



L'emploi au niveau des ménages, 1982-2002

Guillaume Allegre

► **To cite this version:**

| Guillaume Allegre. L'emploi au niveau des ménages, 1982-2002. 2006. hal-01065645

HAL Id: hal-01065645

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01065645>

Preprint submitted on 18 Sep 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Document de travail

**L'emploi au niveau des ménages, 1982-2002 :
mesurer la polarisation de l'emploi entre les ménages**

**N° 2006-20
Novembre 2006**

Guillaume Allègre
OFCE
guillaume.allegre@sciences-po.fr

| | |
|---|----|
| Introduction | 3 |
| Source et champ | 9 |
| 1. Évolution de l'emploi entre 1982 et 2002 | 10 |
| 1.1. Évolution de l'emploi selon sexe : augmentation de l'activité féminine et progression du chômage. | 10 |
| 1.2. Importance du diplôme | 10 |
| 1.3. Importance du statut du conjoint | 11 |
| 1.3.1 Le non-emploi des hommes selon la situation familiale | 12 |
| 1.3.2 Le non-emploi des femmes selon la situation familiale | 14 |
| 2. L'emploi au niveau des ménages : polarisation de l'emploi entre les ménages | 15 |
| 3. Les indices de polarisation | 18 |
| 3.1. L'indice de polarisation non conditionnée | 18 |
| 3.2. Exemples de calcul de l'indice de polarisation non conditionné | 18 |
| 3.2.1. Le modèle de la femme au foyer : polarisation négative | 18 |
| 3.2.2. Le cas type de la polarisation des emplois | 19 |
| 3.2.3. Le modèle de la bi-activité : polarisation positive | 19 |
| 3.2.4. Ménages sans-emploi, polarisation et structure des ménages | 19 |
| 3.3. L'indice de polarisation conditionnée | 20 |
| 4. Analyse non économétrique de la polarisation en France, 1982-2002 | 21 |
| 4.1. Évolution de l'indice de polarisation non conditionnée, 1982-2002 | 21 |
| 4.2. Évolution de la proportion de personnes vivant dans ménages sans emploi | 22 |
| 4.3. Évolution de l'indice de polarisation 'hommes-femmes', 1982-2002 | 23 |
| 5. Analyse du non-emploi et de la polarisation : apport de l'économétrie | 23 |
| 5.1. Probabilité de non-emploi selon caractéristiques individuelles | 23 |
| 5.1.1. Effet du diplôme sur la probabilité de non-emploi | 24 |
| 5.1.3 Effet de la présence d'enfants | 27 |
| 5.2. Impact de la présence et du statut d'un conjoint | 29 |
| 5.2.1. Présence d'un conjoint | 30 |
| 5.3. Effet du diplôme sur l'impact du statut du conjoint | 32 |
| 5.3. Polarisation conditionnée de manière économétrique | 32 |
| 5.3.1. Influence des caractéristiques individuelles sur la polarisation | 32 |
| 5.3.2. Influence du Diplôme | 34 |
| 6. Résumé, conclusion et pistes de travail | 35 |
| Bibliographie | 37 |
| Annexes | 39 |

Abstract :

The polarization of employment between households grows in France between 1982 and 2002: jobs are more and more unequally distributed between on one hand households where all the adults work and on the other hand households where nobody works. This holds true when we take into account the evolution of households' structure. Whereas the rate of employment progresses due to the rise of female activity, the share of workless households increases by 3.9 points. In this study, we propose several indicators of polarization. We calculate on French data indicators developed by Gregg and Wadsworth in order to explain the increase in employment polarization between 1982 and 2002. In particular, we calculate an indicator of conditional polarization which measures the difference between the actual share of workless households and the share of workless households which would prevail if being employed only depended on individual characteristics. We find that individual characteristics and their influence on the labour market explain a large part of the increase in polarization: by taking into account individual characteristics such as the sex, diploma, age, number of children and the size of the agglomeration, we can explain about half (44%) of the increase in polarization between 1982 and 2002.

Keywords : Distribution of work, Workless households, Polarization, Joblessness

JEL Codes : D10, D30, J12, J82

Résumé :

On assiste entre 1982 et 2002 à une polarisation des emplois entre les ménages : l'emploi est de plus en plus inégalement réparti entre les ménages avec d'une part des ménages où tous les adultes travaillent et d'autre part des ménages où personne ne travaille. Ceci reste vrai lorsque l'on tient compte de l'évolution de la structure des ménages. Alors que le taux d'emploi progresse sous l'effet de la hausse de l'activité féminine, la part des ménages sans emploi augmente (+3,9 points). Dans cette étude, nous proposons plusieurs indicateurs de polarisation. Nous calculons sur données françaises des indicateurs développées par Gregg et Wardsworth afin d'expliquer l'augmentation de la polarisation en France entre 1982 et 2002. Nous calculons notamment un indice de polarisation conditionnée qui mesure l'écart entre la part réelle de ménage sans emploi et la part de ménage sans emploi qui prévaudrait si le fait d'être en emploi ne dépendait que des caractéristiques individuelles indépendamment de la situation familiale. Nous trouvons que les caractéristiques individuelles et leur influence sur le marché de l'emploi expliquent une partie de l'augmentation de la polarisation : la prise en compte du sexe, du diplôme, de l'âge, du nombre d'enfants et de la taille de l'agglomération permet d'expliquer près de la moitié (44%) de l'augmentation de la polarisation entre 1982 et 2002.

Introduction

Il existe peu d'études mesurant et analysant l'emploi, le non-emploi ou le chômage au niveau des ménages. Les données concernant l'emploi sont généralement calculées au niveau individuel puis agrégées pour donner des taux d'emploi ou de chômage. Analyser le non-emploi au niveau intermédiaire du ménage n'est pas pour autant une préoccupation récente. Humphrey (1939) souligne que les conséquences du chômage, notamment en terme de bien-être, ne seront pas les mêmes dans une famille où il existe plusieurs actifs que dans une famille qui ne comprend qu'un actif. Humphrey observe que les variations du taux de chômage global peuvent être trompeuses. L'auteur suggère de calculer le nombre total de familles sans emploi, statistique qui serait plus pertinente que le taux de chômage en ce qui concerne les politiques sociales.

En élaborant l'économie de la famille, Becker (1981) essaye d'expliquer la division du travail chez les couples mariés, le schéma traditionnel étant alors celui de la femme au foyer. Selon Becker, cette situation est rationnelle d'un point de vue économique car l'homme disposerait d'un avantage comparatif sur le marché du travail du fait qu'il soit plus diplômé et/ou moins discriminé. Les couples auraient alors intérêt à ce que l'homme se spécialise dans les activités marchandes et la femme dans les activités domestiques, surtout s'il existe des rendements croissants. Suivant la théorie des avantages comparatifs, la spécialisation optimale ne nécessite pas toujours une spécialisation totale des deux conjoints. Le développement de la bi-activité peut alors s'expliquer par une augmentation de la productivité dans les activités domestiques. Selon l'auteur, les individus essayent de maximiser les gains à la spécialisation sur ce qu'il appelle « le marché du mariage ».

En ce qui concerne la modélisation de la prise de décision au sein du ménage, Becker s'inscrit dans le cadre classique des modèles unitaires : le ménage maximise une fonction d'utilité familiale sous une contrainte budgétaire comprenant les revenus de tous ses membres. L'arbitrage entre consommation et loisir se fait par un centre de décision unique, comme s'il existait un chef de ménage bienveillant ou un « dictateur altruiste ». Ces modèles reposent sur l'hypothèse d'agrégation des préférences individuelles des différents membres du ménage. Ils ne prennent pas en compte les interactions entre les membres du ménage. Cette approche est critiquée aux niveaux théorique et empirique. Chiappori (1992) souligne que le modèle unitaire s'éloigne du principe néo-classique d'individualisme méthodologique : seuls les individus ont des buts et des intérêts, les modèles économiques doivent donc reposer sur les comportements individuels des agents. De plus, les implications testables du modèle unitaire sont rejetées par les travaux empiriques. Lundberg, Pollak et Wales (1995) rejettent l'hypothèse d'*income pooling* qui stipule que seul le revenu total et non sa répartition doit avoir un impact sur les comportements de consommation des ménages : selon une expérience naturelle sur couples britanniques, les dépenses en vêtements féminins augmentent relativement aux dépenses en vêtements masculins lorsque les allocations familiales sont versées à la femme plutôt qu'à l'homme. Browning et Chiappori (1998) montrent sur données canadiennes que la propriété de symétrie de la matrice de Slutsky - qui implique des effets croisés symétriques des salaires des conjoints sur leurs offres de travail respectives - n'est pas vérifiée pour les ménages de conjoints. Ils concluent que le modèle unitaire n'est pas approprié pour rendre compte des décisions prises dans les ménages composés de plusieurs membres.

En réponse aux problèmes rencontrés par le modèle unitaire, Chiappori et ses coauteurs analysent les comportements du ménage à l'aide de modèles collectifs. Ces modèles reposent sur deux hypothèses principales : chaque membre du ménage a des préférences propres et les

décisions du ménage sont Pareto-efficientes, c'est-à-dire qu'il n'est pas possible d'améliorer le bien être d'un membre du ménage sans détériorer celui d'un autre. Dans ces modèles, le ménage est un lieu de négociation où chaque membre maximise sa propre utilité sous la contrainte d'un budget qui résulte de la négociation. Plusieurs études ont essayé de montrer l'impact de différentes variables sur le processus de négociation fixant les décisions de comportement et l'allocation des ressources. Outre les variables traditionnelles de revenus et de salaires, certaines variables extrafamiliales semblent avoir un impact important. Les opportunités externes de remariage sont censées affecter le pouvoir de négociation des conjoints. Elles sont représentées par des variables liées au marché du mariage tel que le *sex ratio* (rapport du nombre d'hommes au nombre de femmes). En utilisant un modèle collectif, Chiappori, Fortin et Lacroix (2002) montrent que l'importance relative des hommes a un impact significatif sur les comportements d'offre de travail ainsi que l'allocation des ressources entre les membres du ménage. Les auteurs trouvent l'augmentation d'un point de pourcentage de la part des hommes dans la population totale induit un transfert supplémentaire des hommes vers leurs femmes d'un montant moyen égal à \$4,310.

L'approche classique du marché du travail consiste à modéliser l'offre de travail du ménage ou des individus qui le compose. Dans cette optique, la seule explication du non-emploi est un non-emploi volontaire : les incitations financières sont insuffisantes par rapport à la désutilité du travail ; les individus préfèrent le loisir à un revenu et une consommation supérieurs et refusent les emplois ayant une rémunération inférieure à leur salaire de réserve. Sur données françaises, ces modèles concluent que les personnes sans emploi ont une très forte préférence pour le loisir alors que certains employés ont une utilité positive au travail (Hagneré et al. 2003). Dans le contexte français de chômage élevé, cette approche est donc réductrice. Expliquer le non-emploi des ménages composés de plusieurs membres à l'aide d'un pur modèle d'offre du travail est peu satisfaisant. Laroque et Salanié (2000 et 2001) décomposent le non-emploi en France en trois catégories : le non-emploi volontaire, le non-emploi dit classique des personnes qui souhaitent travailler mais ne sont pas assez productives pour prétendre à un salaire supérieur ou égal au Smic et l'autre non-emploi composé des personnes qui ne travaillent pas alors qu'elles souhaitent travailler et sont assez productives (non emploi frictionnel et keynésien). Les auteurs se concentrent principalement sur la participation des femmes en couple, la participation des hommes étant supposée exogène. L'étude montre que la participation au marché du travail dépend en grande partie de facteurs inexplicés, ce qui traduit une certaine incapacité du modèle à expliquer les déterminants de la participation. Les auteurs concluent toutefois que les femmes en couple sont fortement sensibles aux incitations financières. Choné (2001) étudie la participation des ménages de conjoints. L'auteur approfondit les travaux de Laroque et Salanié en tentant d'endogénéiser la décision du conjoint dans le cadre d'un modèle unitaire. L'étude n'arrive pas à expliquer le non-emploi des ménages de conjoints : des hommes qui devraient travailler (en tenant compte de leur expérience et de leur diplôme) ne travaillent pas. L'auteur conclut que le non-emploi des hommes doit être dû à une hétérogénéité non observée comme par exemple le niveau de santé.

Selon la théorie du travailleur supplémentaire, les femmes dont le conjoint est sans emploi devraient avoir une offre de travail supérieure aux femmes dont le conjoint travaille. Plusieurs études empiriques rejettent cette hypothèse (Davies et al., 1992 ; Dex et al., 1995). Il y aurait complémentarité entre les statuts de participation des membres du couple. Dans le cadre d'un modèle de choix collectifs, Duguet et Simmonet (2003) trouvent un effet positif de la participation des femmes sur la participation des hommes. La complémentarité des statuts proviendrait de l'interdépendance des utilités des conjoints : la valeur des loisirs d'un conjoint serait réduite si l'autre conjoint travaille.

De nombreuses études empiriques analysent l'impact du système fiscal et social sur les incitations financières et l'offre de travail. Ces études montrent que les femmes mariées et les parents isolés répondent aux incitations financières : l'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées serait comprise entre 0,6 et 1,1 selon les études. Par contre, les hommes mariés répondent peu aux incitations¹. En France, du fait des prélèvements et des transferts sociaux, l'incitation financière des personnes vivant en couple dépend fortement du statut du conjoint. Dans les foyers susceptibles de bénéficier des minima sociaux, le gain financier à travailler est beaucoup plus important pour les personnes dont le conjoint travaille que pour celles dont le conjoint ne travaille pas. L'existence de « trappes à inactivité » dues en partie aux caractères différentiel et familial des minima sociaux a été dénoncée dans de nombreux rapports (Bourguignon et Chiappori, 1998 ; Pisani-Ferry, 2000). Depuis, un ensemble de mesures a visé à réduire les effets de trappe (voir Hagneré et Trannoy, 2001). Il existe toutefois encore des écarts importants dans les gains financiers à la reprise d'emploi selon la configuration familiale.

Certaines études sociologiques s'intéressent également à la corrélation entre l'emploi des conjoints. Ultee et *al.* (1988) montrent que les femmes dont le conjoint est sans emploi ont un risque plus élevé d'être sans emploi que les femmes dont le conjoint travaille. Les auteurs parlent alors d'homogamie vis-à-vis de l'emploi. Les appariements sélectifs sont une explication possible à la corrélation de l'emploi des conjoints : les personnes ayant un niveau d'éducation élevé ont tendance à se marier entre eux. Ultee et *al.* montrent que l'homogamie vis-à-vis de l'emploi n'est pas entièrement expliquée en contrôlant pour l'éducation, l'âge et la région de résidence. Ils concluent qu'il existe un effet conjoint distinct des effets liés au marché du mariage et au marché du travail. Stancanelli (2006) étudie l'interaction de comportement sur le marché du travail des conjoints et conclut que l'homogamie joue un rôle important dans la bi-activité des couples.

Gregg et *alii* (2002) et Gregg et Wadworth (2004) observent qu'en Grande Bretagne ainsi que dans d'autres pays de l'OCDE, l'emploi est de plus en plus inégalement réparti entre les ménages avec d'une part des ménages où tous les adultes travaillent et d'autre part des ménages où personne ne travaille. Par contre la proportion de ménages mixtes par rapport à l'emploi, c'est-à-dire où un conjoint travaille et l'autre pas, a tendance à diminuer. Les auteurs parlent de polarisation de l'emploi entre les ménages. Ils développent des indicateurs de polarisation qui mesurent l'écart entre la part de ménage sans emploi qui prévaudrait si les emplois étaient distribués de manière aléatoire et la part réelle de ménage sans emploi. Les auteurs montrent que dans plusieurs pays de l'OCDE, le nombre de ménages sans emploi augmente dans un contexte de hausse de l'emploi. Selon les auteurs, ce phénomène ne s'explique pas entièrement par des changements de structures des ménages ou par les caractéristiques individuelles du non-emploi. La polarisation de l'emploi explique, selon les auteurs, le décalage dans les pays anglo-saxons entre l'augmentation des taux d'emploi individuels et l'évolution de la pauvreté des ménages.

