

LES COUPLES SUR LE MARCHÉ DE L'EMPLOI

Une analyse exploratoire des années récentes

Elena G. F. Stancanelli *

*Chercheuse senior CNRS-GREDEG de Nice-Sophia Antipolis
Chercheuse associée au Département des études de l'OFCE*

Les travaux portant sur les interactions de comportement sur le marché du travail des couples français sont peu nombreux. Dans cette étude, nous présentons une analyse exploratoire de l'activité des conjoints, à partir de données extraites des enquêtes Emploi des années 1990-2002. Le nombre des couples bi-actifs est en forte augmentation depuis 1990. La proportion des couples bi-actifs occupés a augmenté de presque 6 points de 1990 à 2002, en passant, respectivement, de 52 % à 58 %. Parmi les déterminants de la bi-activité du couple, l'homogamie des conjoints joue un rôle important. L'appartenance à une même catégorie socio-professionnelle augmente de façon importante et significative la probabilité de bi-activité du couple. Les conjoints avec un même niveau de diplôme ont aussi un taux d'activité significativement plus élevé, à l'exception des couples où ce diplôme est faible, pour lesquels les chances d'être actifs sont moindres. En revanche, la probabilité que les deux conjoints soient actifs diminue avec la différence d'âge : plus l'homme est âgé par rapport à sa femme, et moindres sont les chances que les deux conjoints soient actifs sur le marché de l'emploi.

L'analyse montre aussi qu'un nombre non négligeable de femmes, mais elles sont encore largement minoritaires, gagne un salaire mensuel supérieur à celui de leurs conjoints. Il apparaît que le niveau de formation, la présence d'enfants dans le ménage et l'homogamie sont des déterminants importants des différences de salaire des conjoints et de la probabilité que la femme gagne autant ou davantage que son conjoint. Les couples non mariés sont plus souvent composés des deux conjoints actifs ; la probabilité que la femme gagne davantage que son conjoint est plus forte pour ces couples concubins.

Ces résultats indiquent que le modèle mono-actif est en régression et que celui de l'homme travailleur principal ne constitue plus la norme.

* Je remercie Gérard Cornilleau, Jérôme Creel, Jacques Le Cacheux et Françoise Milewski pour leurs remarques constructives.

elena.stancanelli@ofce.sciences-po.fr

Les travaux portant sur les interactions de comportement sur le marché du travail des couples français sont peu nombreux. L'objet de cette étude est d'analyser le comportement des couples sur le marché de l'emploi. À l'instar de nombreux pays industrialisés, l'économie française a connu, au cours des deux dernières décennies, de profonds bouleversements. Ces changements se sont traduits par une montée des déséquilibres sur le marché du travail, une augmentation structurelle de l'offre de travail féminin ainsi que par des modifications dans le comportement d'activité des ménages. En dépit de ce constat, les analyses empiriques des interactions de comportement au sein du couple sont peu nombreuses. Les applications pour la politique publique concernent directement la formulation des politiques d'emploi. Les dispositifs d'incitations ne sont pas neutres dans le choix d'offre de travail au sein du couple : l'offre de travail du conjoint d'un bénéficiaire de la prime pour l'emploi ou d'un bénéficiaire du revenu minimum d'insertion est souvent découragée par la condition des revenus de ces dispositifs ¹.

Notre but est d'éclaircir les décisions de participation au marché du travail des conjoints, en tenant compte de l'endogamie au sein des couples, définie comme l'association positive entre les caractéristiques socio-économiques des conjoints. S'inspirant des études des sociologues sur l'endogamie au sein des couples, les économistes ont modélisé l'endogamie à partir d'un modèle d'équilibre de recherche d'un partenaire, formulé selon les mêmes principes que le modèle de prospection d'emploi ². Les liens entre les deux processus dynamiques de formation du couple et ceux d'offre de travail ont été jusqu'à présent largement ignorés par la littérature économique ³. Nous proposons d'examiner cette question. Nous étudions d'abord la relation entre le choix d'activité des conjoints et l'homogamie. Ensuite, nous examinons les inégalités dans la répartition des salaires mensuels des conjoints et l'impact de l'homogamie sur ces inégalités.

Afin de mieux situer la contribution originale de notre étude par rapport à la littérature antérieure, nous présentons, dans un premier temps, les études réalisées dans ce domaine, la liste étant loin d'être

1. Stancanelli (2004) montre, par exemple, que la prime pour l'emploi aurait un effet de désincitation sur l'offre de travail des femmes mariées peu qualifiées.

2. Voir, par exemple, Burdet et Coles (1997 et 1999) pour une présentation d'un modèle structurel d'appariement sur le marché du mariage, Wong (2003) pour une application empirique de ce modèle, et Belding (2004) pour une approche théorique alternative.

3. Fait exception l'étude exploratoire de Pencavel (1998) ainsi que celle, plus récente, de Stancanelli (2005), qui conclut à partir des enquêtes Emploi pour la France que l'endogamie des conjoints est positivement et significativement corrélée avec la polarisation des situations d'emploi au sein des couples.

exhaustive. Nous montrons que la relation entre homogamie des conjoints et comportements de travail des femmes avait déjà été soulignée dans quelques études empiriques. Les liens entre le modèle théorique et les analyses empiriques sont encore très flous, comme nous le signalons ci-dessous. Il est néanmoins important de donner un cadre théorique d'analyse du comportement des conjoints. Cela permet de positionner notre étude par rapport à la littérature. L'originalité de l'analyse repose sur l'utilisation d'une base de données longitudinale pour la période récente. Nous présentons d'abord les données, puis les résultats de l'analyse descriptive et économétrique.

Nous approche est exploratoire. À l'aide de données issues des enquêtes Emploi de l'INSEE, allant de 1990 à 2002, nous examinons les caractéristiques démographiques et socio-économiques des conjoints. Nous affinons l'analyse descriptive à l'aide de modèles économétriques simples de la probabilité d'observer un couple bi-actif. Cela nous permet de tester l'hypothèse que l'homogamie des conjoints est un des déterminants principaux des choix d'activité des couples. Nous modélisons les salaires des conjoints au sein des couples bi-actifs. Nous testons l'hypothèse que l'homogamie des conjoints est un facteur déterminant de la corrélation des salaires des conjoints. L'homogamie du couple est mesurée par des variables indicatrices du même niveau de diplôme, de la même catégorie socio-professionnelle et de la différence d'âge entre les deux conjoints. Nous faisons l'hypothèse que l'homogamie est associée avec une faible différence d'âge. Afin de pouvoir isoler l'impact de l'homogamie, nous prenons en compte d'autres variables explicatives: les caractéristiques socio-démographiques de la femme telles que son âge, sa nationalité et le niveau de diplôme; des variables indicatrices de la présence de jeunes enfants dans le ménage; une série de variables concernant la région de résidence, les effets conjoncturels et macroéconomiques, et les effets de générations.

Nous présentons une analyse exploratoire de l'activité des conjoints, à partir de données extraites des enquêtes Emploi des années 1990-2002. Le nombre des couples bi-actifs est en forte augmentation depuis 1990. Parmi les déterminants de la bi-activité du couple, l'homogamie des conjoints joue un rôle important. La probabilité que les deux conjoints soient actifs augmente de façon significative avec le niveau de formation de la femme et pour les couples résidant en Ile-de-France. En revanche, elle diminue avec le nombre d'enfants dans le ménage et la présence de jeunes enfants. Les revenus totaux du travail (avant impôts) des couples bi-actifs de salariés sont supérieurs, en moyenne, à ceux des couples mono-actifs, où seul l'homme est salarié. L'analyse montre aussi qu'un nombre non négligeable de femmes, mais elles sont encore largement minoritaires, gagne un salaire mensuel supérieur à celui de leurs conjoints. Il apparaît que le niveau de formation, la présence d'enfants dans le ménage et l'homogamie sont des détermi-

nants importants des différences de salaire des conjoints et de la probabilité que la femme gagne autant ou davantage que son conjoint. En particulier, les femmes dont le niveau de formation est élevé ont plus de chance de gagner davantage que leurs conjoints, toutes choses égales par ailleurs. La présence de jeunes enfants diminue la probabilité que le couple soit bi-actif. En revanche, il ressort de nos estimations que les femmes qui gagnent un salaire égal ou supérieur à celui de leurs conjoints ont plus souvent de jeunes enfants. Enfin, les couples non mariés sont plus souvent composés des deux conjoints actifs ; la probabilité que la femme gagne davantage que son conjoint est plus forte pour ces couples concubins. Ces résultats indiquent que le modèle mono-actif est en régression et que celui de l'homme travailleur principal ne constitue plus la norme.

I. Les études antérieures

Quelques études empiriques antérieures, portant sur l'offre de travail de femmes mariées, ont pris en compte l'homogamie des conjoints. À notre connaissance, cette relation n'est en revanche pas prise en compte dans les modèles théoriques du comportement des conjoints sur le marché du travail.

I.1. Les modèles théoriques et leurs liens avec la littérature empirique

Les interactions des choix de comportement au sein du ménage sont ignorées dans l'approche économique traditionnelle : le modèle ne prend en compte que l'individu rationnel, arbitrant entre travail et loisir. Ce modèle a été élargi au ménage en considérant initialement le ménage comme un tout unique avec une seule fonction d'utilité, l'arbitrage se faisant entre travail et loisir par chaque conjoint⁴. Une variante du modèle prend en compte le temps consacré à la production domestique non rétribuée sur le marché, en considérant les soins aux enfants et les autres charges de travail domestique. Cependant, dans le modèle dit unitaire ou patriarcal, le passage des préférences de deux conjoints à une fonction d'utilité unique pour le ménage est délicat, reposant sur l'hypothèse d'un chef de ménage bienveillant ou altruiste. En outre, les implications empiriques testables du modèle, concernant la mise en commun des revenus et la symétrie des effets croisés des salaires des conjoints sur leurs offres de travail respectives, sont souvent rejetés par les données (Lundberg, Pollak et Wales, 1997).

4. Voir aussi Sofer (2004) pour une revue de la littérature dans ce domaine et Le Cacheux (2005) pour une analyse critique.

Une approche alternative consiste à modéliser le processus de prise de décision au sein du ménage comme un jeu coopératif avec solution de Nash (Lundberg et Pollak, 1993). Une hypothèse forte de ce modèle concerne l'existence d'un « point de menace », définie comme une situation de référence, souvent associée avec la possibilité de divorce, à partir de laquelle les époux trouveraient un accord. Or, ce point de menace étant difficilement quantifiable empiriquement, ce modèle n'a pas été validé empiriquement. En revanche, une approche non-coopérative a été proposée, qui reposerait, entre autre, sur le constat que l'interdépendance des choix des conjoints est étroitement liée à la présence de jeunes enfants dans le ménage (Davies, Joshi, Killingsworth et Peronaci, 1998). Ce modèle reste néanmoins peu réaliste.

Les modèles théoriques les plus répandus aujourd'hui sont ceux d'offre collective, dus à Chiappori (1988, 1997) et fondés sur le postulat d'efficacité parétienne (il n'est plus possible d'augmenter l'utilité de l'un sans diminuer celle de l'autre) et sur une règle de « partage » du revenu, identifié normalement par les revenus hors travail du ménage. Les fonctions d'utilité de deux conjoints sont modélisées séparément et les interactions passent par la règle de partage des revenus. Ces modèles représentent une avancée importante dans le processus de modélisation des interactions des comportements au sein du ménage. Ils reposent néanmoins sur des hypothèses fortes que les études les plus récentes visent à relâcher en prenant en compte les couples avec enfants (Blundell, Chiappori, Magnac et Meghir, 2004) ou la possibilité que l'un des conjoint soit inactif sur le marché du travail (Bloemen, 2004). Les applications empiriques de ce modèle au cas français sont rares, faute sans doute de données appropriées. Duguet et Simmonet (2003) examinent les interactions entre les utilités de deux conjoints vis-à-vis de leurs décisions d'activité à partir de données en coupe. Les auteurs concluent que l'activité des hommes est influencée positivement par l'activité de leur femme.

