

# POPULATION ET TRAVAIL

## Dynamiques démographiques et activités

*Colloque international d'Aveiro  
(Portugal, 18-23 septembre 2006)*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE  
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France)  
<http://www.aidelf.org> – Courriel : [aidelf-colloque2006@ined.fr](mailto:aidelf-colloque2006@ined.fr)

# Situation conjugale et emploi en Europe : illustration pour les cohortes 1945-1954 (50-59 ans en 2004)

---

**Jim OGG**

Research Fellow, Young Foundation et chercheur associé à la Direction des Recherches sur le Vieillissement, Paris.

**Sylvie RENAUT\***

Chargée de recherche, Direction des Recherches sur le Vieillissement, Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse, Paris.

## Introduction

Pour les cohortes contemporaines qui se trouvent en deuxième partie de carrière ou qui approchent l'âge de la retraite, l'intérêt de comprendre l'interaction entre la situation conjugale et familiale et la participation à la vie active devient important. Les générations nombreuses nées après la guerre se différencient des précédentes à la fois du point de vue des comportements individuels et de l'environnement familial (Sirenelli, 2003 ; Harkin et Huber, 2004). La fécondité des femmes des générations 1945-1954 a baissé et l'instabilité conjugale, notamment dans les pays de l'Europe du nord, a augmenté. Ces générations, dites parfois du « baby-boom »<sup>1</sup>, ont vécu une période de véritable explosion de la culture de consommation et de loisirs. Les femmes ont gagné en autonomie, parfois remis en question les rôles traditionnels dans le couple et se distinguent des générations précédentes par leur participation croissante au marché du travail.

L'arrivée de ces générations en fin carrière se fait dans un contexte de forte appréhension quant aux conséquences du vieillissement de la population et à la question des retraites. Même si l'ampleur du sujet et la mobilisation politique pour s'emparer de ce débat diffèrent en Europe, les données « phares » retenues par l'Union européenne ciblent un taux de 50% pour l'emploi des 55-64 ans, d'ici à 2010 (Conseil de l'Union Européenne, Lisbonne, 2000) et un âge moyen de liquidation des droits à la retraite atteignant 65 ans d'ici 2010 (Conseil de l'Union Européenne, Barcelone, 2002). Si chacun s'accorde sur ces objectifs, on observe que la situation des seniors sur le marché du travail varie très largement d'un pays à l'autre et au sein de chaque pays. Cette diversité s'explique à la fois par les mesures particulières internes aux pays pour « retenir » ou « repousser » les seniors hors du marché de travail et par les choix individuels qui sont la résultante de contextes nationaux différents. Par exemple, les règles d'accès et de passage à la retraite sont fortement différenciées du nord au sud de l'Europe. Dans chaque pays, tous les quinquagénaires n'ont pas connu une carrière démarrée jeune et continûment ascendante, le chômage de longue durée n'épargne pas les travailleurs « âgés », les mesures de préretraite ne couvrent pas tous les secteurs d'activité, tandis que l'invalidité ou la longue maladie apparaissent parfois comme un autre moyen de sortie de l'activité professionnelle.

---

\* Les auteurs souhaitent remercier Arnaud Bringé et Eva Lelièvre, Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, pour leurs commentaires sur une première version de ce texte.

<sup>1</sup> Ce concept de « baby-boom » reflète davantage l'idée d'une transformation des modes de vie et beaucoup moins l'augmentation des naissances après la guerre qui a affecté les pays d'Europe de façon extrêmement variable et sur des périodes et des durées différentes (par exemple, l'Allemagne et même l'Autriche n'ont pas connu ce « boom » des naissances que la France a connu durablement).

Au-delà des aspects macro-économiques, - considérations internes au marché du travail, au mode de rémunération ou d'indemnisation du chômage, d'accès à la retraite, etc.-, la littérature et les recherches sur les facteurs personnels qui influencent la poursuite de l'activité professionnelle après 50 ans témoignent de l'importance des dimensions sociodémographiques. C'est l'état de santé qui est souvent cité en premier lieu (Banks et Casanova, 2003 ; Phillipson et Smith, 2005 ; Blanchet et Debrand, 2005 ; OECD, 2006 ; Barnay et Debrand, 2006). Un meilleur niveau de santé, qu'il soit mesuré par une auto-évaluation ou par des mesures objectives de handicap, est plus fréquent parmi la population en emploi. La satisfaction au travail est également un facteur important (Blanchet et Debrand, 2005). Un niveau élevé d'éducation, une catégorie socioprofessionnelle supérieure et des revenus plus confortables sont positivement associés au maintien en emploi. Dans l'ensemble, ces facteurs sont relativement bien connus, même si l'interaction avec les dispositifs en vigueur (politiques de préretraite, prestations en cas de longue maladie ou d'invalidité) sont plus complexes.

En revanche, l'influence de la vie conjugale et familiale sur les choix personnels après 50 ans est moins bien connue. Et pourtant, les situations individuelles vis-à-vis de l'emploi sont aussi déterminées par les situations des autres membres du ménage (Phillipson et Smith 2005). Plusieurs recherches ont montré que les personnes en couple ont un taux de participation au marché du travail supérieur à celui des personnes seules, notamment pour les hommes (Lissenburgh et Smeaton, 2003 ; Banks et Casanova, 2005 ; Whiting, 2005). L'interdépendance des choix conjugaux, les arbitrages au sein du couple sur les questions d'emploi, en termes de temps de travail ou de cessation d'activité, peuvent se doubler d'autres contraintes familiales qui pèsent tout particulièrement sur les femmes et parfois sur leurs conjoints, lorsqu'il y a encore des enfants « à charge », un parent âgé en mauvaise santé ou des petits-enfants à garder. Les travaux qui mettent en évidence les arbitrages au sein du couple concernant la vie active (Hurd, 1990 ; Blau, 1998 ; Banks et Casanova, 2005) existent mais ils nécessitent d'être approfondis du point de vue des générations nées immédiatement après guerre.

L'objectif de notre recherche est d'examiner l'influence relative de certaines caractéristiques individuelles sur l'emploi des hommes et des femmes âgés de 50 à 59 ans en 2004 dans dix pays européens, et de les mettre en perspective avec d'autres caractéristiques macro sociales propres à chaque pays. Autrement dit, nous cherchons à évaluer d'une part, si les caractéristiques individuelles (ou de couples) associées à l'emploi se retrouvent plus ou moins dans tous les pays étudiés et d'autre part, s'il est possible d'isoler des effets collectifs relevant du pays (niveau macro) des effets individuels que sont les caractéristiques personnelles (niveau micro) ou des caractéristiques des couples ?

Dans un premier temps, le cadre d'analyse propose une présentation descriptive du taux d'emploi entre 50 et 59 ans dans dix pays européens, à la fois du point de vue des individus et du point de vue des couples. Ensuite, nous revenons sur le choix de la méthode utilisée, qui fait appel aux analyses multivariées assez classiques avec des modèles de régressions logistiques, complétées par des analyses multiniveau, qui doivent nous aider à mieux rendre compte des effets de contexte liés aux pays. Les résultats sont alors déclinés selon le schéma d'analyse suivant : le pays intervient d'abord comme dimension explicative de l'emploi, au même titre que les autres variables ; ensuite, l'effet des caractéristiques individuelles sur l'emploi est observé pour chaque pays ; enfin, le multiniveau vise à comprendre l'interaction entre les deux niveaux d'analyse, celui du pays et celui de l'individu (ou du couple).

### **Cadre d'analyse, la population en emploi**

L'enquête SHARE<sup>2</sup> présente l'intérêt d'interviewer en face-à-face toutes les personnes de 50 ans et plus résidant dans le ménage, y compris leur conjoint éventuel, même si celui-ci a

---

<sup>2</sup> Voir encadré

moins de 50 ans au moment de l'interview. La connaissance de l'information individualisée pour les deux membres du couple offre la possibilité de travailler sur l'interdépendance des choix personnels dans le couple et les enjeux de la situation conjugale et familiale vis-à-vis de la situation professionnelle.

L'échantillon retenu compte 7 883 personnes âgées de 50 à 59 ans en 2004, dont 7 739 pour lesquelles l'information sur la situation vis-à-vis de l'activité et de l'emploi (durée du temps de travail) est parfaitement connue. Parmi celles-ci, 6 330 personnes vivent en couple dans 4 754 ménages.

Pour 3 917 personnes vivant en couple, l'information est également complète pour le conjoint, ce qui représente finalement 2 791 couples pouvant participer à l'étude. Les données individualisées sont donc disponibles pour seulement une partie des couples puisque les conjoints n'ont pas tous répondu au questionnaire. Ceci peut éventuellement induire un biais de sélection des ménages retenus pour l'analyse mais, sans raison explicite de non participation, il est difficile d'en mesurer les véritables effets.

Le choix des cohortes 1945-1954 s'inscrit dans le prolongement de travaux antérieurs sur les données SHARE qui ont porté, sur le soutien fourni par les quinquagénaires à leurs parents âgés (Ogg et Renaut, 2006a) et, sur la confrontation des comportements d'aide et des normes de responsabilité vis-à-vis des parents âgés (Ogg et Renaut, 2006b). En effet, ces cohortes âgées de 50 à 59 ans en 2004, qui sont en deuxième partie de carrière ou en cessation d'activité ont, du point de vue de leur situation familiale, une forte probabilité d'avoir leurs parents en vie et des enfants et sont, du point de vue de leur situation matrimoniale et conjugale, les premiers à connaître de façon significative des ruptures conjugales, non liées au veuvage.

### **L'enquête SHARE (encadré)**

Cette étude utilise les premières données disponibles de l'enquête SHARE - Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe -, menée auprès des personnes de 50 ans et plus. Ces données restent provisoires et pourront donner lieu à corrections ultérieures. La collecte des données de l'enquête SHARE a été principalement financée par la Commission Européenne dans le cadre du cinquième programme commun de recherche-développement (PCRD). Un financement additionnel a été fourni par le National Institute on Ageing américain. La base de données SHARE est présentée dans Börsch-Supan et al. (2005) et les détails méthodologiques sont développés dans Börsch-Supan and Jürges (2005). En France, le terrain réalisé par l'INSEE et coordonné par l'IRDES, a bénéficié de financements complémentaires apportés par la CNAV, le COR, la DREES, la DARES, la Caisse des Dépôts et Consignation et le commissariat Général au Plan.<sup>3</sup> Ce programme européen est longitudinal et le premier passage a eu lieu en 2004, en Allemagne, Autriche, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse. L'enquête traite des thèmes liés au vieillissement et à la retraite à partir de questions harmonisées pour les dix pays participants.

