

WORKING  
PAPERS



2026/03

24/04/2026

LA BI-ACTIVITE : UNE PROTECTION  
INEGALE FACE AUX CRISES

Olivier Baguelin



Centre for Economics at Paris-Saclay

# LA BI-ACTIVITE : UNE PROTECTION INEGALE FACE AUX CRISES

Janvier 2025

## *Résumé*

La bi-activité est-t-elle une protection également accessible à l'ensemble des groupes sociaux ? Cette question est traitée sous l'angle de l'accès à l'emploi des femmes en couple par comparaison à celui des femmes sans conjoint. Centrée sur la récession de 2008, l'analyse utilise les données de l'enquête Emploi sur la période 2003-2012 et porte sur des femmes de 25-54 ans. Les résultats obtenus permettent de répondre à deux questions principales : en matière de probabilité d'emploi féminin, vivre en couple fait-il une différence ? Le cas échéant, le groupe socioprofessionnel du conjoint fait-il une différence ? L'analyse apporte une réponse positive à chacune de ces questions en conditionnant finement selon l'âge, le niveau de diplôme et la nationalité d'une part, en mettant en œuvre une démarche de double-différence pour neutraliser l'action de déterminants de l'accès à l'emploi commun aux femmes en couple et aux femmes sans conjoint, d'autre part. Vivre en couple accroît la probabilité d'emploi des femmes lorsque le conjoint est lui-même actif... pourvu qu'il ne soit pas ouvrier. Ce résultat prévaut en phase de récession sauf lorsque le conjoint est ouvrier. Le surcroît de probabilité d'emploi mesuré est de 3 points de pourcentage en faveur des femmes en couple avec un employé plutôt qu'avec un ouvrier. Ces résultats économétriques sont très robustes, en particulier aux risques d'erreur de spécification ; cela tient au choix d'une spécification saturant la partie conditionnement de l'équation de régression.

**Mots-clés**      *Offre de travail des couples, effet travailleur additionnel, inégalité sociale, polarisation.*

**Classification JEL**    *J2, J3, J6.*

## Introduction

Trois institutions complémentaires concourent à la sécurité économique individuelle : l'emploi, la famille et la sécurité sociale (Esping-Andersen, 2008, p. 23). La complémentarité de ces institutions tient au fait que chacune peut intervenir lorsque les autres font défaut : la solidarité familiale dans l'enfance ou la dépendance, la sécurité sociale en cas d'isolement et de privation d'emploi, l'accès autonome à un revenu du travail. Dans ce triptyque cependant, la famille joue un rôle particulier en ce sens qu'elle est le lieu d'une mutualisation de ressources individuelles. Si quelqu'un doit sa sécurité économique à la seule solidarité familiale c'est nécessairement qu'un membre de sa famille a tiré d'un emploi ou de droits sociaux les ressources correspondantes. S'intéresser à l'accès des personnes à une sécurité économique satisfaisante implique donc d'examiner non seulement leurs possibilités de revenus autonomes mais aussi celles de leur ménage. Pour les personnes en couple, en particulier, il s'agit d'évaluer les ressources auxquelles accède leur conjoint. En conjuguant vie en couple et participation au marché du travail, la bi-activité peut en effet représenter une protection efficace contre les pertes de revenu : d'un côté la mutualisation de ressources (en particulier le logement) et la solidarité familiale, de l'autre l'accès potentiel à deux sources indépendantes de revenu du travail. La bi-activité peut protéger le ménage dans son ensemble (en particulier les enfants) mais aussi constituer une forme d'assurance pour chacun des conjoints, spécialement opportune en cas de rupture d'union.

Que sait-on de la disponibilité de cette protection en France ? En 2011, selon l'enquête Emploi, environ 85 % des personnes de 30 à 54 ans vivaient en couple<sup>1</sup> ; parmi les couples constitués de personnes de cette tranche d'âges, 85 % étaient bi-actifs et 73 % bi-actifs occupés, statistique en hausse de 4 points de pourcentage depuis 2003 – Biaisque et Govillot (2012, pp. 138-142). Cela étant, la norme de l'homme pourvoyeur de revenu reste prépondérante, de sorte que la progression de la bi-activité tient essentiellement à celle de l'activité des femmes en couple. En 2011, elles étaient 14 % à être inactives contre moins de 3 % des hommes en couple, et la progression de la bi-activité entre 2003 et 2011 renvoyait à une tendance plus générale à la hausse du taux d'emploi féminin. Mais au-delà de ces tendances moyennes satisfaisantes, la protection associée à la bi-activité apparaissait très mal répartie entre les groupes sociaux. Cela renvoie au phénomène d'homogamie sociale, c'est-à-dire à la tendance des couples à se former au sein d'un même groupe social. Toujours pour 2011 sur le champ des 30-54 ans, les couples de cadres actifs occupés étaient 2,6 fois plus fréquents que ne le voudrait une mise en couple aléatoire, les couples de chômeurs 2,3 plus fréquents. Cela signifie que la répartition de la bi-activité entre les couples est plus polarisée que celle de l'activité entre les individus.

La présente étude s'intéresse à l'influence du groupe socio-professionnel des hommes en couple sur l'accès à l'emploi de leur compagne<sup>2</sup>. La démarche consiste à comparer cet accès à celui des femmes sans conjoint de sorte à neutraliser l'action des déterminants individuels de l'accès à l'emploi commun à l'ensemble des femmes qu'elles soient en couple ou non. L'analyse propose notamment d'étudier cette question en relation au cycle économique et aux ruptures que connaît l'emploi en France, évolutions spécialement défavorables aux hommes ouvriers. En matière de probabilité *structurelle* et *conjoncturelle* d'emploi féminin être en couple fait-il une différence ? Si oui, à quoi cela tient-il ? Le

---

<sup>1</sup> En 2017, les ménages composés d'au moins un couple formaient environ 52 % des ménages et rassemblaient 73 % de la population française. C'était respectivement 58 % et 75 % en 1999 ; 62 % et 78 % en 1990 – Recensement de la population (Insee, 2020).

<sup>2</sup> Le risque de causalité inverse (influence d'être en emploi sur celui d'être en couple) apparaît limité dans le cadre proposé ici. Cette influence est essentiellement documentée pour les jeunes et pour les hommes – Solaz (2013). Nous considérons des femmes de 25-54 ans en estimant que pour ce groupe, le fait d'être en emploi n'a pas d'effet significatif sur le fait d'être en couple *i.e.* qu'être sans emploi pour une femme sans conjoint n'affecte pas significativement la probabilité de se mettre en couple, et que la perte d'emploi pour une femme en couple n'affecte pas significativement la probabilité de séparation.

groupe socio-professionnel du conjoint fait-il une différence ? Si oui, pourquoi ? En neutralisation le rôle de l'homogamie sociale, on observe qu'être en couple accroît la probabilité d'emploi féminin lorsque le conjoint est actif... sauf s'il est ouvrier. Ce constat vaut en période de récession... sauf lorsque le conjoint est ouvrier. À caractéristiques semblables, les compagnes d'employé (CS5) présentent une probabilité d'emploi supérieure de 3 points de pourcentage à celle des compagnes d'ouvrier.

## Littérature

### L'offre de travail féminin

Briard (2020) propose une revue des principaux résultats micro-économétriques obtenus sur données françaises concernant l'élasticité de l'offre de travail féminin. La variété des méthodes et spécifications économétriques donne lieu à une certaine dispersion des valeurs estimées mais plusieurs résultats qualitatifs se dégagent : l'offre de travail des femmes est plus élastique à leur salaire que celle des hommes, l'élasticité mesurée est plus élevée pour les femmes en couple et les mères de jeunes enfants que pour les femmes seules et les femmes sans enfant. De fait, la situation parentale joue un rôle primordial dans l'offre de travail féminin notamment du fait de dispositions institutionnelles – Piketty (1998). Minni et Moschion (2010) le documentent de façon systématique à partir des enquêtes Emploi pour la période 1975-2008 : le taux d'activité des femmes décroît avec le nombre d'enfants et augmente lorsqu'ils grandissent. Ce constat subsiste y compris en conditionnant l'ajustement selon l'âge de la mère, le niveau de diplôme, la nationalité et le fait de vivre en couple. Lollivier (2001) étudie le comportement d'activité des femmes en couple à partir de données longitudinales : les femmes sont certes plus actives lorsqu'elles sont diplômées mais le revenu de leur conjoint joue peu à court terme. De même, si l'arrivée d'un enfant réduit temporairement la participation à l'emploi, l'arbitrage entre activité et fécondité est opéré sur l'ensemble du cycle de vie : c'est l'intention de maternités répétées qui détermine une suspension durable d'offre de travail.

Les études passées en revue par Briard (2020) divergent quant à la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail de leur conjoint. On sait pourtant que vivre en couple influence considérablement les comportements individuels d'activité. L'économie de la famille modélise les interdépendances entre offre de travail masculin et féminin des individus en couple – Sofer (2005). Estimant un modèle d'offre jointe de travail sur données britanniques, Clark *et alii* (2004) documentent des asymétries considérables entre hommes et femmes. Ces asymétries peuvent nourrir des inégalités professionnelles. Van Ommeren *et alii* (1999) considèrent par exemple sur données néerlandaises l'impact du fait d'avoir un conjoint en emploi sur la mobilité professionnelle : les femmes salariées vivant en couple, en particulier au sein de ménages biactifs occupés, présentent une propension plus faible à la mobilité professionnelle ; ce n'est pas le cas pour les hommes. Dans l'ensemble, en matière de carrière, vivre en couple pourrait représenter un atout pour les hommes, une contrainte pour les femmes.

### L'accès à l'emploi des couples

Ravel (2007) documente à partir des enquêtes Emploi pour la France entre 1975 et 2002 une polarisation de l'emploi entre les ménages : de plus en plus de ménages au sein desquels personne n'a d'emploi et de ménages bi-actifs occupés. Cela tient en partie à la montée des foyers monoparentaux, mais cette polarisation intervient à composition de ménage donnée. Cette polarisation de l'accès à l'emploi ne semble pourtant pas s'accompagner d'une progression de l'inégalité de salaire entre couples. Bouchet-Valat (2017) montre, pour les couples de 30-59 ans, que cette inégalité est restée globalement stable entre 1982 et 2014 notamment sous l'effet de l'augmentation du taux d'emploi des femmes : la corrélation entre les salaires des conjoints progresse certes mais l'inégalité de salaire entre femmes a diminué. En particulier, Bouchet-Valat n'observe pas de tendance à l'augmentation de l'homogamie sociale sur la période.

## L'effet travailleur additionnel

Martinoty (2014) étudie pour l'Argentine l'ajustement du comportement d'activité des femmes en couple suite à la perte d'emploi de leur conjoint ; il s'agit en particulier de tester l'hypothèse d'un effet travailleur additionnel. Ce facteur rendrait compte d'environ 12 % de l'augmentation de la participation féminine constatée lors de la crise argentine de 1998-2002 : les femmes dont le conjoint perd son emploi augmentent considérablement leur offre de travail. Bargain et Martinoty (2019) analyse dans le même esprit les effets de la grande récession en Espagne sur la période 2006-2011. En frappant durement le secteur de la construction, la grande récession a en effet particulièrement affecté les hommes, modifiant les équilibres à l'intérieur de leur ménage lorsqu'ils vivaient en couple.

## Données

La présente étude prolonge ces réflexions pour le cas de la France entre 2003 et 2012, période couvrant la grande récession, à partir des enquêtes Emploi. L'échantillon regroupe les femmes de 25-54 ans vivant en ménage ordinaire en tant que personne de référence<sup>3</sup> du ménage (femmes sans conjoint) ou compagne de cette personne : environ 768 000 femmes dont 76,2 % en couple (quasi-exclusivement hétérosexuel). On s'intéresse principalement ci-après au rôle du groupe socioprofessionnel de leur conjoint en huit modalités, variable composite articulant les dimensions statut d'activité (actif/inactif), statut d'emploi (indépendant/salarié), hiérarchie et domaine professionnel. Pour les actifs occupés, la catégorie socioprofessionnelle assignée à un individu est celle de son emploi au moment de l'enquête ; pour les chômeurs, il s'agit de la catégorie socioprofessionnelle du dernier emploi occupé.

