen, la présence d'un enfant affectant peu cette probabilité, tandis qu'un nombre d'enfants supérieur réduit fortement cette fréquence. Inversement, la probabilité de travailler à temps faible est symétriquement croissante avec la présence et le nombre

---

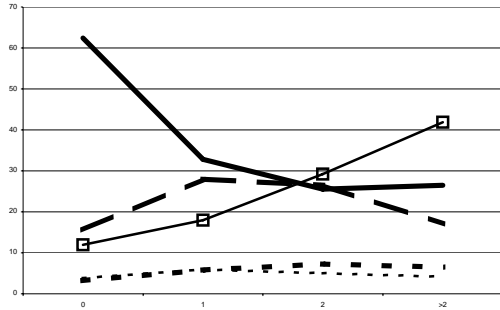
<sup>9</sup> Néanmoins les résultats concernant l'Irlande doivent être considérés avec précaution car l'effet liés aux enfants apparaît très instable selon les années d'enquêtes, ce qui peut être lié à un problème de fiabilité des données. Des contrôles ultérieurs nous permettront de vérifier ce point.



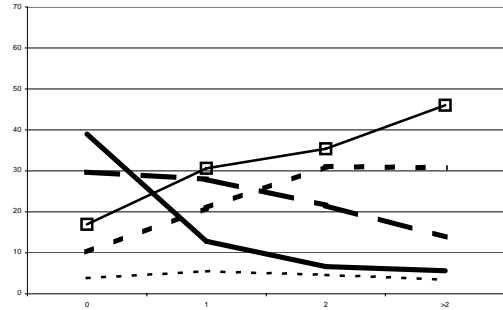
d'enfants : le temps faible est ici un moyen d'adapter sa situation d'emploi à l'extension de la charge familiale.

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

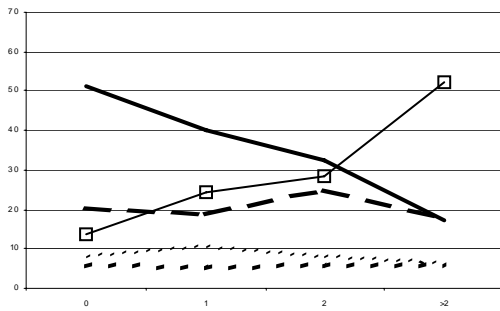
Autriche



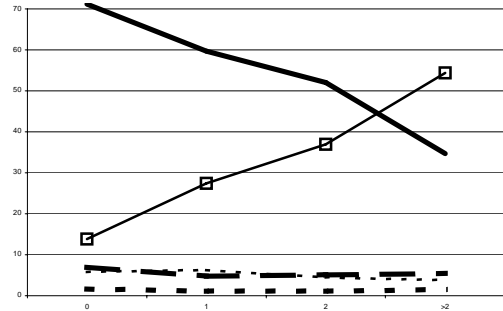
Pays-Bas



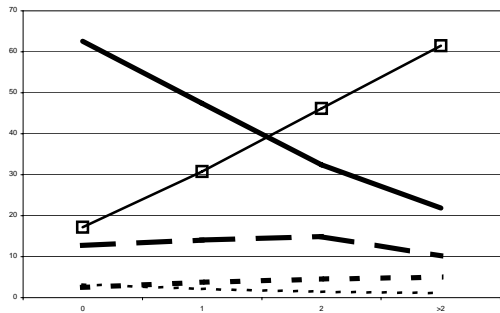
Belgique



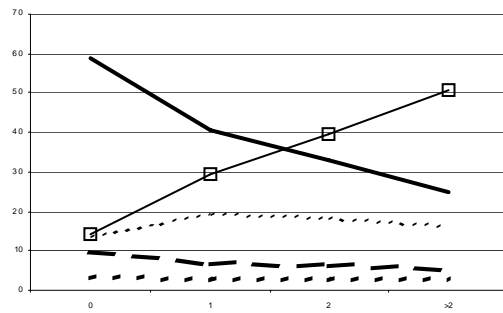
Portugal



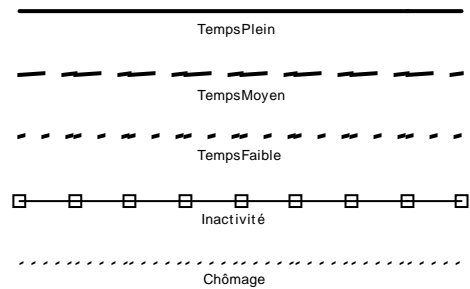
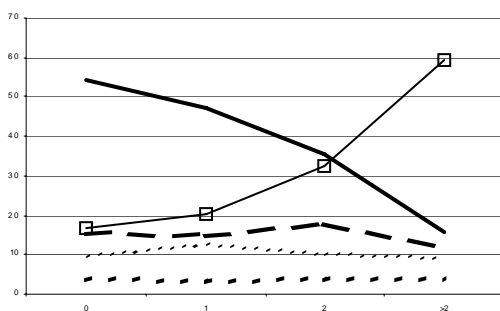
Luxembourg



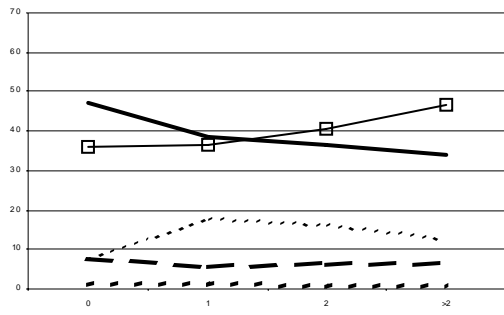
Espagne



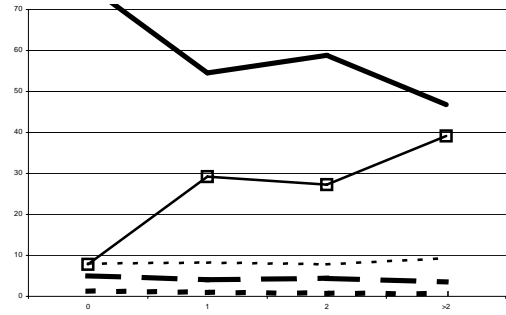
France



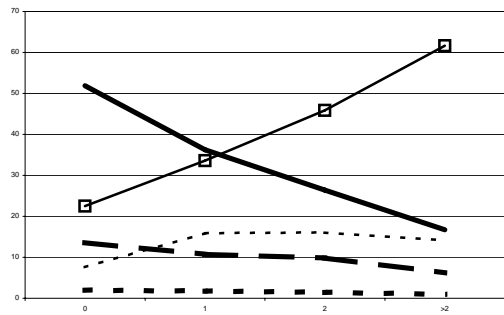
### Grèce



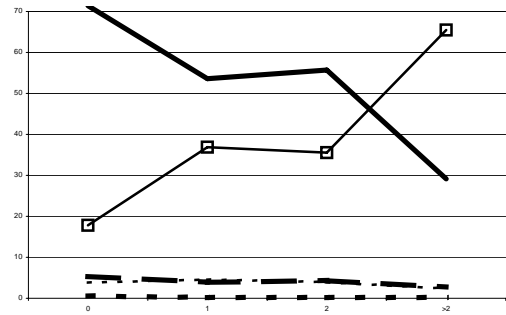
### République Tchèque



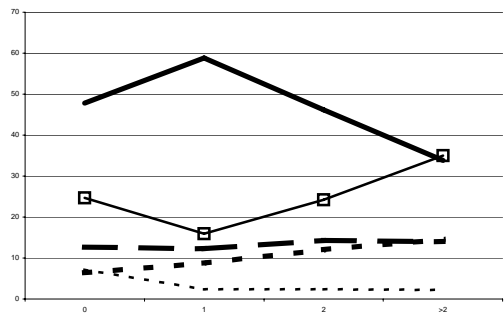
### Italie



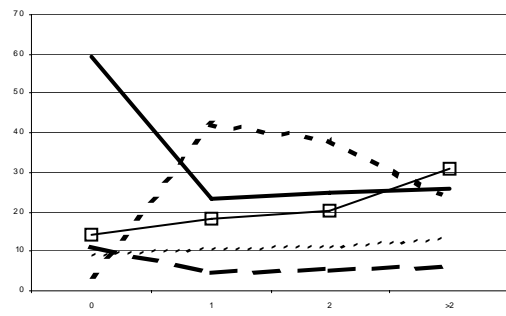
### Hongrie



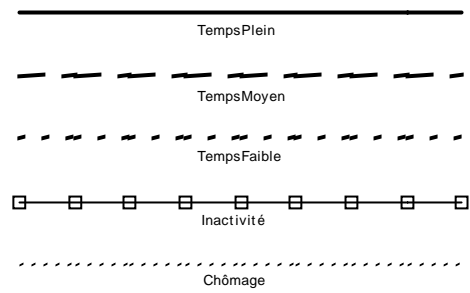
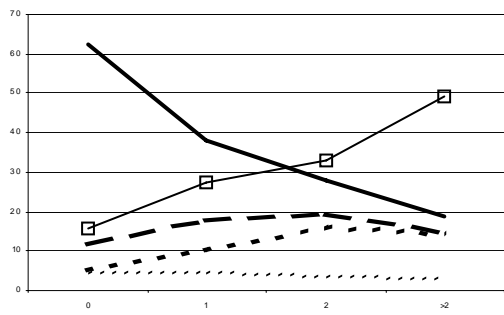
### Irlande