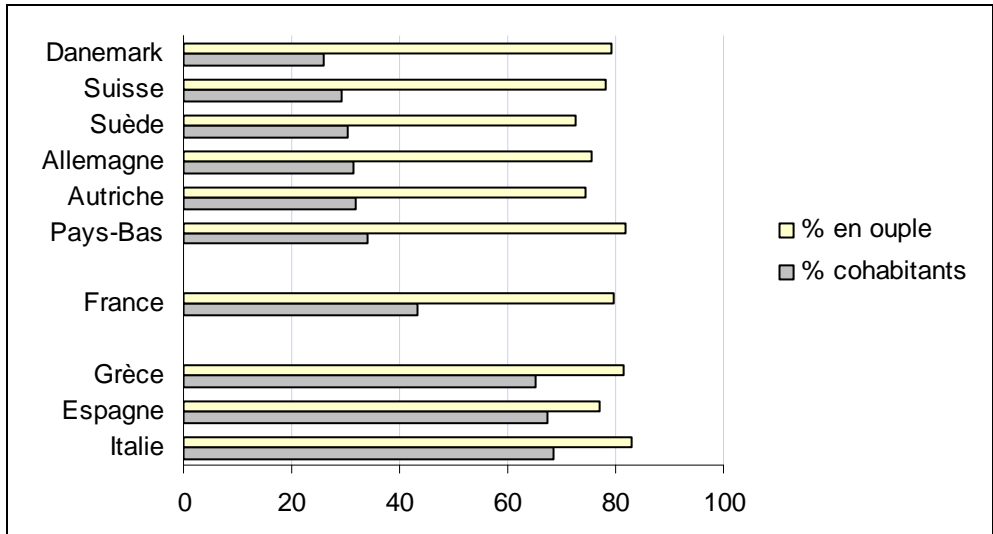
Pour situer les populations du point de vue de leur mode de vie en couple et en ménage, on observe que 80% des européens environ, nés entre 1945 et 1954, déclarent vivre en couple, 83% en Italie où l'on observe le taux le plus élevé et 72% en Suède, pour le taux le plus bas (Graphique 1). Les écarts entre pays sont faibles au regard de ceux observés sur le type de

---

<sup>3</sup> IRDES Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé; COR Conseil d'Orientation des Retraites; DREES Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques; DARES Direction de l'Animation de la Recherche, des Études et des Statistiques.

ménage. Au sud de l'Europe, deux-tiers des Italiens, des Espagnols ou des Grecs cohabitent avec leurs enfants adultes et/ou des parents âgés. Au contraire, dans le reste de l'Europe, environ 20 % des personnes entre 50-59 ans vivent seules.

GRAPHIQUE 1 : SITUATION CONJUGALE ET COHABITATION FAMILIALE ENTRE 50 ET 59 ANS (EN 2004)



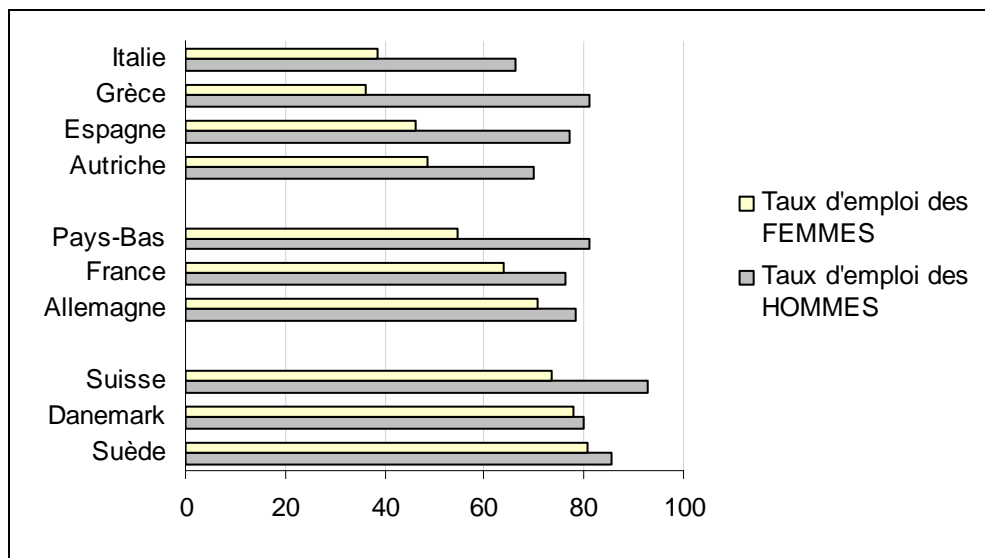
Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7739 personnes nées entre 1945-1954

La question de l'emploi des seniors, sous tend nécessairement celle du non-emploi et de l'inactivité. Néanmoins, dans cette première approche, nous choisissons de limiter le champ d'observation à celui de l'emploi dans les différents pays. L'analyse de l'activité (emploi et chômage) aurait conduit à multiplier les configurations possibles à la fois du point de vue des individus et du point de vue des pays. En effet, la reconnaissance de l'état de chômeur, tout comme les règles d'indemnisation (durée, montant, etc.) diffèrent selon les pays mais aussi parfois selon la situation conjugale, certains pays pouvant en tenir compte dans les règles d'indemnisation. En choisissant de centrer l'analyse sur l'emploi au lieu de l'inactivité, il s'agit moins de traiter des déterminants collectifs « supra-individuels » incitant à la sortie précoce du monde de travail, que d'identifier les facteurs personnels explicatifs de l'emploi, voire de la durée du temps de travail hebdomadaire, puisque nous abordons également la question du temps partiel.

Le taux d'emploi des hommes et des femmes entre 50 et 59 ans fait ressortir trois groupes de pays : l'Europe du nord, avec la Suède et le Danemark, plus la Suisse, où environ 80% de la population est en emploi ; l'Europe du sud, avec l'Espagne, la Grèce, l'Italie, plus l'Autriche, où moins de 60% de la population est en emploi ; l'Europe continentale, avec l'Allemagne, la France et les Pays-Bas, où le taux d'emploi est d'environ 60% (Graphique 2). Les différences de taux d'emploi entre les pays, beaucoup moins marquées pour les hommes que pour les femmes, traduisent des pratiques sexuées à la fois, du côté de la tradition et de la culture, avec une moindre participation des femmes au marché du travail au sud, et également du côté des pratiques institutionnelles, âge d'accès à la retraite différent pour les hommes et les femmes dans certains pays. En Suède et au Danemark, où plus de la moitié des quinquagénaires vivent en couple seul, on observe une faible différence dans le taux d'emploi des femmes et des hommes. Au contraire, au sud de l'Europe, là où la cohabitation familiale est la plus répandue,

le taux d'emploi des femmes y est aussi plus faible. Enfin, le taux d'emplois des femmes est aussi faible aux Pays-Bas et en Autriche.

GRAPHIQUE 2 : TAUX D'EMPLOI DES HOMMES ET DES FEMMES ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004 (%)



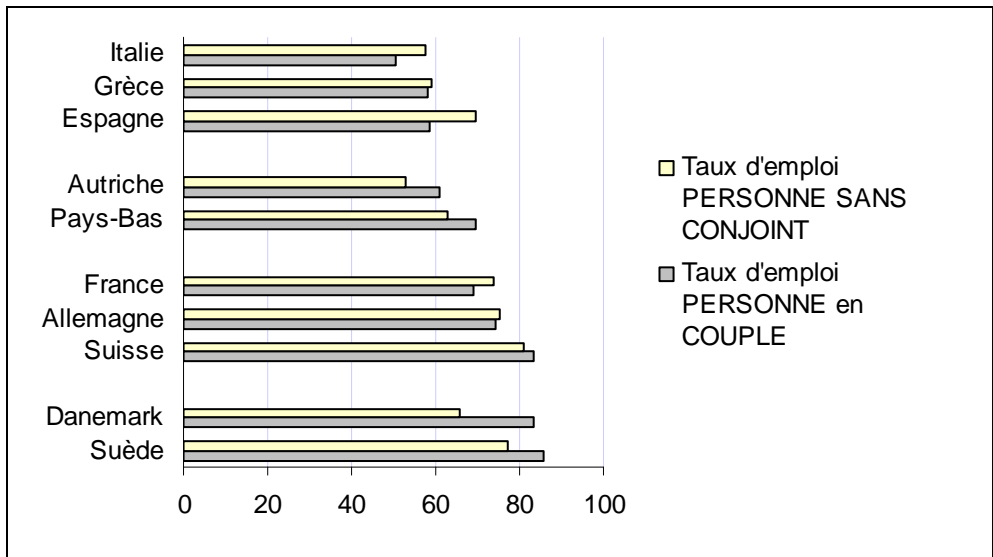
Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7739 personnes nées entre 1945-1954

Le taux d'emploi selon la situation conjugale est fortement différencié d'un bout à l'autre de l'Europe (Graphique 3). Au Danemark, en Suède, en Suisse, ou encore aux Pays-Bas, la population en emploi est plus importante au sein des couples (autour de 80%) qu'elle ne l'est pour les personnes sans conjoint (entre 60% et 75%). Au contraire, en Italie ou en Espagne, le taux d'emploi des personnes ne vivant pas en couple est plus élevé que celui des personnes en couple. Faut-il y voir un effet individuel de sélection des populations qui vivent seules ou en couple sur la base de traditions et considérations culturelles selon qu'elles résident au nord ou au sud de l'Europe ? Ou bien, s'agit-il d'un effet collectif plus ou moins protecteur des systèmes de protection sociale, plus généreux au nord par rapport au sud, où l'on ne pourrait survivre seul hors du marché du travail et hors de la famille ?

Au sein de la population en emploi, le temps partiel, correspondant pour cette étude à moins de 30 heures hebdomadaires, concerne moins d'un cinquième des quinquagénaires européens, mais les différences sont très fortes d'un pays à l'autre (Graphique 4). Près de 30% des Néerlandais, suivis des Suisses, travaillent à temps partiel tandis que c'est deux fois moins fréquent chez les Espagnols, les Suédois, les Danois ou encore les Autrichiens. Globalement, les personnes en couple travaillent plus souvent à temps partiel que les personnes seules, mais ce n'est pas le cas en Suède ni au Danemark. Ces résultats suggèrent que pour partie, le temps partiel s'explique par l'environnement institutionnel, et pour partie par des choix personnels à l'intérieur du couple. Ainsi en est-il des Pays-Bas où le travail à temps partiel est le plus répandu quelle que soit la situation conjugale. Dans la population féminine, plus largement concernée par le temps partiel, près de 60% des Néerlandaises travaillent moins de 30 heures par semaine pour un tiers des femmes en emploi entre 50 et 59 dans les dix pays observés. À l'opposé, ce sont les Danoises, les Suédoises ou bien les Espagnoles qui ont des durées de travail plus longues. Le temps partiel féminin est fortement dépendant de la situation conjugale : les femmes en couple sont presque

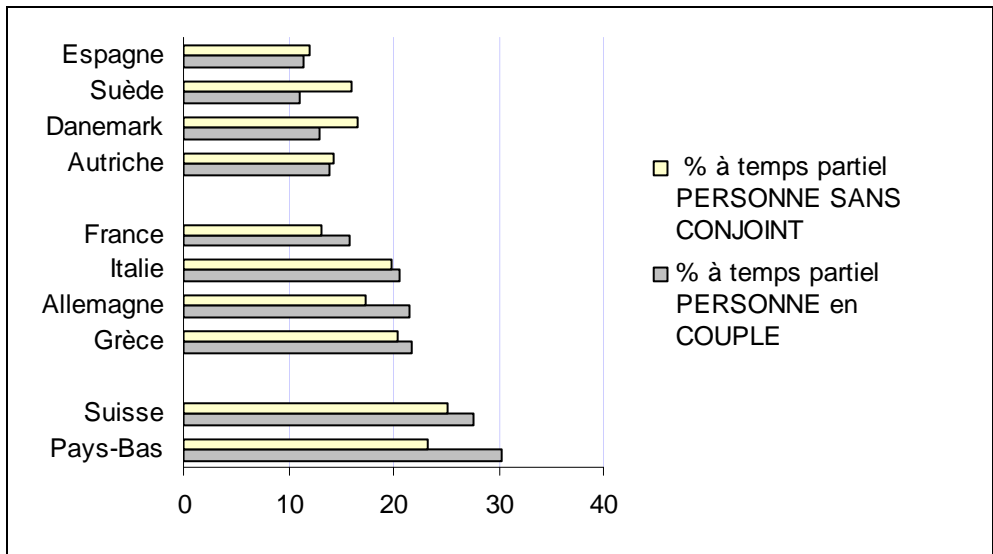
deux fois plus nombreuses à travailler moins de 30 heures par semaine (près de 37%) au contraire des femmes seules (20% à temps partiel). Néanmoins, la situation de couple n'explique qu'une partie de la variabilité des taux observés par pays.