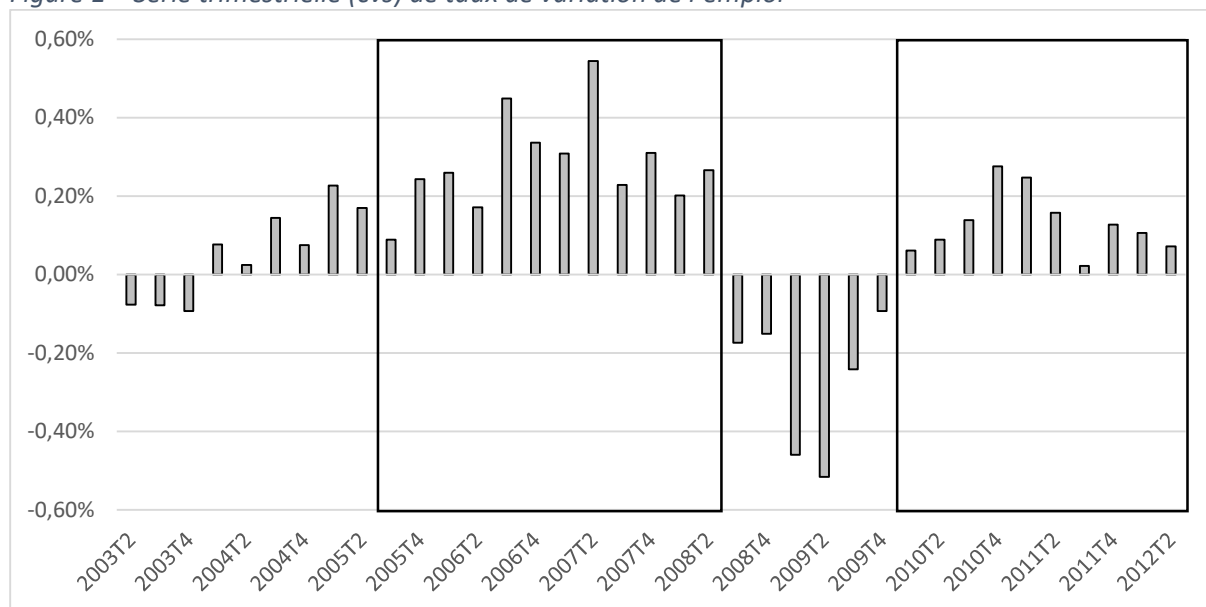
---

<sup>3</sup> La personne de référence de chaque ménage est déterminée de la façon suivante : (1) s'il y a un couple (marié ou de fait) et un seul, c'est l'homme du couple ; (2) s'il y a plusieurs couples, parmi les hommes des couples, c'est le plus âgé des actifs (y compris chômeurs) sinon le plus âgé ; (3) s'il n'y pas de couple mais une seule famille monoparentale (une personne sans conjoint avec un enfant étant lui-même sans conjoint et sans enfant dans le logement), c'est la mère ou le père ; (4) s'il n'y a pas de couple mais plusieurs familles monoparentales, parmi les pères et mères, c'est le plus âgé des actifs, sinon le plus âgé ; (5) s'il n'y a pas de couple ni de famille monoparentale, c'est l'actif le plus âgé sinon le plus âgé.

### Encadré 1 – Contexte conjoncturel et découplage des emplois masculin et féminin

Sur la période 2003-2012, la dynamique de l'emploi connaît quatre phases contrastées (Figure 1) : deux années et demi de faible évolution entre 2003 et 2005, deux années et demi de croissance robuste entre 2006 et 2008, un an et demi de destruction d'emploi de fin 2008 à début 2010 en lien à la grande récession et, pour finir, deux années et demi de « reprise sans emploi ».

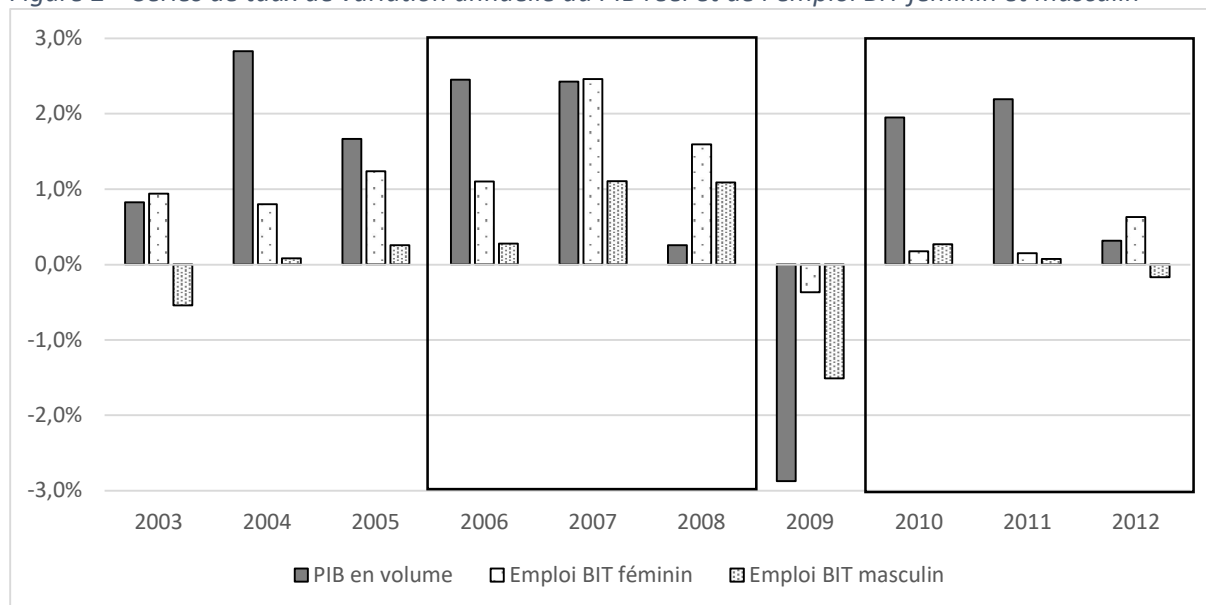
Figure 1 – Série trimestrielle (cvs) de taux de variation de l'emploi



Source : Insee, Estimations d'emploi. Champ : France entière.

Ces quatre phases de la dynamique de l'emploi agrégé se sont manifestées de façon très différentes pour les hommes et pour les femmes. La Figure 2 décrit les taux de variation annuels de l'activité économique, de l'emploi féminin et masculin entre 2003 et 2012.

Figure 2 – Séries de taux de variation annuelle du PIB réel et de l'emploi BIT féminin et masculin



Sources : Insee, Comptes nationaux – base 2014 ; Insee, enquêtes Emploi. Champ : France entière pour le PIB ; France métropolitaine, population des ménages, personnes de 15 ans et plus.

La grande récession commence à impacter l'emploi à partir du troisième trimestre 2008. Jusque-là, l'emploi féminin était beaucoup plus dynamique que le masculin. Tandis que ce dernier subit les effets de la désindustrialisation et d'une crise dans la construction, l'emploi féminin est alors notamment porté par le développement des services à temps partiel. De 2003 à 2006, l'emploi féminin progresse régulièrement au rythme d'environ 1 % par an tandis que l'emploi masculin, après un recul en 2003 (- 0,5 %), stagne jusqu'en 2006 ; on observe alors certes un léger rebond mais la récession y met un terme brutal, avec un nouveau recul de 1,5 % entre 2008 et 2009. Dans ce contexte de rupture longue, la récession impacte donc l'emploi masculin beaucoup plus fortement que le féminin et la reprise de l'activité intervient sans création d'emploi ; la fin de la période correspond à l'entrée de la zone euro dans la crise des dettes souveraines. Au total, la Figure 2 illustre au niveau macro en quoi la bi-activité au sein des ménages pouvait constituer une protection efficace non seulement face aux ruptures longues affectant l'emploi mais aussi face aux répercussions de la récession. En voit-on la trace en passant à un niveau moins agrégé ?

## Analyse conjoncturelle et rôle de la vie en couple

Sur la période 2003-2012, la dynamique globale de l'emploi masculin s'est avérée très en deçà de celle de l'emploi féminin (encadré 1). La progression de l'emploi féminin s'accompagne particulièrement de celle du taux d'emploi des femmes en couple. Ce découplage des dynamiques d'emploi masculin et féminin d'une part, la hausse tendancielle du taux d'emploi des femmes en couple d'autre part, pourraient traduire la portée de la bi-activité comme protection du niveau de vie des ménages comportant un couple. La théorie microéconomique appréhende la chose en termes d'effet travailleur additionnel : à l'échelle d'un couple solidaire, la (crainte de) perte d'emploi de l'un déterminerait un surcroît de participation de son conjoint.

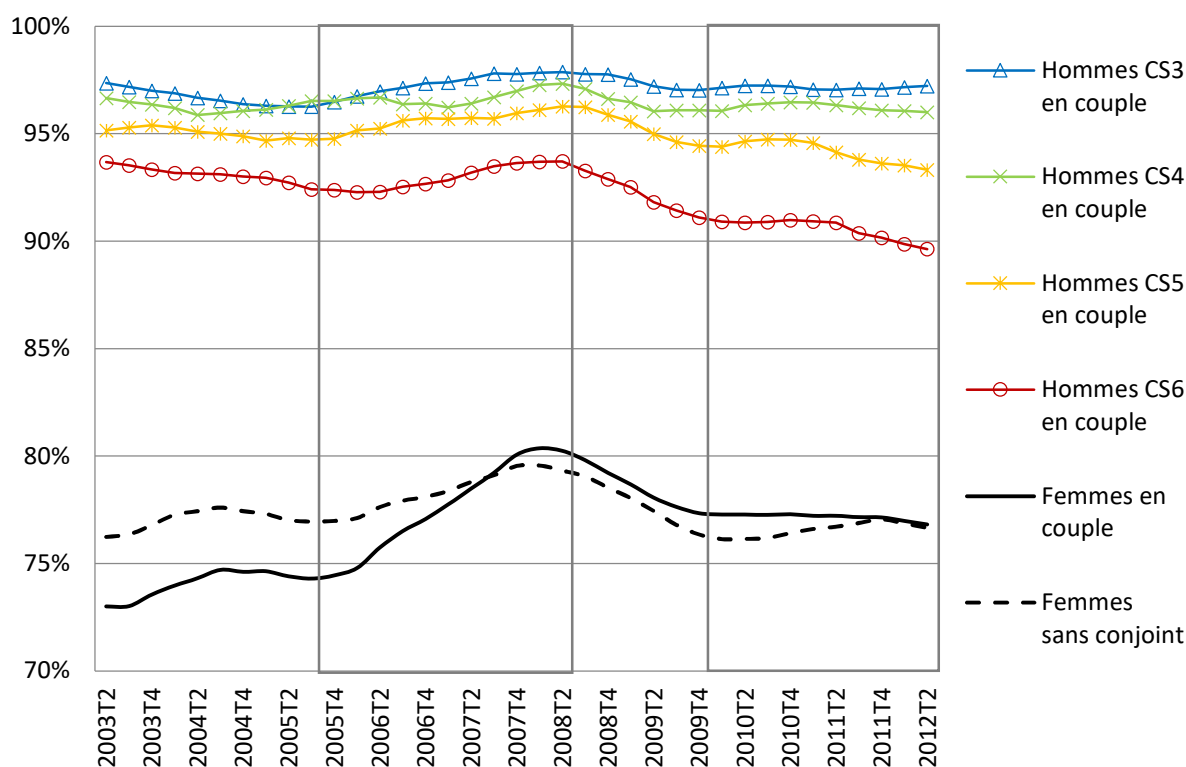
### Taux d'emploi des femmes et des hommes en couple entre 2003 et 2012

La Figure 3 documente pour la France métropolitaine l'évolution du taux d'emploi de six catégories d'individus : les femmes de 25-54 ans selon qu'elles sont en couple ou non ; les hommes de 25-59 ans en couple selon leur groupe socio-professionnel. Quatre groupes salariés sont considérés : les ingénieurs, cadres, professions intellectuelles ou professions libérales (les cadres : CS3) ; les techniciens, professions intermédiaires, contremaîtres, agents de maîtrise (les professions intermédiaires : CS4) ; les employés, agents de surveillance, personnels des services aux particuliers (les employés : CS5) ; les ouvriers de l'artisanat ou de l'industrie, chauffeurs et autres ouvriers (les ouvriers : CS6).

Côté masculin, les ruptures évoquées dans l'encadré 1 (désindustrialisation, crise de la construction) affectent logiquement particulièrement l'emploi ouvrier. Le taux d'emploi des ouvriers en couple baisse sur toute la période à l'exception d'un rebond temporaire en 2006-2007. Celui des hommes employés accompagne la tertiarisation de l'économie mais pâtit de la récession jusqu'à la fin de la période. En comparaison, professions intermédiaires et, plus encore, cadres, apparaissent épargnés par les ruptures et les chocs affectant l'économie. Si la hiérarchie d'accès à l'emploi est restée stable, des écarts se sont creusés en défaveur des employés et des ouvriers. Ce creusement est perceptible dès le début de la période pour les ouvriers et s'amplifie à l'occasion de la récession : partant d'un taux d'emploi inférieur d'environ 4 points de pourcentages (ppt) à celui des cadres, le handicap passe à 7 ppt en fin de période. Le phénomène est moins spectaculaire pour les employés mais la récession contribue à l'amplifier : de 2 ppt d'écart initial au taux d'emploi des cadres, on passe à environ 3 ppt en fin de période.