Apps (2003) et Apps et Rees (1988, 1996, 1997 et 2005) ont développé une approche de modélisation du ménage fondée sur la fonction de production, englobant les activités non rémunérées par le marché telles que les soins parentaux aux enfants ou le travail domestique. Les auteurs montrent que le modèle conventionnel, « à la Chiappori », faisant l'hypothèse que les individus « choisissent » entre travail et loisir, considérant donc le temps parental et domestique comme « loisir », aboutit à des résultats peu cohérents. Les applications empiriques de ce modèle alternatif sont encore rares faute des données, une bonne part des enquêtes dites « Emploi du temps » recueillant très peu d'informations sur l'activité rémunérée des individus. Rapoport, Sofer et Solaz (2003) estiment un modèle d'offre collective pour les couples français prenant en compte la production domestique à partir de données issues de l'enquête Emploi du Temps 1998. Les

auteurs concluent que le modèle économique du comportement des conjoints est mieux spécifié en tenant compte du temps consacré aux activités domestiques et parentales : les résultats des estimations sont moins satisfaisants lorsqu'on considère le temps domestique et parental comme « loisir ».

1.2. Quelques études très empiriques

Nombre de travaux empiriques ont abordé le sujet du comportement des couples français sur le marché de l'emploi d'un angle moins théorique et plus empirique. Citons-en quelques uns, pour le cas français. Galtier (1998), examinant le temps partiel féminin et masculin, montre que les inégalités de revenu se cumulent au sein du couple : « Aux ménages relativement aisés, en haut de la hiérarchie sociale, les temps partiels les plus longs, aux ménages à revenus masculins faibles ou nuls, en bas de la hiérarchie sociale, les temps partiels les plus réduits, donc les moins rémunérateurs »⁵. Fermanian et Lagarde (1999) étudient la corrélation des heures de travail des époux, concluant en faveur d'effets d'entraînement entre les durées de travail des deux conjoints ; les auteurs montrent que la catégorie socio-professionnelle est un déterminant important de la durée de travail, ainsi que la présence d'enfants. Lollivier (2001) étudie l'activité des femmes françaises en couple à partir de données de panel, extraites du panel européen des ménages ; la dimension longitudinale permet d'éliminer les biais d'estimation dus aux effets d'hétérogénéité individuelle, qui peuvent parfois amener à des conclusions trompeuses dans les analyses en coupe instantanée ; l'auteur montre que les revenus de l'homme jouent peu dans la décision d'activité des femmes en couple, l'homogamie du couple — mesurée par la corrélation des diplômes des conjoints — étant mise en avant comme une explication importante des taux d'activité élevés des femmes diplômées. Anxo, Flood et Kocoglu (2002) et Anxo et Carlin (2004), en utilisant des données issues des enquêtes Emploi du temps 1986 et 1998, trouvent que la présence de jeunes enfants a une forte influence sur les choix d'activité des conjoints. Ravel (2005) étudie la polarisation des situations d'activité et inactivité des ménages français, élargissant au cas français les indicateurs de polarisation développés par Gregg et Wadsworth (1996, 2001 et 2004) et Gregg, Scutella et Wadsworth (2002) ; l'auteur conclut en faveur d'une polarisation croissante de l'activité des ménages français.

En outre, l'offre de travail des femmes étant considérée plus sensible aux politiques publiques que celle des hommes, un fait souvent confirmé par les évaluations, ces études sont importantes pour la politique

5. La corrélation des revenus des conjoints est examinée, entre autre, dans Winkler (1998) pour les états-Unis, et Del Boca, Pasqua et Locatelli (2003a) et Del Boca et Pasqua (2003b) qui trouvent de fortes corrélations pour les couples italiens.

publique. Laroque et Salanié (2002a et 2002b) étudient, par exemple, l'offre de travail de femmes françaises et sa réactivité aux incitations fiscales, en utilisant un modèle structurel statique estimé sur données en coupe. Dans cette filière, nombre d'études ont examiné les incitations des politiques publiques pour les femmes mariées (Dagsvik, Laisney, Strom et Ostervold, 1988; Bourguignon et Magnac, 1990; Piketty, 1998; Bargain, 2004). Choné (2002) a étudié l'impact des politiques publiques sur le choix d'activité des conjoints, en modélisant le processus de prise de décision du couple.

2. Les données pour l'analyse

Les données utilisées dans cette étude proviennent des enquêtes Emploi de l'INSEE. Nous analysons la période allant de 1990 à 2002⁶.

Nous ne considérons que les individus qui :

- a) sont la personne de référence du ménage ou son conjoint;
- b) ne sont pas militaires du contingent;
- c) ont moins de 65 ans;
- d) sont mariés ou concubins.

Nous avons sélectionné les individus mariés ou concubins, car les unions libres sont en nette augmentation au cours de la période considérée (ils constituent plus de 16 % de l'échantillon final de couples). Nous incluons les individus âgés de plus de 55 ans, car leur taux d'activité est en augmentation dans la période récente. Nous considérons donc finalement l'ensemble des individus vivant en couple et occupés, chômeurs, étudiants, retraités, préretraités ou inactifs pour d'autres raisons, âgés de moins de 65 ans. Seuls sont éliminés de l'échantillon les plus de 65 ans et les militaires du contingent.

Chaque individu a été apparié avec son époux ou concubin afin de pouvoir examiner le comportement des couples. Dans l'analyse descriptive, nous ne différencions pas les couples mariés des couples concubins. Mais nous contrôlons le fait d'être concubin plutôt que marié dans notre modèle économétrique. La taille des enquêtes Emploi étant importante, nous avons un échantillon d'environ 35 000 couples pour chacune des treize années considérées.

Afin de comparer la situation des couples avec celle ressortant des données individuelles sur toute la population, nous avons sélectionné un deuxième échantillon incluant tous les individus qui satisfont les

6. Nous n'analysons pas les années successives, car le format de l'enquête a été changé par l'INSEE de façon importante à partir de 2003 (INSEE, 2003).

conditions a, b et c ci-dessus. Nous avons donc sélectionné deux échantillons: l'un ne concerne que les couples; l'autre les individus qui sont la personne de référence du ménage.

Comme d'habitude, nous définissons l'emploi, le chômage et l'activité à partir des réponses subjectives des individus sur leur activité économique principale. Les chômeurs incluent les chômeurs au sens du BIT ainsi que les autres individus se déclarant sans emploi et à la recherche d'un emploi (tableaux 1 et 2).

Les revenus ne sont collectés dans les enquêtes Emploi de la période que nous considérons que pour les travailleurs salariés. Les revenus des indépendants ne sont pas enquêtés. Nous sommes les primes reçues⁷ avec les salaires, afin de calculer le revenu salarial mensuel (avant imposition, mais net des charges sociales) de chaque conjoint. Le salaire ainsi obtenu est déflaté à l'aide de l'indice des prix non harmonisé de l'OCDE. Nous avons ensuite éliminé les salaires correspondant à un salaire horaire inférieur à un demi-SMIC horaire. D'autres études placent la borne plutôt au SMIC horaire. Compte tenu du fait que pour certaines catégories de travailleurs, comme par exemple les gardes d'enfants à domicile, il y a une différence importante, d'au moins un tiers, entre les heures effectivement rémunérées et celles qui constituent la journée déclarée de travail, nous avons opté pour fixer la limite à un demi-SMIC.

Les variables indicatrices du niveau de formation ont été construites à partir de la question sur le diplôme le plus élevé obtenu⁸.

Pour tenir compte de la présence d'enfants, nous utilisons une variable donnant le nombre d'enfants et une indicatrice de la présence d'au moins un enfant de moins de trois ans dans le ménage.

Une série de variables indicatrices prend en compte l'homogamie. La variable indicatrice « même diplôme » est égale à un pour les partenaires qui ont le même niveau de formation. Nous considérons une variable additionnelle, indicatrice du même diplôme pour les couples avec un faible niveau de formation, car celle-ci pourrait affecter le taux d'activité en sens contraire de l'homogamie. Deux variables alternatives ont été définies pour les conjoints appartenant à la même catégorie socio-professionnelle, l'une basée sur une classification plus fine, correspondant à une nomenclature à deux chiffres, l'autre à partir des catégories agrégées (voir la liste des catégories en annexe). Environ 4 % des hommes et 30 % des femmes n'ont pas été affectés à une catégorie socio-professionnelle précise car ils n'ont jamais travaillé ou étaient encore étudiants, en 1990. Si on ne considère que les conjoints classés

7. La question portant sur les primes reçues est utilisée comme est la coutume.

8. Le niveau de formation CEP (certificat d'études primaires) n'existant plus, les données font référence au niveau assimilé au CEP.

comme « appartenant à la même catégorie socio-professionnelle », environ 10 % d'entre eux sont dans cette situation, en 1990; ces pourcentages sont égaux, respectivement, à environ 25 % et 13 % en 2002⁹. À peu près 7 % des conjoints appartenant à la même catégorie socio-professionnelle sont retraités.

La situation du marché du travail local est prise en compte à l'aide d'indicatrices de la région de résidence et de la taille de la commune de résidence du couple. Les « grandes » communes sont celles qui ont plus de 200 000 habitants et les « petites » moins de 20 000; les moyennes communes (20 000 à 200 000 habitants) constituent la base pour cette série d'indicatrices.

Une dernière remarque concerne le système de pondération appliqué. Toutes les statistiques descriptives ont été obtenues à l'aide de données pondérées. Nous utilisons les poids individuels pour l'échantillon des individus et les poids de la personne de référence pour les couples. Nous aurions pu prendre la pondération au niveau du ménage, mais celle-ci ne répond pas aux mêmes critères, car elle tient compte de tous les membres du ménage et non seulement des deux époux. Les résultats ne devraient pas changer significativement. En revanche, le modèle économétrique est estimé, comme c'est la coutume, sans pondération.

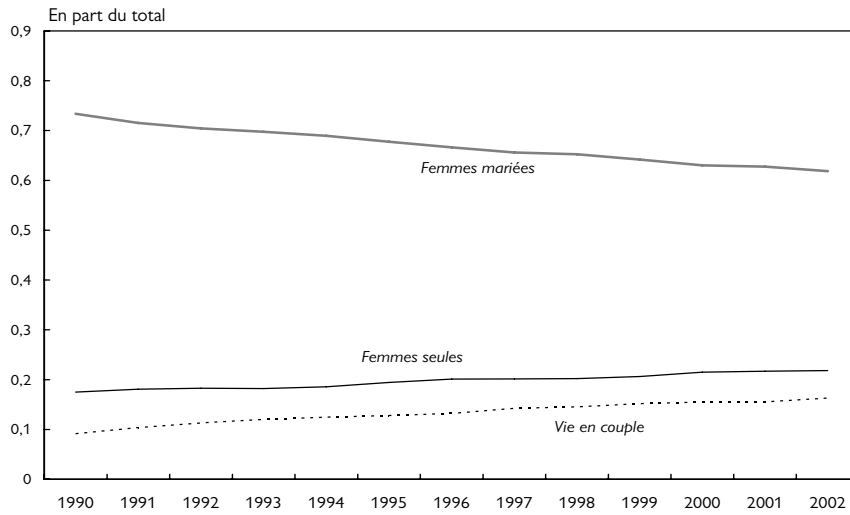
3. Une analyse exploratoire des données

3.1. Mariage et concubinage

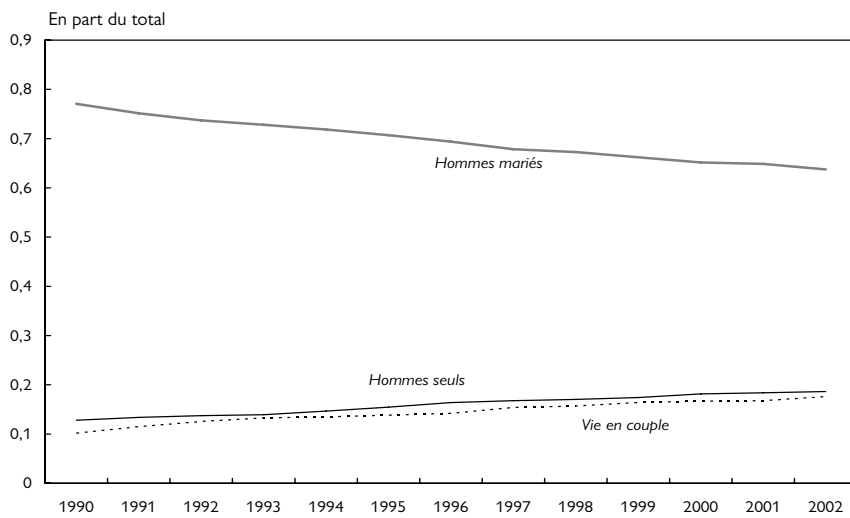
Les graphiques 1 et 2 indiquent les pourcentages d'individus mariés, concubins ou célibataires, respectivement pour les deux sexes, au cours de la période considérée. Rappelons que les individus seuls incluent les célibataires, les divorcés et les veufs. Ces statistiques, pondérées, sont issues de l'échantillon de données individuelles. La proportion des femmes seules est supérieure à celle des hommes seuls. Cela résulte probablement du fait que nous n'avons considéré que les individus âgés de 15 à 65 ans, alors qu'une femme de 65 ans a plus de chance d'être mariée avec un homme plus âgé qu'elle, qu'un homme de 65 ans avec une femme plus âgée. La meilleure espérance de vie des femmes contribue aussi à augmenter le nombre des veuves.