GRAPHIQUE 3 : TAUX D'EMPLOI ET SITUATION CONJUGALE ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004 (%)



Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7739 personnes nées entre 1945-1954

GRAPHIQUE 4 : PARMI LES PERSONNES EN EMPLOI, TEMPS PARTIEL ET SITUATION CONJUGALE ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004 (%)

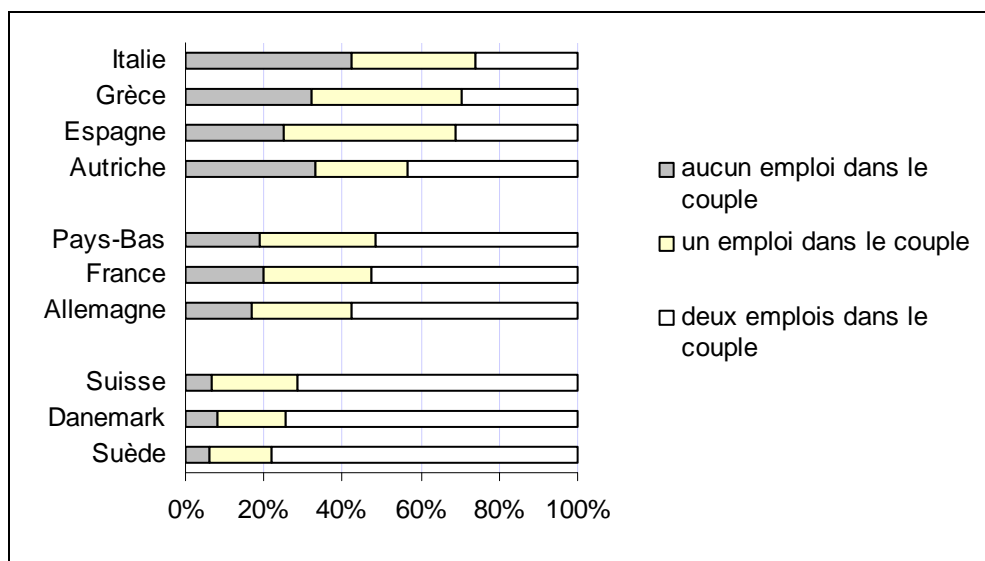


Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 5226 personnes en emploi nées entre 1945-1954

Note : temps partiel=moins de trente heures par semaine.

Alors que 80% des quinquagénaires européens vivent en couple, la situation d'emploi des deux conjoints est très variable d'un bout à l'autre de l'Europe, tout comme le recours au temps partiel. Au Danemark et en Suède, mais également en Suisse, la proportion des couples bi-actifs est très élevée, et voisine 75%, 80% (Graphique 5). Ce résultat était attendu compte tenu des observations précédentes qui ont montré un taux d'activité des hommes et des femmes très proches dans ces pays. Un deuxième groupe de pays, avec l'Allemagne, la France et les Pays-Bas, affiche un taux de double activité dans les couples autour de 50%, tandis qu'en Espagne, en Grèce ou en Italie, la double activité dans les couples concerne moins du tiers des ménages.

GRAPHIQUE 5 : LA SITUATION DE L'EMPLOI DANS LES COUPLES



Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 2791 couples avec un conjoint né entre 1945 et 1954

### 1. Méthode, du multivarié au multiniveau

Pour identifier l'influence de la situation conjugale sur la population en emploi, nous proposons d'utiliser des modèles de régression, successivement sur les deux variables dépendantes que l'on cherche à expliquer :

- être en emploi (oui/non) sur le champ des 7 739 individus nés entre 1945 et 1954,
- double activité dans les couples (oui/non) sur le champ des 2 191 couples pour lesquels au moins l'un des conjoints est né entre 1945 et 1954.

La méthode que l'on suit procède d'une démarche pas-à-pas dans la mesure où l'on se propose d'observer les données sous trois angles :

- en premier lieu, nous observons la probabilité d'être en emploi (ou dans un couple bi-actif), avant et après l'introduction du pays comme variable explicative dans le modèle ;
- ensuite, nous observons la probabilité d'être en emploi dans chacun des 10 pays (une régression par pays)<sup>4</sup> ;
- enfin, pour tenir compte de l'effet pays dans un modèle global, nous observons la probabilité d'être en emploi (ou dans un couple bi-actif), à l'aide d'une analyse multiniveau.

<sup>4</sup> Les observations sont trop peu nombreuses pour mener la même opération dans le champ des couples.



### a) Les caractéristiques individuelles dans les modèles de régression logistique

De façon à expliquer au mieux les différences de probabilité d'emploi, on choisit de retenir dans les modèles de régression deux groupes de variables explicatives qui visent à caractériser pour les unes, le positionnement social de l'individu (ou du couple), pour les autres l'environnement conjugal et familial, de l'individu (ou du couple).

La première caractéristique individuelle est l'âge que l'on a choisi de centrer et réduire. L'analyse descriptive a montré la forte interaction entre le sexe et la situation conjugale pour certains pays, ce qui nous conduit à faire figurer, pour la situation de couple, une dimension croisée à quatre modalités : homme vivant en couple - femme vivant en couple - homme ne vivant pas en couple - femme ne vivant pas en couple.

On retient ensuite quatre variables explicatives, caractéristiques de l'environnement familial : le type de ménage, le nombre d'enfants, le style de vie, la présence d'ascendants. Pour le type de ménage, on oppose les ménages composés d'une seule personne ou de deux personnes formant un couple à toutes les autres situations de cohabitation. Le nombre d'enfants est décliné en trois modalités : aucun enfant - un ou deux enfants - trois enfants et plus. À travers le style de vie, classique ou moderne, on cherche à prendre en compte l'évolution des formes de conjugalité. Dans ce contexte, le style de vie « moderne » regroupe, à la fois, les personnes divorcées, séparées, vivant maritalement mais aussi les personnes qui, du point de vue de leur statut matrimonial, se déclarent veuves ou célibataires tout en vivant en couple, ou encore les personnes qui se déclarent mariées sans vivre en couple. Du côté du style de vie « classique », se regroupent les personnes mariées vivant en couple et les personnes veuves ou célibataires qui ne vivent pas en couple. Enfin, la présence des ascendants vise à prendre en compte l'allongement de la vie et de la coexistence de plusieurs générations familiales dont les conséquences pourraient aussi conditionner le maintien en emploi des européens confrontés au grand âge de leurs parents et/ou beaux-parents.

Quant aux caractéristiques du positionnement social, on retient trois variables explicatives : la santé subjective, le niveau d'éducation et les revenus du ménage. Pour chacune d'elles, la construction des modalités tient compte des différences potentielles de niveau par pays. Ainsi, pour les revenus, on utilise les quintiles de revenus du ménage calculés pour chaque pays,<sup>5</sup> ce qui permet de classer le ménage dans la tranche de revenus correspondant à celle de son pays (même lorsque le montant des revenus dans chaque tranche varie d'un pays à l'autre). On procède de la même façon pour l'éducation et la santé. Sur la base de la Classification CITE qui compte 7 niveaux d'éducation,<sup>6</sup> on scinde la population de chaque pays en trois groupes de niveau inférieur, intermédiaire et supérieur. La santé subjective résulte de la combinaison de deux échelles utilisées dans SHARE,<sup>7</sup> à partir de laquelle on scinde la population de chaque pays en trois groupes qui conduisent à classer les individus selon leur niveau de santé, bon, intermédiaire ou moins bon. Cette façon de procéder permet de rendre compte de la situation individuelle relativement à celle du pays.

L'observation du comportement des couples vis-à-vis de la double activité impose d'adapter certaines variables explicatives pour faire figurer les caractéristiques individuelles propres à chaque conjoint. Ainsi en est-il de l'âge, pour lequel on choisit de retenir l'âge moyen des deux conjoints et la différence d'âge entre l'homme et la femme. Pour le type de

<sup>5</sup> Les revenus manquants ont fait l'objet d'imputations calculées par l'équipe SHARE.

<sup>6</sup> CITE, Classification Internationale Type de l'Éducation conçue par l'Unesco en 1997, avec sept niveaux, depuis le niveau 0 correspondant à l'éducation pré-primaire, jusqu'au niveau 6 correspondant au 2<sup>ème</sup> cycle de l'enseignement supérieur ; c'est l'équipe SHARE qui a assuré le passage des niveaux d'éducation par pays à la classification CITE.

<sup>7</sup> 1. « Diriez-vous que votre santé est : 1.très bonne 2.bonne 3.moyenne 4.mauvaise 5.très mauvaise ». 2. « Diriez-vous que votre santé est : 1.excellente 2.très bonne 3.bonne 4.acceptable 5.médiocre ».

ménage, le nombre d'enfants, la présence des ascendants et les revenus du ménage, on procède strictement de la même manière qu'au niveau individuel. En revanche, le style de vie tient compte de la situation globale du couple, selon le statut matrimonial déclaré pour chaque conjoint. Autrement dit, sont reclassés en « moderne » les couples dans lesquels l'homme ou la femme se déclare : veuf(ve), célibataire, divorcé(e), séparé(e) ou vivant maritalement. Enfin, pour l'éducation et la santé, les données sont individualisées pour l'homme et la femme, selon deux modalités qui distinguent un niveau d'éducation supérieur (oui/non), une bonne santé (oui/non).

## b) Les effets fixes et aléatoires dans l'analyse multiniveau<sup>8</sup>

Le recours à l'analyse multiniveau se justifie par la mise en perspective d'observations situées à deux niveaux distincts, hiérarchisés et qui ont chacun leurs propres déterminants. Les individus, ou les couples, sont « emboîtés » dans le pays et, de ce point de vue, on peut estimer que les ressortissants d'un même pays ont des caractéristiques communes : par exemple, ils partagent un même système de protection sociale et, plus ou moins, les mêmes traditions et pratiques culturelles. Ainsi, à l'intérieur d'un pays, les observations ne sont pas indépendantes les unes des autres, ce que ne prennent pas en compte les modèles de régression logistique. En effet, dans ces analyses, on considère que les caractéristiques de l'individu (ou de son ménage) sont les seules à jouer sur les comportements individuels, en dehors de tout effet de contexte.