### Pologne

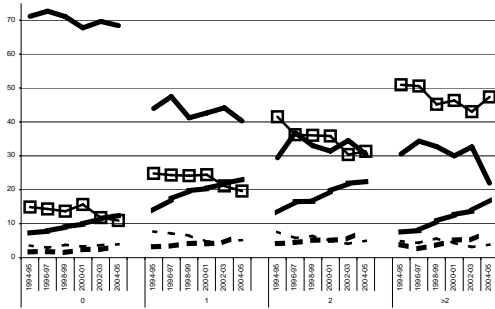


### Royaume-Uni

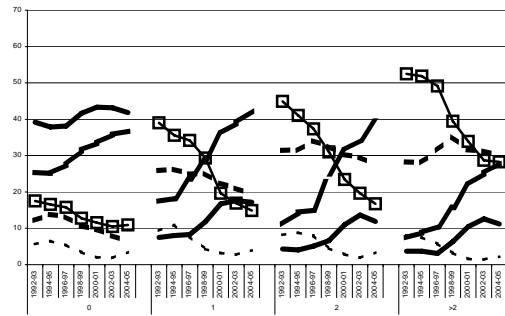


Graphiques 5b : Effet croisé du nombre d'enfant(s) et de l'année enquête

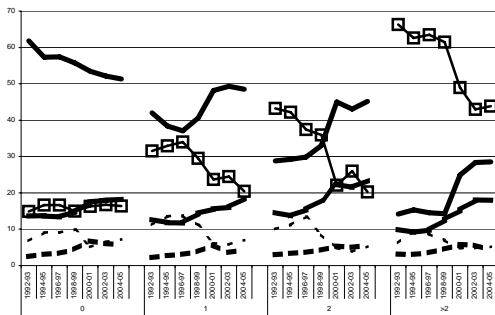
Autriche



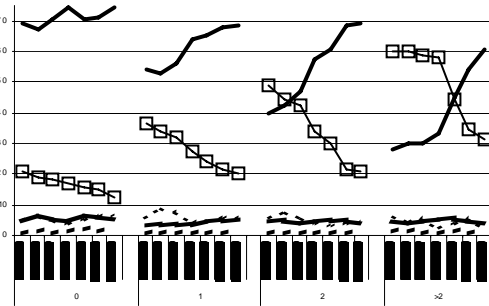
Pays-Bas



Belgique



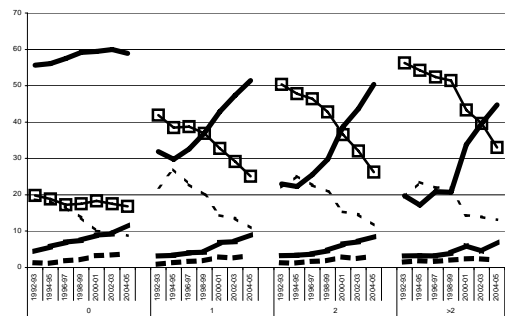
Portugal



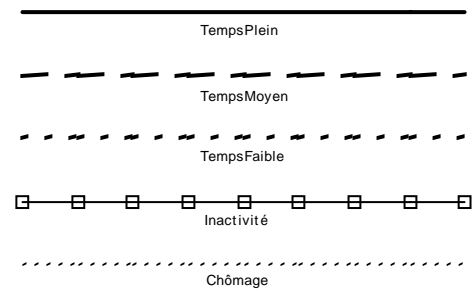
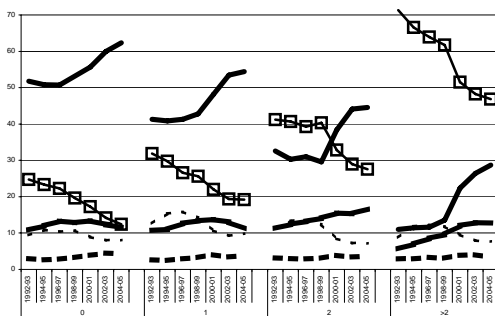
Luxembourg



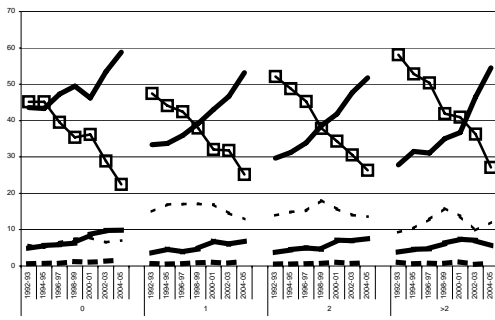
Espagne



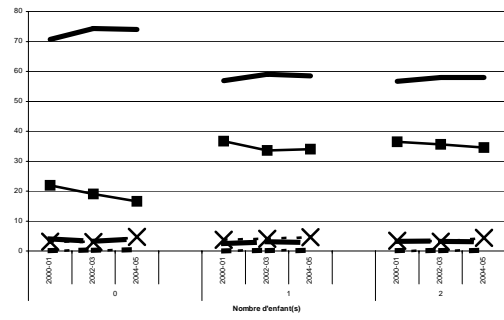
France



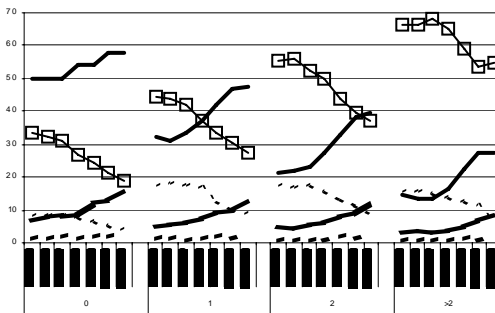
## Grèce



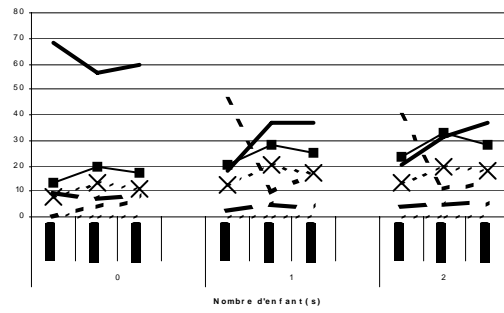
## Hongrie



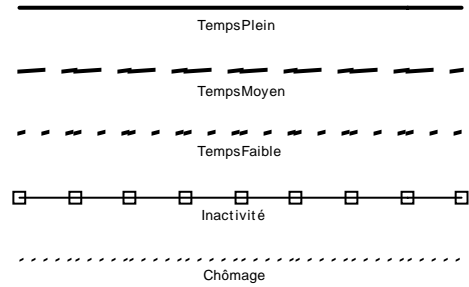
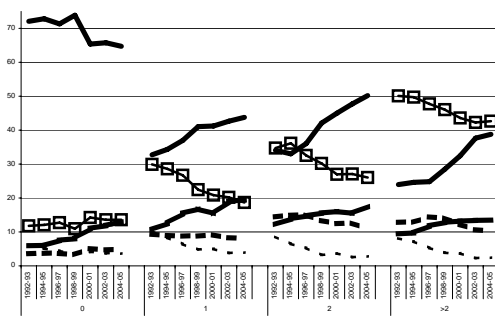
## Italie