Le taux d'emploi féminin reste largement inférieur à celui des hommes en couple sur l'ensemble de la période et son évolution globale suit celle des professions du tertiaire.

Figure 3 – Séries trimestrielles (cvs) de taux d'emploi BIT des femmes de 25-54 ans selon qu'elles sont en couple ou non et des hommes de 25-59 ans en couple



Source : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012. Champ : France métropolitaine.

Mais distinguer femmes en couple ou sans conjoint permet de faire apparaître des mouvements différenciés : une relative stabilité du taux d'emploi des secondes mais une progression sensible de celui des premières, particulièrement jusqu'à la récession. L'avantage que présentaient les femmes sans conjoint en 2003 (environ 3 ppt) disparaît, le taux d'emploi des femmes en couple prenant même légèrement le dessus à partir du deuxième trimestre 2007. Sur la période et en dépit de la récession en 2008, la situation des femmes sans conjoint présente une certaine stabilité, avec un taux d'emploi voisin de 77 %. Cela suggère une évolution de l'accès à l'emploi spécifique aux femmes en couple qui pourrait constituer le reflet macroéconomique d'un effet travailleur additionnel en particulier si cette progression concernait particulièrement des femmes en couple avec un ouvrier.

**Encadré 2 – Propriétés du modèle de probabilité linéaire quasi-saturé**

Dans le cas simple d'un traitement à deux modalités (ex. femme en couple ou non) et en limitant (pour la clarté de l'exposé) le nombre de variables de conditionnement à trois (par exemple : l'âge, le diplôme et la nationalité), on estime des équations de la forme :

$$y_i = \alpha + \rho \mathbb{1}(sit_i = "en\ couple") + \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \beta_{jkl} \mathbb{1}(x_{1i} = j) \mathbb{1}(x_{2i} = k) \mathbb{1}(x_{3i} = l) + \varepsilon_i,$$

où :  $y_i \in \{0; 1\}$  est la situation (sans/en emploi) de la femme  $i$  ;  $\mathbb{1}(sit_i = "en\ couple")$  une indicatrice signalant que l'intéressée était en couple ;  $\mathbb{1}(x_{gi} = h)$  une indicatrice signalant que la variable discrète  $x_g$ ,  $g \in \{1,2,3\}$ , prend la valeur  $h$ . De la sorte, l'estimation  $\hat{\rho}$  représente un effet apparent moyen pondéré du fait d'être en couple (sur le résultat  $y$ ). Plus précisément, la régression mime une estimation par appariement. De fait, avec une telle spécification :

$$\rho = \sum_{x=1}^{J \times K \times L} \frac{\sigma^2(sit|x=x)}{\sum_x \sigma^2(sit|x=x)} \rho_x,$$

où :  $x \in \{1, \dots, J \times K \times L\}$  numérote les combinaisons de conditionnements  $x$  ;  $\rho_x$  est la comparaison  $E(y_i | sit_i = \text{"en couple"}, x_i = x) - E(y_i | sit_i = \text{"sans conjoint"}, x_i = x)$  ;  $\sigma^2(sit | x = x)$  est la variance de l'assignation à un conjoint au sein de la combinaison de conditionnements numéro  $x$ . Angrist et Krueger (1999) montrent que l'estimateur analogue dans le cas d'une estimation par appariement est :

$$\rho^m = \sum_{x=1}^{J \times K \times L} \mathbb{P}(sit = \text{"en couple"} | x = x) \rho_x,$$

donc que les deux estimateurs ne diffèrent que par la pondération utilisée pour agréger les effets mesurés par combinaison de conditionnements. Avec cette approche, la linéarité de la fonction d'espérance conditionnelle dans les variables de conditionnement n'est pas postulée mais assurée par la saturation. Un intérêt de cette approche est que la fonction de régression vérifie « automatiquement » la condition de support commun requise par une estimation par appariement : si une combinaison de conditionnements s'avère comporter trop peu de femme en couple  $\sigma^2(sit | x = x) \rightarrow 0$  et la valeur  $\rho_x$  ne pèse pas dans l'estimation de l'effet moyen. Une caractéristique importante des modèles de probabilité linéaire est qu'elle implique l'hétéroscédasticité des résidus d'ajustement : il convient donc d'analyser les coefficients estimés à l'aune d'écarts-types robustes, ce que nous faisons ci-après en utilisant l'approche de White. Angrist et Krueger (1999) montrent que les propriétés ci-dessus valent également avec plus de deux modalités d'assignation ordonnées (ex. non, un peu, beaucoup).

Outre le fait d'échapper au risque d'erreur de spécification dans l'étape d'estimation, l'utilisation d'un modèle de probabilité linéaire quasi-saturé permet d'estimer des écarts directement interprétables et s'avère particulièrement adaptée à des données d'enquête visant la représentativité. A l'étape de l'analyse économétrique comme à celle de la description, les données sont pondérées : l'échantillon de femmes étudié ici est représentatif de l'ensemble des femmes de 25-54 ans vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine entre 2003 et 2012 et les écarts mesurés (moyenne de différences de moyennes) le sont aussi. Les résultats de l'étude ont donc une validité externe optimale.

## Le taux d'emploi des femmes en couple

L'expansion des années 2006-2007 semble avoir particulièrement profité aux femmes en couple. On propose d'estimer la progression de leur taux d'emploi en neutralisant les facteurs ayant contribué à la hausse du taux d'emploi de l'ensemble des femmes, qu'elles soient en couple ou non. L'estimation repose sur l'ajustement d'un modèle de probabilité linéaire quasi-saturé de la forme :

$$y = \sum_{t=1}^4 \delta_t \mathbb{1}(phase = t) + \sum_{t=1}^4 \rho_t \mathbb{1}(phase = t) \mathbb{1}(sit = \text{"en couple"}) + X\beta$$

où  $X\beta = \sum_{k=1}^6 \sum_{l=1}^{14} \sum_{m=1}^2 \sum_{t=1}^4 \beta_{klmt} \mathbb{1}(x_{1i} = k) \mathbb{1}(x_{2i} = l) \mathbb{1}(x_{3i} = m) \mathbb{1}(phase = t)$  avec  $\beta_{1111} = 0$ .  $y \in \{0,1\}$  sans / en emploi ;  $\mathbb{1}(lpr = 2)$  fait d'être en couple (indicatrice d'intérêt). L'équation distingue quatre phases conjoncturelles (encadré 1) :  $t = 1$  (réf.), phase de reprise genrée jusqu'au 3<sup>ème</sup> trimestre 2005 ;  $t = 2$ , phase d'expansion jusqu'au 2<sup>ème</sup> trimestre 2008 ;  $t = 3$ , phase de récession jusqu'au 4<sup>ème</sup> trimestre 2009 ;  $t = 4$ , phase de reprise sans emploi jusqu'à fin 2012. Le paramètre  $\delta_t$  capte ainsi l'action des facteurs temporels ayant contribué à la progression du taux d'emploi des femmes de 25-54 ans qu'elles soient en couple ou non. Le paramètre  $\rho_t$  capte l'effet apparent d'être en couple au cours de la phase  $t \in \{1,2,3,4\}$ . Le terme  $X\beta$  vise à neutraliser les effets de composition individuels tenus pour exogènes et particulièrement discriminants pour l'accès à l'emploi : âge quinquennal (6 modalités, réf. 25-29), niveau de diplôme (14 modalités, réf. sans diplôme)<sup>4</sup>, nationalité

<sup>4</sup> Sans diplôme (71), CEP (70), brevet des collèges (60), CEP-BEP (50), brevet de technicien, brevet professionnel ou bac professionnel (43+44), bac technologique (42), bac général (41), bac+2 paramédical et social et autre diplôme (33+32), DUT

(réf. française) ; l'action de chacun de ces facteurs est différenciée selon la phase conjoncturelle (réf.  $t = 1$ , reprise genrée). La spécification de la partie conditionnement  $X\beta$  est saturée c'est-à-dire que l'équation comprend autant d'indicatrices que de combinaisons de conditionnements possibles :  $6 \times 14 \times 2 \times 4 - 1 = 671$  paramètres de conditionnement. Les résultats de l'estimation sont rassemblés Tableau 1.

Tableau 1 – Effet de l'expansion 2006-2007 sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans en couple

Sans conditionnements	Femmes de 25-54 ans		Différence (en ppt) Test d'égalité <sup>#</sup>
Période	En couple	Sans conjoint	
Réf. : 2003T1-2005T3	73,3 %	77,0 %	-3,7***
Expansion : 2005T4-2008T2	75,4 %	78,3 %	-2,9***
Récession : 2008T3-2009T4	77,0 %	77,9 %	-0,9***
Reprise sans emploi : 2010T1-2012T4	76,9 %	76,5 %	+0,4*
Différence temporelle			
Récession – Réf.	+3,7	+0,9	+2,8***
Reprise sans emploi – Réf.	+3,6	-0,5	+4,1***
Différence temporelle			
Conditionnements âge-diplôme-nationalité	Femmes de 25-54 ans		Différence (en ppt) Test d'égalité <sup>#</sup>
Période	En couple	Sans conjoint	
Réf. : 2003T1-2005T3	46,3 %	49,6 %	-3,3***
Expansion : 2005T4-2008T2	38,0 %	40,9 %	-2,9***
Récession : 2008T3-2009T4	40,5 %	42,0 %	-1,5***
Reprise sans emploi : 2010T1-2012T4	42,7 %	42,6 %	+0,1
Différence temporelle			
Récession – Réf.	-5,7	-7,6	+1,8***
Reprise sans emploi – Réf.	-3,6	-7,1	+3,4***

Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine. <sup>#</sup> Test d'égalité du khi2 robuste à l'hétéroscédasticité, risque de 1<sup>ère</sup> espèce (p-valeur) : \*\*\* <1 %, \*\* <5 %, \* <10 %. Lecture : en moyenne avant la phase d'expansion, l'écart de taux d'emploi entre femmes de 25-54 ans en couple ou sans conjoint était de 3,7 points de pourcentage en défaveur des femmes en couple ; l'écart était significatif au seuil de 1 %.

Sur la période considérée, le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans en couple progresse de 3,4 points de pourcentage (Tableau 1), ce en neutralisant l'influence des facteurs d'accès à l'emploi qu'elles ont en commun avec les autres femmes de cette tranche d'âge et l'action des effets de compositions âge-diplôme-nationalité. Ce résultat suggère une évolution portée par un comportement spécifique pouvant tenir, dans le contexte d'un emploi masculin à la peine (Figure 2), à une conscience accrue des avantages de la bi-activité.

Pour autant, l'évolution mesurée peut-elle être mise en rapport avec la dégradation relative de la situation de conjoints ouvriers illustrée Figure 3 ? La protection que peut apporter la bi-activité est-elle également accessible à l'ensemble des groupes socioprofessionnels ? Ces questions sont traitées en distinguant l'influence du fait d'être en couple sur le taux d'emploi féminin selon la catégorie socioprofessionnelle de leur conjoint.

## Le rôle du groupe socio-professionnel du conjoint

Le Tableau 2 décrit la taille et la répartition de l'échantillon considéré pour traiter les questions précédentes ; en pondéré cet échantillon est représentatif de la population des femmes de 25-54 ans

---

ou BTS (31), Premier cycle universitaire (30), licence (21), maîtrise (22), Ecoles (niveau licence et au-delà) (12), troisième cycle universitaire (10).

résidant en France métropolitaine sur la période 2003-2012. Les femmes sans conjoint représentent un peu moins d'un quart du total. Parmi les femmes en couple, près d'un tiers le sont avec un ouvrier, environ un cinquième avec un homme profession intermédiaire, à peine plus d'un dixième avec un employé.