Depuis, l'Union Européenne a inclus une analyse de l'emploi au niveau du ménage dans ses indicateurs de cohésion sociale. Les indicateurs de cohésion retenus au niveau européen comprennent la proportion de ménages sans emploi, la proportion de personnes de 18 à 65 ans vivant dans des ménages sans emploi et la proportion d'enfants de moins de 18 ans vivant des ménages sans emploi (Commission européenne, 2004).

Le phénomène de polarisation des emplois a également lieu en France. Entre 1975 et 2002, la part des personnes en âge de travailler ayant un emploi a progressé de 2,4 points sous l'effet

¹ Voir Blundell (1995) pour une revue de littérature

de l'augmentation de l'activité féminine. Dans le même temps, la part des ménages sans emploi a doublé (Ravel, 2005a). Le nombre de ménages où tous les adultes travaillent s'accroît également. Echevin et Parent (1999) constatent une plus grande polarisation des revenus salariaux. Selon les auteurs, la polarisation accrue des emplois serait la cause première de l'accentuation de la polarisation des revenus. Ravel (2005b) utilise un indicateur développé par Gregg et Wadsworth et conclut que la polarisation de l'emploi a progressé de manière continue en France depuis 1975.

Dans cette étude, nous proposons plusieurs indicateurs de polarisation. Nous calculons sur données françaises certains indicateurs développés par Gregg et Wadsworth afin d'expliquer l'augmentation de la polarisation en France entre 1982 et 2002. Nous calculons notamment un indice de polarisation conditionnée qui mesure l'écart entre la part réelle de ménage sans emploi et la part de ménage sans emploi qui prévaudrait si le fait d'être en emploi ne dépendait que des caractéristiques individuelles indépendamment de la situation familiale. Nous trouvons que les caractéristiques individuelles et leur influence sur le marché de l'emploi expliquent une partie de l'augmentation de la polarisation : la prise en compte du sexe, du diplôme, de l'âge, du nombre d'enfants et de la taille de l'agglomération permet d'expliquer près de la moitié (44%) de l'augmentation de la polarisation entre 1982 et 2002. Il semble qu'il existe un effet propre lié à la présence et au statut dans l'emploi d'un conjoint et que cet effet est de plus en plus marqué. Nous réfutons l'hypothèse d'augmentation de l'homogamie en terme de l'éducation qui pourrait également expliquer l'augmentation de la polarisation.

Source et champ

Les données utilisées proviennent des Enquêtes Emploi 1982-2002. Nous retenons les personnes de référence du ménage (selon l'enquête emploi) et leurs conjoints éventuels. Les enfants, parents et autres colocataires appartenant également au ménage ne sont pas inclus dans le champ de l'étude. Les ménages de plusieurs personnes sans famille principale sont également exclus (les données ne permettent pas de différencier les colocataires des couples homosexuels ; l'enquête ne tient pas compte du PACS).

Parmi les ménages de l'enquête emploi, seuls ceux constitués de personnes isolées susceptibles de travailler (définies ici comme les personnes âgées de 16 à 55 ans qui ne sont ni retraités ni étudiants) et les couples où les deux conjoints sont susceptibles de travailler sont retenus dans le champ. Les ménages dans lesquels la personne de référence ou le conjoint sont étudiant ou retraité sont donc exclus du champ. D'autres études incluent dans leur champ tous les ménages où au moins une personne est susceptible de travailler mais l'allongement de la durée des études ou le recours aux retraites anticipées (préretraites) peuvent alors avoir une influence sur la proportion de ménages sans emploi. Analyser cette influence ne rentre pas dans le cadre de notre étude.

Avec la montée du chômage et du recours à l'emploi à temps partiel, les frontières entre activité et inactivité emploi et non-emploi sont devenu floues. La notion d'emploi retenue dans cette étude est celle du BIT. Les personnes étant actif occupé au sens du BIT sont considérées en emploi, les autres personnes sont en non-emploi. Puisque l'on a exclu les étudiant et les retraités de l'étude, les personnes en non-emploi sont, selon l'enquête emploi, soit chômeurs, soit 'autre inactifs'.

Le tableau 1 en annexe montre les caractéristiques des individus inclus dans le champ de l'étude comparé à l'ensemble des personnes de référence et conjoints âgés de 16 à 55 ans en 1982 et en 2002. En 1982 (2002), 63 503 (67 422) individus sont compris dans le champ de l'enquête, soit environ 90% des personnes de références et conjoints âgés de 16 à 55 ans. Les personnes incluses dans le champ ont moins d'enfant à charge (les conjoints des étudiants et personnes de plus de 55 ans sont exclus). Elles sont également un peu plus en emploi et moins en inactivité.

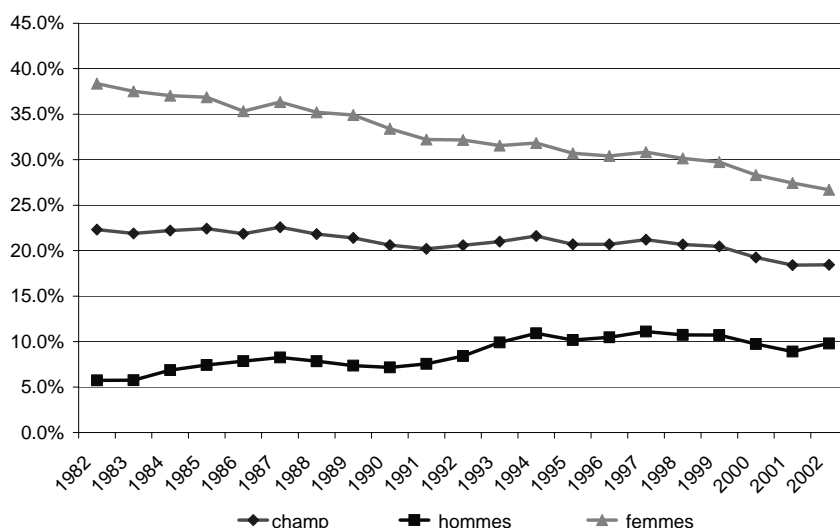
1. Évolution de l'emploi entre 1982 et 2002

1.1. Évolution de l'emploi selon sexe : augmentation de l'activité féminine et progression du chômage.

Une des évolutions majeures de l'emploi entre 1982 et 2002 est la progression marquée de l'activité féminine. Le taux d'activité des femmes incluses dans le champ de l'étude progresse de plus de 13 points (de 67,5% à 81,1%). Par conséquent, et malgré la hausse du chômage (de 5,9% à 7,8%), le non-emploi des femmes diminue : il passe de 38,4% en 1982 à 26,7% en 2002 (cf. graphique 1).

L'inactivité masculine a toujours été beaucoup plus faible que celle des femmes. Marginale en 1982 (2%), elle double pratiquement en 20 ans (3,8% en 2002). Egalement victimes de la progression du chômage (de 3,7% des hommes inclus dans l'étude en 1982 à 6% en 2002), les hommes sont de plus en plus dans le non-emploi. Ce dernier progresse de 4,1 points en 20 ans (de 5,7% à 9,8%).

Graphique 1 : Évolution du taux de non-emploi selon le genre, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

L'évolution de l'emploi selon le sexe est importante dans notre étude puisqu'elle peut en partie expliquer les évolutions de la polarisation. En effet, dans un monde où la quasi-totalité des hommes travaille alors qu'une faible partie des femmes travaillent, le nombre de ménages sans emploi sera relativement faible et le nombre de ménages mixtes par rapport à l'emploi élevé. Dans ce monde là, l'emploi est par construction peu polarisé entre les ménages.

1.2. Importance du diplôme

Le tableau 2 montre l'évolution entre 1982 et 2002 du non-emploi selon le niveau de diplôme et le genre. Il apparaît que le non-emploi varie fortement selon le niveau du diplôme sur toute la période, chez les hommes comme chez les femmes.

En ce qui concerne les hommes, le non-emploi est en 1982 plus de deux fois inférieur chez les diplômés du supérieur que chez ceux qui n'ont aucun diplôme (2,9 et 8% respectivement). Entre 1982 et 2002, le taux de non-emploi double pour les diplômés du supérieur (qui sont par ailleurs de plus en plus nombreux) et fait plus que doubler chez les non diplômés (de moins en

moins nombreux). En 2002, le taux de non-emploi varie de 5,8% chez les diplômés du supérieur à 18,7% chez les non diplômés.

Le niveau de diplôme est tout aussi déterminant chez les femmes. En 2002, 44,9% des femmes n'ayant aucun diplôme ne travaillaient pas alors que seulement 13,1% des diplômées du supérieur étaient dans le même cas.

Tableau 2 : Taux de non-emploi selon le genre et le niveau de diplôme obtenu

| | Hommes | | | Femmes | | |
|---------------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|--------------|---------------|
| | 1982 | 2002 | 2002-1982 | 1982 | 2002 | 2002-1982 |
| université - grande école | 2.9% | 5.8% | 2.9% | 18.0% | 13.1% | -4.9% |
| 1er cycle, BTS, DUT | 2.5% | 5.8% | 3.3% | 18.6% | 13.7% | -4.9% |
| baccalauréat | 3.9% | 7.5% | 3.5% | 28.5% | 21.2% | -7.4% |
| CAP, BEP | 4.2% | 7.4% | 3.2% | 32.4% | 26.3% | -6.1% |
| BEPC | 4.5% | 10.6% | 6.1% | 33.7% | 30.9% | -2.8% |
| aucun diplôme | 8.0% | 18.7% | 10.7% | 48.5% | 44.9% | -3.6% |
| total | 5.7% | 9.8% | 4.0% | 38.4% | 26.7% | -11.7% |

Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

L'importance du diplôme sur la probabilité d'être en emploi peut également avoir des conséquences en terme de polarisation si les niveaux de diplôme des conjoints sont corrélés. Si l'emploi est corrélé au niveau de diplôme obtenu et si les diplômes des conjoints sont corrélés entre eux, l'emploi des conjoints sera alors corrélé et la polarisation élevée.

1.3. Importance du statut du conjoint

Il est possible de mesurer directement l'importance du statut du conjoint dans la probabilité d'être en non-emploi : si le non-emploi est corrélé au non-emploi du conjoint, la polarisation sera forte. De même si le non-emploi est plus fréquent chez les personnes isolées alors le nombre de ménages sans emploi sera plus élevé.

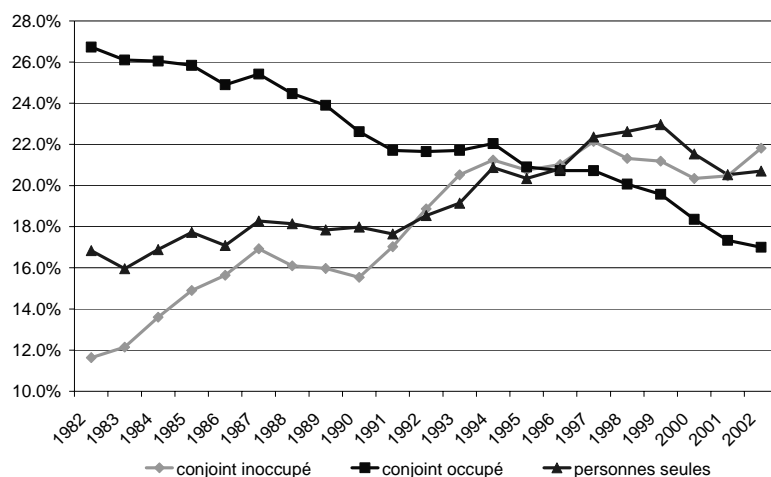
Nous considérons trois modalités différentes de situation familiale : soit la personne considérée est seule, soit son conjoint est actif occupé, soit son conjoint est inoccupé. Le graphique 2 représente les taux de non-emploi entre 1982 et 2002 des individus inclus dans le champ de l'étude selon leur situation familiale. On peut voir que le non-emploi varie fortement selon la situation familiale.

En 1982, le non-emploi est beaucoup plus fréquent chez les personnes dont le conjoint est occupé que chez celles dont le conjoint est inoccupé (avec des taux de non-emploi respectifs de 26,7% et 11,6%). Ce n'est plus le cas en 2002. En vingt ans, le taux de non-emploi des personnes dont le conjoint est occupé a diminué d'un peu moins de 10 points pour s'établir à 17% en 2002 alors que celui des personnes dont le conjoint est inoccupé a progressé d'un peu plus de 10 points et a atteint 21,8% en 2002.

Il convient de noter qu'un important effet de structure vient exagérer cette évolution. En effet, les femmes étant de plus en plus nombreuses à travailler, la proportion d'hommes parmi les personnes dont le conjoint est occupé augmente sur la période. Par contre, parmi les personnes dont le conjoint est inoccupé, la proportion d'hommes diminue. Or, les hommes ont un taux d'emploi qui reste largement supérieur à celui des femmes. Il est logique que le taux de non-emploi d'une sous-population où les hommes sont de mieux en mieux représentés (resp. de moins en moins bien) diminue (resp. augmente). Pour éviter que cet effet de

structure joue, il convient d'analyser le non-emploi selon le statut du conjoint séparément pour les hommes et pour les femmes.

Graphique 2 : Taux de non-emploi selon la situation familiale, 1982-2002

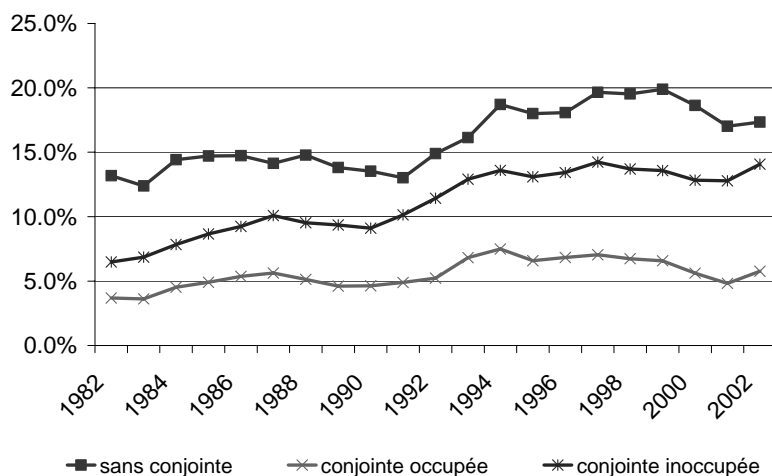


Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

1.3.1 Le non-emploi des hommes selon la situation familiale

Le graphique 3a représente le taux de non-emploi des hommes entre 1982 et 2002 selon leur situation familiale. On remarque d'abord que ce sont les hommes seuls qui ont le taux de non-emploi le plus élevé, suivi des hommes dont la conjointe est inoccupée alors que les hommes dont la conjointe est occupée sont ceux qui ont la probabilité la plus importante d'être en emploi. Il n'est pas étonnant que les hommes ayant une conjointe occupée soient plus souvent en emploi que ceux ayant une conjointe inoccupée. En effet, comme nous l'avons vu précédemment, le niveau d'études joue grandement sur la probabilité d'être en emploi. Or, les hommes dont la conjointe est inoccupée font en moyenne moins d'études que ceux dont la conjointe est occupée : l'âge de fin d'études moyen en 2002 était respectivement de 18,1 ans et de 19,2 ans. Par contre, la situation vis-à-vis de l'emploi des hommes sans conjointe est plus étonnante puisqu'ils font en moyenne plus d'études que les autres hommes, avec un âge de fin d'études moyen de 19,6 ans. Les hommes célibataires sont en moyenne plus jeunes que les hommes vivant en couple, et les jeunes générations font en moyenne plus d'études que les anciennes générations. L'âge de fin d'études supérieur des hommes célibataires est donc en partie un effet de génération. Dans un premier temps, on peut analyser la situation par tranche d'âge afin d'éliminer cet effet de structure. Les hommes célibataires âgés de 35 ans et plus ont bien des caractéristiques défavorables en terme de niveau d'études qui peut en partie expliquer leur plus faible niveau d'emploi (voir tableau 2). Par contre, les hommes célibataires âgés de moins de 35 ans ont un niveau d'études supérieur aux hommes vivant en couple. Ils devraient donc être plus souvent en emploi, ce qui n'est pas le cas. On peut évoquer deux explications à ce phénomène. Les hommes célibataires peuvent avoir des caractéristiques défavorables qui jouent à la fois sur leur situation familiale et sur leur situation professionnelle mais qui ne se traduisent pas par un plus faible niveau d'études. Il est également possible que l'emploi et la mise en couple soient corrélés positivement. Avoir un emploi pourrait favoriser la mise en couple. Dans ce cas il est normal que, toutes choses égales par ailleurs, les hommes vivant en couple soient plus souvent en emploi que les célibataires.