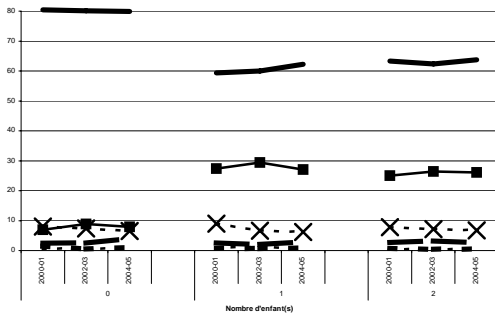
## Pologne



## Royaume-Uni



## République Tchèque



L'évolution des effets 'enfants' à travers les années d'enquête est également différente selon les pays, et aussi pour certains d'entre eux hétérogène selon le rang de l'enfant. Dans pratiquement tous les pays, la probabilité d'être inactive étant donné le nombre d'enfant et toutes choses égales par ailleurs, a décru à travers le temps – ce que nous avons déjà vu à travers l'effet d'année d'enquête (graphiques 3). Toutefois, la prise en compte ici de l'effet d'interaction entre l'année d'enquête et le nombre d'enfant nous permet d'examiner si cette évolution a été différente selon le nombre d'enfants. On observe donc si cette évolution a bénéficié davantage aux femmes sans enfant ou à certaines mères, en raison de changements institutionnels les concernant de façon plus ou moins spécifique.

Clairement, il apparaît que les évolutions ont été très différentes pour les femmes sans enfant et pour les mères, dans les pays où les évolutions sont les plus 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 2 ou plus de 2 enfants. Leur probabilité d'être occupée à temps plein ou moyen s'est alors fortement accrue – alors que la fréquence du temps plein a décru pour les femmes sans enfant au bénéfice de l'emploi à temps moyen et faible. 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 ne semble pas avoir été 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.

En France, la probabilité d'être inactive a décru tandis que celle d'être occupée à temps plein a crû quel que soit le nombre d'enfants, mais cette évolution a été plus forte pour les mères de deux enfants et plus à partir de 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 que pour les femmes sans ou avec seulement un enfant. Ceci peut surprendre lorsque l'on sait que cette période inclut l'extension intervenue en 1994 aux enfants de rang deux du dispositif d'*Allocation Parentale d'Education* qui a incité leurs mères à se retirer du marché du travail ou à réduire leur activité à mi-temps pendant les trois premières années de l'enfant<sup>10</sup>. Néanmoins, notre résultat n'est pas incompatible avec cette situation puisque l'effet mis en évidence ici concerne toutes les mères de deux enfants et plus (i.e. incluant celles dont le plus jeune enfant a plus de trois ans). Il est alors possible que l'activité des mères dont l'enfant a plus de trois ans ait augmenté, notamment en raison de retours à l'emploi plus massifs après un arrêt d'activité, parce que les conditions d'une conciliation ont été plus favorables<sup>11</sup>. On

---

<sup>10</sup> 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).

<sup>11</sup> Une progression des sorties de l'inactivité vers l'emploi à temps moyen, certes faible, avait été mise en évidence pour les mères de deux enfants et plus dans Thévenon (2003) sur la période 1992-1999. Ici, l'examen des termes d'interaction entre l'âge du plus jeune, le nombre d'enfant et l'année d'enquête pourrait permettre de mettre en évidence un tel effet. Néanmoins, l'effet estimé ici est très faible et non significatif.

met alors ici en évidence un d'accroissement du taux d'emploi à temps plein (et à temps moyen pour les mères d'au moins trois enfants) qui a, globalement dominé pour ces mères<sup>12</sup>.

La période d'observation étant plus réduite pour les pays de l'Est, seule une évolution significative est observée en Pologne, particulièrement pour les mères de un ou deux enfant : leur probabilité d'être occupée à temps plein a augmenté alors que celles associées au temps moyen ou à l'inactivité ont diminué.

Les situations au regard de l'emploi ne sont que très faiblement affectées par l'âge du plus jeune en Belgique, en Irlande, et dans les pays sud européens (graphiques 6). En revanche, cette influence est la plus forte au Royaume-Uni ou dans les pays de l'Est, mais de façon différente. Dans ces derniers, le temps partiel étant assez faiblement développé, l'âge du plus jeune affecte surtout les probabilités associées à l'inactivité et à l'emploi à temps plein, négativement pour la première et positivement pour le second. Surtout, on voit que l'entrée des enfants dans le système d'éducation préscolaire est un stade déterminant dans la mesure où elle induit une forte baisse (resp. hausse) de la probabilité d'être inactive (resp. occupée à temps plein) pour la mère, l'évolution des probabilités étant alors moins importante pour des âges plus élevés. Au Royaume-Uni, l'effet est 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. L'âge de l'enfant exerce aussi un effet, même s'il est de plus faible ampleur et plus continu 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 concilient 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. On y 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.

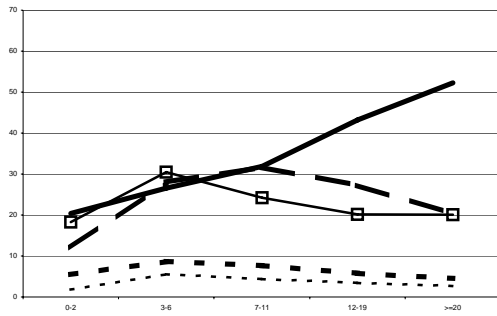
Notons enfin que la situation de l'Autriche est singulière puisque la présence d'un enfant âgé de 3 à 6 ans est associée une probabilité d'inactivité supérieure au cas où l'enfant est plus jeune. Toutefois, ceci est dû au fait qu'une très grande minorité de femmes prennent un congé maternité pendant 3 ans avant de se retirer du marché du travail.

---

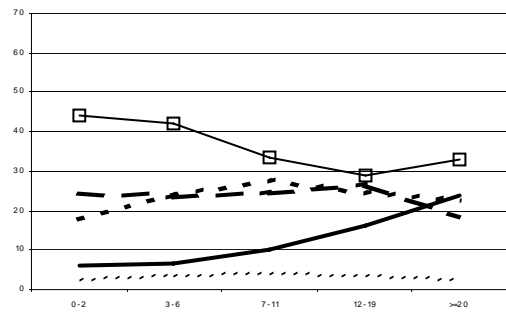
<sup>12</sup> On retrouve en effet cette domination en comparant sur les données brutes l'évolution des taux d'activité pour les mères dont le plus jeune a moins de trois ans et la même population sans conditions d'âge. On observe que le taux d'inactivité a fortement cru pour les mères de deux enfants avec un plus jeune de 0-2ans entre 1944-65 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 2).