Tableau 2 – Répartition des femmes de 25-54 ans selon qu'elles sont sans conjoint ou en couple et, le cas échéant, selon le groupe socioprofessionnel de leur conjoint (moyenne annuelle 2003-2012)

	Non-pondéré (%)	Pondéré (%)
Sans conjoint	23,8	23,0
<hr/>		
En couple avec un...		
<i>Agriculteur : CS1</i>	1,9	2,0
<i>Artisan, commerçant, chef d'entreprise : CS2</i>	6,5	6,6
<i>Ingénieur, cadre, profession intellectuelle, profession libérale : CS3</i>	14,1	14,4
<i>Technicien, profession intermédiaire, contremaître, agent de maîtrise : CS4</i>	16,1	16,5
<i>Employé, agent de surveillance, personnel des services aux particuliers : CS5</i>	7,7	8,0
<i>Ouvrier de l'artisanat ou de l'industrie, chauffeur, autre ouvrier : CS6</i>	23,6	23,4
<i>Retraité : CS7</i>	3,6	3,4
<i>Inactif non retraité ou chômeur n'ayant jamais travaillé : CS8</i>	2,6	2,7
Effectifs	767 900	12 millions

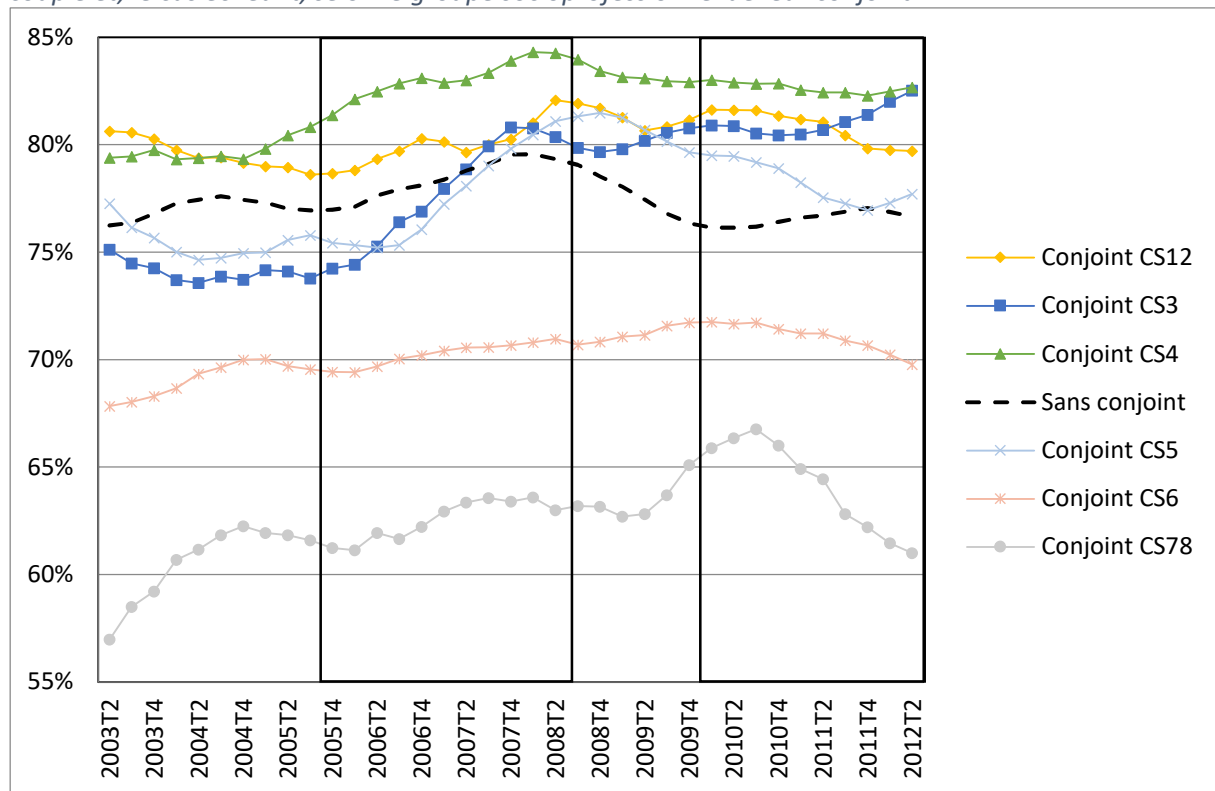
Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

La Figure 4 illustre l'évolution du taux d'emploi de chacun des groupes distingués Tableau 2 : on retrouve au milieu (trait discontinu) le cas des femmes sans conjoint. Un premier point frappant est l'éclatement des situations selon la catégorie socioprofessionnelle du conjoint : près de 30 points d'écart entre une femme en couple avec un inactif non retraité (CS8) et une femme en couple avec un agriculteur (CS1).

Les compagnes de CS1, CS2 ou CS4 connaissent dès 2003 des taux d'emploi supérieurs à celui des femmes sans conjoint ; le croisement documenté Figure 3 concernait essentiellement les compagnes d'employé (CS5) ou de cadre (CS3). A l'inverse les femmes en couple avec un ouvrier présentent un taux d'emploi inférieur à celui des femmes sans conjoint sur l'ensemble de la période même si l'écart va en s'atténuant : d'environ 8,5 points en 2003, on passe à 7 points en 2012. Quant aux compagnes d'inactifs (CS7 ou CS8), leur accès à l'emploi apparaît non seulement très inférieur aux autres mais aussi assez mal orienté.

Difficile donc de voir dans la bi-activité une protection spécialement accessible aux catégories sociales les plus exposées au risque de non-emploi masculin. Il reste à comprendre à quoi tiennent ces différences et à questionner le rôle des effets de composition dans leur explication. Peut-être en effet les écarts illustrés Figure 4 et leur évolution reflètent-ils simplement le fait que les compagnes d'ouvrier par exemple ont des caractéristiques individuelles moins favorables à l'accès à l'emploi que les femmes de profession intermédiaire (CS4). Peut-être ces dernières évoluent-elles sur un marché du travail mieux orienté. Les différences d'évolution constatées peuvent tenir sur la période à des recompositions au sein de chaque sous-population. Bref, une multitude de facteurs indépendants de l'influence directe du groupe social de leur conjoint sur l'accès à l'emploi des femmes en couple peuvent expliquer les différences observées.

Figure 4 – Séries trimestrielles (cvs) de taux d'emploi de femmes de 25-54 ans selon qu'elles vivent en couple et, le cas échéant, selon le groupe socioprofessionnel de leur conjoint



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

Les effets de composition observables sont neutralisés en appliquant la démarche économétrique mise en œuvre précédemment.

### Spécification quasi-saturée

L'analyse est menée en coupes répétées en traitant les femmes sans conjoint comme point de comparaison et en distinguant, concernant l'éventuel conjoint, cinq groupes socio-professionnels : les indépendants (CS1/2), les cadres (CS3), les professions intermédiaires (CS4), les employés (CS5), les ouvriers (CS6) et les inactifs (CS7/8). L'ajustement s'écrit :

$$y = \alpha + \sum_{j=1/2}^{7/8} \rho_j \mathbb{1}(csh = j) + \sum_{t=2}^4 \delta_t \mathbb{1}(phase = t) + \sum_{j=1/2}^{7/8} \sum_{t=1}^4 \theta_{jt} \mathbb{1}(csh = j) \mathbb{1}(phase = t) + X\beta$$

où  $X\beta = \sum_{k=1}^6 \sum_{l=1}^{14} \sum_{m=1}^2 \sum_{t=1}^4 \beta_{klmt} \mathbb{1}(x_{1i} = k) \mathbb{1}(x_{2i} = l) \mathbb{1}(x_{3i} = m) \mathbb{1}(phase = t)$  avec  $\beta_{1111} = 0$ . On a  $y \in \{0,1\}$  sans/en emploi ;  $\mathbb{1}(csh = j) = 1$  pour une femme en couple avec une personne du groupe  $j$  (indicateurs d'intérêt). Les paramètres estimés :  $\rho_j$  effet apparent principal d'être en couple avec un homme  $csh = j \in \{1/2, 3, 4, 5, 6, 7/8\}$  ;  $\delta_t$  effet apparent principal de la  $phase = t \in \{1, 2, 3, 4\}$ . Avec  $\beta_{1111} = 0$ , la référence est une jeune (25-29 ans) française sans conjoint et sans diplôme en phase initiale (2003-2005T3). Le terme  $X\beta$  vise à neutraliser les effets de composition individuels tenus pour exogènes : âge quinquennal (6 modalités), niveau de diplôme (14 modalités) et nationalité. L'action de chaque combinaison âge-diplôme-nationalité est autorisée à varier selon la phase du cycle (initial, expansion, récession, reprise sans emploi) de sorte que  $X\beta$  représente 671 conditionnements une fois retranchée la référence. Cette spécification quasi-saturée permet une approximation fine de la fonction d'espérance conditionnelle (cf. encadré 2) : les hypothèses de spécification sont minimales.

Deux spécifications sont considérées autorisant ou non un effet du cycle différencié selon le groupe socio-professionnel de l'éventuel conjoint. Formellement, il s'agit de considérer ou non les paramètres  $\theta_{jt}$  qui capte l'effet d'être en couple avec un  $csh = j$  en phase  $t$  du cycle. L'équation est estimée par

moindres carrés ordinaires en pondérant les observations de sorte que les estimations sont représentatives de la population des femmes de 25-54 ans de France métropolitaine qui résident en logement ordinaire.

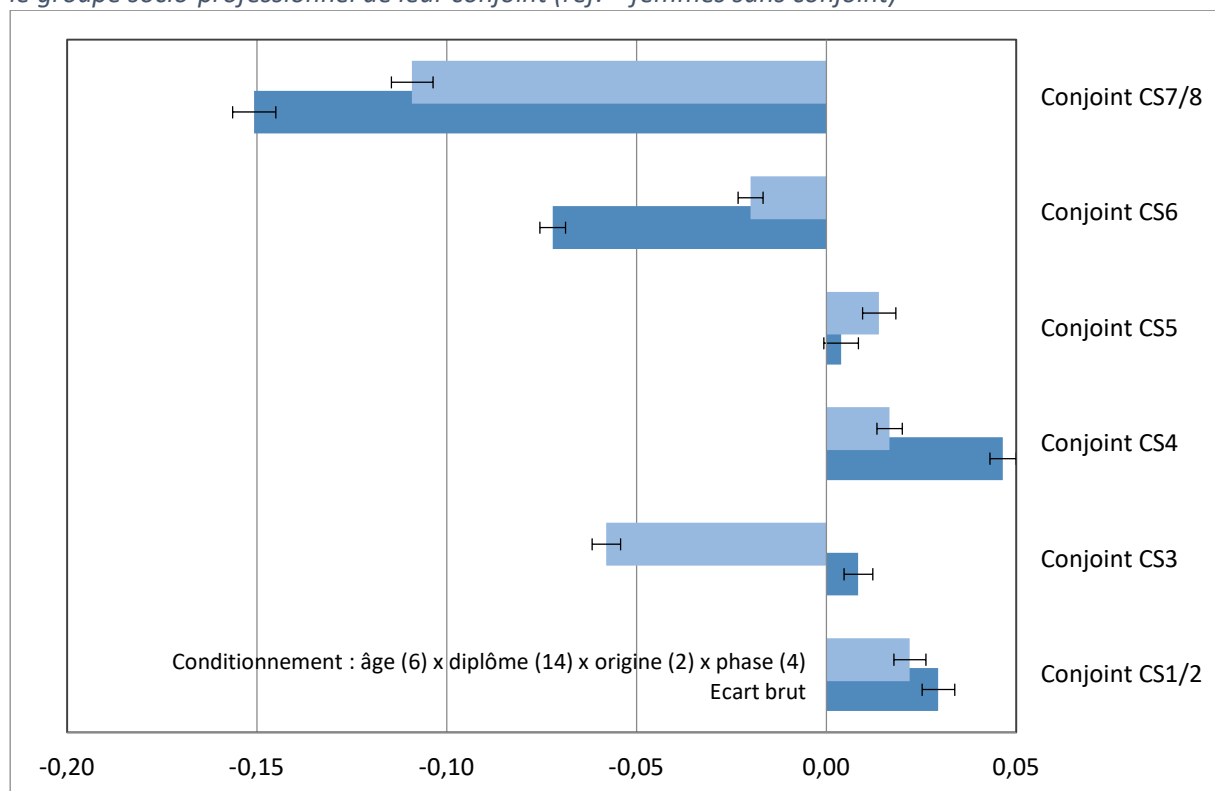
## Effets apparents

### Effets structurels

La Figure 5 fournit l'effet sur le taux d'emploi féminin de vivre en couple selon le groupe socio-professionnel du conjoint (paramètres  $\rho_j$ ) à supposer que l'effet du cycle sur le taux d'emploi féminin est le même qu'une femme soit en couple ou non. On y considère deux ajustements, avec ou sans conditionnement âge-diplôme-nationalité, de sorte à percevoir les effets de composition associés au fait d'être en couple avec un homme de tel ou tel groupe socio-professionnel. On a aussi les intervalles de confiance à 95 % permettant de juger de la significativité statistique des différences mesurées non seulement par rapport aux femmes sans conjoint mais aussi entre femmes en couple elles-mêmes selon le groupe de leur conjoint.

Être en couple avec un homme inactif (CS7/8) est associé à un taux d'emploi féminin de près de 15 points de pourcentage (ppt) inférieur au fait d'être sans conjoint. Cependant, cela tient pour partie à des caractéristiques âge-diplôme-nationalité moins favorables à l'emploi : lorsqu'on neutralise leur action, l'écart est ramené à un peu plus de 11 ppt. À l'inverse, être en couple avec un indépendant (CS1/2) procure un avantage d'accès à l'emploi de l'ordre de 3 ppt qui ne tient que modérément à des caractéristiques individuelles spécialement favorables.