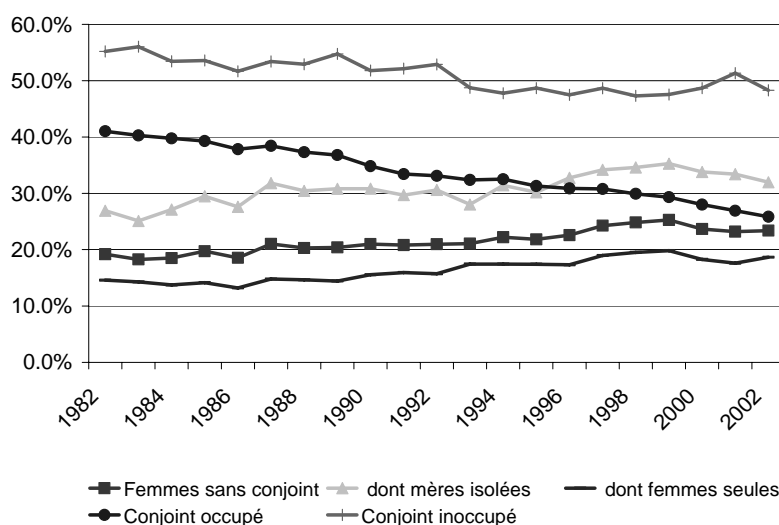
Graphique 3a : Évolution du taux de non-emploi des hommes selon la situation familiale, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

On peut également observer sur le graphique 3a l'évolution relativement parallèle du non-emploi des différentes catégories d'hommes. Le non-emploi progresse entre 1982 et 2002 pour toutes les catégories d'hommes mais relativement plus fortement pour les hommes dont la conjointe est inoccupée (+ 7,6%) que pour ceux dont la conjointe est occupée (+ 2,1%) ou pour les hommes célibataires (+ 4,2%). Le graphique 4 représente l'évolution entre 1982 et 2002 du ratio entre les taux de non-emploi selon que le conjoint est occupé ou non pour les hommes et pour les femmes. On voit que la situation vis-à-vis de l'emploi des hommes dont la conjointe est inoccupée se détériore également en termes relatifs par rapport aux hommes dont la conjointe est occupée.

Graphique 3b : Évolution du taux de non-emploi des femmes selon la situation familiale, 1982-2002



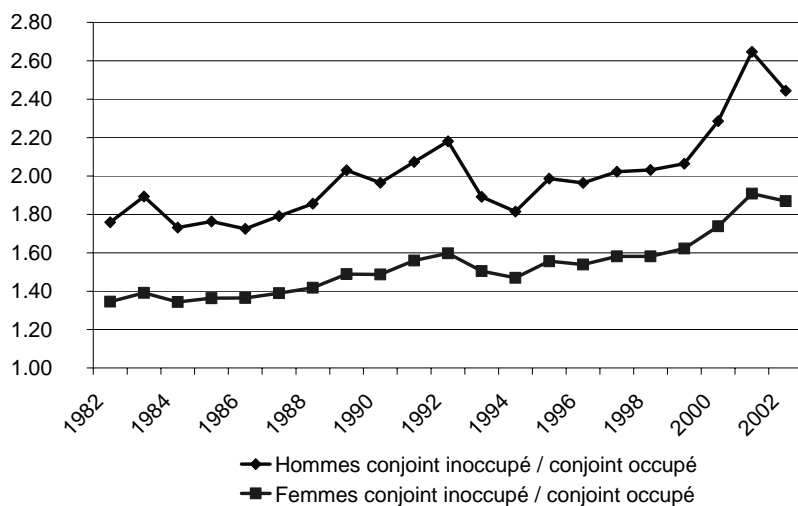
Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

1.3.2 Le non-emploi des femmes selon la situation familiale

La situation des femmes est très différents de celle des hommes (voir graphique 3b). Contrairement aux hommes, avec un taux de non-emploi s'élevant à 23,4% en 2002, les femmes sans conjoint sont plus souvent en emploi que les femmes dont le conjoint est occupé (25,9%) ou celles dont le conjoint est inoccupé (48,3%). Ces dernières, peu nombreuses du fait du fort taux d'emploi des hommes, ont des caractéristiques en terme de diplômes ou d'années d'études très défavorables, ce qui explique en partie leur faible taux d'emploi. Avec un âge de fin d'études moyen égal à 20,8 ans en 2002, ce sont les femmes sans conjoint qui ont étudié le plus longtemps devant les femmes dont le conjoint est occupé (19,5 ans) et les femmes dont le conjoint est inoccupé (17,8 ans).

En ce qui concerne l'évolution du non-emploi des femmes entre 1982 et 2002, il existe également une différence importante avec la situation des hommes puisque l'évolution du non-emploi diverge selon les catégories de femmes. La situation des femmes seules (sans conjoint, sans enfant) est assez similaire à celle des hommes. Elles ont un taux de non-emploi relativement faible, mais qui augmente sur la période (+4%) Cette progression est due en très grande partie à la hausse du chômage (+3,7%). Le taux de non-emploi des mères isolées est plus élevé mais suit une évolution parallèle (+5%) également due à la hausse du chômage (+4%). Au contraire, le non-emploi des femmes avec conjoint régresse, mais plus fortement lorsque le conjoint est occupé (-15,1%) que lorsque le conjoint est inoccupé (-6,9%). De même que pour les hommes, la situation des femmes dont le conjoint est inoccupé se dégrade par rapport à celle dont le conjoint est occupé, ce qui se traduit par un ratio entre les taux de non-emploi conjoint inoccupé / conjoint occupé croissant (voir graphique 4).

Graphique 4 : Ratios entre les taux de non-emploi selon statut du conjoint

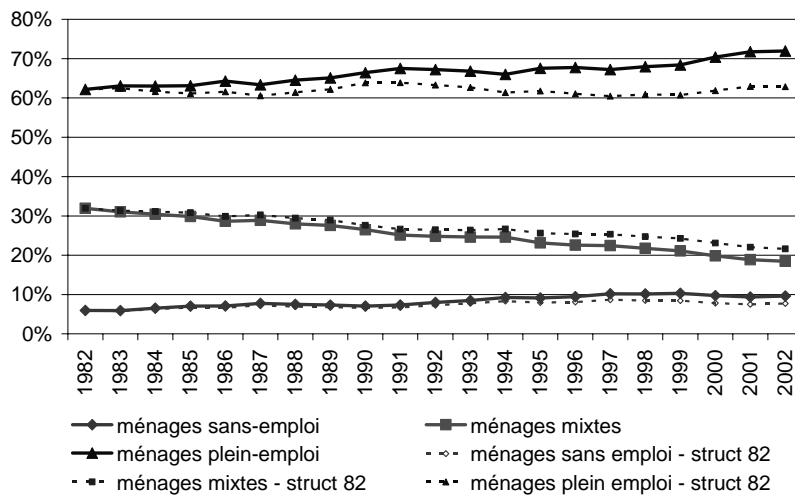


Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

2. L'emploi au niveau des ménages : polarisation de l'emploi entre les ménages

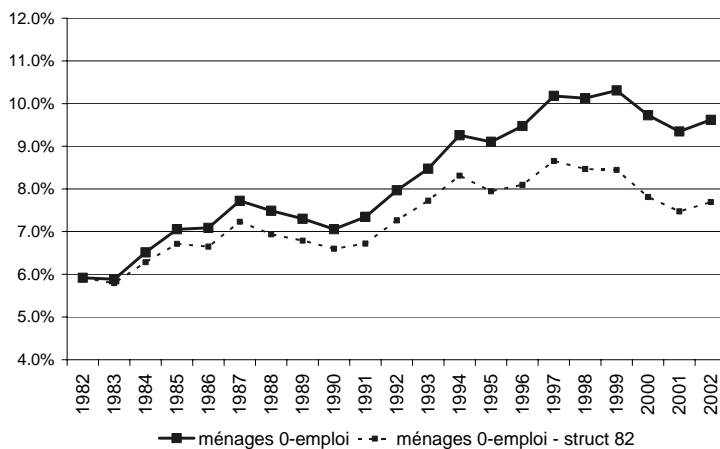
Afin d'analyser l'emploi au niveau des ménages, nous construisons 3 catégories de ménages selon leur situation dans l'emploi : les ménages « 0-emploi » dans lesquels personne ne travaille, les ménages « plein-emploi » dans lesquels tout le monde travaille (personnes isolées occupées et couples où les deux conjoints travaillent) et les ménages « mixtes » vis-à-vis de l'emploi (couples où un conjoint travaille et l'autre pas). Le graphique 5 représente l'évolution de ces trois catégories de ménages entre 1982 et 2002. La proportion de ménages mixtes baisse fortement (elle passe de 31,9% en 1982 à 18,4% en 2002). Dans le même temps, la proportion de ménages où tous les conjoints ont un emploi augmente (de 62,2% à 72%). De même, la proportion de ménages sans emploi (de 5,9% à 9,6%) augmente (voir graphique 6). Il y a donc bien un phénomène de polarisation de l'emploi entre les ménages.

Graphique 5 : Évolution des trois catégories de ménage vis-à-vis de l'emploi, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

Graphique 6 : Évolution de la part de ménages sans emploi, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

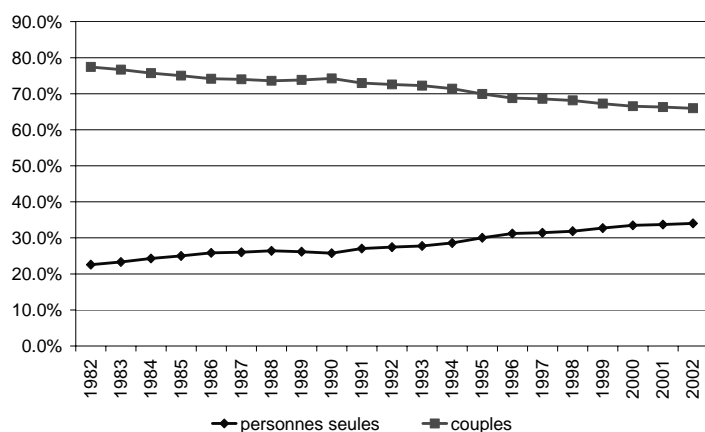
Trois processus peuvent expliquer les évolutions des catégories de ménages vis-à-vis de l'emploi :

- L'évolution des structures familiales : entre 1982 et 2002, la structure des ménages s'est déformée en faveur des personnes isolées.
- La dégradation des taux d'emploi des personnes dont le conjoint est inoccupé par rapport à celles dont le conjoint est occupé.
- La hausse du non-emploi chez les personnes isolées.

La déformation de la structure des ménages entre 1982 et 2002 peut en partie expliquer ces évolutions. Comme le montre le graphique 7, la proportion d'isolés parmi les ménages inclus dans l'étude est passée de 22,5% en 1982 à 34% en 2002. Ceci a des conséquences importantes lorsque l'on étudie l'emploi au niveau des ménages. Il est évidemment plus probable d'être un ménage sans emploi, ou à l'inverse un ménage plein-emploi, lorsqu'il y n'y a qu'une seule personne susceptible de travailler dans le ménage ; par construction, un célibataire ne peut pas constituer un ménage mixte vis-à-vis de l'emploi. La baisse de la proportion des personnes vivant en couple peut être due à une augmentation des ruptures, une première mise en couple plus tardive, une diminution des remises en couple ou des remises en couple plus tardives. Ces événements peuvent être liés à la situation par rapport à l'emploi des personnes concernées. Ceci a une conséquence importante concernant notre étude : si la mise en couple et les ruptures sont endogènes, les corrélations que nous observons entre emploi et statut du conjoint peuvent être dues à une causalité inversée. Ce ne serait pas la présence éventuelle d'un conjoint qui a une influence sur la probabilité d'être en emploi mais le fait d'être ou non en emploi qui a une influence sur la probabilité de vivre en couple. Il conviendrait d'estimer les probabilités d'emploi et de mise en couple / rupture conjointement.

Sur le graphique 5, sont également représentées les évolutions des catégories de ménage vis-à-vis de l'emploi à structure familiale constante. Ces séries ont été construites en appliquant aux proportions des catégories de ménage (sans-emploi, mixte, plein-emploi) par type de ménage (couple ou célibataire), la structure familiale de 1982 (77,4% de couples et 22,6% de célibataires). On élimine ainsi l'effet de l'évolution de la structure des ménages sur l'évolution des catégories de ménages vis-à-vis de l'emploi. A structure familiale constante, la proportion de ménages sans emploi serait de 7,7% en 2002, soit une progression de 1,8% en vingt ans. La part expliquée de la progression des ménages sans emploi par la déformation de la structure des ménages est de 52%. La proportion de ménages où les deux conjoints travaillent augmente très faiblement à structure familiale constante (+0,7%). La déformation de la structure des ménages explique 93% de la progression des ménages où les deux conjoints travaillent. Par contre, l'augmentation de la proportion de célibataires n'explique qu'une faible part (23%) du recul des ménages mixtes.

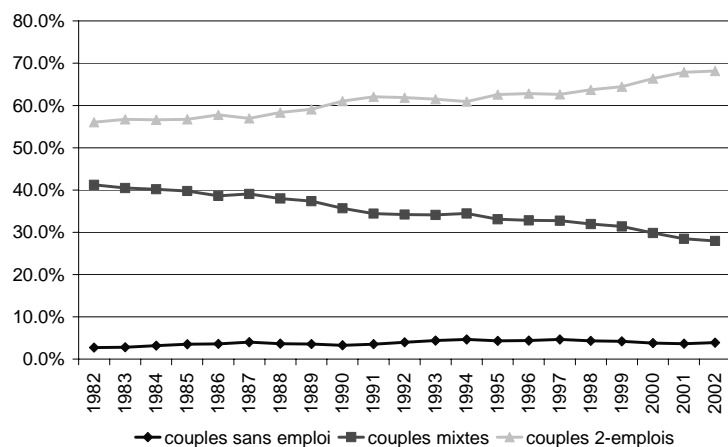
Graphique 7 : Évolution de la structure des ménages, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

La polarisation de l'emploi entre les ménages s'observe également lorsque l'on étudie les couples séparément. Comme le montre le graphique 8, la proportion de couples mixtes passe de 41,2% en 1982 à 27,9% en 2002 (-13,3 points) alors que celle de couples 2-emplois progresse de 12 points et que celle de couple sans emploi passe de 2,7 à 3,9% (+1,2 points). Ceci est la traduction au niveau des ménages du fait que le non-emploi au niveau individuel augmente pour les personnes dont le conjoint est occupé et diminue pour celles dont le conjoint est inoccupé.

Graphique 8 : Évolution des trois catégories de ménages vis-à-vis de l'emploi chez les couples, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

Enfin, l'augmentation de la proportion de ménages 0-emploi s'explique également par la dégradation de l'emploi chez les célibataires. Comme nous l'avons vu, les personnes seules, de plus en plus nombreuses, sont de moins en moins en emploi. Le taux de non-emploi des personnes isolées est ainsi passé de 16,8% en 1982 à 20,7% en 2002.