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

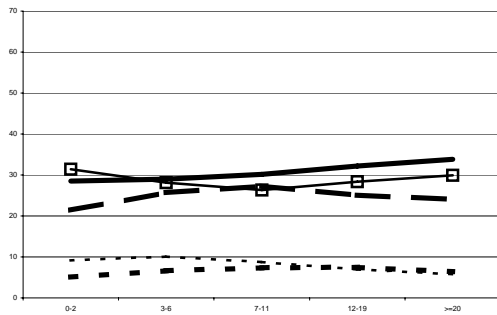
Autriche



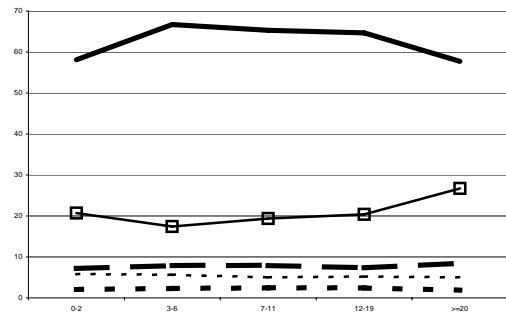
Pays-Bas



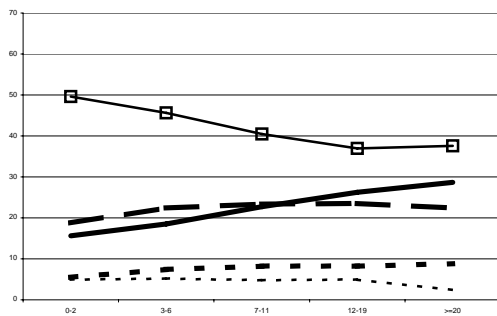
Belgique



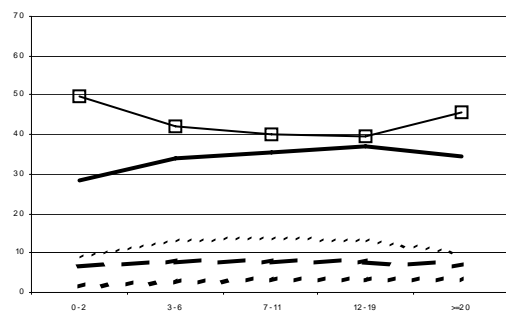
Portugal



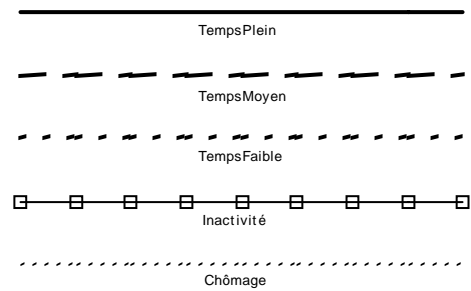
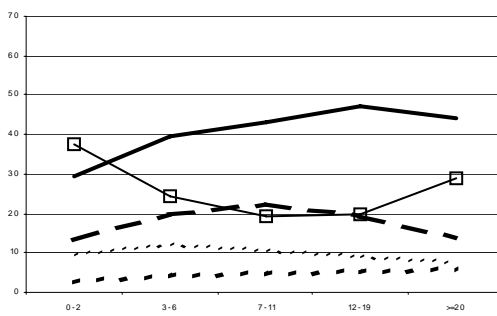
Luxembourg



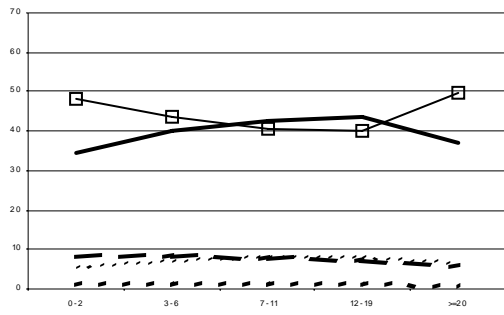
Espagne



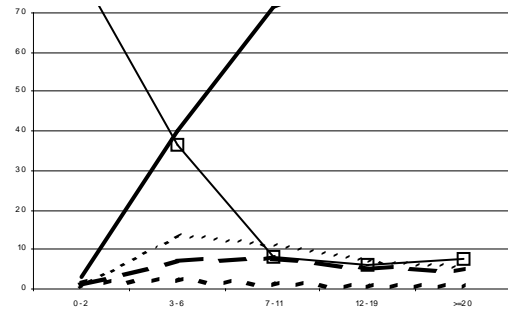
France



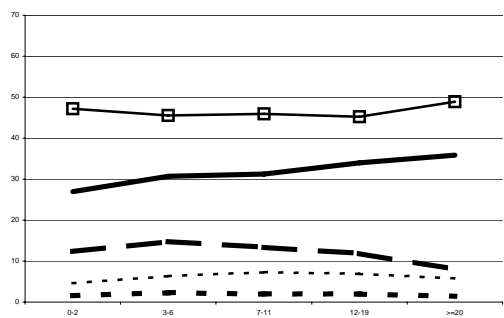
## Grèce



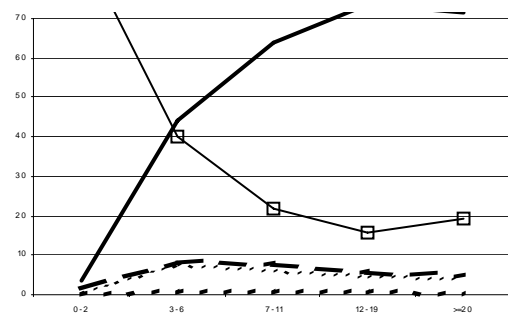
## République Tchèque



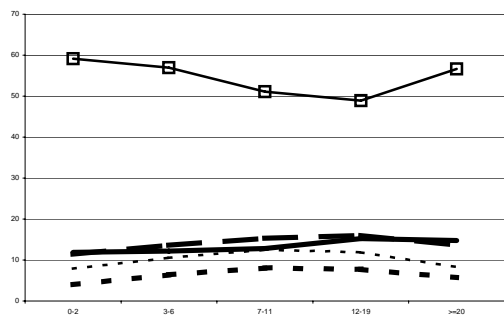
## Italie



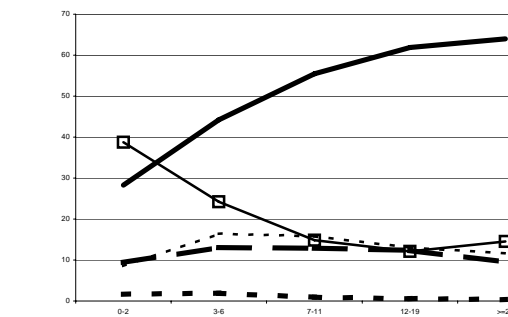
## Hongrie



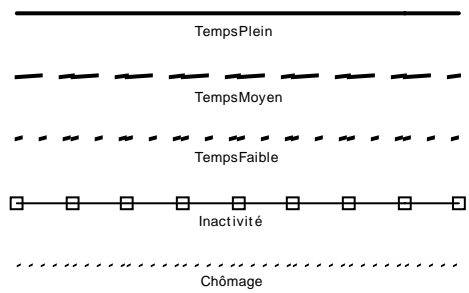
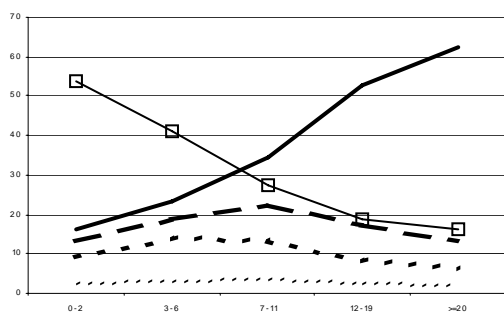
## Irlande



## Pologne



## Royaume-Uni





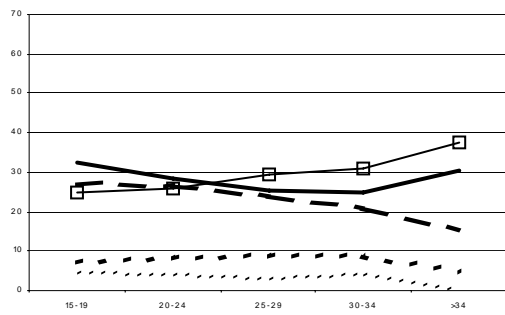
L'âge de la mère à la naissance du premier enfant est aussi un facteur de différenciation des comportements (graphiques 7). Toutefois, son influence et son interprétation peuvent varier puisque cet indicateur est en réalité lié à deux éléments. Ce dernier est en effet lié, par construction, à l'âge de l'aîné des enfants, et en ce sens peut refléter des contraintes liées à cet âge. Dans ce cas, une arrivée plus tardive implique que l'enfant est plus jeune à la date de l'enquête, et peut donc avoir une influence négative sur la décision d'activité. Néanmoins, on aurait pu s'attendre dans pareil cas à une forte interaction avec l'année de naissance de la mère et surtout l'année d'enquête signalant l'évolution des comportements avec l'âge de l'enfant. Or, ces interactions n'apparaissent pas ici très importantes. De ce fait, l'effet d'âge identifié ici semble bien refléter une décision relative au calendrier d'arrivée du premier enfant. Dans ce cas, une élévation de l'âge à la première naissance est, *ceteris paribus*, probablement liée à un capital humain plus important, acquis par des études ou une expérience d'emploi plus longue, qui rend plus improbable un arrêt d'activité. On s'attend alors à une corrélation positive entre l'âge à la première naissance l'activité après la naissance d'enfants. Toutefois, une arrivée du premier enfant plus tardive peut aussi refléter une décision de reporter l'interruption d'activité associée à cette arrivée. L'inactivité sera dans ce cas plus fréquente lorsque l'âge à la première naissance est plus élevé, c'est-à-dire lorsque le ménage dispose des ressources nécessaire à cette interruption. 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).