Figure 5 – Effet apparent principal d'être en couple sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans selon le groupe socio-professionnel de leur conjoint (réf. = femmes sans conjoint)



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine. Les segments correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

L'accès à l'emploi des femmes en couple avec un salarié est très contrasté selon le groupe socio-professionnel considéré. Si le taux d'emploi des compagnes d'employé (CS5) ne s'écarte pas significativement de celui des femmes sans conjoint (écarts bruts), tenir compte des effets de composition révèle un avantage d'environ 1,4 ppt. C'est l'inverse pour les compagnes d'homme

profession intermédiaire (CS4) dont l'avantage tient largement à des caractéristiques individuelles plus favorables que celles des femmes sans conjoint.

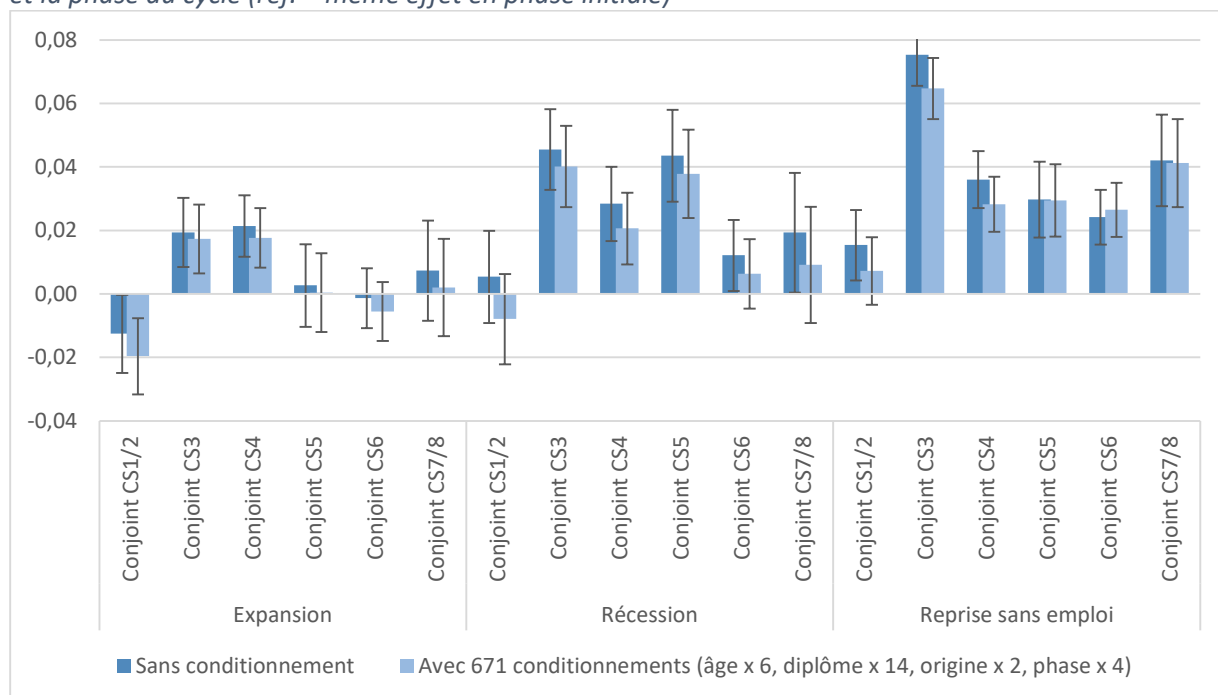
La comparaison la plus frappante concerne les compagnes d'ouvrier (CS6) ou de cadre (CS3). Les premières ont un taux d'emploi sensiblement inférieur à celui des femmes sans conjoint (7 ppt) tenant largement à des caractéristiques spécialement défavorables : lorsqu'on en tient compte, l'écart est ramené à 2 ppt. L'analyse est opposée concernant les compagnes de cadre : le point de pourcentage d'avantage brut dissimule une propension spécifique à ne pas occuper d'emploi ; à caractéristiques semblables, c'est un écart de près de 6 ppt qui est mesuré.

Le fait d'être en couple semblait donc avoir une influence très contrastée selon le groupe socioprofessionnel du conjoint. On note en particulier un handicap de près de 2 ppt pour les compagnes d'ouvrier à caractéristiques âge-diplôme-nationalité-phase données. On examine à présent l'évolution des différences mesurées au fil des phases caractérisant la conjoncture de l'emploi.

### Effets au fil du cycle

La Figure 6 documente l'influence du cycle économique sur l'écart d'accès à l'emploi des femmes en couple par rapport aux femmes sans conjoint : il s'agit de double-différences (paramètres  $\theta_{jt}$ ). Selon le groupe du conjoint, on examine si les différentes phases sont spécifiquement (déf-)favorables aux femmes en couple. Le taux d'emploi des femmes sans conjoint (référence) progresse significativement à la faveur de la phase d'expansion mais revient à son niveau initial par la suite (Figure 4). Celui des compagnes d'indépendant bénéficie moins de la phase d'expansion et suit une évolution non significativement différente de la référence par la suite. Les compagnes de cadre connaissent une progression de leur taux d'emploi significativement plus forte pendant l'expansion et l'avantage s'amplifie par la suite : sur l'ensemble de la période, leur taux d'emploi progresse de 6 ppt. Cette séquence vaut aussi, quoique dans une moindre mesure, pour les compagnes d'homme profession intermédiaire.

Figure 6 – Effet d'être en couple sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans selon la CS du conjoint et la phase du cycle (réf. = même effet en phase initiale)



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine. Les segments correspondent aux intervalles de confiance à 95 %.

Les autres femmes en couple ne bénéficient pas plus que les femmes sans conjoint de la phase d'expansion. Mais le taux d'emploi des compagnes d'employé semble mieux résister à la crise que celui des femmes sans conjoint. L'évolution du taux d'emploi des compagnes d'ouvrier ou d'inactif n'est pas significativement différente de celle des femmes sans conjoint jusqu'à la phase de reprise. C'est seulement dans cette dernière, que l'écart à l'évolution du taux d'emploi des femmes sans conjoint devient significativement positif. Cela étant, la Figure 4 suggère que l'avantage n'est vraisemblablement que transitoire. Dans l'ensemble, les effets de composition ne jouent pas de rôle important dans l'analyse des double-différences (Figure 6).

L'influence de la vie en couple sur l'accès à l'emploi des femmes est donc différente selon le groupe socioprofessionnel du conjoint et le contexte conjoncturel. Les compagnes d'indépendant présentent un avantage de l'ordre de 3 ppt relativement insensible à la conjoncture. C'est l'inverse pour les compagnes d'inactif : un handicap d'accès à l'emploi important (plus de 10 ppt) stable sur la période 2003-2012. Sur la période le taux d'emploi des compagnes de cadre progresse certes fortement mais cela ne corrige pas entièrement l'anomalie d'une participation à l'emploi particulièrement faible au regard des caractéristiques individuelles des intéressées. L'accès à l'emploi des compagnes d'employé ou d'homme profession intermédiaire n'est initialement pas différent de celui des femmes sans conjoint mais connaît une progression significative pour leur donner finalement un avantage d'environ 3 ppt qui ne reflète pas des effets de composition. Le cas des compagnes d'ouvrier est le moins favorable parmi les femmes en couple avec un actif : elles souffrent initialement d'un handicap de taux d'emploi d'environ 3 ppt qui se résorbe essentiellement à l'occasion de la récession 2008-2009. Ce rapprochement pourrait tenir à un effet travailleur additionnel dans le contexte d'une accélération des destructions d'emploi ouvrier. Mais le taux d'emploi des compagnes d'ouvrier n'apparaît pas mieux orienté que celui des femmes sans conjoint au cours de la phase de reprise sans emploi.

## Analyse des effets structurels apparents

L'objet de cette section est d'analyser le mécanisme de transmission du groupe socioprofessionnel de leur conjoint sur l'accès à l'emploi des femmes en couple. Il s'agit d'examiner les corrélats des appartenances socioprofessionnelles susceptibles d'influencer l'accès féminin à l'emploi. Trois variables de ce type sont considérées : la situation parentale, la situation salariale du conjoint et l'espace de résidence.

### Situation parentale

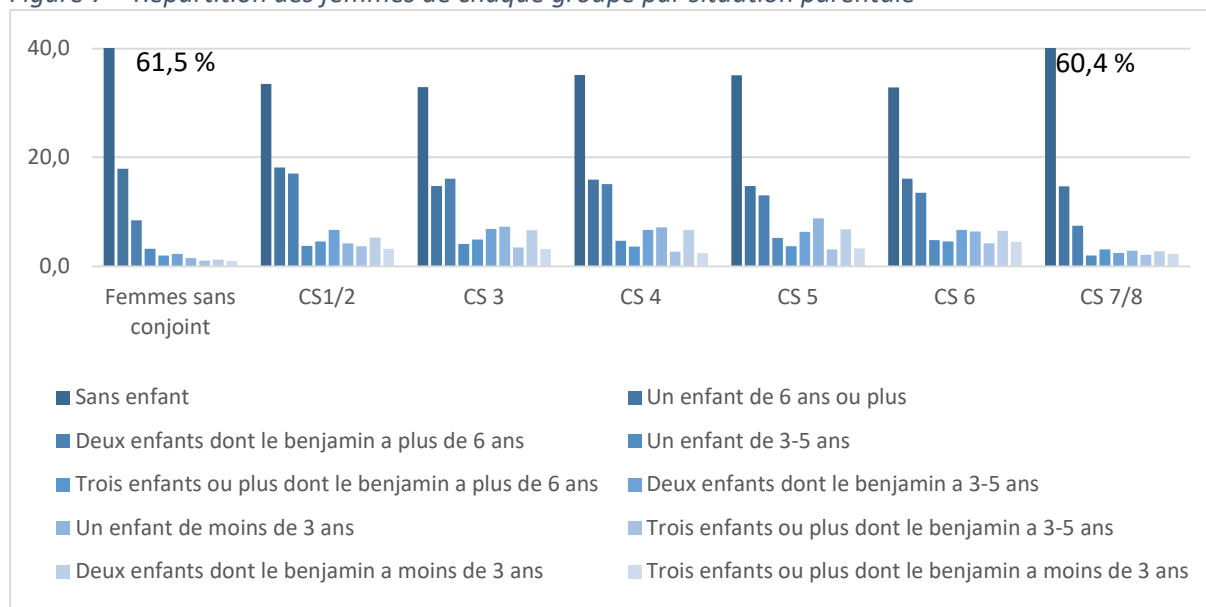
La situation parentale est décrite sous l'angle de son impact moyen sur l'accès féminin à l'emploi, à combinaison âge-diplôme-nationalité-phase donnée. Dix situations parentales distinctes sont considérées, classées ici par influence moyenne (négative) croissante sur l'accès à l'emploi féminin : sans enfant ; un enfant de 6 ans ou plus ; deux enfants dont le benjamin a 6 ans ou plus ; un enfant de 3 à 5 ans ; trois enfants ou plus dont le benjamin a 6 ans ou plus ; deux enfants dont le benjamin a entre 3 et 5 ans ; un enfant de moins de 3 ans ; deux enfants donc le benjamin a moins de 3 ans ; trois enfants ou plus dont le benjamin a entre 3 et 5 ans ; trois enfants ou plus dont le benjamin a moins de 3 ans. L'effet de ces situations parentales sur la participation féminine capte plusieurs catégories de facteurs : une disponibilité de ressources masculines, un surcroît de travail domestique, l'accès à des transferts liés à la politique familiale. Ce dernier aspect intervient particulièrement à partir du troisième enfant (Thévenon, 2014).

Une première étape de l'analyse consiste à étudier la répartition des femmes de chacun des groupes d'intérêt (sans conjoint ou en couple avec un homme de chaque groupe socioprofessionnel) entre ces différentes situations : c'est l'objet de la Les compagnes d'indépendant ou d'homme profession intermédiaire sont concentrées dans les modalités les moins limitatives en termes d'accès à l'emploi.

C'est l'inverse parmi les compagnes de cadre ou d'ouvrier que les femmes sans enfants sont les moins fréquentes, moins de 33 %.

Figure 7. Les compagnes d'indépendant ou d'homme profession intermédiaire sont concentrées dans les modalités les moins limitatives en termes d'accès à l'emploi. C'est l'inverse parmi les compagnes de cadre ou d'ouvrier que les femmes sans enfants sont les moins fréquentes, moins de 33 %.

Figure 7 – Répartition des femmes de chaque groupe par situation parentale



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

Globalement, les compagnes d'ouvrier sont particulièrement concernées par les situations parentales limitatives : elles ont plus souvent que les autres trois enfants ou plus et leur fréquence de benjamins en bas âge n'est dépassée que par celle des compagnes d'employés. Mais lorsqu'on compare plus finement compagnes d'employé ou d'ouvrier, les premières sont très surreprésentées parmi les mères d'un enfant de moins de 3 ans tandis que les secondes le sont pour les mères de trois enfants ou plus dont un de moins de six ans... qui s'avère la modalité la plus limitative.