9. On pourrait donc *a priori* exclure l'endogénéité de la catégorie socio-professionnelle dans le modèle des choix d'activité du couple, car les individus sans aucune activité antérieure ont été attribués à une catégorie socio-professionnelle et représentent une fraction non négligeable des conjoints appartenant à la même catégorie socio-professionnelle.

1. Femmes mariées, concubines ou seules



2. Hommes mariés, concubins ou seuls



Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées.

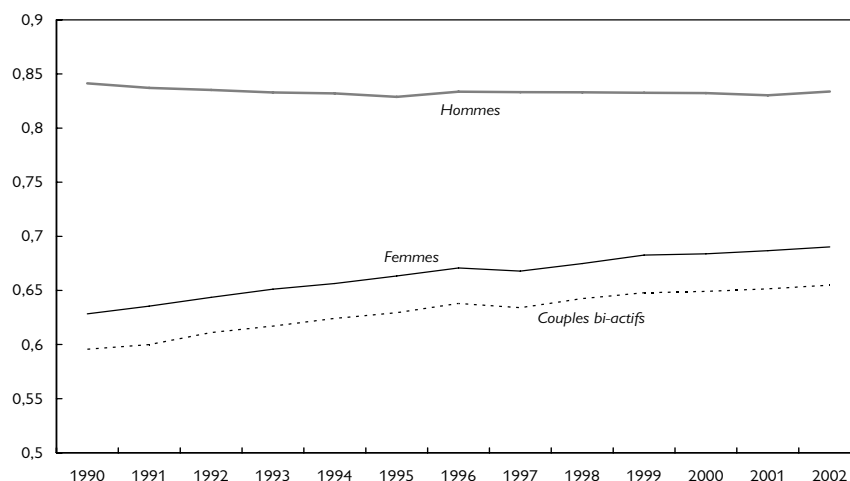
La tendance à la diminution des mariages étant compensée au moins en partie par l'augmentation des couples de concubins, la taille de l'échantillon ne diminue pratiquement pas dans le temps. En conséquence, les caractéristiques de l'échantillon restent assez stables. Nous évitons ainsi que les effets de changement de composition ou les effets de structure ne perturbent l'analyse. L'étude des déterminants de la

formation des couples ne rentrant pas dans le champ de cette étude, nous faisons l'hypothèse que les comportements de mariage sont prédéterminés et indépendants des choix d'emploi des conjoints.

3.2. L'activité des couples

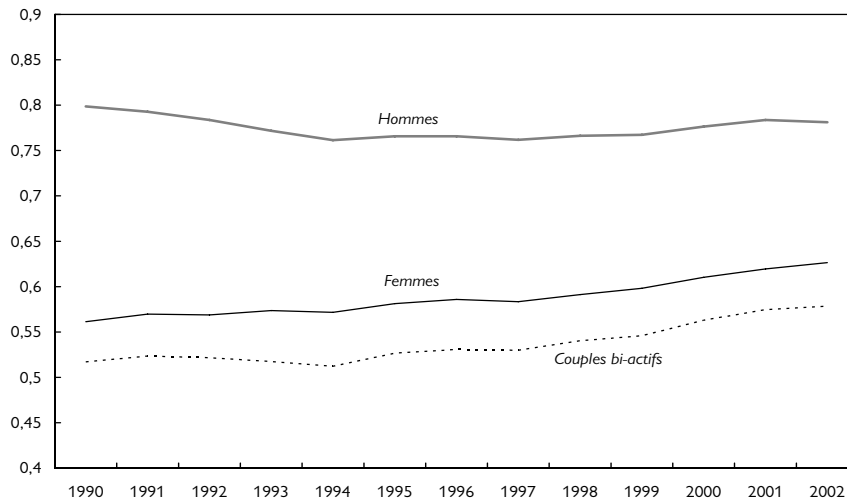
Les graphiques 3, 4 et 5 montrent, respectivement, la part d'actifs, occupés et chômeurs pour trois sous-groupes de la population: les couples; les hommes et les femmes considérés séparément. Un couple est actif, occupé ou chômeur quand les deux conjoints sont simultanément actifs, occupés ou chômeurs. Dans tous les autres cas de figure, c'est-à-dire les situations « mixtes » où les situations des deux conjoints diffèrent, le couple n'est ni actif ni occupé ni chômeur. Les graphiques comparent donc la polarisation d'activité du couple avec la situation d'activité des individus des deux sexes, tous états matrimoniaux confondus. Nous n'essayons pas ici de construire des indicateurs de la polarisation d'activité des ménages par rapport aux mesures habituelles de l'activité individuelle comme dans Gregg and Wadsworth (1996, 2001 et 2004), mais tout simplement de comparer l'évolution de la part des couples où les deux conjoints sont actifs, occupés ou chômeurs, avec la part d'activité, emploi et chômage, de la population féminine et masculine, tous états matrimoniaux confondus. À partir de ces graphiques, nous évaluons indirectement le degré de polarisation de l'activité du couple.

3. Taux d'activité



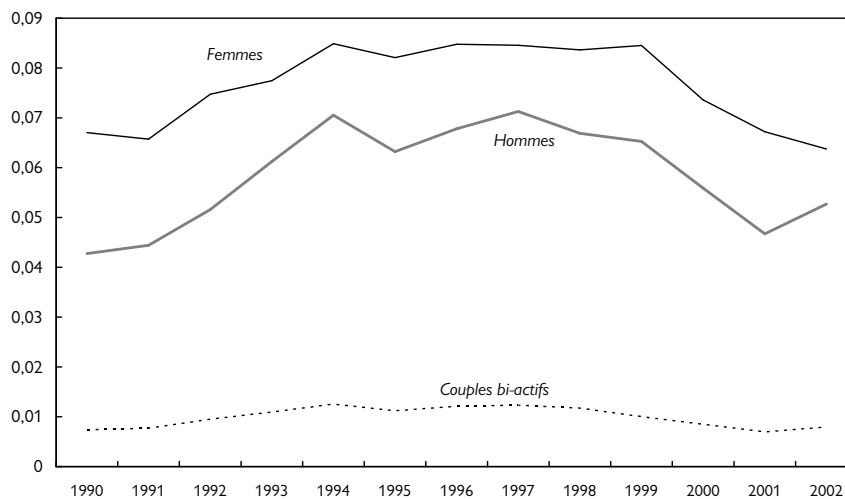
Source: Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le taux d'activité est égal à la proportion d'actifs sur la population en âge de travailler. Les couples bi-actifs sont ceux où les deux conjoints sont actifs.

4. Taux d'emploi



Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le taux d'emploi est égal au nombre de personnes en emploi sur la population en âge de travailler. Les couples bi-actifs occupés sont ceux où les deux conjoints sont actifs et en emploi.

5. Part du chômage

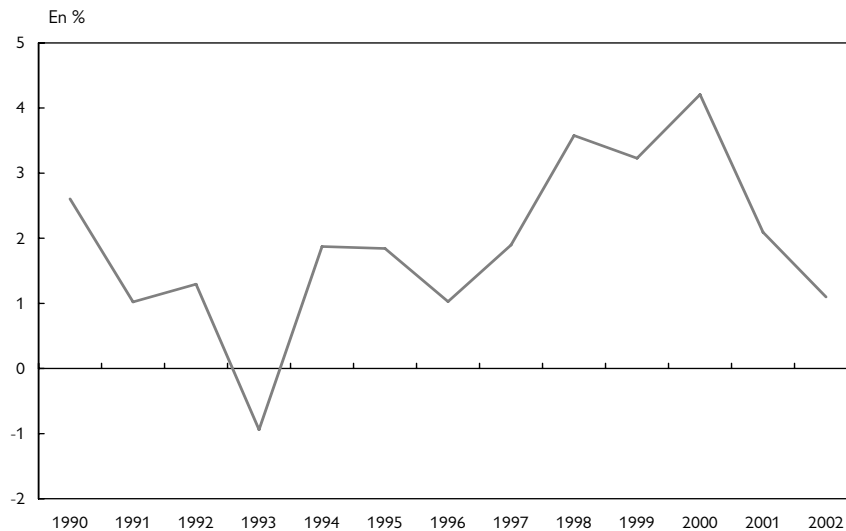


Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. La part du chômage est égale au nombre de chômeurs sur la population en âge de travailler. Les couples bi-actifs chômeurs sont ceux où les deux conjoints sont actifs et chômeurs.

L'activité conjointe des couples suit une tendance croissante. La proportion des couples où les deux conjoints sont employés est en augmentation sur toute la période, suivant de près — à une distance constante, d'environ un point de pourcentage — la courbe du taux d'emploi féminin. Ces deux courbes paraissent moins sensibles aux fluctuations conjoncturelles que celle de l'emploi masculin. Entre 2000 et 2002, la part de l'emploi masculin diminue, mais celle des femmes et des couples continue d'augmenter.

Il ressort néanmoins de ces statistiques que les situations conjointes d'activité ou d'emploi des couples sont beaucoup moins fréquentes que l'activité ou l'emploi des populations de sexe masculin ou féminin. En dépit de la polarisation croissante d'activité des conjoints, les couples « mixtes » restent néanmoins une réalité importante. Les femmes célibataires sont plus actives et plus souvent occupées que les femmes en couple, alors que le contraire est vrai pour les hommes. Ces constats expliquent aussi le fait que la polarisation du chômage des couples, mesurée par la part des couples où les deux conjoints sont chômeurs, est relativement modérée. Environ 0,6 % des couples considérés sont composés de deux chômeurs en 1990 comme en 2002 (tableaux 1 et 2). La part du chômage conjoint des couples varie sur la période considérée, suivant les pics et les creux de la croissance économique (graphique 6).

6. Taux de croissance du PIB



Source: Calculs de l'auteur à partir des données de l'OCDE.