3. Les indices de polarisation

3.1. L'indice de polarisation non conditionnée

Afin de mesurer la polarisation de l'emploi, il est utile de construire un indice qui tienne compte de la structure des ménages et du taux d'emploi de la population étudiée. Gregg et Wadsworth (1998) proposent de comparer la proportion de ménages sans emploi (non-emploi des ménages observé) à cette même proportion si les emplois étaient aléatoirement distribués entre les individus (non-emploi des ménages contrefactuel).

Le calcul du taux de non-emploi des ménages contrefactuel est simple. Dans sa forme non conditionnée, il dépend du taux d'emploi des individus inclus dans le champ et de la structure des ménages. Nous faisons ici l'hypothèse que tous les individus ont la même probabilité de ne pas travailler. Cette probabilité est égale au taux de non-emploi individuel. Pour un ménage de célibataire, la probabilité théorique de non-emploi sera égale au taux de non-emploi individuel (n). Pour un couple, cette probabilité sera égale au taux de non-emploi élevé au carré (n^2), puisque les probabilités d'être en emploi des deux conjoints sont par construction indépendantes. Par conséquent :

$$N_c = (1-P_c) * n + P_c * n^2$$

Avec N_c : taux de non-emploi des ménages contrefactuel

n : taux de non-emploi individuel (nombre d'individus dans le non-emploi / nombre total d'individus)

P_c : proportion de ménages constitués de deux conjoints ;

$(1-P_c)$: proportion de ménages de personnes isolées.

L'indice de polarisation P est alors égal à :

$$P = N_o - N_c$$

Où N_o représente le taux observé de non-emploi des ménages.

Si l'indice de polarisation est négatif, le non-emploi au niveau des ménages est inférieur à celui qui prévaudrait si les emplois étaient distribués de manière aléatoire. Par contre, s'il est positif, le non-emploi observé est supérieur au non-emploi contrefactuel et on peut alors parler de polarisation des emplois.

3.2. Exemples de calcul de l'indice de polarisation non conditionné

3.2.1. Le modèle de la femme au foyer : polarisation négative

(1) 6 ménages : (1,0) (1,0) (1,0) (1,0) (0) (1)

Chaque paire de parenthèses représente un ménage. Les chiffres 1 et 0 symbolisent respectivement l'emploi et le non-emploi des personnes qui composent le ménage. Dans ce premier exemple, il y a quatre ménages de conjoints et deux ménages de célibataires. Les quatre ménages de conjoints sont des ménages mixtes vis-à-vis de l'emploi. Parmi les célibataires, un est sans-emploi et l'autre est actif occupé. Le taux de non-emploi individuel est égal à 50% ($=5/10$). Le taux de non-emploi des ménages est égal à 16,7% ($=1/6$). Le taux de non-emploi des ménages contrefactuel est égal à 33.3% ($=4/6 * .25 + 2/6 * .5$). L'indice de polarisation est donc égal à - 0,167. La polarisation est négative : le nombre de ménages sans emploi est moins élevé qu'attendu.

3.2.2. Le cas type de la polarisation des emplois

(2) 6 ménages : (1,1) (1,1) (0,0) (0,0) (0) (1)

Dans ce deuxième exemple, la structure des ménages est inchangée, de même que le taux de non-emploi individuel (50%). Par contre, la répartition des emplois parmi les couples a évolué : les emplois se sont polarisés entre d'une part des ménages où tous individus travaillent et d'autre part des ménages sans emploi. Le taux de non-emploi des ménages est maintenant égal à 50% ($=3/6$). La structure des ménages, et le taux de non-emploi individuel étant inchangés, le taux de non-emploi des ménages contrefactuel est donc également inchangé à 33.3%. L'indice de polarisation est positif (+ 0.167).

3.2.3. Le modèle de la bi-activité : polarisation positive

(3) 6 ménages : (1,1) (1,1) (1,1) (1,1) (0) (1)

Dans ce troisième exemple, la structure des ménages est toujours inchangée. Par contre, le taux de non-emploi individuel est moins élevé : il est égal à 10%. Le taux de non-emploi contrefactuel est maintenant égal à 4% ($4/6 \cdot 0.1 + 2/6 \cdot 1$). Le taux de non-emploi des ménages est toujours égal à 16,7% ($=1/6$). La polarisation est maintenant positive : l'indice de polarisation conditionné est égal à + 0.06.

On voit ici la limite du concept de polarisation. La polarisation est dans cet exemple positive et l'indice de polarisation est plus élevé que dans le premier exemple (il serait également supérieur si tous les individus travaillaient puisqu'il serait égal à 0). Pourtant, cette situation semble préférable du point de vue de l'emploi : les taux de non-emploi des ménages sont égaux mais le non-emploi individuel est plus élevé ; quatre personnes de plus travaillent. La première situation semble préférable à la deuxième, non pas parce que la polarisation y est moins forte, mais parce que le nombre de ménages sans emploi est moins élevé. Par construction, à même taux de non-emploi individuel et même structure des ménages, mesurer le nombre de ménages sans emploi et la polarisation est équivalent. Par contre, lorsque le taux de non-emploi varie, ces mesures ne sont plus équivalentes et il devient difficile d'interpréter la polarisation en terme normatif. Ceci résulte du fait que la polarisation est un indicateur d'inégalités et non de niveau. Un indicateur de niveau, comme par exemple le nombre de ménages sans-emploi, est certainement plus facilement interprétable en terme normatif.

3.2.4. Ménages sans-emploi, polarisation et structure des ménages

(4) 8 ménages : (1,1) (1,1) (0) (0) (0) (0) (0) (1)

L'exemple (4) est dérivé du deuxième exemple : les ménages de conjoints sans emploi se sont séparés et forment désormais des ménages de célibataires. La structure des ménages a donc fortement évolué (il y a maintenant huit ménages : deux couples et six célibataires) mais les situations individuelles vis-à-vis de l'emploi sont inchangées. Le taux de non-emploi individuel est donc toujours égal à 50%. Par contre, le taux de non-emploi des ménages est plus élevé : cinq ménages soit 62,5% ($=5/8$) des ménages sont sans emploi. Le non-emploi contrefactuel des ménages s'élève à 43,75% ($=2/8 \cdot 0.25 + 6/8 \cdot 0.5$). L'indice de polarisation est positif et égal à 0.1875. Le taux de non-emploi des ménages et la polarisation sont donc supérieurs aux chiffres de l'exemple (2) car deux célibataires ont plus d'influence sur ces mesures qu'un ménage de conjoints.

D'un point de vue normatif, il semble que les politiques publiques devraient, entre autres objectifs, viser à minimiser le nombre de personnes vivant dans des ménages sans emploi.

D'après ce critère, les exemples (2) et (4) sont équivalents (5 personnes vivant dans des ménages sans emploi), de même que les exemples (1) et (3).

3.3. L'indice de polarisation conditionnée

Comme nous l'avons vu, le non-emploi est corrélé à certaines caractéristiques individuelles telles que le sexe, l'âge, l'âge de fin d'études et le niveau d'éducation. Le fait que deux conjoints soient en non-emploi simultanément, peut donc en partie être expliqué par des caractéristiques individuelles communes. De même un non-emploi plus élevé des célibataires pourrait être expliqué par des caractéristiques individuelles qui diffèrent de celles des personnes conjointes. Une polarisation accrue peut ainsi être due à une plus grande homogénéité des caractéristiques des conjoints (une plus grande homogamie²), ou alors à une augmentation de l'importance, sur le marché du travail, de caractéristiques communes ou proches. Une détérioration des caractéristiques des célibataires aura également un impact sur le nombre de ménages sans emploi et donc sur la polarisation.

Afin de mesurer ces effets, nous calculons un indice de polarisation 'conditionnée'. Dans le calcul de la polarisation 'conditionnée', le taux de non-emploi des ménages contrefactuel (N_c) tient compte des caractéristiques des individus qui composent les différents ménages. La probabilité de ne pas travailler des individus n'est plus égale pour tous les individus mais dépend de leurs caractéristiques individuelles.

Il y a plusieurs moyens d'assigner une probabilité de non-emploi à chaque individu. Nous en retenons deux.

Premièrement, la probabilité de non-emploi au niveau individuel peut être égale au non-emploi moyen d'un sous-groupe auquel l'individu appartient. C'est la méthode la plus simple lorsque l'on ne tient compte que d'une caractéristique individuelle pour les variables discrètes comme par exemple le sexe ou la tranche d'âge.

Par exemple, le taux de non-emploi contrefactuel que nous appelleront 'hommes-femmes' est égal à :

$$N_c = P_f * n_f + P_h * n_h + P_c * n_f * n_h$$

Avec P_f : part de femmes célibataires parmi les ménages.

P_h : part d'hommes célibataires parmi les ménages.

P_c : proportion de ménages constitués de deux conjoints ;

n_f : taux de non-emploi des femmes.

n_h : taux de non-emploi des hommes.

$n_f * n_h$ est le taux de non-emploi contrefactuel des couples

Du point de vue de cette caractéristique, les personnes vivant un couple sont forcément hétérogènes (dans les statistiques de l'Insee, le conjoint est toujours du sexe opposé au chef de ménage), la polarisation et son évolution ne dépendent donc pas d'une plus ou moins grande homogamie. Par contre, les divergences d'évolution des taux d'emploi des hommes et des femmes auront un impact sur le non-emploi contrefactuel et donc l'indice de polarisation. Une situation dans laquelle tous les hommes mais aucune femme travaillent sera très différente

² Le terme homogamie est ici compris comme le fait pour des individus d'avoir des conjoints issus du même groupe ou, par extension, d'un groupe proche. En sociologie, le terme d'homogamie se réfère en règle générale à l'origine sociale (mesurée par la CSP du père) mais la notion peut être étendue à d'autres groupes dont par exemple ceux constitués par le niveau de diplôme. On parle alors d'homogamie vis-à-vis du diplôme. L'hétérogamie correspond au fait d'être issu de groupes différents ou, par extension, d'un groupe éloigné vis-à-vis de la caractéristique étudiée.

d'une situation où la moitié des hommes et la moitié des femmes sont en emploi. L'analyse conditionnée de la polarisation permet de rendre compte de cette différence. Dans la première situation, le taux de non-emploi des couples observé est égal à 0 (puisque tous les hommes travaillent). Le taux de non-emploi contrefactuel des couples est également égal à 0 ($n_f * n_h = 0$ car $n_h = 0$). Le taux de non-emploi observé est donc égal au taux de non-emploi contrefactuel : il est égal à la proportion de femmes célibataire parmi les ménages ($N_o = N_c = P_f$) et l'indice de polarisation est nul. Une analyse non conditionnée fait apparaître un taux de non-emploi contrefactuel des couples égal à 0,25 ($= n^2$) alors qu'aucun couple est sans emploi : dans cette situation, la polarisation non conditionnée est négative. Ceci n'est pas dû à un effet conjoint mais est la conséquence mécanique de la répartition des emplois entre les hommes et les femmes. L'analyse conditionnée de la polarisation permet de dissocier ces deux effets.

Dans le cas où les taux de non-emploi des deux sous-groupes sont égaux, les analyses conditionnée et non conditionnée se rejoignent.

Une deuxième méthode consiste à évaluer la probabilité de non-emploi par individu de manière économétrique. Nous pouvons estimer la probabilité de non-emploi pour chaque individu selon ses caractéristiques individuelles à l'aide d'un modèle économétrique (par exemple à l'aide d'une régression logistique), ce qui permet de capturer les interactions entre les différentes variables explicatives. Etant donné que les comportements en terme d'emploi des hommes et des femmes diffèrent grandement, nous estimons les probabilités de non-emploi des hommes et des femmes séparément. Les variables explicatives utilisées pour estimer le modèle incluent le diplôme, la tranche d'âge, l'âge de fin d'études, le nombre d'enfants de moins de 18 ans et la présence d'enfants de moins de 3 ans. Une fois les probabilités individuelles estimées, la probabilité de non-emploi du ménage est calculée. Cette dernière est égale à la probabilité individuelle dans le cas d'un ménage constitué d'une personne isolée et au produit des probabilités individuelles dans le cas d'un couple. Le taux de non-emploi des ménages contrefactuel est alors égal à la moyenne des probabilités de non-emploi des ménages de la population considérée.

Une année donnée, une différence entre les mesures de polarisation conditionnée et non conditionnée peut s'expliquer par :

- des caractéristiques individuelles (ayant une influence sur la probabilité d'être en emploi) communes ou proches chez les conjoints ;
- des caractéristiques individuelles (ayant une influence sur la probabilité d'être en emploi) différentes chez les personnes isolées et chez les personnes vivant en couple.

Une différence d'évolution entre les mesures conditionnée et non conditionnée peut s'expliquer par :

- une plus (moins) grande homogamie vis-à-vis de l'une des caractéristiques incluses dans l'analyse conditionnée (et ayant une influence sur la probabilité d'être en emploi) ;
- une influence plus importante d'une des caractéristiques sur la probabilité d'être en emploi (cet effet ne joue que si ces caractéristiques ne sont pas distribuées de manière aléatoire) ;
 - une détérioration ou une amélioration des caractéristiques des célibataires par rapport aux personnes conjoints.

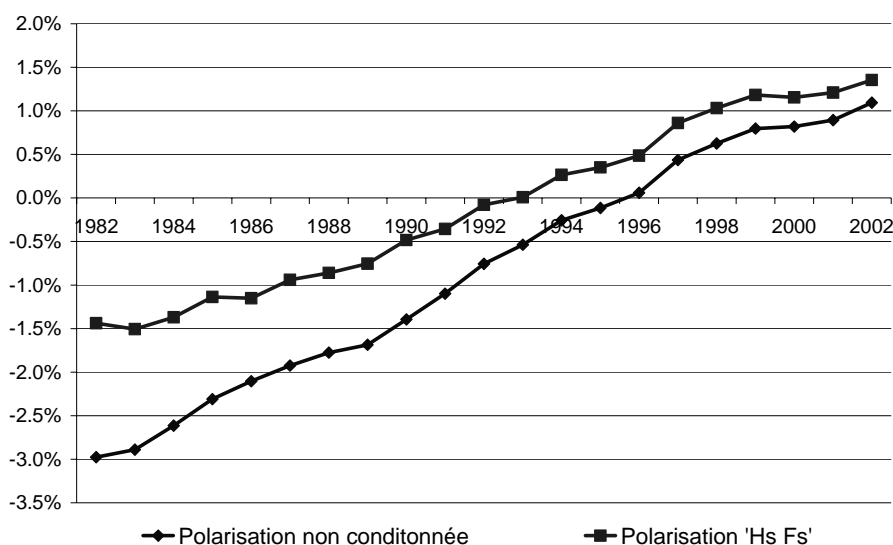
4. Analyse non économétrique de la polarisation en France, 1982-2002

4.1. Évolution de l'indice de polarisation non conditionnée, 1982-2002

L'évolution entre 1982 et 2002 de l'indice de polarisation non conditionnée est représentée sur le graphique 9. L'indice croît de façon continue entre 1982 et 2002. La progression de la polarisation ne semble pas être sensible à la conjoncture : l'indice croît dans les périodes où l'emploi progresse mais aussi lorsqu'il régresse (1984-1985 ; 1992-1993). L'indice croît également dans les périodes où la proportion de ménages sans emploi diminue (1987-1990 ; 1999-2001).

L'indice de polarisation tient compte de la déformation de la structure des ménages. La progression de l'indice s'explique donc principalement par la dégradation des taux d'emploi des personnes dont le conjoint est inoccupé par rapport à celles dont le conjoint est occupé et par la dégradation des taux d'emploi des personnes isolées par rapport aux personnes conjointes. En 1982, le taux de non-emploi des personnes seules (16,8%) était très inférieur à celui des personnes conjointes (23,2%). A l'inverse, en 2002, les personnes conjointes ont un taux de non-emploi égal à 17,9% alors que le taux de non-emploi des personnes sans conjoint est de 20,7%. L'écart entre les taux d'emploi est ainsi passé de 6,3 points en faveur des personnes sans conjoint en 1982 à 2,8 points en faveur des personnes conjointes en 2002 soit une double différence de plus de 9 points.