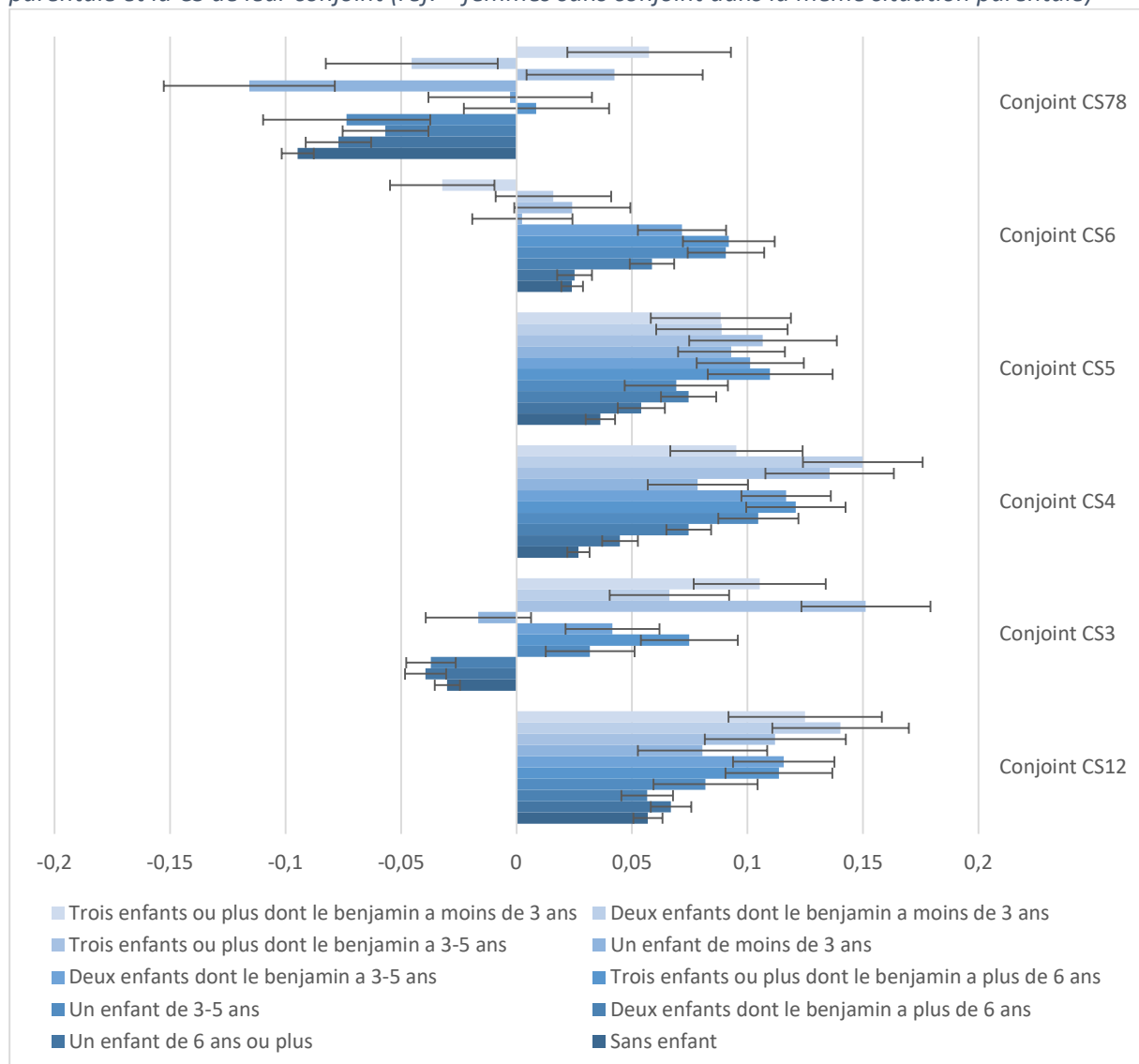
Partant du constat précédent, il reste à examiner l'ampleur relative de l'influence de chaque situation parentale sur l'accès féminin à l'emploi selon le groupe socioprofessionnel du conjoint. C'est ce que propose la Figure 8. À caractéristiques âge-diplôme-nationalité et à phase conjoncturelle donnée, le handicap d'accès à l'emploi des compagnes d'inactifs (par rapport aux femmes sans conjoint) se manifeste quelle que soit leur situation parentale. Parmi les compagnes d'actif ce n'est le cas que pour les compagnes de cadre : un avantage de l'ordre de 2 à 5 ppt est observé pour les compagnes d'indépendant, d'homme profession intermédiaire ou d'employé ; ce n'est aussi le cas pour les compagnes d'ouvrier qu'en l'absence d'enfant.

À situation parentale donnée, être en couple avec un indépendant, un homme profession intermédiaire ou un employé donne toujours un avantage d'accès à l'emploi. Être en couple avec un cadre apporte un avantage pour les situations parentales les plus limitatives sauf pour le premier enfant lorsqu'il a moins de trois ans. Être en couple avec un ouvrier ne procure aucun avantage significatif pour les situations parentales les plus limitatives : cela constitue même un handicap pour les mères de trois enfants ou plus dont un de moins de 3 ans. Être en couple avec un inactif est généralement défavorable sauf pour la situation parentale la plus limitative.

Au total, parmi les femmes en couple, on observe un handicap d'accès à l'emploi pour les compagnes d'ouvrier dans les quatre situations parentales les plus limitatives. On peut le résumer en comparant

leur cas à celui des compagnes d'employé : le handicap atteint 10 ppt pour trois enfants ou plus dont un de moins de trois ans. Quel que soit le groupe de comparaison, être en couple avec un ouvrier réduit donc systématiquement l'accès féminin à l'emploi pour les situations parentales les plus limitatives. Il y aurait donc deux questions à poser : pourquoi les ménages ouvriers présentent-ils plus souvent que les autres des situations parentales limitant la probabilité d'emploi féminin ? Pourquoi une même situation parentale réduit-elle davantage la probabilité d'emploi féminin pour les ménages ouvriers que pour les autres ménages ?

Figure 8 – Effet d'être en couple sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans selon leur situation parentale et la CS de leur conjoint (réf. = femmes sans conjoint dans la même situation parentale)



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

### Situation salariale du conjoint

L'influence du groupe socioprofessionnel de leur conjoint sur la participation à l'emploi des femmes en couple peut aussi tenir aux revenus d'activités de ces conjoints – voir notamment les prédictions de la théorie microéconomique de l'offre de travail des couples (Sofer, 2005). L'enquête Emploi ne collecte l'information sur les revenus d'activité qu'en première et sixième interrogation : l'analyse doit donc être menée sur des effectifs réduits de deux-tiers ce qui, à l'étape d'estimation, implique une perte de précision. La recherche d'un compromis satisfaisant pour la qualité de l'estimation conduit à coder la situation d'activité mensuelle du conjoint en neuf modalités : chômage non indemnisé ;

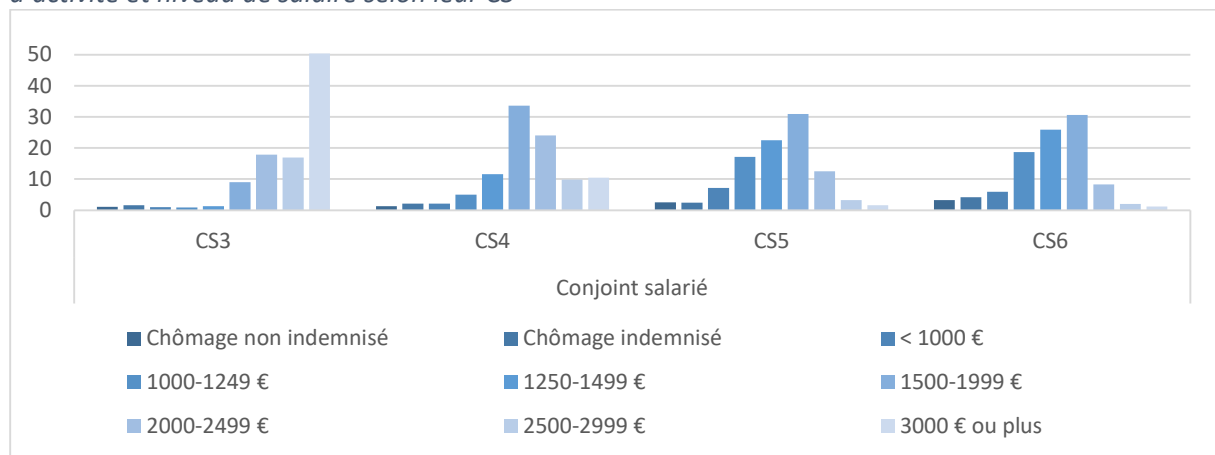
chômage indemnisé ; revenu salarié de moins de 1000 € ; revenu salarié de 1000 € à 1249 € ; revenu salarié de 1250 € à 1499 € ; revenu salarié de 1500 € à 1999 € ; revenu salarié de 2000 € à 2499 € ; revenu salarié de 2500 € à 2999 € ; revenu salarié de 3000 € ou plus. À caractéristiques individuelles données, la relation moyenne entre ces situations et l'accès à l'emploi des femmes en couple est moins linéaire que ne le prédisent les modèles microéconomiques standards. Les femmes en couple avec les actifs aux situations les moins favorables (chômeurs ou travailleurs pauvres) accusent un handicap d'accès à l'emploi (par rapport aux femmes sans conjoint) significatif et d'autant plus fort que la situation du conjoint est défavorable. À l'inverse, les femmes en couple avec un salarié touchant entre 1500 et 2500 € présentent un léger avantage d'accès à l'emploi. Au-delà de 2500 €, le lien redevient négatif : être en couple avec un conjoint touchant plus de 3000 € est associé à une participation à l'emploi inférieure de près de 10 ppt à celle d'une femme sans conjoint aux caractéristiques individuelles équivalentes.

Les hommes en couple des différents groupes socioprofessionnels salariés ne se répartissent évidemment pas identiquement entre les situations précédentes, ce qu'illustre la

Figure 9. Sans surprise, les cadres sont majoritairement en emploi bénéficiant d'un revenu salarié supérieur à 3000 €. La situation modale parmi les autres hommes en couple se situe entre 1500 et 2500 €. Les situations des hommes en couple employé ou ouvrier sont proches bien que ces derniers soient plus souvent concernés par le chômage.

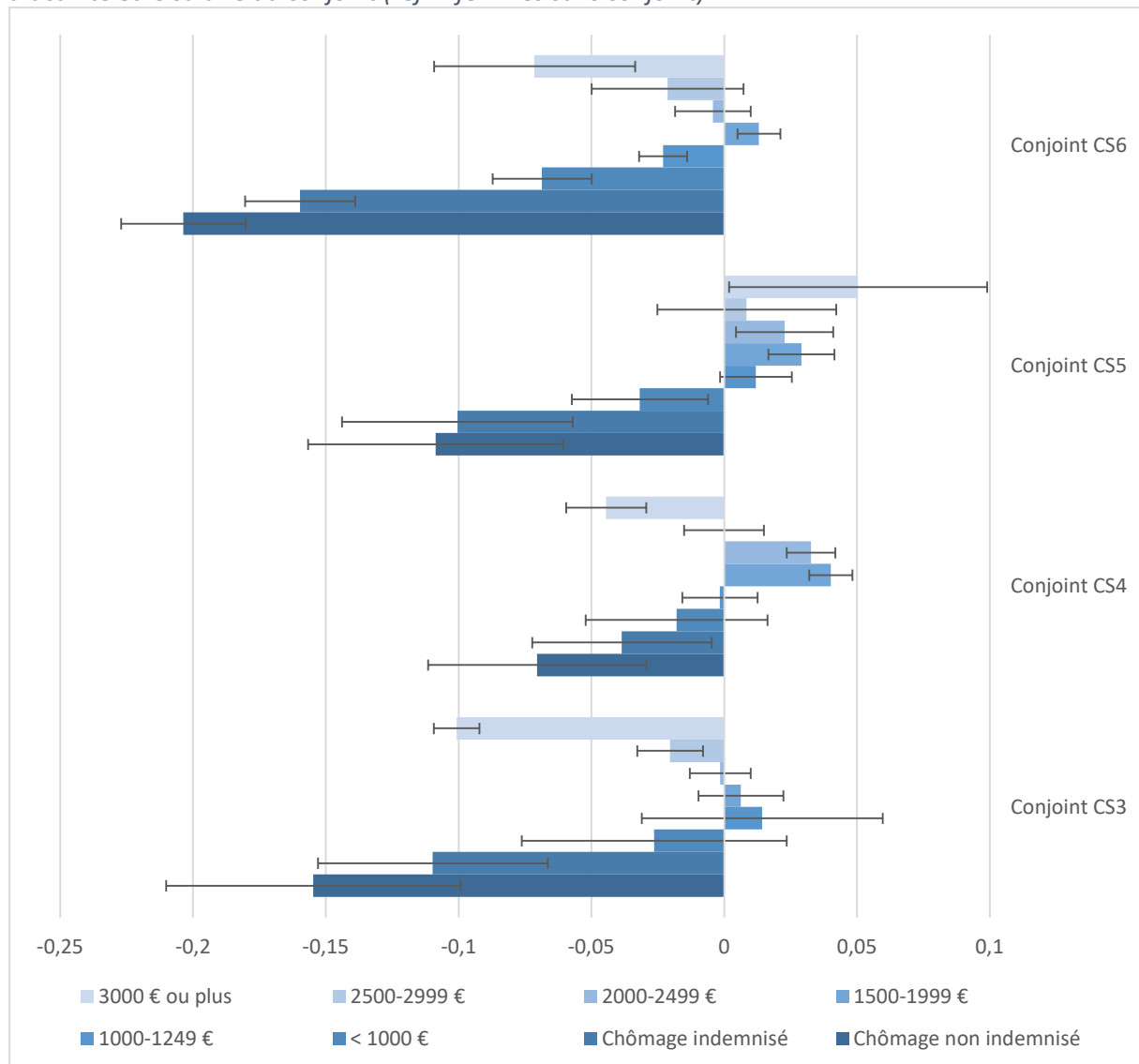
Reste à examiner l'influence du statut d'activité et du niveau de rémunération du conjoint salarié sur l'accès à l'emploi des femmes en couple, étape réalisée Figure 10. Les intervalles de confiance associés aux différentes modalités sont de tailles très variables : la précision des estimations varie en effet considérablement selon l'effectif des classes considérées. La référence reste une jeune française sans conjoint et sans diplôme.