1. Activité des conjoints en 1990

En %							
Hommes	Occupé	Chômeur	Autre ch. BIT	Etudiant stagiaire	Retraité	Autre inactif	Total
Femmes							
Occupée	51,7	1,4	0,2	0,2	2,4	1,3	57,3
Chômeuse	4,9	0,6	0,05	0,03	0,3	0,2	6,0
Autre ch. BIT	0,6	0,03	0,03	0,01	0,01	0,02	0,7
Etudiante et stagiaire	0,6	0,03	0,01	0,15	0,0	0,02	0,8
Retraîtée	0,8	0,05	0,0	0,0	2,7	0,2	3,7
Autre inactive	23,3	1,2	0,1	0,04	5,4	1,4	31,5
Total	81,9	3,3	0,5	0,4	10,7	3,1	100
(Nombre d'observations)							(34 973)

2. Activité des conjoints en 2002

En %							
Hommes	Occupé	Chômeur	Autre ch. BIT	Etudiant stagiaire	Retraité	Autre inactif	Total
Femmes							
Occupée	57,8	1,9	0,3	0,3	3,0	2,0	65,3
Chômeuse	4,0	0,6	0,07	0,05	0,2	0,3	5,3
Autre ch. BIT	0,6	0,04	0,04	0,0	0,02	0,02	0,8
Etudiante et stagiaire	0,8	0,06	0,01	0,2	0,0	0,03	1,1
Retraîtée	1,0	0,02	0,0	0,0	3,0	0,2	4,2
Autre inactive	16,6	1,3	0,1	0,08	3,5	1,7	23,3
Total	81,0	3,9	0,6	0,6	9,6	4,3	100
(Nombre d'observations)							(34 828)

Lecture 1990 : par exemple, en 1990, 57,3 % des femmes en couple étaient occupées contre 81,9 % des hommes ; 51,7 % des couples étaient bi-actifs.

Lecture 2002 : par exemple, en 2002, 65,3 % des femmes en couple étaient occupées contre 81 % des hommes ; 65,3 % des couples étaient bi-actifs.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les statuts sont définis à partir de la question déclarative sur l'activité principale des individus. Dans les enquêtes Emploi, l'emploi et le chômage sont définis au sens du Bureau international du travail. L'échantillon sélectionné se compose d'individus en âge de travailler. Les occupés sont les individus qui ont reporté comme activité principale l'emploi. Les chômeurs sont ceux qui se disent chômeurs. Les autres chômeurs au sens du BIT sont les personnes qui ne se sont pas déclarées comme chômeurs, mais qui sont classées « chômeur » au sens du BIT. La catégorie « autre inactif » inclut les « personnes au foyer » : il s'agit principalement de femmes au foyer, mais on trouve aussi des hommes au foyer.

Les tableaux 1 et 2 croisent la situation vis-à-vis de l'activité économique des hommes et des femmes en couple. Environ 56 % des partenaires en 1990 et environ 63 % en 2002 reportaient la même activité principale, la vaste majorité d'entre eux occupant un emploi. Ces pourcentages indiquent que le taux de polarisation de la situation des couples sur le marché de l'emploi a augmenté de 7 points sur la

période considérée. La proportion des couples bi-actifs occupés a augmenté de presque 6 points de 1990 à 2002, en passant, respectivement, de 52 % à 58 %.

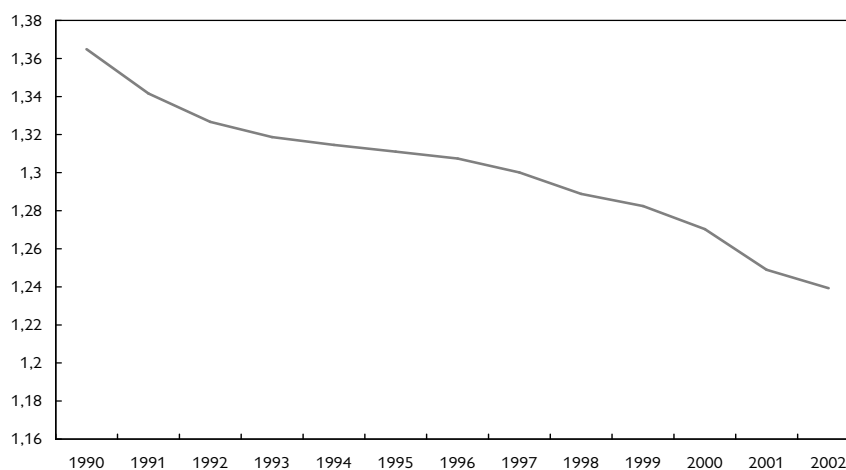
Le nombre de femmes en couple qui travaillent a augmenté, passant de 57 % à 65 %, alors que le nombre d'hommes en couple occupés n'a pas varié de façon sensible, passant de 82 % à 81 %. En contrepartie, le nombre de femmes en couple inactives a diminué de 8 points. La proportion de femmes en couple qui travaillent alors que leur conjoint est au chômage ou inactif a augmenté d'environ 2 points. Il était égal à 7,5 % des femmes en couple en 2002, contre 23 % des hommes.

3.3. Qui sont les couples bi-actifs?

La présence de jeunes enfants dans le ménage a diminué sur la période considérée, passant d'environ 1,37 en 1990 à 1,24 en 2002 (graphique 7). On pourrait s'attendre à ce que cela ait un impact positif sur l'activité des femmes en couple. Le graphique 8 montre la proportion des couples bi-actifs selon le nombre et l'âge des enfants présents dans le ménage, en distinguant les sous-groupes suivants:

- a) couples sans enfants;
- b) couples avec plus de deux enfants ¹⁰;
- c) couple avec au moins un enfant de moins de 3 ans.

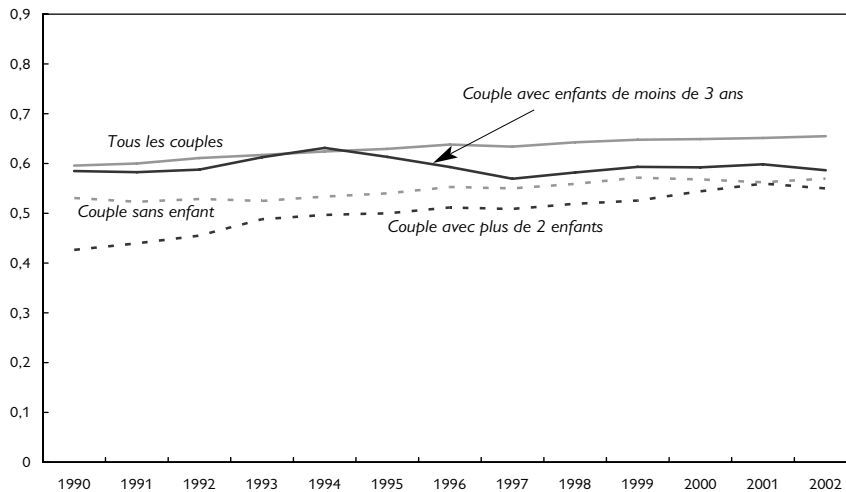
7. Présence d'enfants dans le ménage



Source: Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les enfants sont ceux présents dans le ménage.

10. Il s'agit ici d'enfants présents dans le ménage, sans limite d'âge.

8. Taux de bi-activité des couples selon le nombre et l'âge des enfants

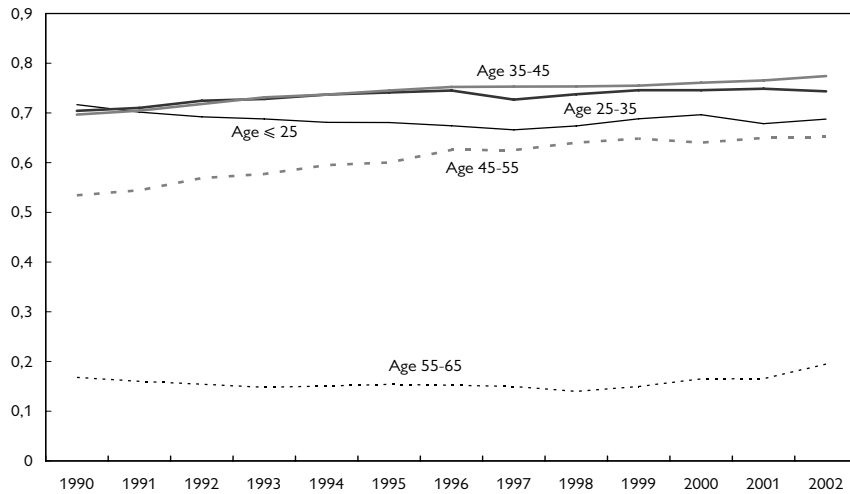


Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le taux de bi-activité est égal au nombre de couples où les deux conjoints sont actifs sur la population des couples où les conjoints sont âgés de 15 à 65 ans.

L'activité conjointe est très faible dans les couples avec plus de deux enfants. En revanche, l'activité des couples avec au moins un enfant en bas d'âge est supérieure à celle des couples sans enfants. Cela résulte probablement du fait que les couples sans enfants sont soit les plus jeunes, soit les plus âgés, dont l'activité est plus faible (voir plus loin). L'activité conjointe des couples avec plus de deux enfants montre une tendance à l'augmentation, mais elle se retourne au début des années 2000. La participation au marché du travail des couples avec (jeunes) enfants a augmenté en début de période pour décroître après l'Allocation parentale d'éducation (APE) de 1993.

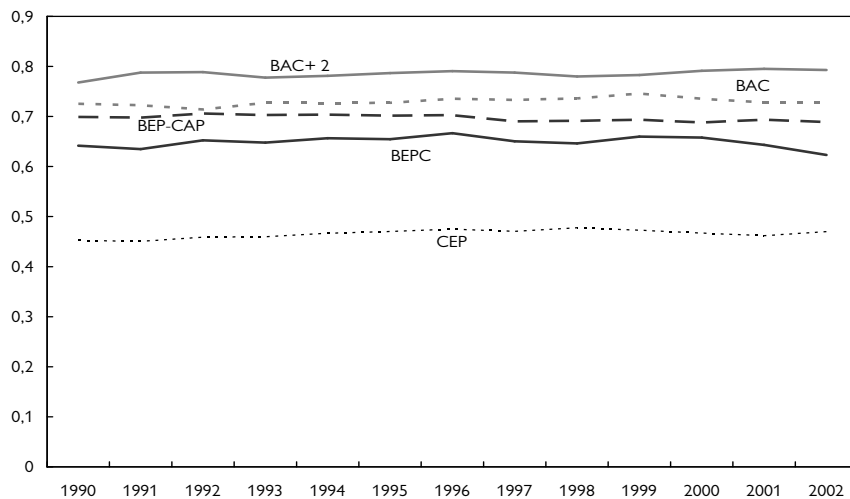
Le graphique 9 donne la proportion des couples bi-actifs selon l'âge de la femme. Les couples où la bi-activité est la plus fréquente sont ceux où la femme est âgée de 35 à 45 ans, suivis par ceux où elle est âgée de 25 à 35 ans. Pour ces deux sous-groupes, plus de 70 % des couples observés sont bi-actifs, ce pourcentage se rapprochant de 80 % en fin de période pour le premier sous-groupe. L'activité conjointe des couples où la femme est âgée de 45 à 55 ans montre une forte augmentation sur toute la période, passant d'environ 55 % à presque 65 %, mais restant toujours inférieure à celle des couples dont la femme a moins de 25 ans. Cette dernière proportion diminue dans les années 1990 et augmente légèrement en fin de période. La bi-activité la plus faible touche les couples où la femme est âgée de 55 à 65 ans. Ce sous-groupe montre, par ailleurs, une tendance à l'augmentation de l'activité conjointe depuis la fin des années 1990.

9. Taux de bi-activité des couples selon l'âge de la femme



Source: Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Données pondérées.
Le taux de bi-activité est égal au nombre de couples où les deux conjoints sont actifs sur la population des couples où les conjoints sont âgés de 15 à 65 ans.

10. Taux de bi-activité des couples selon le niveau de formation de la femme



Source: Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Données pondérées.
Le taux de bi-activité est égal au nombre de couples où les deux conjoints sont actifs sur la population des couples où les conjoints sont âgés de 15 à 65 ans.

La proportion des couples bi-actifs selon le niveau de formation de la femme est examinée dans le graphique 10. Ces taux d'activité paraissent plus sensibles aux variations conjoncturelles que les taux par groupes d'âge. L'écart d'activité entre les couples avec un niveau d'études de la femme supérieur au Bac+2 et ceux où elle a un niveau de formation très faible est de presque 30 points. Les deux conjoints sont actifs dans presque 80 % des couples du premier groupe, contre à peine plus de 45 % pour les derniers.