L'objectif de l'analyse multiniveau est donc de nous aider à comprendre en quoi les variations observées dans la variable à expliquer relèvent de l'individu ou du groupe : dans la probabilité d'être en emploi, quelle est l'importance du niveau micro, de l'individu, de ses choix personnels et quelle est celle du niveau macro, du pays, des contraintes structurelles ?<sup>9</sup>

Chaque niveau hiérarchique peut donc être décrit par des caractéristiques propres. Pour le premier niveau, celui des individus (ou des couples), nous utilisons les mêmes caractéristiques individuelles déjà décrites. Mais, pour chacune de ces variables explicatives, l'introduction d'un deuxième niveau hiérarchique apporte une nouvelle source de variation aléatoire pour les pays. Autrement dit, à côté des effets fixes liés aux caractéristiques individuelles, peuvent exister des effets aléatoires liés au contexte, c'est-à-dire au pays. Le modèle multiniveau permet de tester, à la fois, les effets fixes (au niveau individuel) et les effets aléatoires (au niveau pays) d'une même variable explicative sur le phénomène à expliquer.

Par ailleurs, en plus des caractéristiques individuelles, on peut introduire d'autres variables explicatives, des facteurs contextuels caractéristiques des pays. Ainsi, on peut tester l'effet de facteurs contextuels construits à partir des caractéristiques individuelles dans chaque pays. C'est par exemple le cas du nombre moyen d'enfants, du nombre d'enfants résidant dans le ménage, du taux moyen de cohabitation ou du taux de personnes ayant adopté le style de vie « moderne ». On peut également tester l'effet de facteurs contextuels, indépendants des données observées mais qui correspondent à des indicateurs caractérisant les pays. C'est le cas d'indicateurs construits par Eurostat<sup>10</sup> tels que le produit intérieur brut par tête, les dépenses de protection sociale, les dépenses publiques pour les mesures relevant de la politique de l'emploi.

---

<sup>8</sup> Voir en annexe, la présentation des modèles et des notations.

<sup>9</sup> La variable à expliquer étant dichotomique [être en emploi oui/non] ou [couple bi-actif oui/non], nous faisons le choix d'utiliser le logiciel MLWin plus accessible dans la manipulation des paramètres pour un modèle non linéaire que la procédure Proc NLMixed de SAS. En cela, nous suivons les conseils d'Arnaud Bringé à l'Ined que nous remercions pour son accompagnement dans l'approche de ce nouvel outil.

<sup>10</sup> Le recours aux indicateurs fournis par Eurostat nous a conduits à retirer la Suisse des analyses multiniveau.

## 2. Résultats, l'influence de la situation conjugale sur la population en emploi

### a) sur l'ensemble des individus

Le premier modèle (tableau 1, modèle 1a) rend compte des tendances globales de l'emploi des seniors en Europe. Le taux d'emploi individuel est d'autant plus élevé que l'on est loin de l'âge légal de la retraite. On retrouve l'effet principal d'un bon état de santé qui est positivement associé avec la probabilité d'être en emploi, tout comme un niveau d'éducation supérieur. À l'opposé, le taux d'emploi est potentiellement plus faible dans le premier quintile de revenus du ménage.

Concernant la situation conjugale, dans toutes les configurations autres que la situation de référence, celle d'un homme en couple, la probabilité d'être en emploi est significativement plus faible, tout particulièrement pour les femmes en couple. Les personnes ne vivant pas en couple, hommes ou femmes, ont la même probabilité d'être en emploi. Le fait d'adopter un style de vie qualifié de « moderne », notamment avoir connu le divorce, une séparation, vivre hors mariage, etc. augmente de façon significative la probabilité de travailler. À l'inverse, la cohabitation, qui concerne principalement le fait de vivre avec de grands enfants sous le même toit, ou dans certains cas avec des parents âgés, a un effet négatif sur le taux d'emploi. L'absence d'enfant, ou au contraire le fait d'avoir au moins trois enfants, joue négativement sur l'emploi par rapport à la situation de référence (avoir un ou deux enfants), cependant, le coefficient négatif n'est pas significatif pour les familles nombreuses (3 enfants ou plus).

L'ajout de l'effet relatif des pays (tableau 1, modèle 1b) confirme les résultats de l'analyse descriptive avec des probabilités d'emploi significativement supérieures dans les pays de l'Europe du Nord (Suède, Danemark) et en Suisse et plus faibles dans les pays du sud (Italie, Grèce, Espagne) et en Autriche. Par rapport à la France, situation de référence dans le modèle, les taux d'emploi observés aux Pays-Bas ou en Allemagne n'apparaissent pas significativement différents, ce qu'illustre bien le Graphique 2. La dimension pays modifie les effets de la cohabitation et du nombre d'enfants. La probabilité d'être en emploi est significativement plus faible dans les familles de trois enfants ou plus tandis que l'effet de la cohabitation est moins discriminant. Autrement dit, ce sont des caractéristiques qui n'ont probablement pas les mêmes effets selon les pays.

En ce qui concerne les couples (tableau 2, modèle 2a), les effets des caractéristiques explicatives sur la double activité vont dans le même sens que ce que l'on observe au niveau individuel. On retrouve les effets de l'âge : la double activité est potentiellement plus répandue dans les couples les plus jeunes et lorsque la différence d'âge entre les conjoints est la plus faible. L'effet revenu est d'une certaine façon endogène : les doubles actifs ont potentiellement des revenus plus élevés que les autres, mono-actifs ou sans emploi. Les caractéristiques individualisées pour l'homme et la femme mettent en évidence les différences d'effet en termes d'éducation et d'état de santé. La double activité n'est pas sensible au niveau d'éducation de l'homme tandis qu'il joue fortement pour la femme. En revanche, l'état de santé de l'homme est plus discriminant que celui de la femme.

Lorsque l'on ajoute la dimension du pays (tableau 2, modèle 2b), l'opposition nord-sud apparaît encore plus fortement qu'au niveau individuel. On retrouve les éléments présentés dans le graphique n°6 : plus forte probabilité de double activité dans les couples en Europe du nord, plus faible au sud, autour de la situation de référence en Europe continentale. Il est intéressant d'observer les modalités dont l'effet est modifié par la prise en compte du pays. Ainsi est-ce le cas, comme au niveau individuel, de la cohabitation et du nombre d'enfants : l'effet négatif de la cohabitation sur la double activité n'est plus significatif, tandis que pour les familles de 3 enfants et plus, l'effet négatif devient significativement plus important. Sinon, la différence d'âge entre les deux conjoints n'explique pas la double activité, pas plus que le style de vie dont l'effet positif, fortement réduit, n'est plus significatif.

Pour résumer, qu'il s'agisse du modèle individuel (1a) ou de couple (2a), chaque caractéristique explicative est discriminante de la probabilité d'être en emploi, ou de la double activité. L'ajout de la dimension pays (modèles 1b et 2b) ne change ni le sens des coefficients, ni l'importance des effets de la santé subjective, du niveau d'éducation ou des revenus du ménage sur la probabilité d'emploi. En revanche, les effets changent pour les caractéristiques liées à l'environnement familial : le type de ménage n'est plus significatif, tout comme celui du style de vie au sein des couples ; pour le nombre d'enfants, c'est moins l'absence d'enfant qui joue que la présence de 3 enfants ou plus.

TABLEAU 1 : PROBABILITÉ D'ÊTRE EN EMPLOI POUR LES INDIVIDUS ENTRE 50 ET 59 ANS (2004)

		<b>Modèle 1a</b> Paramètre (écart-type)	<b>Modèle 1b</b> Paramètre (écart-type)
	Constante	1,806 (0,104)	1,869 (0,141)
	Âge (normalisé)	-0,352 (0,029)	-0,349 (0,030)
Situation de couple	Homme en couple (référence)		
	Femme en couple	-1,237 (0,063)	-1,274 (0,066)
	Homme sans conjoint	-0,880 (0,145)	-0,812 (0,148)
	Femme sans conjoint	-0,892 (0,115)	-0,799 (0,118)
Type de ménage	Cohabitant	-0,483 (0,059)	-0,112 (0,065)
	Non cohabitant (référence)		
Style de vie	Moderne	0,540 (0,102)	0,308 (0,106)
	Classique (référence)		
Nombre d'enfants	Pas d'enfant	-0,371 (0,094)	-0,224 (0,097)
	1 ou 2 enfants (référence)		
	3 enfants & +	-0,031 (0,062)	-0,201 (0,065)
Présence d'ascendants	Oui	0,200 (0,059)	0,132 (0,061)
	Non (référence)		
Santé subjective	Bonne	0,218 (0,068)	0,150 (0,070)
	Intermédiaire (référence)		
	Moins bonne	-0,688 (0,065)	-0,780 (0,068)
Niveau d'éducation	Supérieur	0,637 (0,073)	0,638 (0,075)
	Intermédiaire (référence)		
	Inférieur	-0,313 (0,062)	-0,300 (0,067)
Revenus du ménage	1 <sup>er</sup> quintile	-0,712 (0,084)	-0,745 (0,086)
	2 <sup>e</sup> quintile	-0,295 (0,084)	-0,334 (0,087)
	3 <sup>e</sup> quintile (référence)		
	4 <sup>e</sup> quintile	0,153 (0,088)	0,137 (0,091)
	5 <sup>e</sup> quintile	0,181 (0,091)	0,167 (0,094)
Pays	Suède		1,001 (0,130)
	Danemark		0,565 (0,144)
	Pays-Bas		-0,039 (0,117)
	Allemagne		0,203 (0,125)
	Suisse		0,980 (0,180)
	Autriche		-0,536 (0,132)
	France (référence)		
	Italie		-0,776 (0,125)
	Espagne		-0,387 (0,128)
Grèce		-0,694 (0,128)	

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7 739 personnes nées entre 1945 et 1954