Graphique 9 : Évolution des indices de polarisation non conditionnée, 'hommes- femmes', 1982-2002

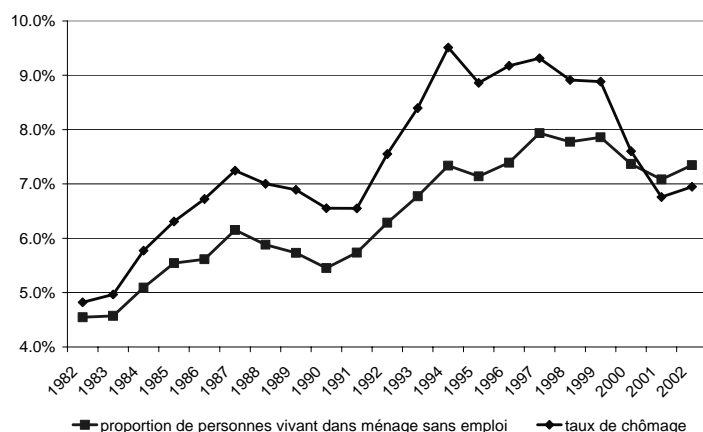


Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

4.2. Évolution de la proportion de personnes vivant dans des ménages sans emploi

On peut voir sur le graphique 10 que l'évolution de la proportion de personnes vivant dans des ménages sans emploi est plus cyclique que l'évolution de la polarisation. L'évolution est moins marquée que celle du taux de chômage mais la proportion de personnes vivant dans des ménages 0-emploi diminue dans les périodes où le chômage baisse. Le taux de chômage de l'échantillon est très cyclique mais il retrouve en 2001 à peu près le même niveau (6,8%) que lors du creux de 1990 (6,6%). Par contre, la proportion de personnes vivant dans des ménages sans emploi suit une tendance haussière sur la période : elle descend jusqu'à 5,5% en 1990 mais ne descend que jusqu'à 7,1% en 2001.

Graphique 10 : Évolution de la proportion de personnes vivant dans des ménages sans emploi, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

4.3. Évolution de l'indice de polarisation 'hommes-femmes', 1982-2002

Le non-emploi contrefactuel 'hommes-femmes' est inférieur au non-emploi contrefactuel non conditionné. Ceci est nécessairement vrai pour les couples : le taux de non-emploi moyen au carré est supérieur ou égal au produit du non-emploi masculin et féminin ($n^2 \geq nf*nh$)³. La polarisation 'hommes-femmes' est donc supérieure à la polarisation non conditionnée sur toute la période. Mais c'est l'évolution comparée des deux mesures de polarisation qui nous importe le plus ici.

Comme nous l'avons vu précédemment, le non-emploi évolue de manière opposée chez les hommes et chez les femmes. Entre 1982 et 2002, le non-emploi masculin augmente d'environ 4 points, alors que le non-emploi féminin diminue de 11,7 points. L'écart de non-emploi se réduit donc de près de 16 points. Lorsque l'écart de non-emploi se réduit, la différence entre les deux taux de non-emploi contrefactuel des couples ($n^2 - nf*nh = \alpha^2$) se réduit également. Alors que le taux de non-emploi contrefactuel des couples augmente dans sa version conditionnée (il passe de 2,2% à 2,6%), il diminue dans sa version non conditionnée (il passe de 3,9 à 2,2%). Par conséquent, alors que la polarisation non conditionnée s'accroît de 4,1 points entre 1982 et 2002, la polarisation 'hommes-femmes' s'accroît seulement de 2,8 points. L'évolution contrastée des taux de non-emploi masculin et féminin explique donc environ un tiers (1,3 / 4,1) de l'accroissement de l'indice de polarisation non conditionnée.

5. Analyse du non-emploi et de la polarisation : apport de l'économétrie

5.1. Probabilité de non-emploi selon caractéristiques individuelles

Dans un premier temps, nous estimons la probabilité de non-emploi à l'aide d'une régression logistique afin de mesurer l'effet de chaque variable. Les variables explicatives sont la tranche d'âge (en 4 modalités⁴), le diplôme le plus élevé obtenu (en 6 modalités⁵) et la tranche d'unité

³ Mettons que le taux d'emploi féminin diffère du taux d'emploi moyen de α : $nf = n - \alpha$ alors $nh = n + \alpha$ et $nf*nh = (n - \alpha) * (n + \alpha) = n^2 - \alpha^2 \leq n^2$

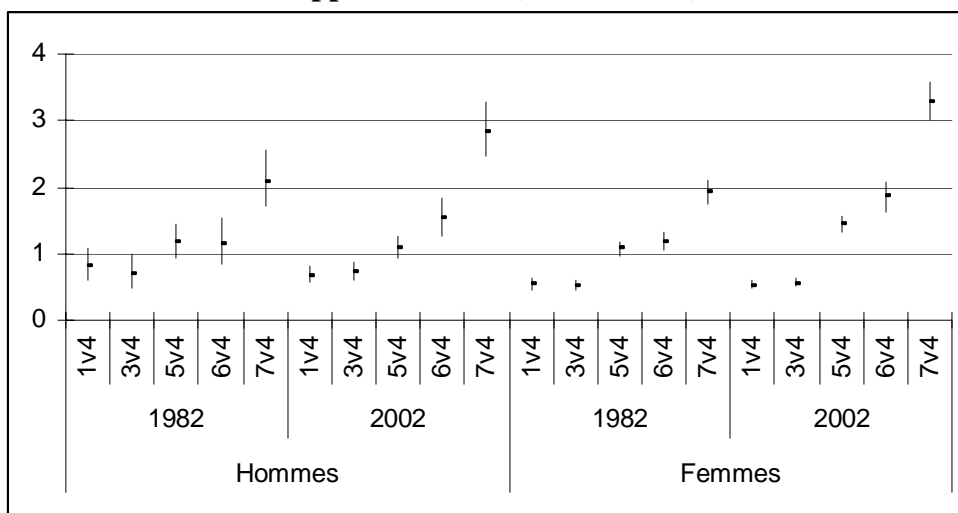
⁴ 15-25 ans = 15 ; 25-35 ans = 25 ; 35-45 ans = 35 ; 45-55 ans = 45

⁵ 2^{ème} et 3^{ème} cycle universitaire et grande école = 1 ; 1^{er} cycle, BTS, DUT, paramédical = 3 ; baccalauréat = 4 ; CAP ou BEP = 5, BEPC = 6 ; aucun diplôme et CEP = 7.

urbaine (en 9 modalités ⁶), le nombre d'enfants de moins de 18 ans (4 modalités ⁷), et la présence d'enfant de moins de trois ans (*dummy*). La probabilité de non-emploi est estimée pour les hommes et pour les femmes en 1982 et en 2002 (quatre estimations). Le résultat de l'estimation se trouve en annexe.

L'estimation économétrique permet de mesurer l'effet propre de chaque caractéristique sur la probabilité de non-emploi. Ces effets et leurs évolutions entre 1982 et 2002 peuvent être importants dans l'analyse de l'évolution de la polarisation si les conjoints ont des caractéristiques communes (ou proches) et/ou si les isolés ont des caractéristiques différentes des personnes vivant en couple.

Graphique 11 : Effet du diplôme sur la probabilité de non-emploi : rapports de cote (1982 et 2002)



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

5.1.1. Effet du diplôme sur la probabilité de non-emploi

Le graphique 11 représente les rapports de cote (*odds ratios*) obtenus ainsi que leurs intervalles de confiance (à 5%) pour la dimension explicative 'diplôme obtenu le plus élevé'. L'*odds*, ou la cote, est défini comme le rapport de la probabilité qu'un événement se produise (ici, le non-emploi), sur la probabilité qu'il ne se produise pas :

$$Odds = p / (1-p)$$

L'*odds ratio*, ou le rapport de cote, est le rapport de la cote d'un groupe sur la cote d'un groupe différent (par exemple les bacheliers et les diplômés d'un troisième cycle universitaire).

$$Odds\ ratio = [p_1 / (1 - p_1)] / [p_2 / (1 - p_2)]$$

⁶ Commune rurale = 0 ; commune urbaine de moins de 5000 habitants = 1 ; de 5000 à 10000 habitants = 2 ; de 10000 à 15000 habitants = 3 ; de 20000 à 50000 habitants = 4 ; de 50000 à 100000 habitants = 5 ; de 100000 à 200000 habitants = 6 ; de 200000 à 2000000 habitants = 7 ; agglomération parisienne = 8.

⁷ 0 à 2 : nombre d'enfants ; 3 : trois enfants et plus.

Si l'événement expliqué est le non-emploi, un *odds ratio* de 1 signifie que la probabilité de non-emploi est la même chez les deux groupes. Un *odds ratio* différent de 1 détecte un lien entre la probabilité de non-emploi et l'appartenance à un groupe. Si l'*odds ratio* est supérieur à un, le risque de non-emploi est plus élevé dans le premier groupe. S'il est inférieur à un, il est plus élevé dans le deuxième groupe.

Ici, la situation de référence (4) correspond au baccalauréat. Si l'intervalle de confiance n'inclut pas la valeur un, on peut conclure que la situation correspondante a un effet significativement différent de la situation de référence.

Représentés graphiquement les rapports de cote permettent de voir quelles valeurs dans la dimension explicative sont corrélées à la variable expliquée et l'importance de l'effet par rapport à la situation de référence.

En 1982, chez les hommes, en prenant un intervalle de confiance à 5%, seul le niveau de diplôme 7 (aucun diplôme ou CEP), avec un rapport de cote égal à 2,1 a un effet significativement différent que le niveau 4 (baccalauréat). La situation est différente chez les femmes puisque quatre des cinq niveaux de diplôme ont un effet statistiquement différent du niveau baccalauréat. Les chances (*odds*) d'être en non-emploi sont près de deux fois inférieures chez les diplômées du supérieur que chez détentrices du baccalauréat (*odds ratio* = 0,573) alors que cette différence n'est pas significative chez les hommes en 1982. Le fait de ne pas avoir de diplôme est également pénalisant chez les femmes : les chances d'être dans le non-emploi sont deux fois supérieures que chez les bachelières (or = 2,3).

L'impact du diplôme sur la probabilité de non-emploi a évolué entre 1982 et 2002. En ce qui concerne les hommes, alors qu'en 1982, seuls les non diplômés avaient une probabilité de non-emploi significativement différente de celle des bacheliers, la plupart des niveaux de diplômes ont, en 2002, un effet significatif. Les diplômés du supérieur ont des chances inférieures (or = 0.7) d'être dans le non-emploi à celles des bacheliers. La situation relative des non diplômés se dégrade de manière significative par rapport aux bacheliers : le risque relatif de non-emploi est en 2002 trois fois supérieur pour les non-diplômés à celui des bacheliers (or = 3.1). Il faut néanmoins noter que les non-diplômés sont beaucoup moins nombreux en 2002 (22%) qu'en 1982 (44%). Ceci explique peut être en partie leur plus faible performance en terme d'emploi (leurs caractéristiques inobservées se dégradent probablement, ils peuvent également être victime de l'effet « file d'attente » du chômage⁸).

Chez les femmes, l'influence sur la probabilité de non-emploi du diplôme devient également plus importante. Ceci est particulièrement marquant pour les non diplômées : leurs chances d'être en non-emploi est plus de trois fois supérieures à celles des bachelières (or = 3,6). De même que pour les hommes, les femmes non diplômées sont beaucoup moins nombreuses en 2002 (23%) qu'en 1982 (50%).

En terme de polarisation, si on suppose une certaine homogamie (c'est-à-dire que la mise en couple se fait entre personnes de niveau éducatif relativement proche), l'effet diplôme aura un impact positif sur la polarisation : on s'attend à ce que les personnes en emploi, donc plus diplômées, soient en couple avec des personnes plus diplômées et donc plus souvent en

⁸ Dans l'hypothèse extrême d'un chômage qui concernerait exclusivement les personnes les moins diplômées, un taux de chômage constant égal à 10% se traduirait par un taux de chômage de la classe la moins diplômée égal à 25% si elle représente 40% de la population (10/40) et égal à 50% si elle ne représente plus que 20% de la population.

emploi. Puisque le diplôme devient plus discriminant entre 1982 et 2002, on s'attend à un accroissement de la polarisation et du nombre de ménages sans emploi parmi les couples.

L'hypothèse d'homogamie ou d'appariements sélectifs est-elle raisonnable ? Les tableaux 2a et 2b sont des tableaux croisés représentant le niveau de diplôme obtenu selon le niveau de diplôme obtenu par le conjoint. L'hypothèse d'homogamie est vérifiée : en 1982, 48,8% des personnes vivant en couple ont le même niveau de diplôme que leur conjoint (contre 30,6% avec une hypothèse d'indépendance⁹). En 2002, 39,1% des personnes vivant en couple ont le même niveau de diplôme que leur conjoint (contre 19,9% avec l'hypothèse d'indépendance).

Tableau 2a : Croisement des diplômes des conjoints (1982)

| | 1 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | |
|---|------|------|------|-------|------|-------|-------|
| 1 | 2.3% | 1.8% | 1.4% | 0.6% | 0.4% | 0.5% | 7.1% |
| 3 | 0.4% | 1.5% | 0.8% | 0.9% | 0.4% | 0.6% | 4.5% |
| 4 | 0.4% | 1.1% | 2.1% | 2.3% | 1.2% | 2.2% | 9.4% |
| 5 | 0.2% | 1.4% | 2.3% | 9.1% | 2.6% | 13.6% | 29.3% |
| 6 | 0.1% | 0.4% | 0.7% | 1.3% | 1.1% | 1.9% | 5.6% |
| 7 | 0.2% | 0.7% | 1.5% | 6.2% | 2.7% | 32.7% | 44.1% |
| | 3.6% | 7.0% | 8.9% | 20.4% | 8.4% | 51.6% | 100% |

Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

Tableau 2b : Croisement des diplômes des conjoints (2002)

| | 1 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | |
|---|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|
| 1 | 6.4% | 3.0% | 1.5% | 0.8% | 0.3% | 0.4% | 12.4% |
| 3 | 1.9% | 3.8% | 2.1% | 1.8% | 0.5% | 0.6% | 10.6% |
| 4 | 1.4% | 2.6% | 3.4% | 2.9% | 1.0% | 1.3% | 12.6% |
| 5 | 1.2% | 3.4% | 5.7% | 12.9% | 3.4% | 8.2% | 34.8% |
| 6 | 0.4% | 0.9% | 1.3% | 1.9% | 0.9% | 1.3% | 6.7% |
| 7 | 0.4% | 1.0% | 2.0% | 5.6% | 2.1% | 11.6% | 22.8% |
| | 11.7% | 14.9% | 15.9% | 25.9% | 8.3% | 23.3% | 100% |

Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

Que peut-on dire de l'évolution de l'homogamie entre 1982 et 2002 ? S'il y a eu augmentation de l'homogamie, cela pourrait expliquer en partie l'accroissement de la polarisation. S'il y a eu diminution de l'homogamie, cela veut dire que les autres phénomènes à l'œuvre dans l'accroissement de la polarisation ont des effets plus importants que ce que l'on peut observer. Il est difficile de comparer la situation de 1982 et celle de 2002 car les proportions par niveau de diplôme ont beaucoup évolué.

Le tableau 2c représente la situation en 2002 telle qu'elle aurait été en gardant les marges (proportions par niveau de diplôme) de 1982. Le tableau est obtenu en utilisant l'algorithme RAS: on opère une suite de règles de trois sur les lignes et les colonnes du tableau de 1982 pour faire coïncider les marges avec celles du tableau de 2002. L'algorithme converge et permet de comparer les tableaux à marges constantes¹⁰. Dans la situation contrefactuelle, la proportion de personnes ayant le même niveau de diplôme est de 47,1% (contre 48,8% en

⁹ Si les niveaux de diplôme des conjoints n'étaient pas corrélés, c'est-à-dire si les mises en couple se faisaient au hasard).