Ici, des relations variables entre le calendrier de la première naissance et la situation au regard de l'emploi des femmes sont observées. Dans un premier ensemble de pays, une élévation de l'âge à la première naissance induit 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. Un effet similaire est observé en Irlande, mais c'est ici la probabilité d'un travail à temps plein qui croît avec l'âge à la première naissance. Pareil cas est observé en Italie, où à la fois le travail à temps plein et à temps moyen sont plus probables lorsque l'arrivée des enfants est plus tardive. L'acquisition de capital humain avant la naissance des enfants joue clairement en faveur d'un arbitrage pour l'activité, sans compter que ce calendrier peut avoir été adapté pour acquérir cette expérience.

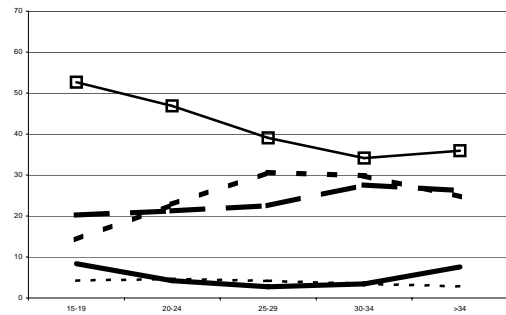
Par opposition, l'élévation de l'âge à la naissance du premier enfant a une influence positive sur la probabilité d'être inactive dans un autre ensemble de pays incluant la Hongrie et la République Tchèque, le Luxembourg et à un degré nettement moindre l'Autriche, la France et la Grèce. Tout se passe alors comme si les femmes avaient reporté la formation de la famille pour reculer leur sortie (temporaire ou non) d'emploi. Néanmoins, ces femmes sont aussi celles dont l'aîné est le plus jeune, et qui subissent probablement de plus grandes contraintes pour reprendre une activité si certaines d'entre elles le désirent. Elles semblent alors adapter leur comportement à ces contraintes en reculant l'âge de la formation de la famille et d'interruption d'activité.

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

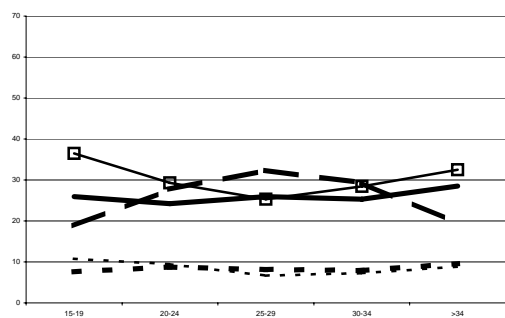
### Autriche



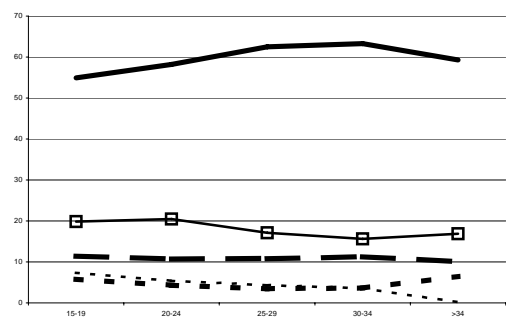
### Pays-Bas



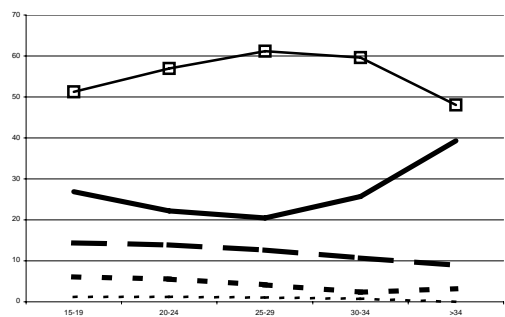
### Belgique



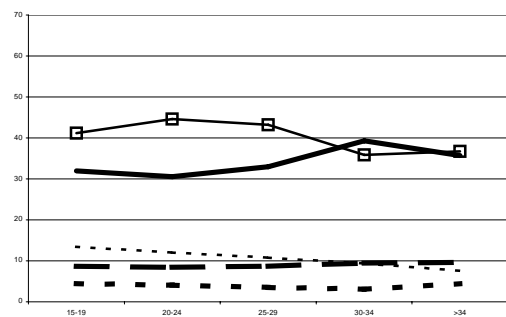
### Portugal



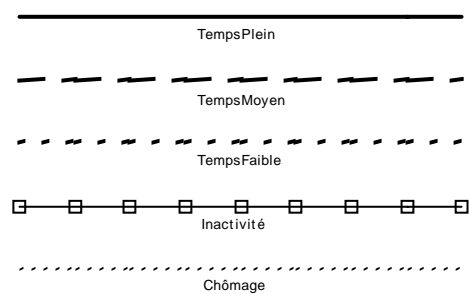
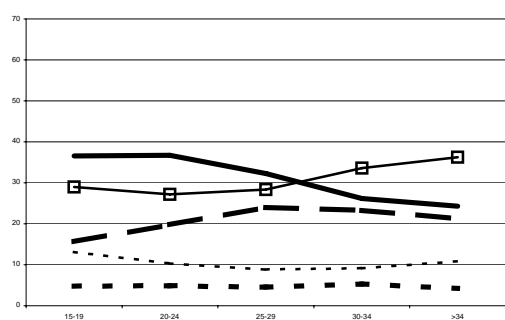
### Luxembourg