Les tableaux 3 et 4 croisent le diplôme le plus élevé obtenu par les hommes et les femmes en couple, respectivement en 1990 et 2002. Les couples avec un niveau de formation très faible des deux partenaires représentent une partie importante de la population des couples considérés, quoique décroissante, allant de 28 % en 1990 à 15 % en 2002. En revanche, le nombre des couples avec un niveau de formation élevé des deux conjoints a presque doublé, passant de 3,3 % en 1990 à 6,2 % en 2002 pour les Bac+3 et de 1,8 % à 3,3 % pour les Bac+2. Environ 30 % des femmes en couple ont un niveau de formation supérieur à celui de leur conjoint en 2002, contre 32 % en 1990¹¹. La proportion d'hommes avec un niveau d'études supérieur à celui de leur femme est équivalente, égale à presque 30 % en 2002.

Les tableaux 5 et 6 croisent la catégorie socio-professionnelle des conjoints. Pour des raisons de clarté, nous utilisons ici la classification la plus agrégée des catégories, alors que dans l'analyse graphique de l'activité conjointe et dans le modèle économétrique, nous prenons en compte la classification la plus fine (voir annexe). La part des femmes en couple appartenant à une catégorie socio-professionnelle « supérieure » à celle de leur conjoint est passée de 22 % en 1990 à 27 % en 2002¹².

Le tableau 7 donne des informations plus précises sur le niveau d'homogamie des couples. La proportion des couples dont les deux conjoints ont le même niveau de diplôme (tableaux 3 et 4) a baissé, allant de 47 % en 1990 à 41 % en 2002. Si on considère les catégories socio-professionnelles des conjoints, la proportion des couples où les conjoints appartiennent à la même catégorie socio-professionnelle est passée de 14 % en 1990 à 12 % en 2002 selon le critère le plus fin de classification, et se situe, en revanche, toujours aux alentours de 22 % selon le critère de classification plus agrégée.

11. Ce sont toutes les femmes dans le triangle en dessous de la diagonale dans les tableaux 3 et 4, respectivement.

12. Ce sont toutes les femmes dans le triangle au-dessus de la diagonale dans les tableaux 5 et 6, respectivement.

LES COUPLES SUR LE MARCHÉ DE L'EMPLOI ■

3. Niveau de formation des conjoints en 1990

En %

Hommes / Femmes	BAC+3 ou plus	BAC+2	BAC	BEP-CAP	BEPC	CEP ou assimilé	Total
BAC+3 ou plus	3,3	0,6	0,5	0,3	0,1	0,2	5,1
BAC+2	2,1	1,8	1,4	1,7	0,5	0,7	8,2
BAC	1,6	1,1	2,3	3,3	0,9	1,6	10,8
BEP-CAP	0,8	0,9	2,3	10,2	1,6	6,5	22,4
BEPC	0,5	0,4	1,4	3,0	1,3	2,6	9,2
CEP ou assimilé	0,5	0,6	1,8	11,6	1,9	27,8	44,2
Total	8,8	5,6	9,7	30,1	6,4	39,4	100
(Nombre d'observations)							(34 270)

Lecture 1990 : par exemple, en 1990, 5,1 % des femmes en couple avaient un niveau de formation BAC+3 ou plus, contre 8,8 % des hommes ; dans 3,3 % des couples, les deux conjoints avaient un niveau de formation BAC+3 ou plus.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le niveau de formation déclaré correspond au diplôme le plus élevé obtenu. Le CEP ayant été supprimé, les données font référence au niveau assimilé.

4. Niveau de formation des conjoints en 2002

En %

Hommes / Femmes	BAC+3 ou plus	BAC+2	BAC	BEP-CAP	BEPC	CEP ou assimilé	Total
BAC+3 ou plus	6,2	1,7	1,3	1,1	0,4	0,4	11,0
BAC+2	3,0	3,3	2,3	2,9	0,9	1,0	13,4
BAC	1,6	1,9	3,2	5,0	1,1	1,9	14,7
BEP-CAP	0,8	1,6	2,7	12,0	1,7	5,7	24,6
BEPC	0,4	0,6	1,1	3,3	1,0	2,2	8,6
CEP ou assimilé	0,4	0,6	1,4	9,1	1,5	14,7	27,7
Total	12,5	9,7	12,0	33,3	6,6	25,9	100
(Nombre d'observations)							(34 826)

Lecture 2002 : par exemple, en 2002, 11 % des femmes en couple avaient un niveau de formation BAC+3 ou plus, contre 12,5 % des hommes ; dans 6,2 % des couples, les deux conjoints avaient un niveau de formation BAC+3 ou plus.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le niveau de formation déclaré correspond au diplôme le plus élevé obtenu. Le CEP ayant été supprimé, les données font référence au niveau assimilé.

5. Catégories socioprofessionnelles des conjoints en 1990

En %

Femmes	Hommes								Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	2,7	0,1	0,02	0,05	0,03	0,2	0,3	0,04	3,4
2	0,1	3,1	0,3	0,4	0,2	0,5	0,1	0,1	4,8
3	0,03	0,3	3,0	0,8	0,2	0,2	0,1	0,1	4,7
4	0,3	0,9	3,1	4,7	1,3	2,0	0,2	0,3	12,8
5	0,5	2,5	2,7	7,4	4,9	13,0	0,5	0,9	32,5
6	0,1	0,5	0,2	1,3	0,8	6,6	0,1	0,3	10,1
7	0,05	0,1	0,1	0,05	0,03	0,1	0,8	0,03	1,2
8	0,8	2,4	4,4	5,0	2,9	12,0	1,3	1,6	30,5
Total (Nombre d'observations)	4,7	9,9	13,9	19,7	10,3	34,6	3,5	3,3	100 (31 282)

6. Catégories socioprofessionnelles des conjoints en 2002

En %

Femmes	Hommes								Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	1,2	0,04	0,0	0,05	0,03	0,1	0,1	0,02	1,5
2	0,04	1,7	0,2	0,4	0,1	0,4	0,09	0,1	3,1
3	0,08	0,5	4,8	1,6	0,4	0,5	0,2	0,2	8,3
4	0,3	0,9	4,1	5,2	1,7	3,0	0,4	0,4	16,1
5	0,6	2,6	3,5	7,7	5,5	14,8	0,6	1,4	36,8
6	0,2	0,3	0,2	1,2	0,7	5,7	0,1	0,5	9,1
7	0,03	0,04	0,3	0,1	0,02	0,1	0,9	0,05	1,5
8	0,3	1,7	3,7	3,3	2,2	9,3	1,2	1,9	23,6
Total (Nombre d'observations)	2,8	7,9	16,8	19,5	10,7	33,9	3,7	4,7	100 (31 972)

Lecture 1990 : par exemple, en 1990, 3,4 % des femmes en couple appartenaient à la catégorie 1 contre 4,7 % des hommes ; dans 2,7 % des couples les deux conjoints appartenaient à la catégorie 1.

Lecture 2002 : par exemple, en 2002, 1,5 % des femmes en couple appartenaient à la catégorie 1 contre 2,8 % des hommes ; dans 1,2 % des couples les deux conjoints appartenaient à la catégorie 1.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les catégories sont définies en annexe.

Le graphique 11 donne la proportion des couples où les deux conjoints sont actifs, en distinguant les couples bi-actifs « homogames » ayant le même niveau de diplôme ou bien appartenant à la même catégorie socio-professionnelle. Le taux d'activité conjointe des couples où les deux conjoints appartiennent à la même catégorie socio-professionnelle est beaucoup plus élevé que celui des autres couples, se situant aux alentours de 80 %. En revanche, on observe un moindre taux d'activité pour les couples « homogames » ayant le même niveau d'études. Mais cela s'explique en fait par la large proportion des couples « homogames » où les deux conjoints ont un très faible niveau de formation (voir aussi tableaux 3 et 4).

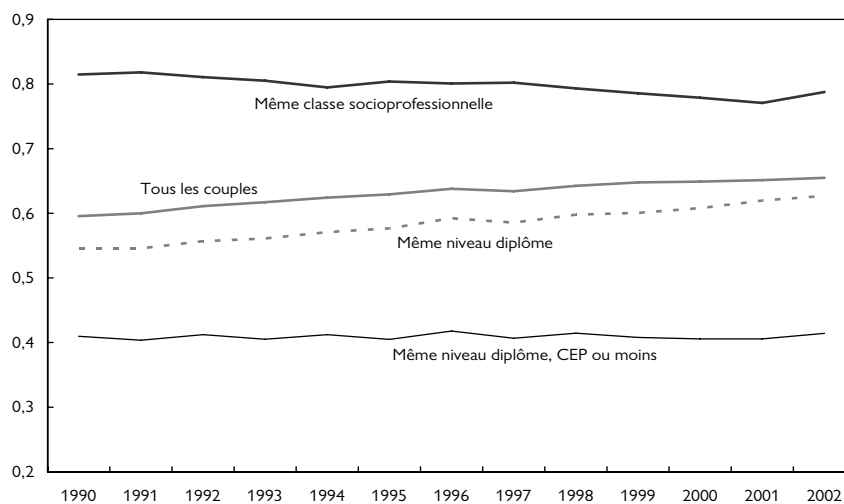
7. Couples et homogamie

En % du total

	Même niveau de formation	Même catégorie socio-professionnelle, classification la plus fine (à 2 chiffres)	Même catégorie socio-professionnelle, classification la plus agrégée (à 1 chiffre)
	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)	Moyenne (écart-type)
1990	0,47 (0,50)	0,14 (0,35)	0,23 (0,42)
1991	0,47 (0,50)	0,14 (0,34)	0,22 (0,41)
1992	0,45 (0,50)	0,13 (0,34)	0,22 (0,42)
1993	0,45 (0,50)	0,13 (0,34)	0,22 (0,41)
1994	0,44 (0,50)	0,13 (0,34)	0,22 (0,41)
1995	0,44 (0,50)	0,13 (0,33)	0,22 (0,41)
1996	0,43 (0,50)	0,12 (0,33)	0,21 (0,41)
1997	0,42 (0,49)	0,12 (0,33)	0,21 (0,41)
1998	0,41 (0,49)	0,12 (0,33)	0,22 (0,41)
1999	0,41 (0,49)	0,13 (0,33)	0,22 (0,41)
2000	0,41 (0,49)	0,12 (0,33)	0,22 (0,41)
2001	0,41 (0,49)	0,12 (0,33)	0,22 (0,42)
2002	0,40 (0,49)	0,12 (0,33)	0,22 (0,42)

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le niveau de formation correspond au niveau le plus élevé obtenu. Les catégories socio-professionnelles sont définies en annexe.

11. Bi-activité des couples et homogamie



Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Le niveau de formation correspond au diplôme le plus élevé obtenu. Les catégories socio-professionnelles sont définies en annexe. Le taux de bi-activité est égal au nombre de couples où les deux conjoints sont actifs sur la population des couples où les conjoints sont âgés de 15 à 65 ans.

4. Un modèle économétrique de la bi-activité du couple

L'analyse descriptive des déterminants de la bi-activité du couple peut être affinée à l'aide d'un probit de la probabilité que le couple soit bi-actif ou bi-actif occupé. Notre but est d'éclaircir les décisions de participation au marché du travail des conjoints, en tenant compte de l'endogamie au sein des couples, définie comme l'association positive entre les caractéristiques socio-économiques des conjoints. De plus, la dimension longitudinale permet de prendre en compte les effets de génération et aussi de contrôler les effets macroéconomiques avec une série d'indicatrices des années.

Soit E , une variable indicatrice de l'emploi. E est égal à 1 si les deux partenaires sont en emploi. Il est égal à 0, pour toutes les autres situations d'activité : soit l'un travaille et l'autre non ; soit les deux ne travaillent pas. La variable indicatrice de l'activité P est définie comme égale à 1 si les deux conjoints sont actifs sur le marché du travail, chômeurs ou en emploi ; égale à 0 soit si l'un est actif et l'autre non, ou si les deux conjoints sont inactifs. La différence entre ces deux probabilités est que seule la première comprend la probabilité que les deux conjoints soient chômeurs.