Figure 9 – Répartition des hommes salariés en couple avec une femmes de 25-54 ans par statut d'activité et niveau de salaire selon leur CS



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012, 1<sup>ère</sup> et 6<sup>ème</sup> interrogations ; France métropolitaine.

Figure 10 – Effet d'être en couple sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans selon la CS, le statut d'activité et le salaire du conjoint (réf. = femmes sans conjoint)



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012, 1<sup>ère</sup> et 6<sup>ème</sup> interrogations ; France métropolitaine.

Le cas des compagnes d'homme profession intermédiaire est représentatif de ce qui prévaut en moyenne : un accès à l'emploi significativement réduit par le fait d'être en couple avec un chômeur ou un travailleur pauvre d'un côté, un salarié bien rémunéré de l'autre ; un accès accru pour les situations salariales intermédiaires. On retrouve aussi ce profil moyen pour les compagnes d'ouvrier bien que seuls les conjoints gagnant entre 1500 et 2000 euros leur donnent un avantage significatif (faible) d'accès à l'emploi.

Les compagnes des employés les mieux rémunérés sont les seules à ne pas manifester une participation à l'emploi réduite par rapport aux femmes sans conjoint de caractéristiques individuelles semblables. La polarisation des situations défavorables apparaît très nettement : si les compagnes de chômeur accusent toujours un handicap d'accès à l'emploi, c'est dans le cas de conjoint ouvrier que le handicap est le plus marqué. La comparaison entre compagnes d'ouvrier ou d'employé est instructives car elle illustre des différences à l'intérieur des classes populaires. Or, le chômage non indemnisé du conjoint s'avère un handicap à l'accès à l'emploi de leur compagne beaucoup plus marqué pour les compagnes d'ouvrier que pour les compagnes d'employé : -20 ppt contre -10 ppt.

Le revenu d'activité est donc un canal de transmission du groupe socioprofessionnel du conjoint sur l'accès à l'emploi féminin. Être en couple avec un chômeur ou un travailleur pauvre handicape l'accès à l'emploi féminin et les compagnes d'ouvrier y sont plus souvent confrontées. Cela dit, l'effet négatif est plus fort dans leur cas que dans celui des compagnes d'employé.

### Espace de résidence

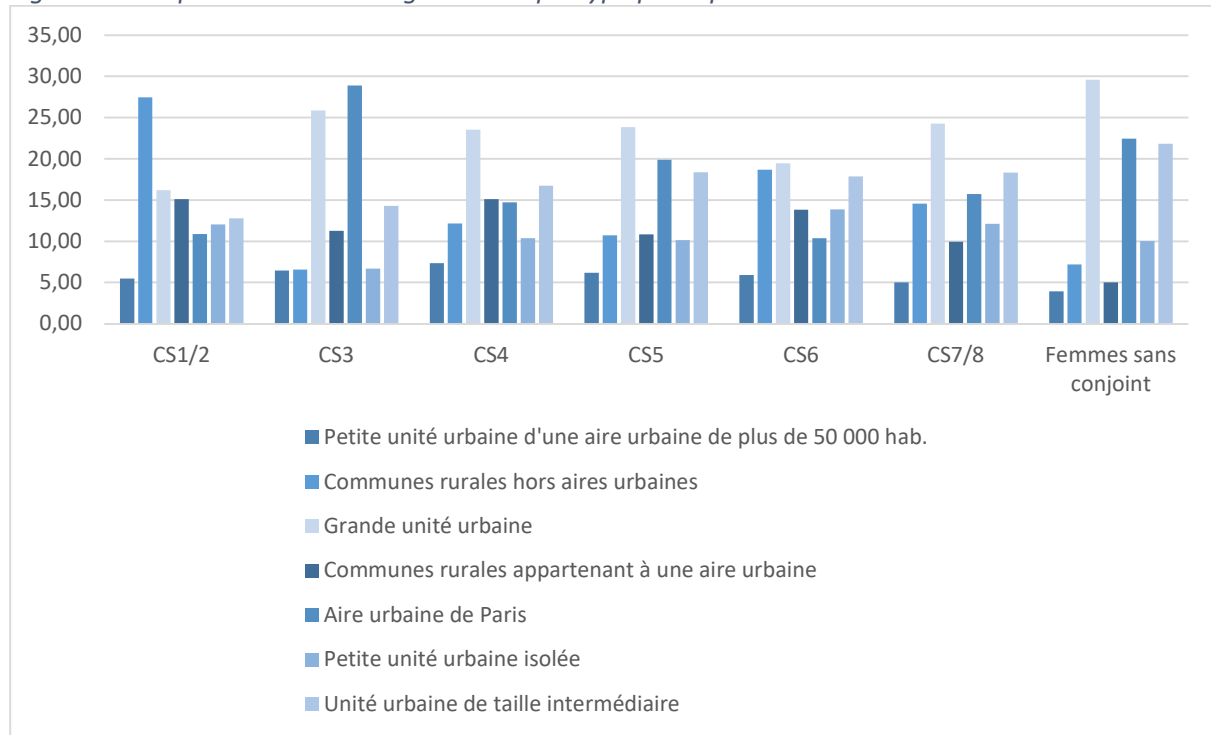
L'asymétrie homme-femme de l'influence de la vie en couple sur les carrières pourrait, indépendamment des situations parentales, transiter par les choix de lieu de résidence et de mobilité géographique des couples. Costa et Kahn (2000) analysent en ce sens la manière dont les couples biactifs occupés très diplômés (« *power couples* ») font face à la contrainte géographique qu'implique la cohabitation : la poursuite d'objectifs de carrière ambitieux par les deux membres de ces couples nécessiterait qu'ils résident au sein de métropoles dotées de marchés du travail locaux denses. Ils montrent sur données étatsuniennes, qu'on observe effectivement une tendance de ce type à partir des années 1950. Rouwendal *et alii* (2003) répliquent cette analyse sur données néerlandaises. Ils observent également une tendance à la concentration des couples de salariés à hauts diplômes dans la partie la plus urbanisée du pays (en dépit de congestions et de l'absence de prime salariale). Ces couples sont plus souvent propriétaires et occupent des logements plus chers que les ménages comparables ; ils bénéficient par ailleurs, à autres caractéristiques égales, de distances domicile-travail plus courtes que les ménages mono-actifs. Le cas des « *power couples* » suggère la possibilité d'un traitement plutôt égalitaire (entre homme et femme) de la contrainte que la cohabitation peut poser aux carrières individuelles. Sorenson et Dahl (2016) parviennent pour le Danemark à des conclusions moins optimistes. Leurs résultats suggèrent que les couples tendent à déménager vers des lieux offrant de meilleures opportunités salariales aux maris qu'aux épouses : les choix de mobilité résidentiels seraient biaisés en faveur des hommes. Plusieurs études contestent ce scénario. Benson (2014) montre par exemple pour les États-Unis que la tendance des ménages à déménager en faveur de la carrière des hommes s'explique mieux par la ségrégation des femmes dans des professions géographiquement dispersées que par une priorité donnée à la carrière des hommes. Foged (2016) modélise le choix de mobilité résidentielle de familles susceptibles de privilégier le niveau du salaire masculin plutôt que féminin et en tire des prédictions testables quant au profil des couples les plus mobiles géographiquement. Son analyse, menée sur données danoises, conclut que l'hypothèse d'un choix neutre en termes de genre (égale pondération des salaires masculin et féminin dans la décision) ne peut être rejetée ; des biais de genre pourraient cependant intervenir lorsque les différences de salaire potentiel entre homme et femme sont faibles.

On peut interroger dans cette perspective d'économie géographique le sous-emploi des femmes en couples avec un ouvrier. Sept catégories d'espace de résidence sont considérées pour cela : les communes rurales hors aires urbaines d'une part, appartenant à une aire urbaine de l'autre, les petites unités urbaines isolées ou appartenant à une aire urbaine de plus de 50 000 habitants, les unités urbaines de taille intermédiaires, les grandes unités urbaines et l'aire urbaine de Paris. Ces espaces sont diversement propices à l'accès féminin à l'emploi.

À caractéristiques individuelles données, les communes rurales appartenant à une aire urbaine apparaissent en moyenne les plus favorables à l'emploi féminin. Viennent ensuite dans l'ordre : les petites unités urbaines d'une aire urbaine de plus de 50 000 habitants, l'aire urbaine de Paris, les communes rurales hors aires urbaines, les petites unités urbaines isolées, les unités urbaines de taille intermédiaires et les grandes unités urbaines. La Figure 11 documente la répartition des ménages de chaque type (femmes sans conjoint, femmes en couple selon le groupe socioprofessionnel de leur conjoint) entre les sept catégories d'espace de résidence. Pour chaque catégorie de ménage, on passe de gauche à droite des espaces les plus au moins favorables à l'accès féminin à l'emploi. Les femmes

sans conjoint sont particulièrement concentrées dans les zones urbaines. C'est aussi le cas des ménages de cadres, spécialement dans l'aire de Paris. À l'inverse et logiquement, les ménages d'indépendants (y-c. agriculteurs) sont surreprésentés dans les zones rurales. Les ménages ouvriers sont les moins concentrés géographiquement.