TABLEAU 2 : PROBABILITÉ DE DOUBLE ACTIVITÉ DANS LES COUPLES OÙ L'UN DES CONJOINT A ENTRE 50 ET 59 ANS

	(régressions logistiques)	<b>Modèle 2a</b>	<b>Modèle 2b</b>
		Paramètre (écart-type)	Paramètre (écart-type)
	Constante	-0,381 (0,136)	-0,479 (0,199)
Âge	Âge moyen du couple	-0,717 (0,055)	-0,709 (0,058)
	Différence âge homme-femme	-0,169 (0,049)	-0,047 (0,052)
Type de ménage	Cohabitant	-0,594 (0,097)	-0,043 (0,109)
	Non cohabitant (référence)		
Style de vie	Moderne	0,494 (0,186)	0,132 (0,194)
	Classique (référence)		
Nombre d'enfants	Pas d'enfant	-0,464 (0,19)	-0,4 (0,197)
	1 ou 2 enfants (référence)		
	3 enfants & +	-0,119 (0,096)	-0,397 (0,104)
Présence d'ascendants	Oui	0,384 (0,107)	0,346 (0,113)
	Non (référence)		
Homme : niveau d'éducation	Supérieur	0,081 (0,107)	0,138 (0,113)
	Autre (référence)		
Homme : santé subjective	Bonne	0,468 (0,101)	0,466 (0,107)
	Autre (référence)		
Femme : niveau d'éducation	Supérieur	0,679 (0,113)	0,582 (0,121)
	Autre (référence)		
Femme : santé subjective	Bonne	0,485 (0,135)	0,435 (0,142)
	Autre (référence)		
Revenus du ménage	1 <sup>er</sup> quintile	-0,633 (0,159)	-0,558 (0,168)
	2 <sup>e</sup> quintile	-0,811 (0,145)	-0,835 (0,154)
	3 <sup>e</sup> quintile (référence)		
	4 <sup>e</sup> quintile	0,325 (0,126)	0,363 (0,134)
	5 <sup>e</sup> quintile	0,384 (0,129)	0,411 (0,137)
Pays,	Suède		1,367 (0,204)
	Danemark		0,755 (0,217)
	Pays-Bas		-0,029 (0,178)
	Allemagne		0,186 (0,187)
	Suisse		0,994 (0,266)
	Autriche		-0,161 (0,218)
	France (référence)		
	Italie		-1,32 (0,221)
	Espagne		-0,681 (0,23)
	Grèce		-1,165 (0,209)

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 2791 couples avec un conjoint né entre 1945 et 1954

TABLEAU 3 - PROBABILITÉ D'ÊTRE EN EMPLOI ENTRE 50 ET 59 ANS PAR PAYS (2004)

	Suède	Danemark	Pays-Bas	Allemagne	Suisse	Autriche	France	Italie	Espagne	Grèce
Effectifs et taux d'emploi (régressions logistiques)	N=1056 / 83,4%	N=640 / 79,2%	N=1189 / 66,2%	N=989 / 9,4%	N=349 / 82,8%	N=585 / 57,8%	N=665 / 69,3%	N=820 / 48,9%	N=717 / 66,2%	N=729 / 58,4%
Constante	Paramètre (s.e.) 2,655 (0,366)	Paramètre (s.e.) 2,258 (0,463)	Paramètre (s.e.) 2,037 (0,281)	Paramètre (s.e.) 2,189 (0,314)	Paramètre (s.e.) 3,908 (0,779)	Paramètre (s.e.) 0,389 (0,251)	Paramètre (s.e.) 1,516 (0,350)	Paramètre (s.e.) 1,184 (0,336)	Paramètre (s.e.) 2,169 (0,377)	Paramètre (s.e.) 1,977 (0,385)
Age (normalisé)	-0,230 (0,101)	-0,269 (0,117)	-0,252 (0,078)	-0,348 (0,090)	-0,235 (0,158)	-0,604 (0,107)	-0,508 (0,102)	-0,633 (0,093)	-0,163 (0,090)	-0,436 (0,104)
Homme en couple (référence)	-0,404 (0,223)	-0,298 (0,272)	-1,468 (0,165)	-0,510 (0,179)	-1,773 (0,445)	-1,207 (0,242)	-0,732 (0,204)	-1,652 (0,192)	-2,015 (0,222)	-2,598 (0,226)
Femme en couple	-0,481 (0,428)	-0,624 (0,461)	-0,678 (0,402)	0,083 (0,447)	-1,241 (0,821)	-1,249 (0,462)	-0,523 (0,506)	-0,715 (0,509)	-1,309 (0,524)	-0,897 (0,652)
Homme sans conjoint	-0,158 (0,397)	0,055 (0,439)	-1,155 (0,345)	0,082 (0,358)	-1,634 (0,659)	-0,949 (0,386)	-0,062 (0,373)	-1,055 (0,373)	-1,176 (0,403)	-1,774 (0,379)
Femme sans conjoint	0,058 (0,232)	0,304 (0,323)	0,131 (0,169)	-0,242 (0,183)	-0,935 (0,384)	0,415 (0,223)	-0,037 (0,205)	-0,350 (0,190)	-0,280 (0,216)	-0,187 (0,225)
Ménage cohabitant										
Non cohabitant (référence)										
Style de vie moderne	0,232 (0,284)	0,057 (0,339)	0,377 (0,270)	0,009 (0,307)	0,495 (0,563)	0,213 (0,351)	0,323 (0,342)	0,452 (0,399)	0,514 (0,403)	0,946 (0,464)
Classique (référence)										
Pas d'enfant	-0,706 (0,350)	0,063 (0,354)	0,105 (0,249)	-0,435 (0,237)	0,127 (0,562)	-0,180 (0,325)	-0,090 (0,360)	-0,388 (0,343)	-0,310 (0,323)	-0,515 (0,389)
1 ou 2 enfants (référence)										
3 enfants & +	-0,656 (0,207)	-0,435 (0,250)	-0,273 (0,163)	-0,043 (0,206)	-0,304 (0,369)	0,009 (0,243)	-0,155 (0,199)	-0,130 (0,205)	-0,127 (0,200)	-0,374 (0,253)
Oui, présence d'ascendants	0,322 (0,204)	0,330 (0,236)	0,210 (0,151)	-0,221 (0,182)	0,239 (0,375)	0,354 (0,208)	0,292 (0,220)	-0,247 (0,181)	-0,181 (0,193)	0,083 (0,213)
Pas d'ascendants (référence)										
Bonne santé subjective	0,694 (0,270)	0,475 (0,338)	0,156 (0,170)	0,125 (0,212)	-0,410 (0,516)	0,389 (0,250)	-0,123 (0,220)	0,101 (0,212)	0,249 (0,220)	0,029 (0,218)
Santé intermédiaire (référence)										
Moins bonne santé	-1,254 (0,213)	-0,591 (0,288)	-1,102 (0,177)	-0,967 (0,194)	-0,761 (0,486)	-0,673 (0,238)	-0,541 (0,232)	-0,363 (0,200)	-0,978 (0,213)	-0,450 (0,248)
Niveau d'éducation supérieur	0,247 (0,270)	0,427 (0,260)	0,489 (0,216)	0,547 (0,198)	0,351 (0,500)	1,336 (0,276)	0,590 (0,277)	0,993 (0,216)	0,618 (0,245)	0,332 (0,238)
Intermédiaire (référence)										
Niveau d'éducation inférieur	-0,264 (0,213)	-0,652 (0,288)	-0,391 (0,171)	-0,659 (0,244)	-0,584 (0,390)	-0,543 (0,246)	-0,252 (0,205)	-0,343 (0,206)	-0,147 (0,207)	0,006 (0,231)
1er quintile revenus ménage	-1,249 (0,293)	-1,738 (0,361)	-0,844 (0,221)	-1,083 (0,246)	-0,047 (0,548)	0,512 (0,315)	-0,645 (0,298)	-0,302 (0,266)	-0,874 (0,279)	-1,192 (0,301)
2e quintile	-0,478 (0,297)	-0,844 (0,377)	-0,515 (0,219)	-0,521 (0,253)	-1,323 (0,494)	-0,006 (0,313)	-0,484 (0,289)	-0,053 (0,256)	0,047 (0,274)	-0,289 (0,295)
3e quintile (référence)										
4e quintile	0,378 (0,345)	-0,284 (0,412)	0,488 (0,244)	-0,134 (0,266)	-0,024 (0,555)	0,762 (0,321)	-0,429 (0,297)	0,455 (0,257)	0,031 (0,283)	0,040 (0,300)
5e quintile	0,148 (0,351)	-0,202 (0,412)	-0,140 (0,233)	0,182 (0,287)	0,329 (0,602)	0,483 (0,318)	-0,348 (0,319)	0,712 (0,271)	0,305 (0,293)	0,286 (0,307)

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7 739 personnes nées entre 1945 et 1954

## b) Pays par pays

Pour interpréter l'effet pays et identifier les différences entre les pays, on se propose d'observer strictement les mêmes modèles de régression pour chaque pays. Les tendances dégagées dans les premières analyses sur les caractéristiques de position sociale sont largement confirmées : effet négatif et significatif de l'âge, d'une santé moins bonne, d'un niveau d'éducation inférieur et de revenus faibles sur la probabilité d'être en emploi (Tableau 3). Néanmoins, il faut noter que si le sens de l'effet est le même, l'importance de l'effet sur la probabilité d'être en emploi diffère d'un pays à l'autre. En Suède, c'est l'état de santé subjective qui est le plus discriminant, devant le revenu, comme en Espagne. En Allemagne, en Autriche, ou en Italie, le niveau d'éducation est primordial. Et enfin, c'est l'effet revenu qui est plus important au Danemark, aux Pays-Bas ou en Grèce.

Du point de vue des caractéristiques liées à l'environnement familial, en Europe du Sud et aux Pays-Bas, la variable d'interaction sexe et vie en couple est la toute première variable explicative de la probabilité d'être en emploi. Pour les autres caractéristiques, les effets du type de ménage, du style de vie, du nombre d'enfants, ou de la présence des ascendants, apparaissent très atténués, pays par pays, relativement aux observations sur l'échantillon global. Le sens de l'effet de certaines caractéristiques peut être opposé selon les pays : pour le type de ménage, la cohabitation est associée positivement à l'emploi en Autriche et négativement en Italie ; la présence d'ascendants a un effet négatif sur la probabilité d'être en emploi en Espagne et en Italie, et un effet positif ailleurs. Lorsque l'on cherche à hiérarchiser les caractéristiques explicatives selon l'importance des effets, on observe qu'en Suède, au Danemark ou aux Pays-Bas, la probabilité d'être en emploi est significativement plus faible pour les personnes qui ont trois enfants ou plus, relativement à celles qui ont un seul ou deux enfants. C'est particulièrement vrai en Suède où, du reste, l'absence d'enfant est aussi négativement associée à la probabilité d'être en emploi. Enfin, il est à noter qu'aucun effet significatif des caractéristiques, type de ménage, style de vie, nombre d'enfant, présence d'ascendant, ne ressort pour l'Espagne ou la France.

Comment expliquer que des facteurs individuels comme ceux de l'environnement familial qui apparaissent discriminants du taux d'emploi en Europe dans les premiers modèles, ont des effets largement « dilués » au niveau de chaque pays ?

## c) L'apport du multiniveau

C'est véritablement la difficulté de différencier les effets qui seraient liés aux individus, de ceux qui seraient constitutifs de leur appartenance au pays qui nous a conduits à travailler sur l'analyse multiniveau. Dans ces modèles hiérarchiques, il s'agit d'explorer les deux niveaux de caractéristiques : les caractéristiques individuelles de premier niveau pour les individus (ou les couples) et les caractéristiques de niveau 2 pour le pays.

Dans une toute première étape (tableau 4, modèle vide 4a), nous faisons figurer dans l'équation uniquement l'effet aléatoire pour le niveau agrégé, c'est-à-dire le pays, sans aucune variable explicative. Nous observons la constante (effet fixe) pour le premier niveau (individus) et la constante du deuxième niveau, qui rend compte de la variance de la probabilité d'être en emploi entre les pays : 0,227 (0,110). La significativité de l'effet confirme l'existence d'un effet aléatoire au niveau pays ce qui nous permet de poursuivre l'analyse.