Nous considérons quatre sortes de régresseurs :

- 1) les caractéristiques démographiques et socio-économiques de la femme ;
- 2) les variables propres au couple et, notamment, l'homogamie et la présence et l'âge des enfants ;
- 3) les variables caractéristiques du marché du travail local ;
- 4) les indicatrices des années.

Afin d'éviter des fortes corrélations entre covariables, il n'est pas possible d'inclure les caractéristiques démographiques et socio-économiques de l'homme et de la femme dans le modèle. Nous avons donc opté pour ne considérer que les variables concernant la femme : l'âge, le niveau de diplôme le plus élevé, et des variables indicatrices des générations. La base pour le niveau de diplôme est le diplôme supérieur le plus élevé, égal ou supérieur à Bac+3. La base pour les indicatrices de générations sont les générations les plus jeunes, nées après 1965, qui ont donc au plus 25 ans en 1990 et au plus 37 ans en 2002.

Les caractéristiques de l'homme entrent indirectement dans le modèle au travers des séries d'indicateurs du couple. Les variables relatives au couple sont les suivantes :

- le nombre d'enfants (sans limite d'âge) ;
- une indicatrice de la présence d'au moins un enfant en bas d'âge de moins de trois ans dans le ménage ;

- le fait d'être concubins plutôt que mariés ;
- la différence d'âge entre les deux conjoints, égale à l'âge de l'homme moins celle de la — femme — nous faisons l'hypothèse que l'homogamie est associée à une faible différence d'âge ;
- une indicatrice du même niveau de diplôme ;
- une indicatrice du même niveau de diplôme pour les conjoints ayant un très faible niveau de formation ;
- une indicatrice de la même catégorie socio-professionnelle, basée sur la classification la plus fine (voir annexe).

Les variables relatives au processus de formation du couple risquent d'être endogènes. Cette hypothèse serait à vérifier, mais faute des variables identifiantes, nous maintenons l'hypothèse que la formation du couple est indépendante des situations sur le marché du travail, comme c'est la coutume dans la littérature.

La situation du marché du travail local est prise en compte par les indicatrices relatives à la région de résidence et à la taille de la commune de résidence. Les indicatrices des années devraient capturer l'impact de la conjoncture, ainsi que des éventuelles différences dans la situation institutionnelle et dans les bases des données annuelles.

Les résultats d'estimation du modèle de la probabilité, respectivement d'emploi ou d'activité des conjoints, sont reportés dans le tableau 8. Nous montrons les coefficients et les écarts-types estimés relatifs aux effets marginaux des covariables, car dans un modèle non linéaire tel que celui estimé les coefficients n'ont pas une interprétation directe en terme d'élasticité, alors que les coefficients marginaux quantifient l'impact de chaque covariable sur la probabilité estimée.

Les régresseurs considérés ont une influence sur la probabilité d'emploi ou d'activité des conjoints dans la même direction, à l'exception de l'indicatrice pour les couples de concubins. Cette variable aurait un impact positif sur l'activité (+ 2 points de pourcentage), mais négatif sur l'emploi (– 4 points), à cause peut être du fait que les couples de concubins sont plus jeunes et ont donc des taux de chômage plus élevés.

La probabilité que les deux conjoints soient employés ou actifs augmente significativement mais faiblement dans le temps. Elle augmente significativement avec le niveau de formation de la femme : elle est positive pour les femmes ayant un diplôme Bac+2 ou plus¹³ et diminue pour des niveaux de diplôme inférieurs. L'âge de la femme a un impact non linéaire : la probabilité de bi-activité augmente de façon décroissante avec l'âge de la femme. Les indicatrices des générations (ayant pour base les couples où la femme est née après 1965) indiquent que les générations les plus âgées ont un plus faible taux d'activité des deux conjoints. Mais la génération née entre 1945 et 1954 aurait un taux

13. Nous rappelons que la base pour les indicatrices du niveau de formation est Bac+3 ou plus.

d'activité et d'emploi conjoint des partenaires plus élevé que les générations les plus jeunes, nées après 1965. Ceci pourrait s'expliquer par l'effet positif d'être né dans la période qui a suivi la fin de la Deuxième Guerre mondiale et/ou par l'appartenance à la génération « 68 » et « post-68 ».

8. Résultats d'estimation des modèles de la probabilité de bi-activité et emploi conjoint du couple

Covariables	Emploi Effets marginaux (dF/dx)		Activité Effets marginaux (dF/dx)	
	Coefficient	Écart-type estimé	Coefficient	Écart-type estimé
Age de la femme	0,11*	0,0009	0,10*	0,0009
Age de la femme au carré	-0,001*	0,00001	-0,0014*	0,00001
Génération 1955-1965	-0,011*	0,004	-0,008*	0,003
Génération 1945-1954	0,030*	0,006	0,026*	0,005
Génération née avant 1944	-0,024	0,008	-0,028*	0,008
Formation femme CEP	-0,20*	0,004	-0,15 *	0,004
Formation femme BEPC	-0,11*	0,004	-0,076*	0,004
Formation femme BEP-CAP	-0,079*	0,003	-0,039 *	0,003
Formation femme BAC	-0,034*	0,004	-0,023*	0,004
Formation femme BAC+2	0,041*	0,004	0,03*	0,004
Couple concubin	-0,043*	0,002	0,02*	0,002
Enfant < 3 ans	-0,12*	0,003	-0,16*	0,003
Nombre d'enfants	-0,082*	0,0008	-0,083*	0,0007
Nationalité française	0,16*	0,003	0,11*	0,003
Ile-de-France	0,08*	0,002	0,06*	0,002
Petite commune	0,043*	0,002	0,022*	0,002
Grande ville	-0,016*	0,002	-0,022*	0,002
Différence d'âge des conjoints	-0,012*	0,0002	-0,013*	0,0002
Même diplôme	0,014*	0,002	0,004*	0,002
Même diplôme* CEP	-0,066*	0,003	-0,043*	0,003
Même catégorie socio-professionnelle	0,30*	0,002	0,25*	0,002
Indicatrices années	0,002*	0,002	0,003*	0,002
Nombre d'observations	446 330		446 330	
Pseudo R2	0,16		0,20	

Note : une * indique un coefficient significatif avec au moins 5 % de probabilité. La variable dépendante E (P) est égale à 1 pour toutes les couples où les deux conjoints sont en emploi (actifs sur le marché du travail).
Source : Estimations de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002.

Les couples où au moins la femme est française ont une probabilité de bi-activité beaucoup plus forte que les autres: les chances de bi-activité augmentent de 11 points et celles d'emploi conjoint de 16 points.

Les conjoints des couples avec enfants ont moins de chances de participer tous les deux au marché du travail. La présence d'enfants en bas d'âge fait diminuer la probabilité de bi-activité de 16 points. Cette probabilité diminue de 8 points par enfant. Ces résultats sont conformes aux attentes, car les coûts fixes de garde de jeunes enfants et la disponibilité de garderies contraignent l'offre de travail des couples avec jeunes enfants ¹⁴.

La probabilité que les deux conjoints soient actifs diminue aussi avec la différence d'âge: plus l'homme est âgé par rapport à sa femme, et moindres sont les chances que les deux conjoints soient actifs sur le marché de l'emploi.

En revanche, les couples avec un même niveau de diplôme ont un taux d'activité significativement plus élevé, à exception des couples où ce diplôme est faible, pour lesquels les chances d'être actifs sont moindres. Cet effet négatif se cumule avec le coefficient fortement négatif de l'indicatrice d'un faible niveau de formation pour la femme. La probabilité de bi-activité baisse de 26 points pour les couples où les deux conjoints ont un faible niveau de formation, relativement aux couples « homogames » avec un niveau de diplôme Bac+3 ou plus. L'appartenance à une même catégorie socio-professionnelle augmente de façon importante et significative la probabilité de bi-activité du couple: elle est supérieure de 25 points à celle des couples où les catégories socio-professionnelles des conjoints diffèrent. La probabilité d'emploi conjoint des couples où les conjoints appartiennent à la même catégorie socio-professionnelle augmente de 30 %, par rapport aux couples où les catégories socio-professionnelles des conjoints diffèrent, suggérant que les conjoints « homogames » ont aussi davantage de chances d'être employés tous les deux que les autres.

Vivre en Ile-de-France augmente de 6 points la probabilité de bi-activité et de 8 points celle d'emploi conjoint. Résider dans une petite commune de moins de 20 000 habitants a un effet positif, en augmentant les chances de bi-activité de 2 points et celles d'emploi de 4, par rapport aux couples résidant dans des communes de taille comprise entre 20 000 et 200 000 habitants (la base pour cette série d'indicatrices). En revanche, les couples résidant dans de grandes villes (plus de 200 000 habitants) auraient une probabilité de bi-activité inférieure de 2 points. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que les couples bi-actifs

14. Voir, par exemple, Milewski (2004) et Maruani (2005) pour plus de détails sur les difficultés d'intégration « égalitaire » des femmes, par rapport aux hommes, sur le marché du travail.

seraient plus souvent propriétaires de leur résidence que les autres couples, et choisiraient de vivre dans de petites communes en proximité de grandes villes ¹⁵.

5. Les salaires des couples bi-actifs occupés : convergence ou divergence ?

L'analyse descriptive et économétrique de la situation des couples bi-actifs sur le marché du travail est complétée par l'examen des salaires des deux conjoints.

5.1. Une analyse des salaires

En ce qui concerne les salaires, l'analyse porte sur les couples bi-actifs occupés en emploi salarié, les salaires des indépendants n'étant pas enquêtés. Les salaires déflatés de l'année 1990 ne semblent pas cohérents avec le reste de la répartition des salaires, pour des raisons qui nous sont inconnues. Nous ne considérons donc que les années de 1991 à 2002.

Nous examinons ici les revenus salariaux mensuels (sans tenir compte des heures de travail), afin d'évaluer l'apport des femmes, plus souvent à temps partiel que les hommes, aux revenus totaux du ménage. Nous distinguons les couples bi-actifs occupés où les deux conjoints sont en emploi salarié, des couples monoactifs où seul l'homme est un travailleur salarié.

Les tableaux 9 et 10 reportent les revenus salariaux mensuels (totaux) déflatés des couples bi-actifs et mono-actifs considérés. Les taux de croissance sont donnés dans les tableaux 11 et 12. On constate des augmentations plus importantes des revenus salariaux pour les couples mono-actifs. Cela s'explique probablement par le fait que les salaires des femmes augmentent moins vite que ceux des hommes, entraînant des taux de croissance globaux pour les couples bi-actifs moins forts que pour les couples mono-actifs où seul l'homme travaille. L'inégalité « interne » des deux répartitions des revenus, mesurée par l'écart interquartile, est restée presque inchangée sur la période, se situant aux alentours de 1,6 pour les bi-actifs et de 1,7 pour les mono-actifs.

15. La part des couples propriétaires de leur habitation a faiblement augmenté passant de 59 % en 1990 à 61 % en 2002, et de 61 % à 64 % pour les couples bi-actifs occupés.