¹⁰ Cet algorithme a la propriété intéressante de conserver les *odds ratios* du tableau initial, on obtient donc un tableau de structure interne équivalente à celle du tableau initial mais dont les marges sont celles du tableau de calage (Forsé et Chauvel, 1995 ; Thélot et Vallet, 2000).

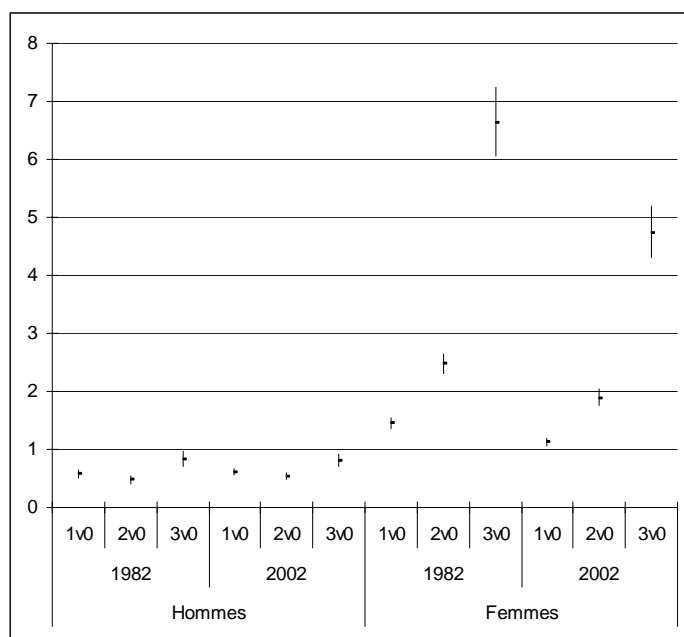
1982). L'hypothèse d'augmentation de l'homogamie vis-à-vis du diplôme est réfutée : l'homogamie est stable, voire a légèrement diminué entre 1982 et 2002¹¹.

Tableau 2c : Croisement des diplômes des conjoints : contrefactuel 2002 (marges 1982)

| | 1 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | |
|---|------|------|------|-------|------|-------|-------|
| 1 | 2.3% | 1.8% | 1.1% | 0.7% | 0.4% | 0.9% | 7.1% |
| 3 | 0.4% | 1.3% | 0.8% | 0.9% | 0.4% | 0.7% | 4.5% |
| 4 | 0.4% | 1.3% | 1.9% | 2.3% | 1.0% | 2.5% | 9.4% |
| 5 | 0.3% | 1.4% | 2.8% | 8.7% | 2.9% | 13.2% | 29.3% |
| 6 | 0.1% | 0.4% | 0.7% | 1.3% | 0.8% | 2.2% | 5.6% |
| 7 | 0.2% | 0.7% | 1.7% | 6.4% | 3.0% | 32.1% | 44.1% |
| | 3.6% | 7.0% | 8.9% | 20.4% | 8.4% | 51.6% | 100% |

Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur.

Graphique 12 : Effet de la présence d'enfant sur le non-emploi : rapports de cote (1982 et 2002)



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

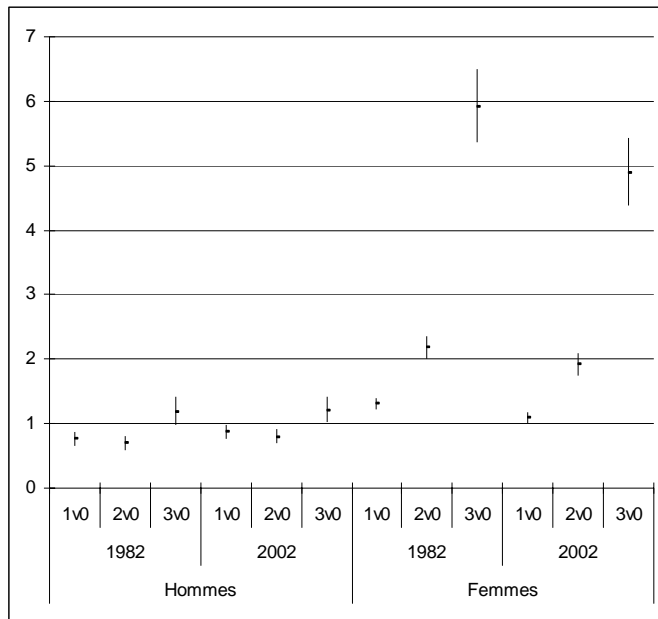
5.1.3 Effet de la présence d'enfants

On peut remarquer sur le graphique 12 que la présence d'enfants n'a pas le même impact sur la probabilité d'emploi des hommes et des femmes. En 1982, avoir un, deux ou trois enfants augmente la probabilité des hommes d'être en emploi mais diminue la probabilité des femmes, notamment pour le troisième enfant (or =6,6). La polarisation parmi les ménages de couple avec enfants est fortement négative : les hommes vivant en couple ont tendance à plus travailler que la moyenne alors que les femmes vivant en couple travaillent moins, il y a donc plus de couples mixtes qu'attendu et moins de couples sans emploi.

¹¹ Ceci est une première estimation. L'utilisation d'un modèle log-linéaire permettrait d'affiner le résultat et de tester l'hypothèse de stabilité de l'homogamie.

Ce phénomène est moins prégnant en 2022 : l'impact de la présence d'enfants de moins de 18 ans sur le non-emploi des femmes est moins important. Cela a pour effet d'augmenter la polarisation chez les couples avec enfants (toutes choses égales par ailleurs).

Graphique 13 : Effet de la présence d'enfant de moins de 18 ans sur le non-emploi : rapports de cote en 1982 et 2022 (personnes vivant en couple)



Source : Enquêtes Emploi 1982-2022 ; calculs de l'auteur

Pour les personnes ayant des enfants de moins de trois ans, il convient de prendre également en compte cet effet. Le graphique représente l'effet propre de la présence d'enfants de moins de trois ans chez les hommes et chez les femmes en 1982 et en 2022 pour les personnes vivant en couple. En 1982, l'effet propre (c'est-à-dire net de l'effet nombre d'enfants de moins de 18 ans) de la présence d'enfants de moins de 3 ans n'était pas significatif chez les hommes. Par contre, l'impact sur le non-emploi des femmes était significatif et positif (or = 1,7). En 2022, l'impact est significatif chez les hommes et chez les femmes. Les rapports de cote sont significativement supérieurs à ceux de 1982 (or = 1,5 pour les hommes et 2,9 pour les femmes).

Graphique 14 : Effet de la présence d'enfant de moins de 3 ans sur le non-emploi : rapports de cote en 1982 et 2002 (personnes vivant en couple)



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

La présence d'un enfant de moins de trois ans réduit la probabilité d'être en emploi. Chez les hommes vivant en couple l'effet est non significatif en 1982 mais le devient en 2002. Pour les femmes vivant en couple, la probabilité de non-emploi augmente significativement entre 1982 et 2002.

5.2. Impact de la présence et du statut d'un conjoint

Comme nous l'avons vu, les taux d'emploi et leurs évolutions divergent selon la présence d'un conjoint et le statut du conjoint par rapport à l'emploi : cela peut être dû à un effet propre de la présence et du statut d'un conjoint mais cela peut également être dû à d'autres caractéristiques corrélées.

En rajoutant les variables 'présence d'un conjoint' (CJT en 2 postes : 0 = pas de conjoint /modalité de référence/, 1 = vit en couple) et 'statut du conjoint' (OCCJT en 2 postes : 0 = inoccupé, 1 = occupé /modalité de référence/) comme variables explicatives du non-emploi, l'analyse économétrique permet de résoudre ce problème, du moins en ce qui concerne les caractéristiques observables incluses dans l'analyse.

Graphique 15 : Effet de la présence d'un conjoint sur la probabilité de non-emploi : rapports de cote en 1982 et 2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

5.2.1. Présence d'un conjoint

L'analyse économétrique confirme que la présence d'un conjoint a un effet opposé sur les hommes et sur les femmes. La présence d'un conjoint diminue la probabilité d'un homme d'être en non-emploi mais accroît le risque de non-emploi chez les femmes. Il est probable que ce phénomène soit en partie dû à des caractéristiques inobservées dans l'analyse. Les femmes vivant seules ont probablement des caractéristiques inobservées très différentes de celle des hommes vivant seuls. Il existe des réalités sociologiques fortes qui déterminent la formation des couples. Si les hommes ayant les meilleures caractéristiques non observables vis-à-vis de l'emploi ont également une plus grande probabilité de vivre en couple du fait de ces caractéristiques, alors la corrélation entre présence d'un conjoint et non-emploi est due une causalité inversée. De même, la corrélation trouvée chez les femmes peut s'expliquer si de meilleures caractéristiques non observables vis-à-vis de l'emploi influent positivement sur leur probabilité de vivre seule.

Quoi qu'il en soit, l'intensité de la relation entre présence d'un conjoint et non-emploi diminue fortement pour les femmes entre 1982 et 2002. Alors que l'*odds ratio* était de 3,5 en 1982, il n'est plus que de 1,9 en 2002. Comme le montre le graphique 15 qui représente les *odds ratios* avec leur intervalle de confiance à 5%, la différence est statistiquement significative. La situation des hommes évolue aussi. La présence d'un conjoint diminue moins la probabilité d'un homme d'être en non-emploi en 2002 ($or = 0,7$) qu'en 1982 ($or = 0,5$), la différence est statistiquement significative.

Quelles sont les conséquences de l'effet de la présence d'un conjoint sur la probabilité de non-emploi en terme de ménages sans emploi et de polarisation ? Si la probabilité de non-emploi est plus importante pour les hommes seuls, il y aura un plus grand nombre de ménages sans emploi qu'attendu, mais ce phénomène est compensé par les femmes seules qui, ayant de plus fortes probabilité d'emploi, forment moins de ménages sans emploi. Ces deux effets se compensent donc en partie. En ce qui concerne les couples, la probabilité de non-emploi des femmes est accrue alors que celle des hommes diminue. Suivant cet effet, il y a plus de couples mixtes (0,1), moins de couples sans emploi et moins de couples plein-emploi que

sous une hypothèse d'indépendance. Cet effet est moins fort en 2002 qu'en 1982, il contribue donc à l'augmentation de la proportion de couples sans emploi et de la polarisation.

Graphique 16 : Effet du non-emploi du conjoint sur la probabilité de non-emploi : rapports de cote en 1982 et 2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

5.2.2. Statut du conjoint

Le graphique 16 représente les rapports de cote et leurs intervalles de confiance liés à l'effet de l'occupation éventuel du conjoint sur la probabilité de non-emploi. La situation de référence est celle où le conjoint est actif occupé. Par construction, cet effet ne peut jouer que pour les personnes en couple, le comportement des personnes vivant seules n'a donc pas d'influence sur le calcul des rapports de cote. Par construction également et contrairement aux autres variables explicatives, les situations des femmes et celles des hommes sont très similaires. En effet, si les femmes ayant un conjoint qui travaille ont de plus fortes chances de travailler que celles ayant un conjoint qui ne travaille pas, cela sera également le cas pour les hommes.

Le non-emploi du conjoint augmente le risque de non-emploi de manière significative chez les hommes comme chez les femmes. Cet effet s'est accru entre 1982 et 2002.

Ces rapports de cote peuvent être considérés comme étant des indices de polarisation des emplois chez les personnes vivant en couple. : si le non-emploi du conjoint augmente le risque de non-emploi, il y aura plus de ménages sans-emploi et la polarisation sera positive. Plus l'effet du non-emploi du conjoint sur la probabilité de non-emploi est fort, plus la polarisation des emplois chez les personnes vivant en couple sera élevée. Le graphique 16 montre donc que la polarisation des emplois chez les personnes vivant en couple s'est accrue de manière significative entre 1982 et 2002.

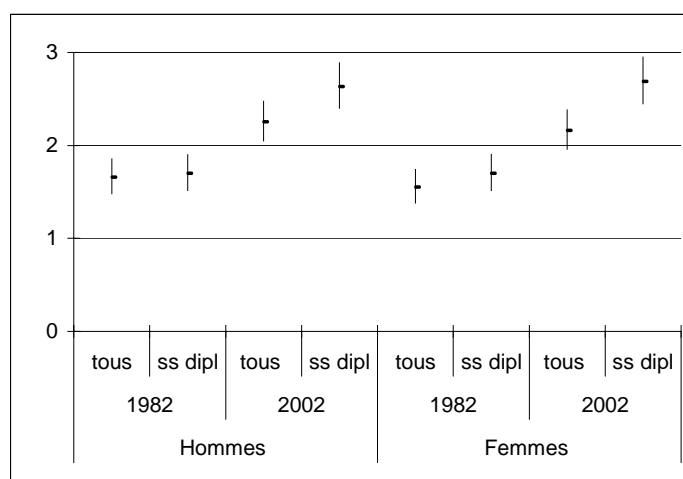
5.3. Effet du diplôme sur l'impact du statut du conjoint

Afin de mesurer l'effet du diplôme sur la polarisation, nous retirons le diplôme comme variable explicatrice du non-emploi et regardons si cela a un impact sur les chances d'être dans le non-emploi selon le statut du conjoint. Concrètement, nous regardons si l'*odds ratio* conjoint inoccupé / conjoint occupé est significativement différent lorsque l'on enlève le diplôme. Le graphique 17 représente les *odds ratios* conjoint inoccupé / conjoint occupé en 1982 et en 2002, chez les femmes et chez les hommes et selon que l'on inclut ('tous') ou pas ('ss dipl') le diplôme comme variable explicative (8 régressions).

En 1982, retirer le diplôme des variables explicatives du non-emploi n'a pas d'impact significatif sur les coefficients liés au statut dans l'emploi du conjoint, ni chez les hommes ni chez les femmes.

Par contre, en 2002, l'impact devient significatif chez les femmes. En retirant le diplôme, les chances de non-emploi des femmes dont le conjoint est inoccupé s'accroissent par rapport aux femmes dont le conjoint est occupé (or sans dipl. = 2.7 - or avec dipl = 2.2). L'effet diplôme a donc bien un impact significatif sur la polarisation de l'emploi chez les personnes vivant en couple. Chez les hommes, retirer le diplôme a un impact très similaire sur le coefficient lié au statut du conjoint dans l'emploi (or sans dipl. = 2.6 - or avec dipl. = 2.2) mais au contraire des femmes, la différence n'est pas significative au seuil de 5%.

Graphique 17 : Odds ratio non-emploi conjoint inoccupé vs conjoint occupé



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

5.3. Polarisation conditionnée de manière économétrique

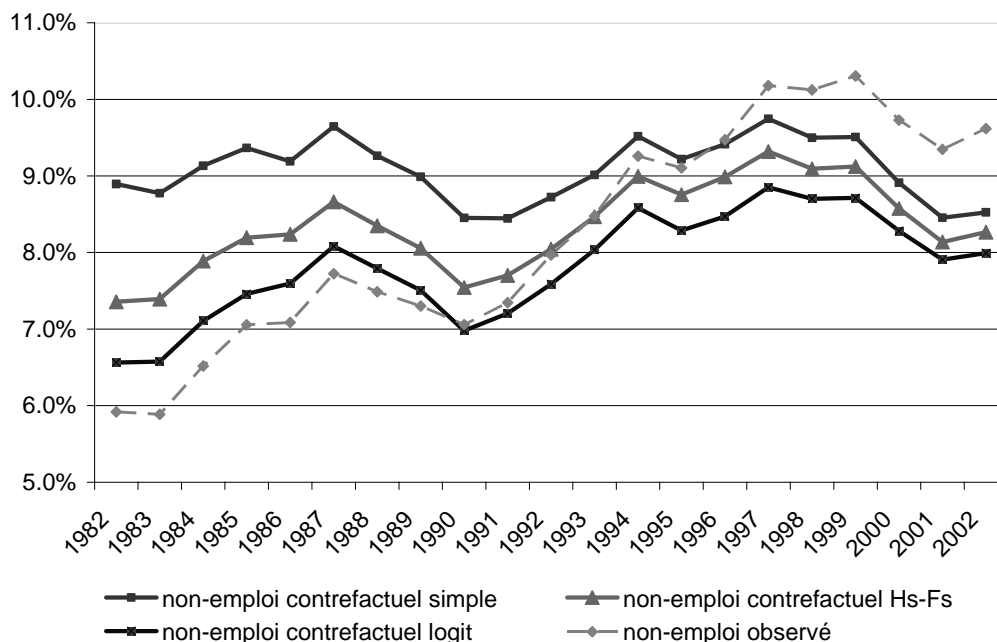
5.3.1. Influence des caractéristiques individuelles sur la polarisation

On utilise les probabilités de non-emploi estimées de manière économétrique pour chaque individu afin de calculer la probabilité de non-emploi de chaque ménage en fonction des individus qui le constitue. La moyenne des probabilités de non-emploi pour tous les ménages inclus dans le champ est une mesure du non-emploi contrefactuel que nous appelons Nc_3 . La

différence entre ce non-emploi contrefactuel et le non-emploi observé est la mesure de polarisation que nous appellerons P_3 .