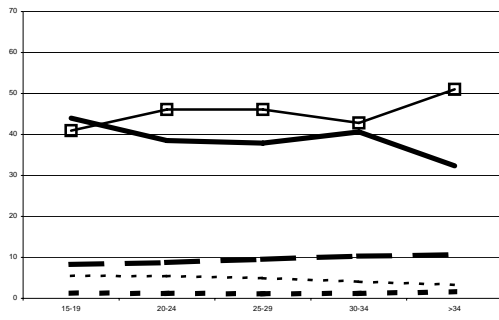
### Espagne



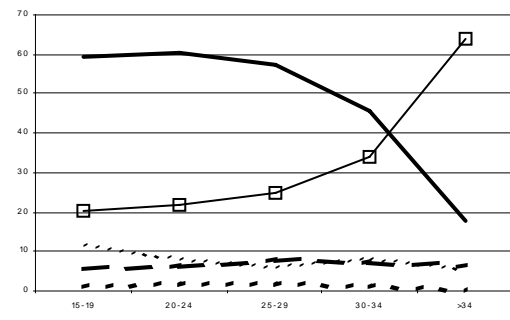
### France



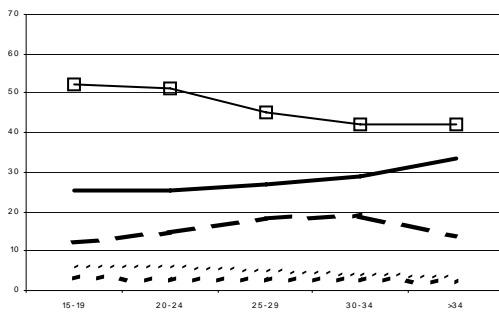
## Grèce



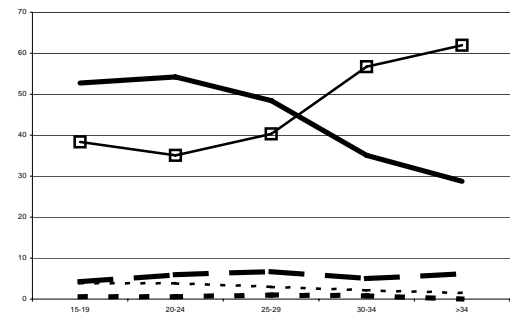
## République Tchèque



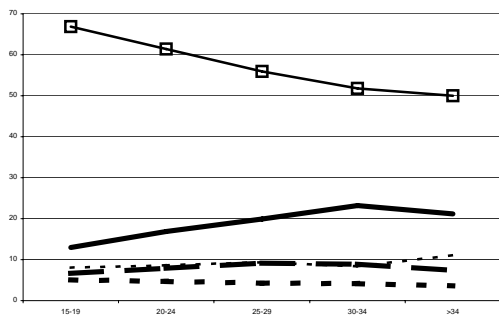
## Italie



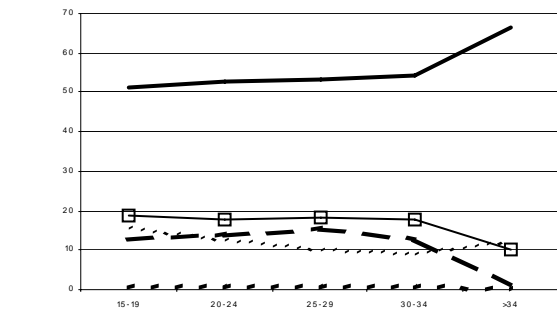
## Hongrie



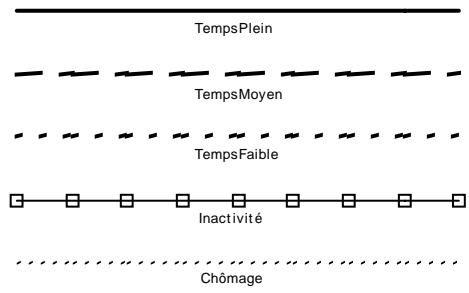
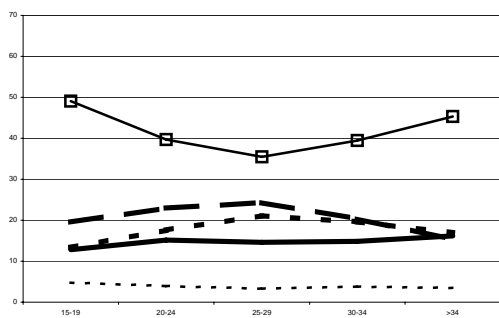
## Irlande



## Pologne



## Royaume-Uni



Dans tous ces pays, le risque relatif de l'inactivité vis-à-vis de l'emploi à temps plein s'accroît, la probabilité d'être occupée à temps plein étant décroissante avec l'âge à la première naissance. Toutefois, en Autriche, c'est surtout 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. Un report de l'arrivée du premier enfant au-delà de 35 ans accroît toutefois la probabilité d'une activité à temps plein. Au Luxembourg, l'effet de l'âge à la première naissance est non linéaire : jusqu'à 30 ans, le report de l'arrivée des enfants 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. Dans ce cas, clairement, l'arrivée du premier enfant après 35 ans se combine plus fréquemment avec une activité à temps plein.

Enfin, l'effet de la date de début de formation de la famille apparaît aussi non linéaire dans d'autres pays. En premier lieu, au Royaume-Uni et en Belgique, où la probabilité d'être inactive décroît d'abord tant que le premier enfant est arrivé à un âge inférieur à 30 ans pour la femme, puis cette probabilité augmente. En contrepartie, c'est essentiellement, dans ces deux pays, 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 est davantage retardée, comme si la situation acquise économiquement à ce stade par le ménage permettait cet arbitrage <sup>13</sup>.

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 à nouveau variable selon les pays. 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

---

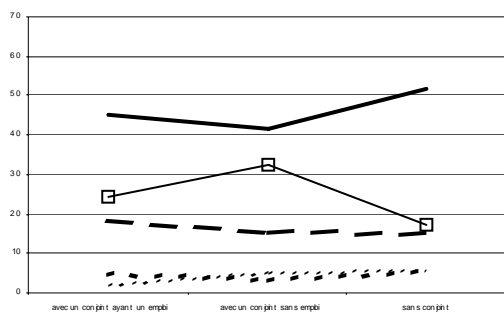
<sup>13</sup> Dex *et al.* (1998) mettent en évidence un résultat comparable pour le Royaume-Uni à partir des données de Panel du BHPS. Ils observent un effet de l'âge à la première naissance non linéaire sur les retours à l'emploi : le report de l'arrivée du premier enfant jusqu'à 27 ans est ainsi suivi 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.

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.

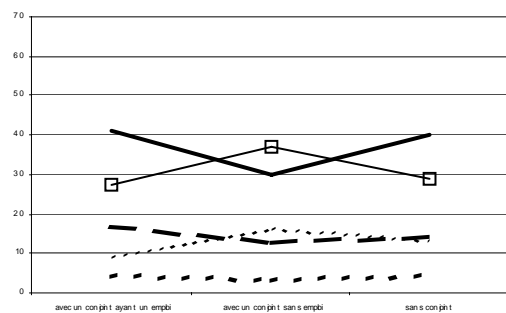
Enfin, en France, les femmes avec un conjoint ayant un emploi ne sont pas plus souvent inactive ou occupée à temps plein que celles sans conjoint. En revanche, les femmes dont le conjoint est sans emploi sont plus souvent inactives, et plus nombreuses à rechercher un emploi, ce qui montre encore ici 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**

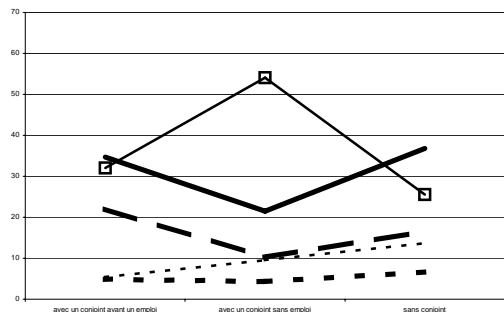
### Autriche



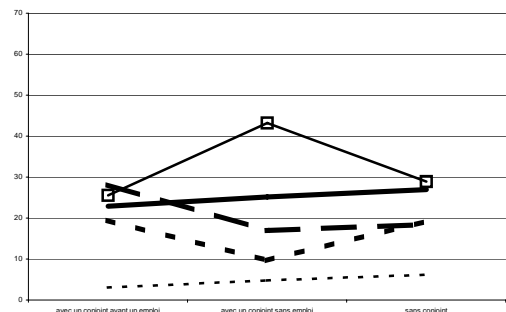
### France



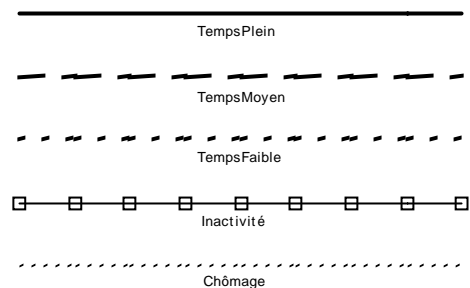
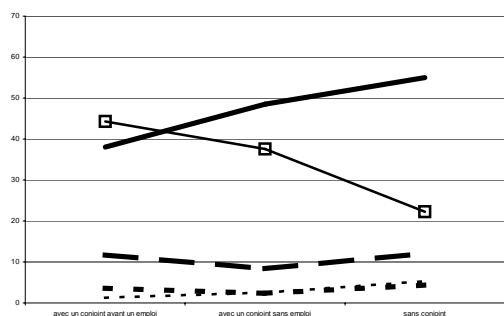
### Belgique