9. Répartition des salaires des couples bi-actifs : conjoints occupés en emploi salarié

	Q1	Médiane	Q3	Moyenne	Ecart-type
1991	12 007,4	14 603,6	18 389,7	16 331,9	14 400
1992	12 147,8	14 788,6	18 802,6	16 547,9	11 288,9
1993	12 314,7	15 005,3	19 144,7	17 106,6	17 837,7
1994	12 112,9	14 962,2	18 932,7	16 705,2	13 571,3
1995	12 100	15 000	19 100	16 574,1	8 805,8
1996	12 195,1	15 294,2	19 705,9	17 180	10 237,2
1997	11 917,3	14 727	18 932	16 401,7	8 892,8
1998	12 034,3	14 922,6	19 062,4	16 433	7 650,7
1999	12 161,01	15 033,7	19 151,2	16 569,5	7 297,4
2000	12 147,1	14 783,7	18 832,7	16 518,5	11 490,4
2001	12 508,2	15 380,4	19 642,5	17 257,9	8 410,3
2002	12 740,2	15 636,6	20 091,2	17 850,5	10 145,7

10. Répartition des salaires des couples mono-actifs : homme occupé en emploi salarié

	Q1	Médiane	Q3	Moyenne	Ecart-type
1991	6 274,10	7 572,20	10 220,40	9 214,60	5 828,30
1992	6 338,00	7 711,20	10 563,30	9 734,40	11 173,70
1993	6 333,30	7 864,80	10 452,00	9 968,60	15 363,20
1994	6 260,00	7 837,70	10 284,70	9 650,20	7 955,30
1995	6 300,00	7 750,00	10 500,00	9 703,80	12 489,10
1996	6 372,60	7 941,20	11 274,60	10 185,60	11 602,40
1997	6 200,90	7 751,10	10 270,20	9 374,10	6 225,20
1998	6 257,90	7 702,00	10 590,20	9 489,80	6 761,70
1999	6 224,10	7 660,50	10 533,20	9 519,90	7 498,10
2000	6 214,80	7 627,30	10 452,20	9 506,40	6 523,80
2001	6 485,70	8 023,80	11 118,40	10 062,10	7 006,90
2002	6 545,60	8 272,90	11 454,70	10 624,70	9 861,40

Sources : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les salaires du couple bi-actif sont égaux à la somme des salaires mensuels, avant imposition fiscale mais nets des charges sociales, des conjoints. Les salaires sont déclaratifs. Ils incluent les primes, si reportées. Ils ont été déflatés par l'auteur à partir de l'indice des prix de l'OCDE. Les conjoints gagnant moins d'un demi-SMIC par heure ont été éliminés de l'échantillon.

11. Taux de croissance des salaires mensuels totaux :
couples bi-actifs en emploi salarié

	Q1 25 %	Médiane 50 %	Q3 75 %	Ratio interquartile (Q3/Q1)	Moyenne	Nombre d'observations
1992	1,2	1,3	2,2	1,5	1,3	9 818
1993	1,4	1,5	1,8	1,5	3,4	11 166
1994	-1,6	-0,3	-1,1	1,6	-2,3	11 690
1995	-0,1	0,3	0,9	1,6	-0,8	11 625
1996	0,8	2,0	3,2	1,6	3,7	12 662
1997	-2,3	-3,7	-3,9	1,6	-4,5	11 207
1998	1,0	1,3	0,7	1,6	0,2	11 196
1999	1,1	0,7	0,5	1,6	0,8	10 967
2000	-0,1	-1,7	-1,7	1,6	-0,3	11 132
2001	3,0	4,0	4,3	1,6	4,5	12 543
2002	1,9	1,7	2,3	1,6	3,4	12 812

Note : Nous présentons ici les taux de croissance, sauf pour le rapport interquartile, égal à Q3/Q1, qui est calculé en faisant le rapport des salaires en niveaux.

12. Taux de croissance des salaires mensuels :
couples mono-actifs en emploi salarié

	Q1 25 %	Médiane 50 %	Q3 75 %	Ratio interquartile (Q3/Q1)	Moyenne	Nombre d'observations
1992	1,0	1,8	3,4	1,7	5,6	6 519
1993	-0,1	2,0	-1,1	1,6	2,4	7 132
1994	-1,2	-0,3	-1,6	1,6	-3,2	7 351
1995	0,6	-1,1	2,1	1,7	0,6	6 965
1996	1,2	2,5	7,4	1,8	5,0	7 564
1997	-2,7	-2,4	-8,9	1,7	-8,0	6 577
1998	0,9	-0,6	3,1	1,7	1,2	6 417
1999	-0,5	-0,5	-0,5	1,7	0,3	6 015
2000	-0,1	-0,4	-0,8	1,7	-0,1	5 797
2001	4,4	5,2	6,4	1,7	5,8	6 145
2002	0,9	3,1	3,0	1,7	5,6	5 938

Note : Nous présentons ici les taux de croissance, sauf pour le rapport interquartile, égal à Q3/Q1, qui est calculé en faisant le rapport des salaires en niveaux. Les couples mono-actifs considérés sont ceux où seul l'homme est en emploi salarié.

Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les salaires du couple bi-actif sont égaux à la somme des salaires mensuels, avant imposition fiscale mais nets des charges sociales, des conjoints. Les salaires sont déclaratifs. Ils incluent les primes, si reportées. Ils ont été déflatés par l'auteur à partir de l'indice des prix de l'OCDE. Les conjoints gagnant moins d'un demi-SMIC par heure ont été éliminés de l'échantillon.

Les inégalités des revenus salariaux de l'homme et de la femme au sein du même couple sont examinées dans le tableau 13, qui reporte les ratios des revenus salariaux des deux conjoints, de 1990 à 2002. Environ 25 % des femmes dans cet échantillon ne gagnent pas moins que leur conjoint, ce pourcentage restant à peu près constant sur toute la période considérée. De plus, 10 % des femmes dans les couples où les deux conjoints sont salariés, gagnent davantage que leur conjoint; plus précisément, ces femmes gagnent un salaire supérieur de 16 % à celui de leur conjoint en 1991, et supérieur de 22 % en 2002. En revanche, 10 % des femmes, correspondant au premier décile de cette répartition des ratios des salaires intra-couple gagnent 65 % de moins que leurs conjoints sur toute la période.

13. Percentiles de la répartition des « ratios » des salaires mensuels des conjoints occupés en emploi salarié :
salaire de la femme divisé par le salaire de l'homme

	D1 (10 %)	Q1 (25 %)	Médiane (50 %)	Q3 (75 %)	D9 (90 %)	Nombre d'observations
1991	0,36	0,56	0,77	0,98	1,16	8 962
1992	0,35	0,54	0,76	0,98	1,16	9 818
1993	0,34	0,53	0,76	0,97	1,18	11 166
1994	0,34	0,53	0,76	0,98	1,18	11 690
1995	0,33	0,53	0,76	0,98	1,19	11 625
1996	0,33	0,52	0,75	0,99	1,21	12 662
1997	0,33	0,52	0,76	1,00	1,21	11 207
1998	0,33	0,53	0,77	1,00	1,23	11 196
1999	0,34	0,54	0,77	1,00	1,22	10 967
2000	0,34	0,54	0,77	1,00	1,22	11 132
2001	0,35	0,54	0,76	1,00	1,22	12 543
2002	0,35	0,53	0,76	1,00	1,21	12 812

Sources : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002. Ces données sont pondérées. Les salaires du couple bi-actif sont égaux à la somme des salaires mensuels, avant imposition fiscale mais nets des charges sociales, des conjoints. Les salaires sont déclaratifs. Ils incluent les primes, si reportées. Ils ont été déflatés par l'auteur à partir de l'indice des prix de l'OCDE. Les conjoints gagnant moins d'un demi-SMIC par heure ont été éliminés de l'échantillon.

5.2. Un modèle économétrique des différences des salaires au sein des couples bi-actifs

L'étude des différences des revenus au sein des couples bi-actifs occupés est affinée à l'aide d'un modèle économétrique. Nous estimons un modèle simple de probit de la probabilité que la femme gagne un salaire supérieur ou égal à celui de son conjoint, pour les couples bi-actifs occupés.

Soit WW , la différence des salaires mensuels de la femme, W_f , et de l'homme, W_m , dans les couples bi-actifs de travailleurs salariés :

$$WW_{it} = W_{it,f} - W_{it,h} \\ t = 1, \dots, T$$

Par définition, les salaires sont enquêtés dans les enquêtes Emploi pour les seuls salariés; les revenus des indépendants ne sont donc pas disponibles. Nous considérons les salaires mensuels (et non horaires) afin de rendre compte du poids des revenus de la femme dans les revenus totaux du couple. Soit WD une variable indicatrice du signe de la différence des salaires des conjoints :

$$WD = 0 \text{ if } W_f < W_m \\ WD = 1 \text{ if } W_f \geq W_m$$

Le modèle de probit est estimé en prenant comme base les femmes qui gagnent moins que leur conjoint, qui sont, comme nous l'avons vu plus haut, majoritaires. Nous considérons les mêmes régresseurs que pour le modèle de bi-activité du couple, estimé ci-dessus.

Les résultats d'estimation de notre modèle (tableau 14) indiquent que la probabilité qu'une femme gagne davantage ou autant que son conjoint :

- 1) augmente de façon non linéaire avec l'âge ;
- 2) est significativement plus forte pour les femmes plus qualifiées, suggérant qu'avec l'augmentation du niveau de diplôme il devient plus facile pour une femme de gagner davantage que son conjoint ;
- 3) est significativement plus forte pour les femmes françaises que pour les étrangères ;
- 4) diminue significativement avec le nombre d'enfants, mais augmente dans les couples avec jeunes enfants (ce fait suggérant qu'au moins une partie des femmes qui gagnent autant ou davantage que leur mari continue de travailler lorsque les enfants sont très jeunes) ;
- 5) augmente significativement pour les couples où les conjoints appartiennent à la même catégorie socio-professionnelle et/ou ayant le même niveau de formation ;

- 6) est plus faible pour les couples ou les conjoints ont un niveau de formation faible;
- 7) diminue significativement avec la différence d'âge des conjoints;
- 8) augmente pour les couples de concubins;
- 9) est significativement plus forte pour les couples résidant en Ile-de-France;
- 10) est significativement moindre dans les petites et les grandes villes de province, par rapport à celles de taille moyenne;
- 11) n'est pas affectée très significativement par les indicatrices des années ni par celles des générations.

14. Résultats d'estimation des modèles de la probabilité que la femme gagne davantage ou autant que son conjoint

Estimation : $W_f \geq W_m$

Covariables	Effets marginaux (dF/dx)	
	Coefficient	Écart-type estimé
Age de la femme	0,019*	0,002
Age de la femme au carré	- 0,0002*	0,00002
Génération 1955-1965	- 0,002	0,005
Génération 1945-1954	- 0,014	0,008
Génération née avant 1944	- 0,023	0,012
Formation femme CEP ou assimilé	- 0,228	0,003
Formation femme BEPC	- 0,129*	0,004
Formation femme BEP-CAP	- 0,126*	0,004
Formation femme BAC	- 0,086*	0,004
Formation femme BAC + 2	- 0,004	0,004
Couple concubin	0,038*	0,003
Enfant <3 ans	0,019*	0,004
Nombre d'enfants	- 0,031*	0,001
Nationalité française	0,033*	0,005
Ile-de-France	0,003	0,003
Petite commune	0,019*	0,004
Grande ville	- 0,031	0,001
Différence d'âge des conjoints	- 0,033*	0,005
Même diplôme	- 0,051	0,003
Même diplôme* CEP ou assimilé	0,132*	0,007
Même catégorie socio-professionnelle	0,079*	0,004
Indicatrices années	- 0,001*	0,0005
<i>Nombre d'observations</i>	139 056	
<i>Pseudo R2</i>	0,005	

Note : Une * indique un coefficient significatif avec au moins 5 % de probabilité.
 Source : Calculs de l'auteur à partir des données des enquêtes Emploi 1990-2002.

Ces données, qui restent à vérifier, compte tenu de la faiblesse des questions sur les revenus salariaux des enquêtes Emploi, indiquent cependant que le modèle mono-actif est en voie de disparition et que celui de l'homme travailleur principal ne constitue plus la norme.

L'homogamie est un des déterminants majeurs de la bi-activité des conjoints. L'impact sur les salaires est moins net. L'analyse confirme aussi que le niveau de formation de la femme et la présence d'enfants ont une influence importante, comme souligné par les études antérieures.

6. Conclusion

Le nombre des couples bi-actifs a augmenté depuis 1990 : un couple sur deux était bi-actifs alors que désormais, environ deux couples sur trois sont bi-actifs. La probabilité que les deux conjoints soient actifs augmente significativement avec le niveau de formation de la femme. La présence de jeunes enfants joue un rôle apparemment moins important, les taux de bi-activité des couples avec enfants ayant augmenté. Tout en restant minoritaires, un nombre non négligeable de femmes travaille alors que leur conjoint est au chômage ou inactif (7,5 % des femmes en couple en 2002).