Dans une deuxième étape (4b), nous introduisons les caractéristiques individuelles, les mêmes que celles figurant dans la première régression (voir modèle 1a). Il s'agit uniquement d'observer les effets fixes des caractéristiques individuelles. La variance passe de 0,227 à 0,261, ce qui laisse penser que l'effet de certaines caractéristiques individuelles diffèrent selon les pays.

TABLEAU 3 : MULTINIVEAU, EFFETS FIXES ET ALÉATOIRES : PROBABILITÉ D'ÊTRE EN EMPLOI ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004

	Modèle 4a	Modèle 4b	Modèle 4c	Modèle 4d	Modèle 4e	Modèle 4f
<b>Effets fixes</b>						
Constante	0.663 (0.161)	1.661 (0.200)	1.676 (0.153)	1.480 (0.196)	1.358 (0.226)	1.031 (0.231)
<b>Caractéristiques individuelles *</b>						
Homme en couple (référence)						
Femme en couple		-1.193 (0.063)	-1.207 (0.187)	-1.213 (0.188)	-1.209 (0.190)	-1.199 (0.194)
Homme sans conjoint		-0.747 (0.144)	-0.731 (0.145)	-0.740 (0.146)	-0.735 (0.146)	-0.737 (0.148)
Femme sans conjoint		-0.722 (0.116)	-0.733 (0.116)	-0.740 (0.117)	-0.735 (0.117)	-0.732 (0.119)
<b>Facteurs contextuels (pays)</b>						
Style de vie				0.482 (0.296)		0.830 (0.423)
Dépenses pour l'emploi					0.697 (0.369)	0.595 (0.318)
<b>Effets aléatoires (pays)</b>						
$\sigma^2_{u0}$ (constante)	0.227 (0.110)	0.261 (0.126)	0.111 (0.059)	0.089 (0.048)	0.077 (0.043)	0.110 (0.059)
$\sigma_{u30}$ (covariance)			0.088 (0.070)	0.017 (0.059)	0.009 (0.056)	-0.101 (0.078)
$\sigma^2_{u3}$ (femme en couple)			0.277 (0.144)	0.281 (0.146)	0.285 (0.148)	0.299 (0.155)
Variance résiduelle entre pays pour « femme couple » $\sigma^2_{u0} + 2\sigma_{u30} + \sigma^2_{u3}$			0.564	0.404	0.380	0.207
Réduction de la variance entre pays (au modèle 4c, en %)						
- homme en couple ou personne sans conjoint				20%	31%	1%
- femme en couple				28%	33%	71%

(\*) Tous les autres effets fixes des caractéristiques individuelles figurent dans l'équation de chaque modèle mais ils ont été volontairement omis dans le tableau pour en faciliter la lecture et l'interprétation ; voir en annexe, le détail des étapes du multiniveau.

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7 390 personnes nées entre 1945 et 1954

Ensuite, la troisième étape consiste à observer l'effet combiné des effets fixes et aléatoires des caractéristiques individuelles. Nous allons donc tester l'effet aléatoire de chaque caractéristique individuelle liée à l'environnement conjugal ou familial et qui se rapporte à notre problématique. Il s'avère que pour le type de ménage, le style de vie, la présence d'ascendants et le nombre d'enfants, il n'y a aucun effet aléatoire des caractéristiques individuelles sur la variance de la probabilité d'être en emploi entre les pays. Autrement dit, il n'y a pas d'effet spécifique sur l'emploi de ces caractéristiques selon les pays.

En revanche, en ce qui concerne la situation de couple, la probabilité d'être en emploi varie très fortement selon les pays pour la caractéristique « femme en couple » : la variance résiduelle entre les pays est alors fortement réduite, de 0,261 à 0,111 (modèle 4c). D'ailleurs, lorsque l'effet aléatoire lié à la caractéristique observée est non nul au niveau du groupe, on observe une forte augmentation de la dispersion de ce paramètre (Courgeau 1997). Et c'est bien ce que l'on note pour la caractéristique « femme en couple » : dans le modèle 4b, la valeur



du paramètre estimé est -1,193, l'écart-type vaut 0,063 ; dans le modèle 4c, la valeur du paramètre est inchangée à -1,207, alors que l'écart-type est multiplié par 3, il vaut 0,187.

L'effet conjoint des effets fixes au niveau individuel et des effets aléatoires au niveau pays permettent de connaître les gains de variance entre les pays expliqués pour la caractéristique « femme en couple » et pour toutes les autres situations, c'est-à-dire pour une personne ne vivant pas en couple ou pour un homme en couple. Comme attendu, compte tenu des analyses antérieures, la variance de la probabilité d'être en emploi entre pays est beaucoup plus élevée pour une femme en couple que pour les autres situations : 0,564 contre 0,111.

Enfin, dans l'étape suivante, il reste à tester la combinaison de cet effet aléatoire avec les facteurs contextuels qui peuvent avoir un effet fixe sur la probabilité d'être en emploi au niveau du pays. Parmi les quatre facteurs contextuels construits à partir des données de l'enquête Share, le facteur caractérisant le style de vie moderne est celui qui permet de réduire le plus la variance résiduelle entre pays. Autrement dit, un taux plus élevé de personnes partageant un style de vie moderne est positivement associé avec la probabilité individuelle d'être en emploi. La constante au niveau pays passe de 0,111 à 0,089 (modèle 4d) et les gains sur la variance entre les pays sont, pour les femmes en couple, plus importants que pour les autres situations : 28% contre 20%.

De la même façon, parmi les trois autres facteurs contextuels issus des données Eurostat, l'indicateur de dépenses publiques en faveur de l'emploi est celui qui permet de réduire le plus la variance du taux d'emploi entre les pays : la constante passe de 0,111 à 0,077 (modèle 4e). Dès lors, les gains obtenus sur la réduction de la variance entre les pays sont du même ordre pour les femmes en couple et pour toutes les autres situations, autour de 30%.

Enfin, dans un dernier modèle qui combine les effets fixes des caractéristiques individuelles et des facteurs contextuels et les effets aléatoires au niveau du pays et pour la caractéristique « femme en couple », on observe que la constante au niveau pays est inchangée à 0,110 (modèle 4f) par rapport au modèle 4c (constante 0,111). Dans cette configuration, la réduction de la variance entre les pays est surtout sensible pour la caractéristique « femme en couple », les gains se portant exclusivement sur celle-ci, 71% contre 1% pour les autres situations.

Et maintenant, du côté des couples, pour analyser la double activité en tenant compte du 2<sup>ème</sup> niveau, le pays, nous procédons strictement de la même façon que pour les individus (Tableau 5). Pour le modèle vide, sans effet fixe, la variance entre les pays de la probabilité de double-activité dans un couple est de 0,515 (modèle 5a). Le test, significatif au seuil de 5% ( $\text{prob}=0.039$ ), permet d'envisager l'existence d'un effet pays.

L'introduction dans le modèle des effets fixes pour toutes les caractéristiques individuelles ne change pas la constante au niveau pays : 0,511 (modèle 5b).

La recherche d'un effet aléatoire pour chacune des caractéristiques du couple liées à l'environnement familial, ne révèle aucun effet significatif. Ce résultat est plutôt conforme à ce que nous avons trouvé pour les modèles individuels précédents, puisque la seule caractéristique ayant un effet aléatoire était la situation de couple, qui est ici neutralisée puisque la population étudiée est précisément celle des couples.

En revanche, l'ajout des variables contextuelles testés dans les modèles c'est-à-dire le style de vie (modèle 5c) et les dépenses publiques en faveur de l'emploi (modèle 5d) permettent, chacune, de réduire la variance entre les pays : la constante au niveau pays passe respectivement à 0,156 (modèle 5c) et à 0,261 (modèle 5d).

Enfin, dans le dernier modèle, c'est la combinaison des deux variables contextuelles qui permettent d'expliquer au mieux la variance résiduelle entre les pays, pour atteindre 0,098 (modèle 5e).

TABLEAU 4 : MULTINIVEAU : PROBABILITÉ DE DOUBLE ACTIVITÉ DANS LES COUPLES  
OÙ L'UN DES CONJOINT A ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004

	Modèle 5a	Modèle 5b	Modèle 5c	Modèle 5d	Modèle 5e
<b>Effets fixes</b>					
Constante	-0,093 (0,242)	-0,537 (0,275)	-1,427 (0,266)	-1,561 (0,386)	-1,746 (0,282)
Caractéristiques individuelles		*	*	*	*
Facteurs contextuels (pays)					
Style de vie			1,886 (0,390)		1,475 (0,378)
Dépenses pour l'emploi				2,040 (0,648)	1,015 (0,501)
<b>Effets aléatoires</b>					
$\sigma^2_{uo}$ (constante)	0,515 (0,250)	0,511 (0,249)	0,156 (0,083)	0,261 (0,132)	0,098 (0,056)

(\*) Tous les effets fixes des caractéristiques individuelles figurent dans l'équation de chaque modèle mais ils ont été volontairement omis dans le tableau pour en faciliter la lecture et l'interprétation.

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 2670 couples avec un conjoint né entre 1945 et 1954

## Discussion

La question de l'influence des caractéristiques économiques et sociales (état de santé, niveau d'éducation, revenus) sur l'emploi est largement connue et étudiée dans la littérature économique. En revanche, le poids incontestable de ces variables dans la probabilité d'emploi peut conduire à masquer l'étude et l'influence des caractéristiques conjugale et familiale sur le maintien en emploi après 50 ans. En effet, les travaux traitant de l'interaction conjugale et familiale sur l'emploi concernent davantage les jeunes couples et la conciliation –ou non- de l'activité féminine en présence d'enfants en bas âge.

Notre problématique déplace la question sur les quinquagénaires avec l'hypothèse que les générations qui ont connu une forte évolution de leur mode de vie, et notamment des nouvelles formes de conjugalité, pourraient modifier leur rapport à l'emploi, et cela dans un contexte où la prolongation de l'activité devient de plus en plus nécessaire.

Des différences extrêmement fortes se maintiennent à travers l'Europe sur le taux d'emploi entre les hommes et les femmes et selon la situation de couple. D'une part, le taux d'emploi des femmes et des hommes est équivalent au nord de l'Europe et, au contraire, beaucoup plus faible pour les femmes au sud de l'Europe. D'autre part, au nord de l'Europe, les personnes qui ne vivent pas en couple sont moins souvent en emploi que les personnes en couple et, on observe l'effet inverse au sud de l'Europe. Les analyses conduites pays par pays révèlent des différences d'effet des variables explicatives sur la variable dépendante. De façon plus précise, en Europe du Sud et aux Pays-Bas, la variable d'interaction entre sexe et vie en couple est la première variable explicative de la probabilité d'être en emploi mais, en revanche, elle n'est pas significative au nord de l'Europe.