Figure 11 – Répartition des ménages de chaque type par espace de résidence



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

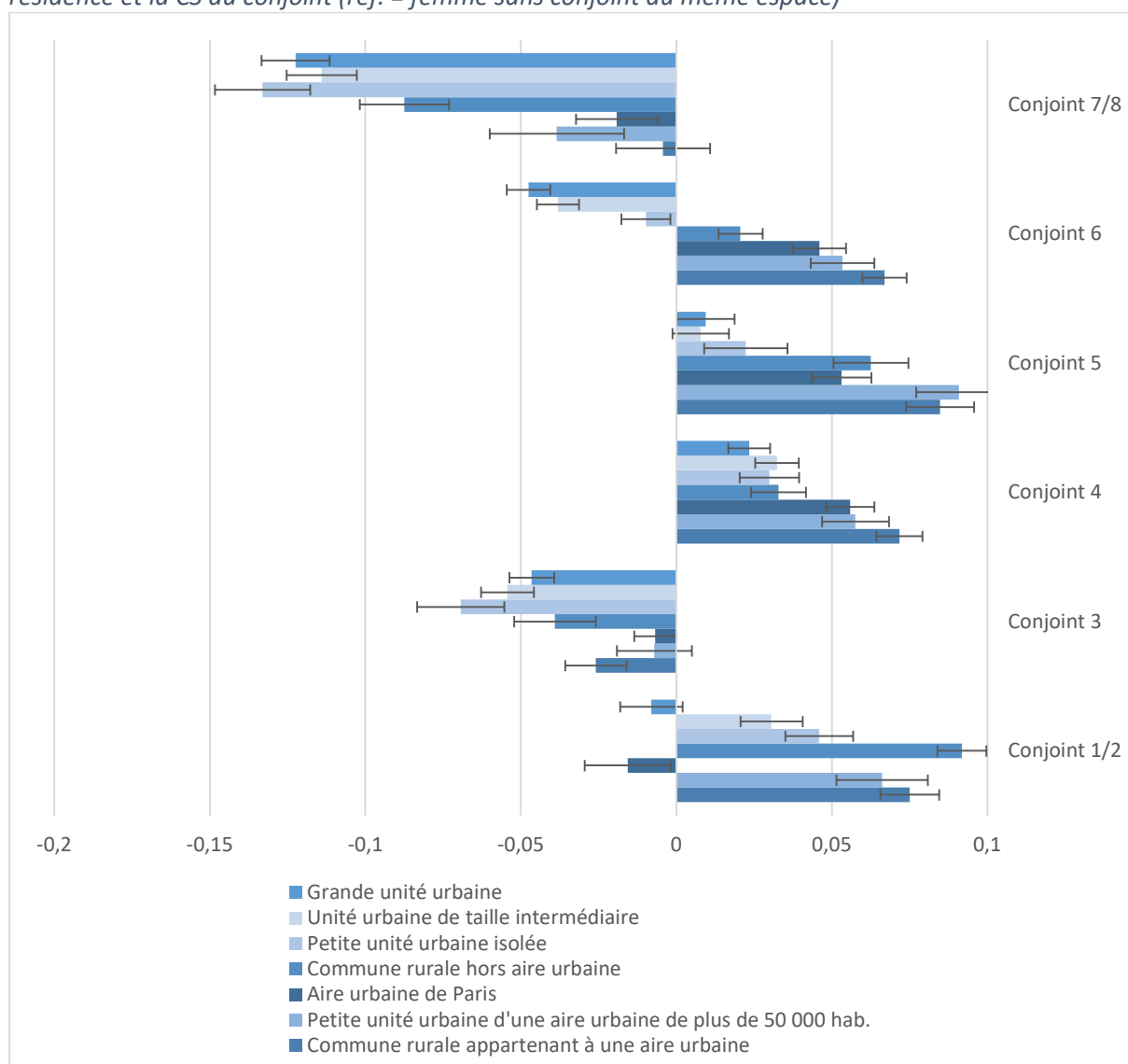
Mais au-delà de ces grands aspects de différenciation, l'analyse requiert d'apprécier les sur- et sous-représentations par rapport à la répartition des femmes de 25-54 ans dans leur ensemble. À cet égard, ce sont les compagnes d'employé qui reflètent le mieux l'ensemble : elles sont légèrement surreprésentées dans l'aire urbaine de Paris et sous-représentées dans les communes rurales hors aires urbaines. Les femmes sans conjoint sont surreprésentées dans les espaces les moins propices à l'accès féminin à l'emploi ; les compagnes de professions intermédiaires dans les espaces les plus propices. Les compagnes d'ouvrier sont surreprésentées dans les communes rurales hors aires urbaines et dans les petites unités urbaines isolées, elles le sont aussi mais un peu moins dans les communes rurales appartenant à une aire urbaine.

Dernière étape, à espace de résidence identique, les compagnes de conjoint des différents groupes socioprofessionnels ont-elles des taux d'emploi différents à caractéristiques individuelles semblables ?

À caractéristiques individuelles et phase conjoncturelle semblables, les compagnes d'indépendant bénéficient d'un avantage d'accès à l'emploi dans tous les espaces sauf dans les grandes unités urbaines, particulièrement à Paris : l'avantage est logiquement particulièrement fort dans les communes rurales hors aire urbaine où l'on trouve des compagnes d'agriculteurs. Compagnes d'homme profession intermédiaire ou employé bénéficient d'un avantage dans l'ensemble des espaces de résidence, avantage particulièrement fort dans les espaces en moyenne les plus favorables à l'emploi féminin. La situation des compagnes de cadre est opposée avec un handicap marqué dans les petites unités urbaines isolées. Le cas des compagnes d'ouvrier est le plus contrasté selon l'espace de résidence : les communes rurales appartenant à une aire urbaine leur offre un avantage marqué (supérieur à +5 ppt) ; les grandes unités urbaines, un handicap de même ordre de grandeur. Enfin, le

handicap des compagnes d'inactif se manifeste dans presque toutes les catégories d'espace : il est très fort au sein des grandes unités urbaines.

Figure 12 – Effet d'être en couple sur le taux d'emploi des femmes de 25-54 ans selon l'espace de résidence et la CS du conjoint (réf. = femme sans conjoint du même espace)



Source et champ : Insee, enquêtes Emploi 2003-2012 ; France métropolitaine.

## Conclusion

Pour les ménages comportant un couple, la bi-activité est un levier précieux d'accès individuel à une sécurité économique satisfaisante : la présente étude documente le recours à ce levier selon les groupes sociaux. Il s'agit précisément d'étudier la participation à l'emploi des femmes en couple selon le groupe socioprofessionnel de leur conjoint entre 2003 et 2012.

Sur la période, le taux de chômage des hommes en couple de catégorie cadre ou profession intermédiaire est stable tandis que celui des ouvriers ou employés vivant en couple augmente, essentiellement suite à la grande récession. Sur la même période, le taux d'emploi des femmes en couple progresse sensiblement (+3 ppt). Il s'avère cependant que cette progression concerne surtout les compagnes de cadre ou d'hommes profession intermédiaire : les autres femmes en couple connaissent certes une phase de hausse de leur taux d'emploi mais une hausse finalement

compromise par une fin de période (2008-2012) très défavorable, plus que pour les femmes sans conjoint.

En termes d'effet structurel sur l'ensemble de la décennie, les compagnes d'inactif accusent par rapport aux femmes sans conjoint un handicap de plus de 10 ppt à caractéristiques individuelles et phase conjoncturelle équivalents ; les compagnes d'indépendant, d'hommes profession intermédiaire ou employé présentent quant à elles un avantage de l'ordre d'1,5 ppt. Ce contraste illustre une polarisation du recours à la bi-activité : les ménages pour lesquels cette bi-activité serait le plus nécessaire y accédant en fait le plus difficilement. Ce constat actualise un diagnostic présent dans la littérature (Biausque et Govillot, 2012) et en fait apparaître les aspects graduels et dynamiques : plus l'accès à l'emploi est difficile pour les hommes en couple plus il l'est pour leur compagne, ce à caractéristiques individuelles données et quel que soit la situation parentale ou l'espace de résidence.

Dans ce motif global, le cas des compagnes de cadre est cependant atypique : leurs caractéristiques individuelles prédisent en effet un taux d'emploi bien supérieur à ce qui est observé (toujours en comparaison aux femmes sans conjoint). L'analyse des canaux de transmission de la situation de leur conjoint sur leur participation à l'emploi indique que leur cas relève souvent d'une mono-activité choisie : la sous-activité des compagnes de cadre est particulièrement marquée lorsque celui-ci bénéficie de revenus salariés élevés et se manifeste dans des situations parentales en moyenne peu limitatives. Mais cette situation de compagne de cadres est la plus évolutives sur la période : un rattrapage semble s'opérer qui alignerait leur taux d'emploi sur celui des femmes sans conjoint aux caractéristiques équivalentes.

L'analyse conduit pour finir à accorder une attention particulière aux compagnes d'ouvrier. Celles-ci accusent un handicap d'accès à l'emploi de l'ordre de 2 ppt par rapport aux femmes sans conjoint de caractéristiques équivalentes. Ce handicap est certes légèrement atténué à l'occasion de la récession mais la tendance de fin de période n'est pas bonne. Les ménages ouvriers sont particulièrement concentrés sur les situations parentales défavorable à l'emploi féminin et, à situation parentale donnée, la vie en couple ne procure pas l'avantage qui prévaut pour les autres groupes sociaux. La surexposition des ouvriers au chômage se répercute sur l'accès à l'emploi de leur compagne suivant une logique de polarisation observée en moyenne : les difficultés d'accès à l'emploi se concentrent plutôt qu'elles ne se compensent. Enfin, les espaces de résidence des ménages ouvriers apparaissent en moyenne moins favorable à l'emploi féminin et les compagnes d'ouvrier y pâtissent d'un handicap spécifique par rapport aux femmes sans conjoint.

## Références

- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. Dans e. O. Card, *Handbook of Labor Economics vol. 3*. North Holland, Amsterdam.
- Bargain, O., & Martinoty, L. (2019). Crisis at home: Mancession-induced change in intrahousehold distribution. *Journal of Population Economics* n°32, pp. 277-308.
- Biausque, V., & Govillot, S. (2012). Les couples sur le marché du travail. *France, portrait social*, pp. 137-148.
- Bouchet-Valat, M. (2017). Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couple ? *Economie et statistique* n°493, pp. 71-89.
- Briard, K. (2020). L'élasticité de l'offre de travail des femmes en France. *Revue de l'OFCE* n°169, pp. 39-72.
- Clark, A., Couprie, H., & Sofer, C. (2004). La modélisation collective de l'offre de travail. *Revue économique* vol. 55 n°4, pp. 767-789.

- Esping-Andersen, G. (2008). *Trois leçons sur l'État-providence*. Paris: Le Seuil - La République des Idées.
- Insee. (2020). Ménages, couples et familles. *France, portrait social - Insee Références*, pp. 216-217.
- Lollivier, S. (2001). Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale. *Economie et statistique n°349-350*, pp. 125-140.
- Martinoty, L. (2014). Stratégie familiale de gestion des chocs : l'offre de travail des épouses en réponse aux fermetures d'entreprise en Argentine. *Revue économique n°65*, pp. 537-566.
- Minni, C., & Moschion, J. (2010). Activité féminine et composition familiale depuis 1975. *Dares-Analyses n°027*.
- Piketty, T. (1998). L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français. *Economie & Prévision n°132-133*, pp. 1-35.
- Ravel, C. (2007). La polarisation de l'emploi au sein des ménages de 1975 à 2002. *Economie et statistique n°402*, pp. 3-23.
- Sofer, C. (2005). Les choix relatifs au travail dans la famille : la modélisation économique des décisions. *Travail et emploi n°102*, pp. 79-89.
- Solaz, A. (2013). Chômage et vie en couple : quelles relations ? *Regards croisés sur l'économie n°13*, pp. 67-80.
- van Ommeren, J., Rietveld, P., & Nijkamp, P. (1999). Impacts of employed Spouses on job-moving behavior. *International Regional Science Review vol. 22 n°1*, pp. 54-68.

Tableau 3 – Statistiques descriptives (pondérées)

		Femmes de 25-54 ans			
		sans conjoint	en couple	sans conjoint	en couple
Age (%)	25-29 ans	14,8	13,4	Situation parentale (%)	
	30-34 ans	13,8	16,6	Sans enfant	61,5 35,8
	35-39 ans	15,5	17,9	1 enfant de moins de 3 ans	1,5 6,4
	40-44 ans	17,9	17,9	1 enfant de 3-5 ans	3,2 4,3
	45-49 ans	18,7	17,5	1 enfant de plus de 5 ans	17,9 15,8
	50-54 ans	19,3	16,8	2 enfants, un de moins de 3 ans	1,2 6,2
Nationalité (%)				2 enfants dont un de 3-5 ans	2,3 6,3
Etrangère		6,4	7,3	2 enfants de plus de 5 ans	8,5 14,2
Situation matrimoniale (%)				3 enfants, un de moins de 3 ans	1,0 3,4
Célibataire		58,6	24,7	3 enfants dont un de 3-5 ans	1,1 3,4
Divorcée		30,2	3,5	Autre situations	2,0 4,2
Mariée		5,8	71,5	Type d'unité de résidence (%)	
Veuve		5,4	0,3	Commune rurale	12,2 28,0
Niveau de diplôme (%)				Petite unité urb.	14,0 17,3
Sans diplôme		16,7	15,2	Unité urb., 20 000-199 000 hab.	21,8 16,8
CEP		3,4	3,3	Grande unité urb. (hors Paris)	29,1 21,7
BEP-C		8,1	7,8	Agglomération parisienne	22,5 16,2
CAP-BEP		20,4	22,5	Catégorie socioprofessionnelle (%)	
Bac professionnel et BT/BP		3,8	4,7	CS1	0,2 1,1
Bac technologique		4,7	5,3	CS2	2,4 3,1
Bac général		9,6	8,9	CS3	13,1 10,3
Bac+2 paramédical et social		4,4	4,6	CS4	22,5 20,9
DUT/BTS (et autres Bac+2)		8,6	9,7	CS5	39,6 37,7
1er cycle universitaire		2,0	1,8	CS6	8,6 7,7
Licence		4,5	3,9	CS7	1,6 2,1
Maîtrise		5,3	4,8	CS8	12,0 17,1
Ecole (niveau lic. et plus)		2,8	2,6	Statut d'activité (%)	
3ème cycle universitaire		5,9	5,1	Emploi	77,4 75,5
Région de résidence (%)				Chômage	10,0 5,9
Ile-de-France		24,1	19,1	Inactivité	12,7 18,6

Source : Insee, enquête Emploi 2003-2012. Champ : France métropolitaine.