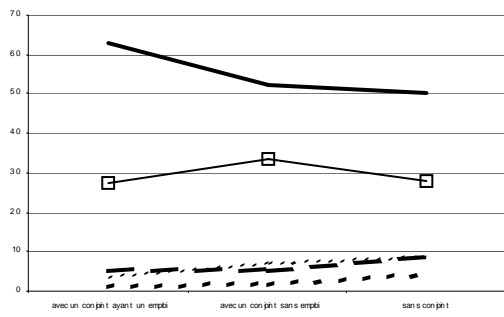
### Pays-Bas



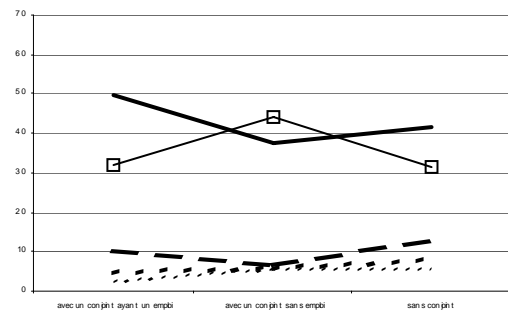
### Luxembourg



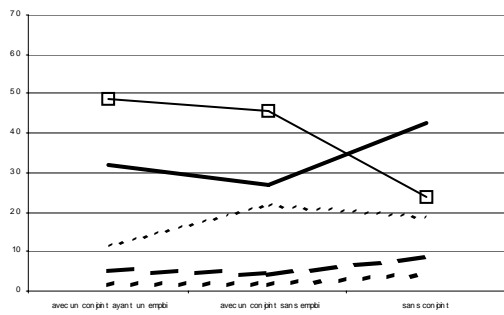
## Portugal



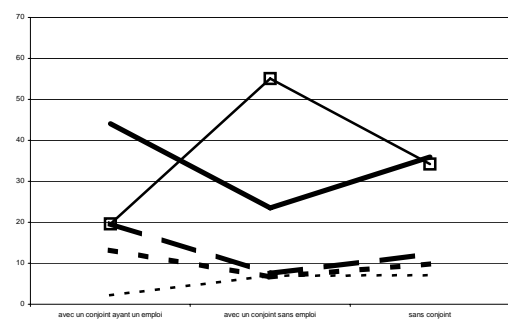
## Irlande



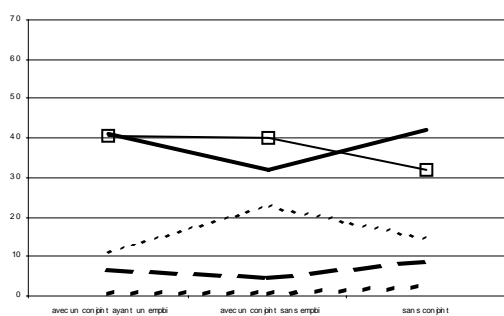
## Espagne



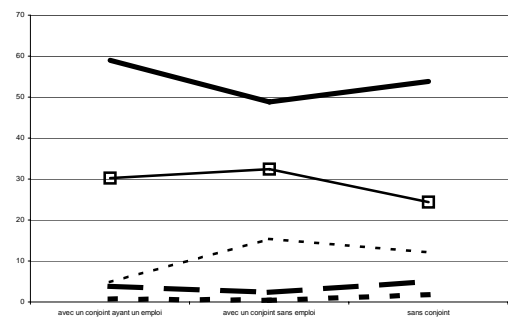
## Royaume-Uni



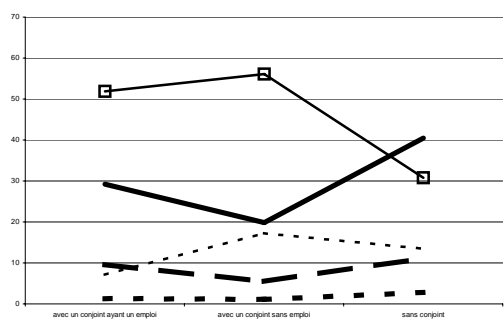
## Grèce



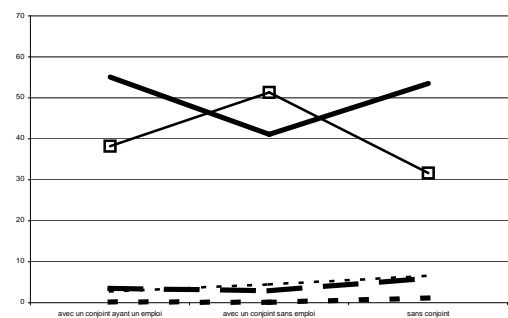
## République Tchèque



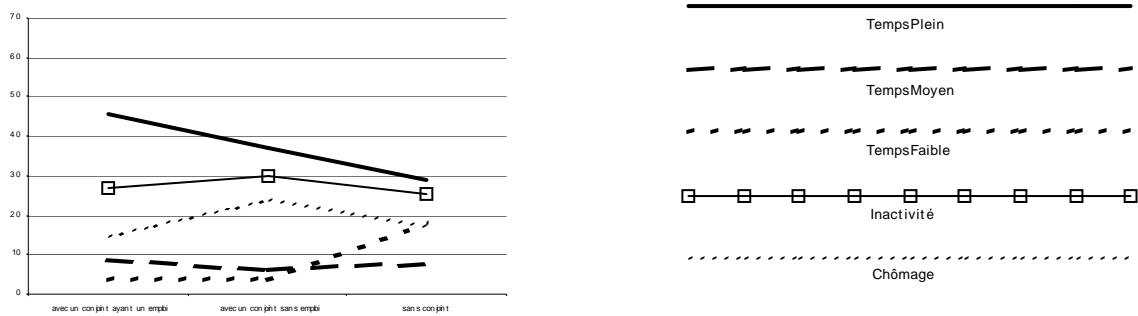
## Italie



## Hongrie



## Pologne



## IV Conclusions

Notre analyse a permis de comparer l'évolution des comportements d'activité des femmes suivant l'arrivée d'enfants dans une quinzaine de pays européens sur la période 1992-2005 à partir des Enquêtes sur les Forces de Travail. La modélisation a permis d'identifier 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. Pour cela, la grande taille des échantillons des Enquêtes permet d'estimer les interactions de différents niveaux entre des variables de composition des ménages, de situation au regard de l'emploi, d'années de naissance et d'enquête. Cette décomposition descriptive est une première étape qui permet d'apprécier dans quelle mesure les changements institutionnels ont pu favoriser ou non la conciliation du travail avec la vie familiale et quelle(s) population(s) en ont bénéficié. De plus, ce travail permet de réaffirmer des similarités entre pays identifiées dans les travaux comparatifs précédents – similarités qui les éloignent des typologies standards d'Etat Providence -, tout en pointant des évolutions qui ont pu être plus ou moins spécifiques.

Dans tous les pays, une baisse tendancielle et régulière des niveaux d'inactivité des femmes est observée, que ce soit globalement ou à caractéristiques données, ce qui marque une évolution structurelle de la place des femmes sur les marchés du travail européens. Néanmoins, comme en début de période, les différences entre pays demeurent importantes. De plus, ces différences ne renvoient que partiellement à celles mises en avant par les comparaisons et typologies antérieures puisque l'on fait apparaître ici des spécificités nationales qui tiennent, d'une part, à ce que des pays ayant une situation de départ relativement similaire ont pu évoluer de façon assez différente, et d'autre part, à des évolutions qui, dans certains pays, ont pu être assez différentes selon la situation familiale. Dans certains pays, les évolutions ont pu bénéficier à l'ensemble des femmes tandis que ces ont été, dans d'autres cas, plus favorables aux mères.

En conformité avec des comparaisons internationales antérieures, plusieurs points communs ont pu être mis en évidence entre la France et la Belgique, bien que le taux d'emploi des femmes demeure de près de 4% inférieur dans cette dernière. L'emploi des femmes demeure développé sur la base d'un temps plein, et la probabilité d'occuper un emploi de ce type est surtout affectée par la présence d'un troisième enfant. Néanmoins, en France l'entrée des femmes dans l'emploi est beaucoup plus tardive sur leur cycle, mais plus fréquente et plus stable au-delà de 35 ans. L'effet d'un premier enfant est par ailleurs beaucoup plus faible, et le taux d'inactivité décroît très rapidement avec l'âge de l'enfant, ce qui est probablement imputable ici à l'accueil assez précoce des enfants en milieu scolaire,

par le biais des écoles maternelles qui accueillent quasiment l'ensemble des enfants dès l'âge de 3 ans. On observe une évolution des marchés du travail qui a bénéficié à l'ensemble des femmes en France, alors que ce sont surtout les mères dont la probabilité d'être inactive a diminué en Belgique, à partir des années 2000. De plus, une arrivée plus tardive du premier enfant augmente la probabilité d'être inactive en France, alors que cette probabilité décroît dans un 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. 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. Leur point commun est de présenter les taux d'emploi des femmes les plus faibles au début des années 90. Ces taux ont toutefois fortement augmenté sur la période considérée, et l'écart les séparant des autres pays s'est réduit. C'est en outre principalement sur la base d'un travail à temps plein que cet emploi s'est développé, même si la propension à travailler à temps plein s'est légèrement réduite à tout âge. 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. Par ailleurs, la présence d'enfant(s) accroît fortement la probabilité d'être inactive au détriment de l'emploi à temps plein, d'autant plus fortement que le nombre d'enfants est important, sauf en Grèce où l'inactivité parmi les femmes sans enfant demeure bien plus élevée que dans les autres pays. L'âge de l'enfant a alors une incidence assez faible sur les comportements.

Toutefois, l'Espagne se démarque par le fait que la croissance de l'emploi des femmes y a été beaucoup plus fortement soutenue à partir du milieu des années 90. Cette croissance a en plus 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 puisque, en 1993, environ 2% des enfants de moins de trois ans fréquentent régulièrement un service d'accueil alors que leur proportion est estimée à près de 21% en 2003 (OCDE, 2006).