Cependant, dans les travaux de comparaison internationale, les analyses pays par pays ne sont pas toujours possibles, à cause de la faiblesse des effectifs observés par pays ou bien à cause du nombre de pays à observer. Il en résulte que l'appartenance des individus à différents pays n'est généralement prise en compte que sous la forme d'une variable explicative, au même titre que n'importe quelle autre variable explicative individuelle. Dans cette approche, on explique les comportements individuels uniquement par les caractéristiques individuelles, par des choix personnels indépendamment de tout effet de contexte, de toute contrainte structurelle. Or, on sait qu'à l'intérieur d'un pays, les observations ne sont pas indépendantes les unes des autres : on se situe dans un système hiérarchisé, à deux niveaux : des individus « emboîtés » dans le pays, partageant des caractéristiques communes.

Dès lors, les résultats de l'analyse multiniveau mettent directement en évidence l'importance de la situation conjugale au niveau individuel et au niveau du pays. Individuellement, la probabilité d'être en emploi est significativement plus faible pour une femme en couple par rapport à un homme en couple mais, en même temps, la très forte variabilité entre les pays signifie que ce n'est pas toujours le cas, quel que soit le pays et qu'il faut en tenir compte. De plus, les résultats montrent également l'intérêt de traiter des nouvelles formes de conjugalité puisqu'elles ont un effet positif sur l'emploi, dans les pays où on trouve une plus grande diffusion du style de vie moderne.

Pour résumer, la situation d'emploi entre 50 et 59 ans en Europe apparaît plus fréquente dans les pays qui ont vu les femmes gagner en autonomie, remettre en question les rôles traditionnels dans le couple. Autrement dit, dans certains pays, la réserve d'emploi se situe clairement du côté des femmes. Promouvoir l'activité professionnelle des seniors, ce serait aussi promouvoir l'emploi des femmes, ce qui suppose sans doute aussi des politiques publiques d'accompagnement pour leur permettre d'accéder au marché de l'emploi, hors des contraintes familiales de la production domestique de soins aux plus jeunes puis aux plus âgés. Ces activités, que les pays du nord ont « externalisé » hors de la sphère familiale, sont assurées dans le ménage dans les pays du sud de l'Europe, dont le niveau particulièrement élevé de la cohabitation familiale est une illustration.

Mais, plus largement, ces résultats montrent aussi que la question de l'emploi des quinquagénaires en Europe ne peut s'affranchir de la prise en compte de caractéristiques qui relèvent de la sphère privée, et, en particulier, des formes de conjugalité des hommes et des femmes. En effet, si les ruptures conjugales, qui touchent aussi les quinquagénaires, n'ont pas la même ampleur dans tous les pays, la tendance montre tout de même une augmentation générale. Dans ce contexte, on peut faire l'hypothèse que les seniors pourraient être incités à prolonger leur activité professionnelle, ne serait-ce que pour se prémunir, pendant leur retraite, du risque de pauvreté qui touche davantage les ménages isolés. C'est particulièrement vrai pour les femmes qui ont désormais acquis davantage de droits personnels à une pension de retraite.

Par ailleurs, concernant l'interaction conjugale dans les décisions de maintien en emploi, certaines tendances commencent à émerger, avec la décision des hommes de différer leur passage à la retraite pour le faire coïncider avec celui de leur épouse. C'est ce que met en évidence une étude australienne sur le retour des seniors (55 ans et plus) sur le marché du travail observé depuis 2000 (Kennedy, Da Costa, 2006). Celui-ci résulterait d'un durcissement des conditions permettant de bénéficier d'une pension d'invalidité et de mesures fiscales incitatives, mais aussi de ce nouveau comportement des hommes attendant de cesser leur activité en même temps que leur conjointe.

## BIBLIOGRAPHIE

- BANKS, J. et CASANOVA, M. (2003) Work and retirement, in Marmot, M., Banks, J., Blundell, R. Lessof, C. et Nazroo, J., Health, Wealth and Lifestyles of the Older Population in England: The 2002 English Longitudinal Study of Ageing, 127-166, London, The Institute for Fiscal Studies.
- BARNAY T. et DEDRAND T. (2006) L'impact de l'état de santé sur l'emploi des seniors en Europe, Questions d'économie de la santé, IRDES, n° 109, juin.
- BÖRSCH-SUPAN A. et al., **Health, Ageing and Retirement in Europe: first results from SHARE**, Mannheim: MEA, 2005. (<http://www.share-project.org/documentation>)

- BÖRSCH-SUPAN A., JÜRGES, H. (coord.), (2005). *The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, Methodology*, University of Mannheim, MEA.
- BLAU, D.M. (1998) *Labour Force Dynamics of Older Married Couples*, *Journal of Labor Economics*, no. 16(3), 595-629.
- BLANCHET, D. et DEBRAND, T. (2005). *Aspirations à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne*, *Questions d'économie de la santé*, IRDES, n°103, décembre.
- COURGEAU D. (2004). *Du groupe à l'individu. Synthèse multiniveau*. Éditions de l'Ined.
- COURGEAU d., BACCAÏNI B., (1997). *Analyse multi-niveaux en sciences sociales*, *Population*, n° 4, 831-861
- EUROSTAT (2005). *L'Europe en chiffres*, *Annuaire Eurostat 2005*.
- GOLDSTEIN, H. (2003). *Multilevel Statistical Models, Third edition*, Kendall's Library of Statistics, London.
- HANK, K. and JÜRGES, H. (2007). *Gender and the Division of Household Labour in Older Couples. A European Perspective*, *Journal of Family issues*, Vol. 28, n° 3, 399-421.
- HARKIN, J. et HUBER, J. (2004). *Eternal Youth : How the baby boomers are having their time again*. London, Demos.
- HURD, M. (1990). *The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives*, in *Issues in the Economics of Ageing*, Wise, D. (ed.) The University of Chicago Press, 231-254.
- KENNEDY, S., DA COSTA, A., (2006). *Older men bounce back : the re-emergence of older male workers*, Domestic Economic Division, The Australian Treasury.  
[http://www.treasury.gov.au/documents/1190/PDF/04\\_men.pdf](http://www.treasury.gov.au/documents/1190/PDF/04_men.pdf)
- LE CONSEIL DE L'UNION EUROPÉENNE (2000), *Conclusions de la Présidence– Conseil Européen de Lisbonne*  
[http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms\\_Data/docs/pressData/en/ec/00100-r1.en0.htm](http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms_Data/docs/pressData/en/ec/00100-r1.en0.htm)
- LE CONSEIL DE L'UNION EUROPÉENNE (2002), *Conclusions de la Présidence– Conseil Européen de Barcelone*  
[http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms\\_Data/docs/pressData/en/ec/71025.pdf](http://www.consilium.europa.eu/ueDocs/cms_Data/docs/pressData/en/ec/71025.pdf)
- LISSENBURGH, S. et SMEATON, D. (2003). *Employment Transitions of Older Workers : the role of flexible employment in maintaining labour market participation and promoting job quality*, Bristol/York : Policy Press/Joseph Rowntree Foundation.
- OGG, J. et RENAUT, S. (2006a). *The support of parents in old age by those born during 1945-1954 : a European perspective*, *Ageing and Society*, 26, 723-743.
- OGG J. et RENAUT S. (2006b). *Les quinquagénaires européens et leurs parents. De la famille ou de l'État, qui doit s'occuper des ascendants ?* CNAF, *Informations Sociales*, n° 134.
- ORGANISATION DE COOPÉRATION DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES (2006). « *Vivre et travailler plus longtemps* », OECD, Paris.
- RASBASH J., STEELE F., BROWNE W., PROSSER B. (2004). *A User's Guide to MlwiN*, Centre for Multilevel Modelling. University of Bristol.
- RAY J.-C. (2002). *Les gains d'activité des jeunes adultes européens sont-ils liés à la générosité des transferts sociaux ? Une analyse au moyen des modèles multi-niveaux*. CEPS/INSTEAD, Document PSELL, n° 132.
- SÉDILLOT, B. et WALRAET, E. (2002). *La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?*, *Économie et Statistiques*, INSEE, n° 357-358, pp 79-102.

- SINGER, J., (1998). Using SAS PROC MIXED to Fit Multilevel Models, Hierarchical Models, and Individual Growth Models, *Journal of Educational and Behavioural Statistics*, Vol. 24, n° 4, 323-355
- SIRENELLI, J-F., (2003). *Les baby-boomers : une génération 1945-1969*, Fayard, Paris.
- WHITING, E. (2005). «The labour market participation of older people », *Labour Market Trends*, Vol. 113, 285-296.

## Annexes

### Les étapes de l'analyse multiniveau

#### Notation :

Variable à expliquer (ou variable dépendante) : Y

Variables explicatives : X

Effets fixes des variables explicatives

- caractéristiques individuelles :  $X_{ij}$  pour le niveau 1, l'individu i
- facteurs contextuels :  $X_j$  pour le niveau 2, le pays j

Effets aléatoires des caractéristiques individuelles, niveau 2 (pays j)

**Modèle 4a** : on observe si la probabilité d'être en emploi varie selon les pays (modèle vide).

$$\text{Logit}(\Pi_{ij}) = Y_{ij} = \beta_{0j}$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma_{u0}^2 = \text{Var}(u_{0j})$$

$\beta_{0j}$  : la constante aléatoire est composée de deux termes :  $\beta_0$  un effet fixe et  $u_{0j}$  un effet aléatoire (effet spécifique du pays) sachant que  $u_{0j}$  suit une loi normale de moyenne zéro et de variance  $\sigma_{u0}^2$  variance entre les pays :  $\sigma_{u0}^2 = 0,227$

**Modèle 4b** : on fait entrer les caractéristiques individuelles et on observe les effets fixes, au niveau individuel, sur la probabilité d'être en emploi

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_3 X_{3ij} (\text{femme en couple}) + \dots + \beta_n X_{nij}$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma_{u0}^2 = \text{Var}(u_{0j})$$

$$\text{variance entre les pays : } \sigma_{u0}^2 = 0,261$$

effet fixe (niveau individuel) pour la caractéristique « femme en couple » :  $\beta_3 = -1,193 (0,063)$

**Modèle 4c** : on teste les effets aléatoires (niveau pays) des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être en emploi

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_3 X_{3ij} (\text{femme en couple}) + \dots + \beta_n X_{nij}$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma_{u0}^2 = \text{Var}(u_{0j})$$

$$\beta_{3j} = \beta_3 + u_{3j} \quad \sigma_{u3}^2 = \text{Var}(u_{3j})$$

$$\text{variance entre pays : } \sigma_{u0}^2 = 0,111$$

$$\text{variance résiduelle entre pays pour la caractéristique « femmes en couple » : } \sigma_{u3}^2 = 0,564$$

effet fixe (niveau individuel) pour la caractéristique « femme en couple » :  $\beta_3 = -1,207 (0,187)$  (forte augmentation de la dispersion du paramètre  $\beta_3$  qui témoigne de l'effet aléatoire non nul de la caractéristique « femme en couple » :  $\beta_{3j} = \beta_3 + u_{3j}$ ).

Avec cet effet aléatoire, apparaît un nouveau paramètre :  $\sigma_{u30}$ , la covariance entre les termes  $u_{0j}$  et  $u_{3j}$ .