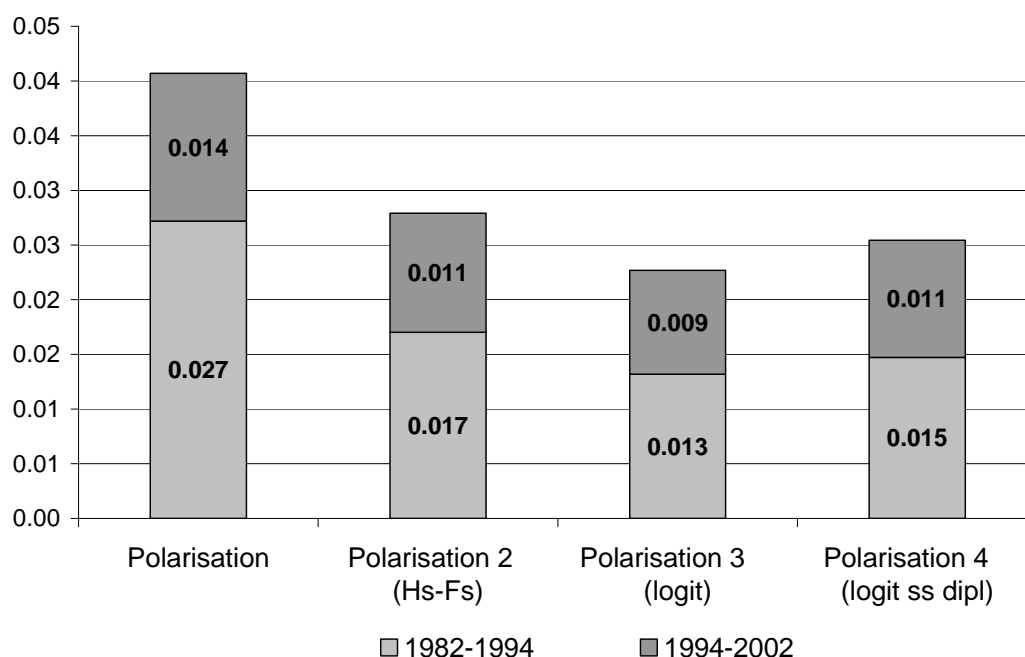
Le graphique 18a représente l'évolution des trois mesures contrefactuelles du non-emploi des ménages entre 1982 et 2002 ainsi que le non-emploi des ménages observé alors que le graphique 18b représente l'évolution des trois indices de polarisation entre 1982 et 2002. Le non-emploi contrefactuel des ménages calculé de façon économétrique est inférieur au calcul 'hommes-femmes' sur toute la période. Ceci est principalement dû au fait que les personnes sans conjoint ont de meilleures caractéristiques par rapport à l'emploi (plus diplômés, moins d'enfants) que les personnes conjointes. Par conséquent, la polarisation est plus élevée lorsque l'on tient compte des caractéristiques individuelles ($P_3 > P_2$). Par contre, la polarisation s'accroît moins entre 1982 et 2002 lorsque l'on tient compte de ces caractéristiques, ce qui revient à dire que le nombre de ménages sans emploi attendu s'accroît plus fortement lorsque l'on tient compte des caractéristiques individuelles : soit la distribution de ces caractéristiques est plus défavorable par rapport au non-emploi des ménages (les caractéristiques des personnes sans conjoints se détériorent et/ou l'homogamie s'accroît), soit ces caractéristiques ont un impact plus important sur le non-emploi à distribution égale. Inclure ces caractéristiques dans l'analyse permet « d'expliquer » une partie de l'évolution de la polarisation : alors que 31% de l'augmentation de l'indice de polarisation simple est expliqué par les évolutions divergentes de l'emploi des hommes et des femmes, rajouter les caractéristiques en terme d'âge, de diplôme, d'enfants et de taille d'agglomération permet d'expliquer 44% de l'indice de polarisation simple.

Graphique 18a : Non-emplois contrefactuels et non-emploi observé, 1982-2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

Graphique 18b : Évolution des indices de polarisation entre 1982 et 2002



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002 ; calculs de l'auteur

5.3.2. Influence du Diplôme

Afin d'isoler l'influence du diplôme sur la polarisation, nous réestimons la probabilité de non-emploi pour tous les individus inclus dans le champ de l'étude grâce à un modèle de régression logistique et en excluant le diplôme des variables explicatives utilisées. Nous calculons ensuite un taux de non-emploi contrefactuel que nous appelons Nc_4 ainsi que l'indice de polarisation P_4 .

En 2002, lorsque l'on ne prend pas en compte le diplôme pour estimer le non-emploi, on s'attend à un non-emploi des ménages moins élevé ($Nc_4 < Nc_3$). Ce n'était pas le cas en 1982, date à laquelle ces deux taux de non-emploi contrefactuels étaient très proches. Par conséquent, l'augmentation de la polarisation mesurée par P_4 (2,5%) est plus importante que l'augmentation mesurée par P_3 (2,3%), comme le montre le graphique 18b. Le diplôme a donc un impact positif sur l'augmentation de la polarisation entre 1982 et 2002 soit parce qu'il est distribué de façon plus défavorable, soit parce qu'il a un impact plus important sur la probabilité de non-emploi en 2002 qu'en 1982. L'estimation logistique excluant le diplôme permet d'expliquer 37% de l'augmentation de la polarisation, contre 44% lorsque l'on inclut le diplôme. On en conclut que les évolutions liées au diplôme expliquent 7 points de l'augmentation de la polarisation entre 1982 et 2002. Ceci peut paraître faible, mais il est important de préciser que les niveaux de diplôme utilisés pour cette étude sont relativement larges : tous les diplômés d'un 2^{ème} ou d'un 3^{ème} cycle universitaire ou de grande école y ont le même niveau de diplôme alors que la valeur de ces diplômes est très hétérogène. Or, à même niveau, différents diplômes peuvent être valorisés très différemment sur le marché du travail selon l'institution qui les délivre et la filière suivie.

6. Résumé, conclusion et pistes de travail

La polarisation de l'emploi entre les ménages a augmenté entre 1982 et 2002 : la proportion des ménages plein-emploi ainsi que celle des ménages sans-emploi augmente alors que la proportion de ménages mixtes par rapport à l'emploi diminue, et ce même en tenant compte de la déformation de la structure des ménages. L'augmentation de la proportion de ménages plein emploi et la diminution de la proportion de ménages dits mixtes peuvent s'expliquer par la hausse de l'emploi féminin : les femmes vivant en couple sont de plus en plus en emploi. La présence d'un conjoint a donc un effet moins important sur le non-emploi féminin en 2002 qu'en 1982. Par contre, le statut du conjoint par rapport à l'emploi a un effet plus important : le non-emploi du conjoint augmente le risque de non-emploi chez les hommes comme chez les femmes et cet effet s'est accru de manière significative entre 1982 et 2002.

Les caractéristiques individuelles et leur influence sur le marché de l'emploi expliquent une partie de l'augmentation de la polarisation : la prise en compte du sexe, du diplôme, de l'âge, du nombre d'enfants et de la taille de l'agglomération permet d'expliquer près de la moitié de l'augmentation de la polarisation entre 1982 et 2002. Le phénomène d'homogamie ne semble pas augmenter entre 1982 et 2002 mais les conjoints ont des caractéristiques communes et celles-ci sont devenues plus importantes par rapport à l'emploi. Le niveau de diplôme obtenu, notamment, est plus déterminant sur le marché du travail en 2002 qu'en 1982.

Comment peut-on expliquer le lien entre non-emploi et présence et statut par rapport à l'emploi d'un conjoint ?

- Les caractéristiques non observées ? Certaines caractéristiques physiques ou sociales non prises en compte dans cette étude peuvent avoir une influence sur ce lien.

- L'incitation au travail ? Selon la théorie classique, en l'absence d'effets dus à la fiscalité et aux transferts sociaux, les personnes dont le conjoint n'est pas en emploi devraient avoir une offre de travail plus élevée puisque le revenu du ménage est plus faible. Mais en présence de prélèvements et de transferts sociaux (minima sociaux, aides au logement...), le gain à l'emploi d'une personne pourra être beaucoup plus important lorsque son conjoint travaille que lorsqu'il ne travaille pas. On parle alors de trappe à inactivité au niveau du ménage. En France, un ensemble de mesures ont visé à réduire les effets de trappe mais il existe encore des écarts importants dans les gains financiers à la reprise d'emploi selon la configuration familiale et notamment la présence et le statut dans l'emploi d'un conjoint. Il est néanmoins peu probable que l'offre de travail puisse expliquer l'augmentation de la proportion de ménages sans emploi. En effet, les études empiriques utilisant des modèles d'offre de travail sur données françaises suggèrent que les personnes sans emploi ont une très forte préférence pour le loisir alors que certains employés ont une utilité positive au travail (Hagneré et al. 2003) ! Il est peu probable que les ménages sans emploi choisissent de vivre sans revenu d'activités et que ce choix soit la conséquence d'une forte préférence pour le loisir. Selon Belleville-Pla (2004), seuls un tiers des hommes ne cherchent pas de travail et seulement 3% d'entre eux invoquent des raisons financières alors que 44% invoquent des problèmes de santé.

- Un problème d'information dans un modèle de prospection d'emploi (*job search*) ? Le non-emploi des personnes dont le conjoint ne travaille pas peut être dû à une moins grande intensité de recherche d'emploi. Selon cet effet, une personne dont le conjoint ne travaille pas aura, toutes choses égales par ailleurs, une perception plus négative du marché du travail qu'une personne dont le conjoint travaille. Son estimation de la probabilité de trouver un emploi sera plus faible, ce qui peut réduire son intensité de recherche d'emploi (travailleur découragé) et par conséquent sa probabilité effective de trouver un emploi.

- La corrélation entre trajectoire conjugale et statut professionnel ? Le lien entre non-emploi et présence et statut d'un conjoint peut être dû à l'impact du statut professionnel sur la formation la dissolution du couple. La différence d'attente sociale entre les hommes et les femmes peut alors expliquer les asymétries observées. Selon Paugam (1993), la recherche d'un emploi stable est une moins grande obligation sociale pour la femme que pour l'homme. Par conséquent, la relation entre la situation sociale et la conjugalité est très contrastée selon le sexe : le non-emploi et l'instabilité professionnelle sont des handicaps majeurs dans le domaine de la conjugalité pour les hommes mais pas pour les femmes. Le taux de non-emploi supérieur des hommes vivant seuls peut ainsi s'expliquer par le fait que le non-emploi masculin retarde la conjugalité et favorise la dissolution du couple. De même, si dans un couple bi-actif, l'instabilité conjugale est plus forte lorsque l'homme est chômage que lorsque la femme est au chômage ou que lorsque les deux conjoints travaillent on observera (1) moins de couples mixtes par rapport à l'emploi, (2) des hommes seuls plus souvent en non-emploi et (3) des femmes seules moins souvent en non-emploi qu'attendu. C'est le cas selon Paugam, qui trouve des écarts d'indices d'instabilité conjugale nettement plus élevés lorsque les hommes passent de l'emploi au chômage que lorsque ce sont les femmes.

Cette étude ouvre plusieurs pistes de travail.

Nous avons étudié l'emploi au niveau du ménage sans distinguer l'emploi à temps partiel de l'emploi à temps plein. Il serait intéressant de passer d'une analyse dichotomique emploi / non-emploi à une analyse en trois modalités : plein-temps / temps partiel / non emploi. En effet, parallèlement à la hausse du taux d'emploi féminin, le temps partiel s'est fortement développé entre 1982 et 2002. Il est donc possible qu'en tenant compte du temps partiel, l'effet de polarisation soit atténué : un certain nombre de ménages que nous avons appelés 'plein emploi' peuvent en fait être des ménages mixtes où un conjoint travaille à plein temps tandis que l'autre travaille à temps partiel. On peut alors introduire la notion d'intensité de travail des ménages qui serait égal à 1 si tous les membres du ménage susceptibles de travailler ont un emploi à temps plein et à 0 si aucun membre ne travaille.

Nous avons constaté le lien entre statut dans l'emploi et statut conjugal. Ce lien est peu étudié dans la littérature économique et sociologique. De plus l'approche de la causalité est différente dans les deux champs : les sociologues étudient l'impact de la précarité professionnelle sur la mise en couple, la rupture et la recomposition conjugale alors que les économistes estiment des fonctions d'offre de travail et de participation selon le statut familial. L'interaction entre statut conjugal et l'offre de travail est en règle générale ignorée, le statut conjugal étant considéré comme une variable exogène. Pourtant, si le statut conjugal est endogène, faire l'hypothèse d'exogénéité entraînera un biais dans l'estimation des fonctions d'offre de travail et de participation. Il convient alors de modéliser le processus de formation des couples et l'offre de travail conjointement. Van der Klaauw (1996) utilise des données longitudinales américaines pour estimer conjointement dans un modèle de cycle de vie les décisions maritales et l'offre de travail des femmes. Il serait intéressant de mener une telle analyse sur données françaises.

Références bibliographiques

- Becker, 1981: *A treatise on the family*, Harvard University Press
- Belleville-Pla A., 2004 : « Les trajectoires professionnelles des bénéficiaires de minima sociaux », DREES, *Études et Résultats*, n° 320, juin.
- Blundell, R. W. (1995): “The Impact of Taxation on Labour Force Participation and Labour Supply”, *OECD Jobs Study Working Papers*, No. 8, OCDE.
- Bourguignon F. et A. Chiappori, 1998 : « Fiscalité et redistribution », *Revue Française d'Economie*, vol 12.
- Browning, M. et P.-A. Chiappori, 1998: “Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests”. *Econometrica*, Vol.66. no.6
- Chiappori, P.-A., 1992: “Collective Labor Supply and Welfare”, *Journal of Political Economy*, Vol.100, no 6, pp.437-467,
- Chiappori, P.-A., B. Fortin et G. Lacroix, 2002 : “Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply”. *Journal of Political Economy*, vol.110, no.1
- Choné P., 2001 : “Labor-Force Participation in Households with Two Adults”, Document de travail, INSEE.
- Commission Européenne, 2004 : *Rapport conjoint sur l'inclusion sociale*
- Davies Richard B., Peter Elias et Roger Penn, 1992: « The Relationship Between a Husband's Unemployment and his Wife's Participation in the Labour Force », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,
- Dex S., S. Gustafsson, N. Smith, et T. Callan, 1995: “Cross-national comparisons of the labour force participation of women married to unemployed men”, *Oxford Economic Papers*, 47.
- Duguet, E. et V. Simmonet, 2003 : “ The participation of couples in the labour market : an econometric analysis”, Document de travail, TEAM.
- Echevin D. et A. Parent, 1999 : « La polarisation des revenus salariaux en France », dans *Mesurer les inégalités, actes du séminaire sur les inégalités MIRE-DREES*, vol.2.
- Forsé M. et L. Chauvel, 1995 : « L'évolution de l'homogamie en France, une méthode pour comparer les diagonalités de plusieurs tables », *Revue française de sociologie*, janvier-mars, n° 36.
- Gregg P. et J. Wadsworth, 2004: « Two Sides to Every Story: Measuring the Polarisation of Work », Centre for Economic Performance, Discussion Paper n°632
- Gregg P., R. Scutella et J. Wadsworth, 2002: « Reconciling Workless Measures at the Individual and Household Level », CMPO Working Paper Series N° 02/053
- Hagneré C. et A. Trannoy, 2001: « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Economie et Statistique*, n°346-347
- Hagneré C., N. Picard, A. Trannoy et K. Van der Straeten, 2003 : « L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée? », *Economie et Prévision*, 160-161
- Humphrey D., 1939: « Interpreting Unemployment in Terms of Family Units », *The Journal of Political Economy*, Vol. 47 (1)
- Laroque G. et B. Salanié, 2000 : « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et Statistique*, n°331
- Laroque G. et B. Salanié, 2002 : « Institutions et emploi. Le marché du travail des femmes en France », *monographie*, INSEE
- Lundberg S., R. Pollack, et T. Wales, 1997 : « Do Husbands and Wives Pool their Resources? Evidence from U.K. Child Benefit », *Journal of Human Resources*, n° 22
- OCDE, 1998 : *Perspectives de l'emploi*.
- Paugam S., 1993 : « Famille et vie conjugale » dans *Précarité et risque d'exclusion en France, Documents du CERC*, n°109

Piketty P., 1998 : « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Economie et Prévision*, n°132-133

Pisani-Ferry J., 2000, Plein Emploi, *Rapport du Conseil d'Analyse Economique*, n°30, La Documentation française, Paris.