Le Portugal, bien que géographiquement proche, se distingue fortement de cet ensemble par un taux d'emploi bien plus élevé depuis le début de la période, et en croissance continue. L'entrée des femmes dans l'emploi apparaît plus précoce sur le cycle de vie. Le niveau de revenu moyen étant relativement faible, les femmes sont incitées à être active et accroître par ce biais le revenu du ménage (OCDE, 2004). Même si leur participation à l'emploi à temps plein est affectée par la présence d'enfants, la participation des femmes avec au moins deux enfants s'est fortement accrue sur la période. Surtout, la présence de jeunes enfants semble ici faire moins souvent obstacle à l'emploi à temps plein, en raison d'un réseau de structures d'accueil que fréquentent régulièrement près du ¼ des enfants de moins de trois ans et d'une fiscalité qui maintient une certaine rentabilité du travail des femmes quelle que soit la situation familiale (OCDE, 2004).

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 participation à l'emploi se fait principalement à temps plein et est 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)).

Les autres pays – Autriche, Luxembourg, Irlande, Royaume-Uni et Pays-Bas – forment un ensemble relativement hétérogène. Le Royaume-Uni et les Pays-Bas se distinguent avec des taux d'emploi féminins assez comparables en fin de période, et surtout un développement du travail à temps partiel beaucoup plus important que dans les autres pays. Les femmes sont même principalement occupées à temps partiel aux Pays-Bas, qui représente les deux tiers de l'emploi des femmes. 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. Les femmes sans enfant sont en outre plus souvent occupées à temps moyen, et 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. La probabilité d'être occupée à temps moyen croît tant que l'enfant n'est pas dans le système d'éducation primaire, et la fréquence du temps plein augmente au-delà. Clairement, l'ajustement des comportements s'effectue très souvent ici par le temps de travail (Thévenon, 2006). 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.

Ces tendances ne sont pas aussi marquées au Royaume-Uni, où le travail à temps partiel se présente moins comme une opportunité d'adapter son volume de travail à sa situation familiale. L'emploi à temps plein demeure l'alternative principale à l'inactivité, mais son occurrence dépend fortement de l'âge du plus jeune enfant. De fait, la situation au regard de l'emploi des femmes reste très polarisée en fonction de leur situation familiale. L'emploi à temps plein est massivement développé parmi les femmes sans enfants et beaucoup moins fréquent en présence d'enfant. En outre, il dépend dans ce cas de l'âge du plus jeune et de son entrée dans le système d'éducation primaire. Par ailleurs, un report de la formation de la famille au-delà de 30 ans augmente ici les chances d'un arbitrage réalisé en faveur de l'inactivité, comme si les femmes retardait ici le moment de leur sortie de l'emploi. Néanmoins, sur la période considérée l'emploi à temps plein a surtout cru parmi les mères, deux et trois enfants, liées aux politiques de développement de l'accueil des jeunes enfants mises en œuvre depuis 1997 (OCDE, 2005). Autrement dit, la coordination des vies professionnelle et familiale s'ajuste moins souvent que dans le cas précédent par le volume du travail mais semble plus dépendante des services permettant d'accueillir les jeunes enfants.

On observe aussi que la situation de l'Irlande est très différente en raison de la très forte croissance des taux d'emploi féminins au cours de la période considérée, même si globalement le taux d'emploi demeure plus faible qu'au Royaume-Uni. Cette croissance est alors surtout due au développement du temps moyen, voire faible. La présence d'un enfant est un déterminant plus faible de la présence dans l'emploi. Cette dernière est, de plus, assez peu influencée par l'âge du plus jeune, sans doute en partie en raison d'un développement assez récent des structures de gardes qui accueillent près de 30% des enfants de moins de 3 ans en 2000. En revanche, l'activité est très positivement liée au calendrier de la première naissance, l'expérience acquise avant l'arrivée d'enfants favorisant probablement le maintien d'une activité.

L'Autriche a quant à elle des taux d'emploi bien supérieurs à la moyenne européenne à 15 pays, bien que l'évolution à travers les années ait été assez faible. La participation des femmes est assez constante sur leur cycle de vie en Autriche ; le temps plein décroît fortement en présence d'un enfant, mais le temps moyen est une option qui permet à une proportion importante de mères de un et deux enfants de demeurer active. Les femmes sont néanmoins nombreuses à se retirer du marché du travail après un congé de trois ans pour s'occuper de leur enfant. L'arbitrage se fait d'autant plus souvent en faveur de l'inactivité (plutôt que l'emploi à temps moyen) que la naissance du premier enfant est tardive. Le retour en activité peut avoir lieu, le cas échéant, à temps moyen tant que le plus jeune enfant n'a pas intégré le système d'éducation primaire et plus probablement le temps plein au-delà. Au Luxembourg, la participation des femmes à l'emploi est plus faible et décroît dès l'âge de 30 ans, et en présence d'au moins un enfant. En revanche, la situation au regard de l'emploi est peu affectée par l'âge du plus jeune. Les femmes qui ont leur premier enfant au-delà de 35 ans arbitrent plus souvent en faveur de l'emploi.

La différenciation des situations en fonction du calendrier d'arrivée du premier enfant met en évidence l'ajustement des comportements démographiques pouvant avoir lieu au même titre que celui des comportements d'activité. Elle met aussi 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. D'une part, on peut considérer plus finement 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). D'autre part, on a la possibilité d'étudier les changements de caractéristiques de la population, et de quantifier la part des évolutions des situations d'activité qui peut être attribuées à ces changements de caractéristiques démographiques, et celle qui tient, comme nous l'avons examiné, aux variations de comportements 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., Penneç, 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., Penneç, 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.

- 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.
- 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.
- 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
- Heckman, J., Killingsworth, M., (1986), « Female labor supply: a survey », in Ashenfelter, O., Layard, R., (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publishers, pp. 103-204.
- 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.

OCDE (2006), Family Database,

[http://www.oecd.org/document/4/0,2340,en\\_2649\\_34819\\_37836996\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](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.

Pronzatto Ch. (2005), "Employment decisions of European women after childbirth", ISER Epunet Conference, Colchester, june.

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 'soio-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.

## **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 très détaillées des Enquêtes sur les Forces de Travail sur un espace parcimonieux mais représentatif, en sélectionnant les variables et croisement de variables 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  $\chi^2$ , 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.

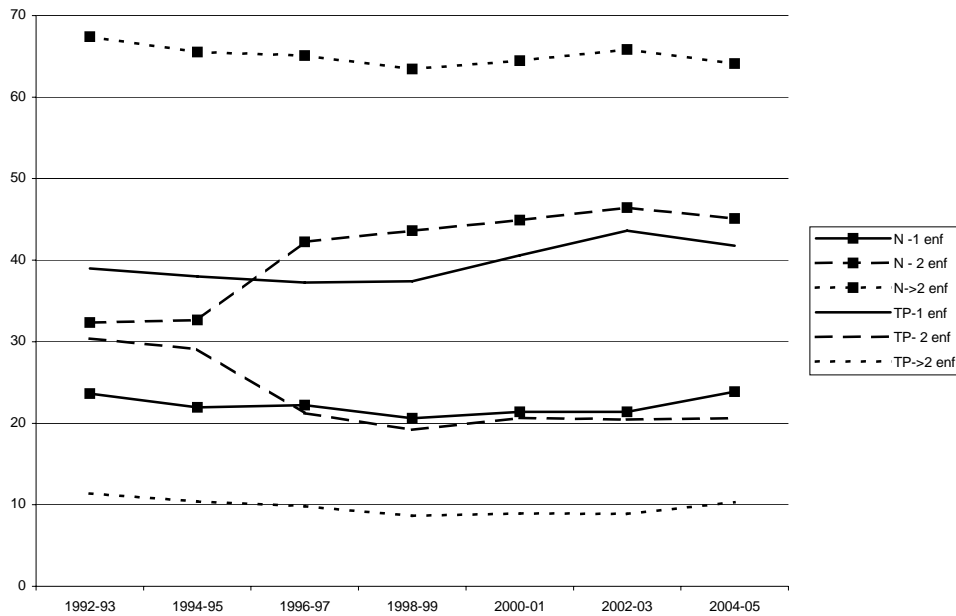
Najar, M., (1987), *Modèle log-linéaire et structure de l'emploi*, Thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université Paris X-Nanterre.

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), « Partionning 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