La variance résiduelle entre les pays dépend des effets aléatoires des caractéristiques individuelles :

$$\text{Var}(u_{0j} + u_{3j}) = \text{Var}(u_{0j}) + 2\text{Cov}(u_{0j} + u_{3j}) + \text{Var}(u_{3j})^2 = \sigma_{u0}^2 + 2\sigma_{u30} + \sigma_{u3}^2$$

**Modèle 4d** : on ajoute, au modèle 4c, un facteur contextuel (niveau pays) : on observe l'effet fixe de cette variable explicative « style de vie moderne » sur la probabilité d'emploi.

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_3 X_{3ij} (\text{femme en couple}) + \dots + \beta_n X_{nij} \\ + \beta_{n+1} X_{n+1j} (\text{style de vie moderne})$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma^2_{u0} = \text{Var}(u_{0j})$$

$$\beta_{3j} = \beta_3 + u_{3j} \quad \sigma^2_{u3} = \text{Var}(u_{3j})$$

effet fixe, positif (non significatif) :  $\beta_{n+1} = 0,482 (0,296)$

La variance résiduelle entre les pays est réduite pour la caractéristique « femme en couple » : de 0,564 à 0,404 ; dans les autres situations (hommes en couple et personnes sans conjoint, elle passe de 0,111 à 0,089).

**Modèle 4e** : idem que pour le modèle 4d, on teste l'effet fixe d'un facteur contextuel (niveau pays) traduisant le niveau de dépenses publiques pour l'emploi dans chaque pays (indicateur eurostat)

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_{3j} X_{3ij} \text{ (femme en couple)} + \dots + \beta_n X_{nij} \\ + \beta_{n+2} X_{n+2j} \text{ (dépenses publiques pour l'emploi)}$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma^2_{u0} = \text{Var}(u_{0j})$$

$$\beta_{3j} = \beta_3 + u_{3j} \quad \sigma^2_{u3} = \text{Var}(u_{3j})$$

effet fixe, positif (non significatif) :  $\beta_{n+2} = 0,697 (0,369)$

La variance résiduelle entre les pays est réduite pour la caractéristique « femme en couple » de 0,564 à 0,404 ; dans les autres situations (hommes en couple et personnes sans conjoint, elle passe de 0,111 à 0,077).

**Modèle 4f** : dans ce dernier modèle, on teste ensemble l'effet de deux facteurs contextuels,

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 X_{1ij} + \beta_2 X_{2ij} + \beta_{3j} X_{3ij} \text{ (femme en couple)} + \dots + \beta_n X_{nij} \\ + \beta_{n+1} X_{n+1j} \text{ (style de vie moderne)} \\ + \beta_{n+2} X_{n+2j} \text{ (dépenses publiques pour l'emploi)}$$

$$\beta_{0j} = \beta_0 + u_{0j} \quad \sigma^2_{u0} = \text{Var}(u_{0j})$$

$$\beta_{3j} = \beta_3 + u_{3j} \quad \sigma^2_{u3} = \text{Var}(u_{3j})$$

On observe une forte réduction de la variance entre pays pour la caractéristique « femme en couple », de 0.564 à 0.207. Autrement dit, l'introduction des facteurs contextuels contribue à expliquer une large part de la variance entre pays pour cette caractéristique « femme en couple ». En revanche, cela laisse inchangée la variance (toujours beaucoup plus faible) pour les autres situations.

TABLEAU A 1 : FACTEURS CONTEXTUELS TESTÉES DANS LES MODÈLES

	Suède	Danemark	Allemagne	France	Pays-Bas	Espagne	Grèce	Autriche	Italie
<u>Indicateurs Eurostat</u>									
PIB par tête	0,83	0,93	0,62	0,65	1,00	0,37	0,00	0,95	0,56
Dépenses totales de protection sociale	1,00	0,81	0,76	0,81	0,61	0,00	0,48	0,71	0,49
Dépenses publiques pour l'emploi	0,47	1,00	0,73	0,55	0,60	0,41	0,00	0,35	0,20
<u>Valeurs moyennes agrégées par pays</u>									
Nombre d'enfants	1,00	0,56	0,07	0,66	0,55	0,75	0,00	0,29	0,31
Nombre d'enfants dans le ménage	0,10	0,00	0,17	0,43	0,26	1,00	0,92	0,21	0,86
Ménages cohabitant	0,10	0,00	0,22	0,41	0,19	1,00	0,81	0,20	0,90
Style de vie moderne	1,00	0,93	0,33	0,56	0,17	0,26	0,00	0,79	0,01

Note : Pour ces deux séries de facteurs, nous avons choisi de recoder systématiquement chaque variable de façon à ce que le pays avec le score le plus faible prenne la valeur zéro, tandis que le pays avec le score le plus élevé prenne la valeur 1.

TABLEAU A 2 : PROBABILITÉ D'ÊTRE EN EMPLOI ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004

	taux d'emploi 67.5% (9 pays, sans la Suisse)	Logit simple	Multiniveau (modèle 4b)	Multiniveau (modèle 4e)
<b>Effets fixes</b>				
	Constante	1.769 (0.105)	1.661 (0.200)	1.358 (0.226)
<u>Caractéristiques individuelles</u>				
	Age (normalisé)	-0.352 (0.030)	-0.332 (0.029)	-0.347(0.029)
Situation de couple	Homme en couple (référence)			
	Femme en couple	-1.226 (0.064)	-1.193 (0.063)	-1.209 (0.190)
	Homme sans conjoint	(-0.874 (0.148)	-0.747 (0.144)	-0.735 (0.146)
	Femme sans conjoint	-0.873 (0.118)	-0.722 (0.116)	-0.735 (0.117)
Type de ménage	Cohabitant	-0.444 (0.060)	-0.098 (0.063)	-0.079 (0.064)
	Non cohabitant (référence)			
Style de vie	Moderne	0.549 (0.104)	0.293 (0.101)	0.327 (0.103)
	Classique (référence)			
Nombre d'enfants	Pas d'enfant	-0.388 (0.097)	-0.226 (0.096)	-0.260 (0.097)
	1 ou 2 enfants (référence)			
	3 enfants & +	-0.027 (0.063)	-0.186 (0.063)	-0.204 (0.063)
Présence d'ascendants	Oui	0.199 (0.060)	0.131 (0.060)	0.121 (0.060)
	Non (référence)			
Santé subjective	Bonne	0.210 (0.069)	0.156 (0.068)	0.155 (0.068)
	Intermédiaire (référence)			
	Moins bonne	-0.721 (0.066)	-0.732 (0.066)	-0.752 (0.067)
Niveau d'éducation	Supérieur	0.630 (0.074)	0.607 (0.073)	0.600 (0.074)
	Intermédiaire (référence)			
	Inférieur	-0.339 (0.063)	-0.280 (0.065)	-0.284 (0.065)
Revenus du ménage	1er quintile	-0.732 (0.086)	-0.720 (0.085)	-0.713 (0.085)
	2e quintile	-0.264 (0.086)	-0.282 (0.085)	-0.269 (0.085)
	3e quintile (référence)			
	4e quintile	0.155 (0.090)	0.138 (0.089)	0.136 (0.089)
	5e quintile	0.165 (0.092)	0.151 (0.091)	0.154 (0.092)
<u>Facteur contextuel</u> (pays)				
	Dépenses pour l'emploi			0.697 (0.369)
<b>Effets aléatoires</b> (pays)				
	$\sigma^2_{u0}$ (constante)		0.261 (0.126)	0.077 (0.043)
	$\sigma_{u30}$ (covariance)			0.009 (0.056)
	$\sigma^2_{u3}$ (femme en a couple)			0.285 (0.148)

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 7 390 personnes nées entre 1945 et 1954

Pour résumer, la probabilité d'être en emploi pour les quinquagénaires européens est liée à la fois aux effets fixes et aléatoires des caractéristiques individuelles et aux effets fixes des facteurs contextuels (Tableaux A2 & A3). On peut observer que les paramètres estimés dans les modèles logit (1<sup>ère</sup> colonne) sont relativement proches des paramètres estimés dans le multiniveau pour les effets fixes individuels (2<sup>ème</sup> colonne). En fait, ces paramètres et leur écart-type, sont encore plus proches des modèles logistiques intégrant la dimension pays (voir les tableaux 1 & 2, 2<sup>ème</sup> colonne).



TABLEAU A 3 : PROBABILITÉ DE DOUBLE ACTIVITÉ DANS LES COUPLES OÙ L'UN DES CONJOINT A ENTRE 50 ET 59 ANS EN 2004

	9 pays (sans la Suisse) 50% de bi-actifs	Logit simple	Multiniveau (modèle 5b)	Multiniveau (modèle 5e)
	<b>Effets fixes</b>			
	Constante	-0,428 (0,139)	-0,537 (0,275)	-1,746 (0,282)
	<u>Caractéristiques individuelles</u>			
Age	Age moyen du couple	-0,724 (0,056)	-0,638 (0,055)	-0,707 (0,059)
	Différence âge homme-femme	-0,153 (0,050)	-0,027 (0,049)	-0,024 (0,053)
Type de ménage	Cohabitant	-0,153 (0,196)	-0,045 (0,102)	-0,042 (0,109)
	Non cohabitant (référence)			
Style de vie	Moderne	0,509 (0,191)	0,141 (0,183)	0,142 (0,194)
	Classique (référence)			
Nombre d'enfants	pas d'enfant	-0,516 (0,196)	-0,405 (0,191)	-0,449 (0,201)
	1 ou 2 enfants (référence)			
	3 enfants & +	-0,113 (0,098)	-0,343 (0,098)	-0,389 (0,104)
Présence d'ascendants	Oui	0,361 (0,110)	0,298 (0,107)	0,325 (0,115)
	Non (référence)			
Homme niveau d'éducation	Supérieur	0,065 (0,110)	0,134 (0,133)	0,405 (0,142)
	Autre (référence)			
Homme santé subjective	Bonne	0,734 (0,115)	0,533 (0,114)	0,604 (0,121)
	Autre (référence)			
Femme niveau d'éducation	Supérieur	0,454 (0,103)	0,396 (0,101)	0,450 (0,107)
	Autre (référence)			
Femme santé subjective	Bonne	0,461 (0,138)	0,373 (0,133)	0,405 (0,412)
	Autre (référence)			
Revenus du ménage	1er quintile	-0,704 (0,165)	-0,550 (0,161)	-0,586 (0,73)
	2e quintile	-0,795 (0,149)	-0,718 (0,146)	-0,775 (0,156)
	3e quintile (référence)			
	4e quintile	0,355 (0,129)	0,355 (0,126)	0,405 (0,134)
	5e quintile	0,387 (0,132)	0,367 (0,129)	0,426 (0,137)
	<u>Facteurs contextuels (pays)</u>			
	Style de vie			1,475 (0,378)
	Dépenses pour l'emploi			1,015(0,501)
	<b>Effets aléatoires (pays)</b>			
	$\sigma^2_{uo}$ (constante)		0,511 (0,249)	0,098 (0,056)

Source : Share 2004, exploitation Cnav. Champ : 2670 couples avec un conjoint né entre 1945 et 1954