Ravel C., 2005a : « 1975-2002 : la part des ménages sans emploi a doublé », *INSEE Première*, N° 998.

Ravel C., 2005b : « La polarisation de l'emploi au sein des ménages », *Document de travail*, n° F0507, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, INSEE.

Stancanelli, 2006 : « La situation des couples sur le marché de l'emploi : une analyse exploratoire des années récentes », Document de travail OFCE.

Thélot C. et L.-A. Vallet, 2000 : « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Economie et Statistique*, N°334

Ultee W., J. Dessens et W. Jansen, 1988 : "Why does unemployment come in couples ? An analysis of (un)Employment and (non)Employment Homogamy Tables for Canada, the Netherlands and the United States in the 1980s", *European Sociological Review*, Vol. 4, n°2.

Van der Klaaw W, 1996 : « Female Labour Supply and Marital Status Decisions : A Life-Cycle Model », *The Review of Economic Studies*, Vol.63, N°2.

ANNEXES

Annexe 1 : Champ

| | 1982 | | 2002 | |
|--|-------|------------------|-------|------------------|
| | Champ | Enquête emploi * | Champ | Enquête emploi * |
| N | 63503 | 70693 | 67422 | 74362 |
| age | 37.17 | 37.71 | 39.55 | 39.71 |
| hommes | 48.7% | 47.4% | 48.2% | 47.0% |
| femmes | 51.3% | 52.6% | 51.8% | 53.0% |
| adfe | 16.41 | 16.32 | 18.89 | 20.96 |
| activité BIT | | | | |
| actif occupé | 77.6% | 75.1% | 81.6% | 78.2% |
| contingent | 0.1% | 0.1% | 0.0% | 0.0% |
| PSERE | 4.3% | 4.2% | 6.1% | 5.8% |
| autre chômeur BIT | 0.5% | 0.5% | 0.9% | 0.8% |
| étudiant | 0.0% | 1.3% | 0.0% | 2.5% |
| retraité | 0.0% | 0.5% | 0.0% | 0.5% |
| autre inactif | 17.5% | 18.3% | 11.5% | 12.1% |
| taux d'activité | 82.5% | 81.6% | 88.5% | 87.9% |
| taux d'emploi | 77.6% | 75.1% | 81.6% | 78.2% |
| taux de chômage | 5.8% | 5.8% | 7.8% | 7.5% |
| diplôme | | | | |
| université - grande école | 5.8% | 5.5% | 11.9% | 12.1% |
| 1er cycle, BTS, DUT | 6.3% | 6.0% | 12.8% | 12.7% |
| baccalauréat | 9.5% | 9.1% | 14.4% | 15.0% |
| CAP, BEP | 24.3% | 22.9% | 30.2% | 29.0% |
| BEPC | 7.1% | 6.9% | 7.5% | 7.5% |
| aucun diplôme | 47.0% | 46.8% | 23.3% | 23.7% |
| enf3 | | | | |
| 0 | 83.6% | 84.8% | 86.5% | 87.6% |
| 1+ | 16.4% | 15.2% | 13.5% | 12.4% |
| enf18 | | | | |
| 0 | 32.5% | 36.8% | 43.0% | 46.8% |
| 1 | 28.7% | 27.2% | 24.9% | 23.3% |
| 2 | 24.9% | 23.1% | 22.2% | 20.6% |
| 3+ | 13.9% | 12.9% | 9.9% | 9.3% |
| tranche d'unité urbaine | | | | |
| commune rurale | 23.5% | 23.6% | 29.6% | 29.1% |
| unité urbaine de moins de 5000 habitants | 6.0% | 5.9% | 6.3% | 6.1% |
| de 5000 à moins de 10000 habitants | 6.0% | 5.9% | 6.0% | 5.8% |
| de 10000 à moins de 20000 habitants | 4.3% | 4.3% | 5.2% | 5.1% |
| de 20000 à moins de 50000 habitants | 6.9% | 6.8% | 6.3% | 6.2% |
| de 50000 à moins de 100000 habitants | 6.8% | 6.8% | 6.4% | 6.4% |
| de 100000 à moins de 200000 habitants | 7.7% | 7.7% | 7.0% | 7.3% |
| de 200000 à moins de 2000000 habitants | 20.8% | 21.2% | 19.2% | 20.0% |
| agglomération parisienne | 17.9% | 17.9% | 14.1% | 14.1% |

* personnes de référence et conjoints agés de 16 à 55 ans

Annexe 2 : Estimations des régressions logistiques

hommes 1982

| Variable | | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
|-----------|----|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
| Intercept | | -2.674 | 0.114 | -3.232 | 0.122 | -2.322 | 0.099 |
| ag5 | 15 | 0.438 | 0.101 | 0.385 | 0.101 | 0.422 | 0.101 |
| ag5 | 35 | -0.125 | 0.072 | -0.131 | 0.072 | -0.071 | 0.072 |
| ag5 | 45 | 0.136 | 0.067 | 0.196 | 0.068 | 0.384 | 0.066 |
| TU90 | 0 | -0.541 | 0.075 | -0.503 | 0.075 | -0.416 | 0.074 |
| TU90 | 1 | -0.712 | 0.132 | -0.665 | 0.133 | -0.609 | 0.132 |
| TU90 | 2 | -0.585 | 0.125 | -0.525 | 0.126 | -0.470 | 0.125 |
| TU90 | 3 | -0.268 | 0.128 | -0.234 | 0.128 | -0.206 | 0.128 |
| TU90 | 4 | -0.215 | 0.104 | -0.187 | 0.105 | -0.147 | 0.105 |
| TU90 | 5 | -0.219 | 0.106 | -0.202 | 0.106 | -0.170 | 0.106 |
| TU90 | 6 | -0.142 | 0.099 | -0.154 | 0.099 | -0.129 | 0.099 |
| TU90 | 8 | -0.226 | 0.077 | -0.230 | 0.078 | -0.266 | 0.077 |
| dipl | 1 | -0.163 | 0.151 | -0.206 | 0.152 | | |
| dipl | 3 | -0.360 | 0.187 | -0.380 | 0.188 | | |
| dipl | 5 | 0.113 | 0.109 | 0.148 | 0.110 | | |
| dipl | 6 | 0.121 | 0.150 | 0.126 | 0.151 | | |
| dipl | 7 | 0.751 | 0.101 | 0.734 | 0.102 | | |
| enf18 | 1 | -0.570 | 0.068 | -0.279 | 0.073 | -0.275 | 0.073 |
| enf18 | 2 | -0.733 | 0.079 | -0.466 | 0.085 | -0.476 | 0.085 |
| enf18 | 3 | -0.199 | 0.083 | -0.053 | 0.091 | 0.036 | 0.090 |
| enf3 | 1 | 0.134 | 0.081 | 0.117 | 0.082 | 0.136 | 0.081 |
| OCCJT | 0 | | | 0.505 | 0.059 | 0.529 | 0.059 |
| CJT | 0 | | | 0.656 | 0.079 | 0.645 | 0.079 |

hommes 2002

| Variable | | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
|-----------|----|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
| Intercept | | -2.079 | 0.078 | -2.724 | 0.086 | -2.458 | 0.076 |
| ag5 | 15 | 0.312 | 0.102 | 0.212 | 0.103 | 0.254 | 0.101 |
| ag5 | 35 | -0.111 | 0.056 | -0.111 | 0.056 | 0.018 | 0.055 |
| ag5 | 45 | -0.007 | 0.053 | 0.102 | 0.054 | 0.311 | 0.052 |
| TU90 | 0 | -0.692 | 0.058 | -0.595 | 0.059 | -0.511 | 0.057 |
| TU90 | 1 | -0.496 | 0.091 | -0.442 | 0.092 | -0.356 | 0.090 |
| TU90 | 2 | -0.325 | 0.088 | -0.306 | 0.089 | -0.168 | 0.087 |
| TU90 | 3 | -0.060 | 0.087 | -0.041 | 0.088 | 0.053 | 0.086 |
| TU90 | 4 | -0.321 | 0.087 | -0.303 | 0.088 | -0.211 | 0.086 |
| TU90 | 5 | -0.274 | 0.086 | -0.255 | 0.086 | -0.197 | 0.085 |
| TU90 | 6 | -0.073 | 0.080 | -0.087 | 0.081 | -0.079 | 0.079 |
| TU90 | 8 | -0.154 | 0.065 | -0.136 | 0.066 | -0.175 | 0.065 |
| dipl | 1 | -0.363 | 0.094 | -0.398 | 0.095 | | |
| dipl | 3 | -0.307 | 0.097 | -0.317 | 0.098 | | |
| dipl | 5 | 0.098 | 0.072 | 0.087 | 0.073 | | |
| dipl | 6 | 0.449 | 0.095 | 0.419 | 0.096 | | |
| dipl | 7 | 1.140 | 0.069 | 1.037 | 0.070 | | |
| enf18 | 1 | -0.497 | 0.054 | -0.149 | 0.059 | -0.130 | 0.059 |
| enf18 | 2 | -0.630 | 0.061 | -0.334 | 0.067 | -0.340 | 0.066 |
| enf18 | 3 | -0.228 | 0.072 | -0.099 | 0.079 | -0.032 | 0.077 |
| enf3 | 1 | 0.251 | 0.067 | 0.150 | 0.069 | 0.148 | 0.068 |
| OCCJT | 0 | | | 0.812 | 0.049 | 0.968 | 0.048 |
| CJT | 0 | | | 0.300 | 0.061 | 0.178 | 0.060 |

femmes 1982

| Variable | | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
|-----------|----|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
| Intercept | | -1.546 | 0.056 | -1.363 | 0.057 | -2.543 | 0.080 |
| ag5 | 15 | 0.516 | 0.046 | 0.506 | 0.046 | 0.592 | 0.045 |
| ag5 | 35 | 0.032 | 0.033 | 0.035 | 0.033 | 0.084 | 0.032 |
| ag5 | 45 | 0.657 | 0.037 | 0.667 | 0.037 | 0.882 | 0.036 |
| TU90 | 0 | -0.306 | 0.037 | -0.360 | 0.037 | -0.273 | 0.037 |
| TU90 | 1 | -0.216 | 0.056 | -0.248 | 0.057 | -0.216 | 0.056 |
| TU90 | 2 | -0.247 | 0.056 | -0.279 | 0.056 | -0.226 | 0.055 |
| TU90 | 3 | -0.240 | 0.064 | -0.257 | 0.064 | -0.207 | 0.063 |
| TU90 | 4 | -0.083 | 0.052 | -0.077 | 0.053 | -0.035 | 0.052 |
| TU90 | 5 | -0.088 | 0.053 | -0.100 | 0.054 | -0.083 | 0.053 |
| TU90 | 6 | 0.117 | 0.051 | 0.133 | 0.051 | 0.141 | 0.050 |
| TU90 | 8 | -0.382 | 0.041 | -0.376 | 0.041 | -0.424 | 0.040 |
| dipl | 1 | -0.648 | 0.084 | -0.627 | 0.085 | | |
| dipl | 3 | -0.658 | 0.068 | -0.656 | 0.068 | | |
| dipl | 5 | 0.094 | 0.050 | 0.067 | 0.050 | | |
| dipl | 6 | 0.180 | 0.059 | 0.166 | 0.059 | | |
| dipl | 7 | 0.679 | 0.045 | 0.653 | 0.046 | 0.530 | 0.060 |
| enf18 | 1 | 0.370 | 0.035 | 0.287 | 0.035 | 0.340 | 0.035 |
| enf18 | 2 | 0.904 | 0.038 | 0.797 | 0.039 | 0.841 | 0.038 |
| enf18 | 3 | 1.889 | 0.046 | 1.779 | 0.047 | 1.923 | 0.046 |
| enf3 | 1 | 0.563 | 0.037 | 0.526 | 0.037 | 0.451 | 0.037 |
| OCCJT | 0 | | | 0.439 | 0.061 | 0.530 | 0.060 |
| CJT | 0 | | | -1.236 | 0.071 | -1.350 | 0.070 |

femmes 2002

| Variable | | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type | Coefficient | Ecart-type |
|-----------|----|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
| Intercept | | -1.612 | 0.053 | -1.705 | 0.055 | -2.453 | 0.067 |
| ag5 | 15 | 0.514 | 0.062 | 0.486 | 0.062 | 0.618 | 0.059 |
| ag5 | 35 | -0.324 | 0.036 | -0.319 | 0.036 | -0.196 | 0.035 |
| ag5 | 45 | 0.064 | 0.039 | 0.068 | 0.039 | 0.372 | 0.037 |
| TU90 | 0 | -0.445 | 0.039 | -0.408 | 0.039 | -0.282 | 0.038 |
| TU90 | 1 | -0.098 | 0.059 | -0.069 | 0.059 | 0.061 | 0.057 |
| TU90 | 2 | -0.155 | 0.059 | -0.133 | 0.060 | 0.056 | 0.057 |
| TU90 | 3 | -0.246 | 0.064 | -0.244 | 0.064 | -0.119 | 0.062 |
| TU90 | 4 | -0.096 | 0.058 | -0.079 | 0.059 | 0.038 | 0.056 |
| TU90 | 5 | -0.090 | 0.058 | -0.075 | 0.058 | 0.012 | 0.056 |
| TU90 | 6 | 0.001 | 0.056 | 0.007 | 0.056 | 0.042 | 0.054 |
| TU90 | 8 | -0.361 | 0.047 | -0.358 | 0.048 | -0.411 | 0.046 |
| dipl | 1 | -0.651 | 0.060 | -0.643 | 0.060 | | |
| dipl | 3 | -0.594 | 0.055 | -0.587 | 0.055 | | |
| dipl | 5 | 0.368 | 0.043 | 0.363 | 0.043 | | |
| dipl | 6 | 0.622 | 0.055 | 0.617 | 0.055 | | |
| dipl | 7 | 1.233 | 0.043 | 1.189 | 0.043 | | |
| enf18 | 1 | 0.119 | 0.037 | 0.128 | 0.037 | 0.202 | 0.036 |
| enf18 | 2 | 0.635 | 0.040 | 0.658 | 0.041 | 0.727 | 0.039 |
| enf18 | 3 | 1.552 | 0.049 | 1.565 | 0.050 | 1.728 | 0.048 |
| enf3 | 1 | 1.014 | 0.041 | 1.017 | 0.041 | 0.852 | 0.039 |
| OCCJT | 0 | | | 0.770 | 0.051 | 0.988 | 0.049 |
| CJT | 0 | | | -0.654 | 0.057 | -0.830 | 0.054 |