La proportion des conjoints qui ont le même niveau de formation est en légère diminution, tout en restant très importante, passant de 47 % en 1990 à 40 % en 2002. Environ 13 % des conjoints appartiennent à la même catégorie socio-professionnelle, sur la base d'une classification fine, et 22 % à partir de catégories plus agrégées.

Nous avons estimé un modèle économétrique de la probabilité que les deux conjoints soient en emploi ou bien actifs sur le marché du travail. Les estimations confirment les liens appréhendés par l'analyse descriptive. La probabilité que le couple soit bi-actif augmente significativement avec le niveau de formation de la femme. La situation du marché du travail local a un impact significatif sur cette probabilité. Enfin, il existerait un lien de causalité positif fort entre l'homogamie des couples et leur bi-activité. Néanmoins, ces résultats sont à considérer comme préliminaires, vu la nature exploratoire de l'analyse. En particulier, ils reposent sur l'hypothèse que la formation du couple est indépendante des situations sur le marché du travail.

Si l'on ne considère que les couples où les deux conjoints sont salariés, on trouve qu'environ 25 % des femmes ne gagnent pas moins que leur conjoint, sans contrôler les heures travaillées. De plus, 10 % des femmes de cette population gagnent 22 % de plus que leurs conjoints en 2002.

Nous avons testé la relation entre la différence de salaire des conjoints à l'aide de modèles économétriques de probit. Il en ressort que le niveau de formation et l'âge de la femme ainsi que le nombre d'enfants sont des déterminants importants de ces différences. L'homogamie joue aussi un rôle non négligeable. L'analyse indique que le modèle mono-actif est en régression et que celui de l'homme travailleur principal ne constitue plus la norme.

Références bibliographiques

- ANXO D. et P. CARLIN, 2004 : « Intra-family time allocation to housework: French evidence », *Electronic International Journal of Time Use Research*, Vol 1 (1), pp. 14-36.
- ANXO D., L. FLOOD et Y. KOCOGLU, 2002 : « Offre de travail et répartition des activités domestiques et parentales au sein du couple: une comparaison entre la France et la Suède », *Economie et Statistique*, n° 352-353, pp. 1-24.
- APPS P. et R. REES, 2005 : « Gender, Time Use and Public Policy over the life cycle », IZA Working Paper n° 1855, novembre.
- APPS P., 2003 : « Gender, Time Use and Models of the Household », IZA Working Paper n° 796, juin.
- APPS P. F. et R. REES, 1997 : « Collective Labor Supply and Household Production », *Journal of Political Economy*, 105, 178-190.
- APPS, P. F. et R. REES, 1996 : « Labor Supply, Household Production and Intra-Family Welfare Distribution », *Journal of Public Economics*, 60, 199-209.
- APPS, P. F. et R. REES, 1988 : « Taxation and the Household », *Journal of Public Economics*, 35, 155-169.
- BARGAIN O., 2004 : « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, n° 88, janvier.
- BELDING T. C., 2004 : « Nobility and Stupidity: Modeling the Evolution of Class Endogamy », University of Michigan, *mimeo*.
- BLOEMEN H. G. 2004 : « An empirical model of collective household labour supply with non-participation », Tinbergen Institute, Discussion Paper, n° 2004-010/3.
- BLUNDELL R., P.-A. CHIAPPORI, T. MAGNAC et C. MEGHIR, 2004 : « Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non-Participation », *mimeo*.

■ Elena Stancanelli

- BOURGUIGNON, F. et T. MAGNAC, 1990 : « Labour Supply and Taxation in France », *The Journal of Human Resources*, Vol. 25, n° 3, pp. 358-389.
- BURDETT K. et M. G. COLES, 1999 : « Long-Term Partnership Formation: marriage and employment », *Economic Journal*, Vol. 109, pp. 307-334.
- BURDETT K. et M. G. COLES, 1997 : « Marriage and Class », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, pp. 141-168.
- CHIAPPORI P. -A. 1997 : « Introducing Household Production in Collective Models of Labour Supply », *Journal of Political Economy*, Vol. 105, n° 1, pp. 191-209.
- CHIAPPORI P. -A., 1988 : « Rational Household Labour Supply », *Econometrica*, Vol. 56, pp. 63-89.
- CHONÉ P. H. 2002 : « Une analyse de la participation des couples à la force de travail », *Revue Économique*, novembre.
- DAGSVIK J. K., F. LAISNEY, S. STROM et J. OSTERVOLD, 1988 : « Female Labour Supply and the Tax Benefit System in France », *Annales d'économie et statistique*, n° 11, pp. 5-40.
- DEL BOCA , D., S. B. PASQUA et M. LOCATELLI, 2003a: « Earnings and Employment of Italian Husbands and Wives in the European Context », dans Del Boca and Repetto (eds.), *Women Work, the Family and Social Policy – Focus on Italy in an European Perspective*, Peter Lang.
- DEL BOCA , D. et S. B. PASQUA, 2003b: « Employment Patterns of Husbands and Wives and Family Income Distribution In Italy, (1977-1998) », *Review of Income and Wealth*, vol. 49(2).
- DUGUET E. et V. SIMMONET, 2003 : « The participation of couples in the labour market: an econometric analysis », *Document de travail TEAM*, Paris.
- FERMANIAN J.-D. et S. LAGARDE 1999 : « Les horaires de travail dans le couple », *Economie et Statistiques*, Vol. 321-322, pp. 89-110.
- GALTIER B. 1998 : « Les emplois des salariés à temps partiel dans le secteur privé: diversité des emplois et des conditions de travail », *Document de Travail* n° 98-03, Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts.
- GREGG P. et J. WADSWORTH, 1996 : « More work in fewer households », dans Hills, J. éditeur, *New Inequalities*, Cambridge University Press, Cambridge.
- GREGG, P. et J. WADSWORTH, 2001 : « Everything you ever wanted to know about measuring worklessness and polarisation at the

- household level but you were afraid to ask », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 63.
- GREGG, P., R. SCUTELLA et J. WADSWORTH, 2002 : « Reconciling Workless Measures at the Individual and the Household level. Theory and evidence from the United States, Britain, Germany, Spain and Australia », *Working Paper CMPO*, n° 02/053.
- GREGG, P. et J. WADSWORTH : 2004 : « Two sides to every story: measuring the polarisation of work ».
- INSEE, 2003 : « La nouvelle enquête Emploi, l'activité et le chômage », n° 362, juillet.
- LAROQUE, G. et B. SALANIÉ, 2002a : « Temps partiel féminin et incitations à l'emploi », *Revue économique*, vol. 53, n° 6, novembre, pp. 1127-1147.
- LAROQUE, G. et B. SALANIÉ 2002b : « Institutions et emploi: les femmes et le marché du travail en France », *Economica*.
- LE CACHEUX, J., 2005 : « Sharing and Choosing within the household: a survey », *Euromod Working Papers*, EM11/05, Décembre.
- LOLLIVIER, S. 2001 : « Les choix d'activité des femmes en couple: une approche longitudinale », *Economie et Statistique*, n° 349-350, pp. 125-140.
- LUNDBERG S. J., R. A. POLLACK et T. J. WALES, 1997 : « Do Husbands and Wives Pool their resources? Evidence from the UK Child Benefit », *Journal of Human Resource*, Vol. 22, pp. 463-480.
- LUNDBERG S. J. et R. A. POLLACK, 1993 : « Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market », *Journal of Political Economy*, Vol. 10, pp. 987-1010.
- MARUANI, 2005 : *Femmes, genre et sociétés. L'état des savoirs*, (dir.), La Découverte, 2005, 480 pp.
- MILEWSKI, F., 2004 : « Femmes: « top » modèles des inégalités », dans : Milewski, F. et H. Périvier, (2004), « Travail des femmes et inégalités », *Revue de l'OFCE* n° 90, juillet, pp. 11-68.
- PENCAVEL, J., 1998 : « Assortative Mating by Schooling and the Work Behavior of Wives and Husbands », *American Economic Review*, Vol. 88, n° 2, pp. 326-329.
- PIKETTY, T., « L'impact des institutions financiers au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, 132-33, 1998, 1-35.
- RAPOPORT, B., C. SOFER et A. SOLAZ, 2003 : « Household Production in a Collective Model », *Document de travail TEAM*, juillet.

■ Elena Stancanelli

- RAVELL C., 2005 : « La polarisation de l'emploi au sein des ménages », *Document de travail INSEE*, n° F0507.
- SOFER C., 2004 : « Modélisations économiques et tests de la prise de décision dans la famille », *DARES, Rapport*, mars, pp. 50.
- STANCANELLI E., 2004 : « Evaluating the employment incentives of the French Tax Credit, « la Prime Pour l'Emploi »: a difference in difference model », *Document de travail OFCE*, n° 2004-07, juillet.
- STANCANELLI E., 2005 : « Marriage and work: an analysis for French couples in the 2000s », OFCE, *mimeo*.
- WINKLER A., 1998 : « Earnings of Husbands and Wives in Dual-earners familie », *Monthly Labor Review*, pp. 42-48.
- WONG L. Y. 2003 : « Structural Estimation of Marriage Models », *Journal of Labor Economics*, Vol. 21, n° 3, pp. 699-714.

ANNEXE

Définitions des catégories socio-professionnelles

Nous reportons ci-dessous les catégories socio-professionnelles, selon la classification la plus fine. Les chiffres entre parenthèses donnent la catégorie dans la classification la plus agrégée.

- . Agriculteurs sur petite exploitation (*catégorie 1*)
- . Agriculteurs sur moyenne exploitation (*catégorie 1*)
- . Agriculteurs sur grande exploitation (*catégorie 1*)

- . Artisans (*catégorie 2*)
- . Commerçants et assimilés (*catégorie 2*)
- . Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus (*catégorie 2*)

- . Professions libérales (*catégorie 3*)
- . Cadres de la fonction publique (*catégorie 3*)
- . Professeurs, professions scientifiques (*catégorie 3*)
- . Professions de l'information, des arts et des spectacles (*catégorie 3*)
- . Cadres administratifs et commerciaux d'entreprises (*catégorie 3*)
- . Ingénieurs et cadres techniques d'entreprises (*catégorie 3*)

- . Instituteurs et assimilés (*catégorie 4*)
- . Professions intermédiaires de la santé et du travail social (*catégorie 4*)
- . Clergé, religieux (*catégorie 4*)
- . Professions intermédiaires administratives de la fonction publique (*catégorie 4*)
- . Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises (*catégorie 4*)
- . Techniciens (*catégorie 4*)
- . Contremaîtres, agents de maîtrise (*catégorie 4*)

- . Employés civils et agents de service de la fonction publique (*catégorie 5*)
- . Policiers et militaires (*catégorie 5*)
- . Employés administratifs d'entreprises (*catégorie 5*)
- . Employés de commerce (*catégorie 5*)
- . Personnels des services directs aux particuliers (*catégorie 5*)

■ Elena Stancanelli

- . Ouvriers qualifiés de type industriel (*catégorie 6*)
- . Ouvriers qualifiés de type artisanal (*catégorie 6*)
- . Chauffeurs (*catégorie 6*)
- . Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport (*catégorie 6*)
- . Ouvriers non qualifiés de type industriel (*catégorie 6*)
- . Ouvriers non qualifiés de type artisanal (*catégorie 6*)
- . Ouvriers agricoles (*catégorie 6*)

- . Anciens agriculteurs exploitants (*catégorie 7*)
- . Anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprise (*catégorie 7*)
- . Anciens cadres (*catégorie 7*)
- . Anciennes professions intermédiaires (*catégorie 7*)
- . Anciens employés (*catégorie 7*)
- . Anciens ouvriers (*catégorie 7*)

- . Chômeurs n'ayant jamais travaillé (*catégorie 8*)
- . Militaires du contingent (*catégorie 8*)
- . Élèves, étudiants (*catégorie 8*)
- . Personnes diverses sans activité professionnelle de moins de 60 ans (sauf retraités) (*catégorie 8*)
- . Personnes diverses sans activité professionnelle de 60 ans et plus (sauf retraités) (*catégorie 8*).