

Le développement de l'emploi des femmes augmente-t-il les inégalités de salaire entre couples ? Le cas de la France entre 1982 et 2014

Does women's employment growth increase wage inequalities between couples? The case of France between 1982 and 2014.

Milan Bouchet-Valat*

Résumé – Le développement de l'emploi des femmes a souvent été présenté comme un facteur d'accroissement des inégalités entre ménages, du fait notamment d'un renforcement supposé de l'homogamie sociale. À rebours de cette idée, une approche comptable de décomposition des inégalités montre, à partir des enquêtes Emploi de l'Insee, que les inégalités de salaire entre couples de 30 à 59 ans sont restées globalement stables entre 1982 et 2014 en France, alors qu'elles auraient augmenté si le taux d'emploi des femmes n'avait pas progressé. Cette stabilité globale recouvre deux évolutions inverses, liées au fort développement de l'emploi des femmes sur cette période : une diminution de l'inégalité de salaire entre femmes et une augmentation de la corrélation entre les salaires des conjoints au sein des couples. Toutefois, la progression quasi uniforme du taux d'emploi des femmes, quel que soit le niveau de salaire de leur conjoint, a limité l'augmentation de la corrélation entre les salaires des conjoints et évité un renforcement des inégalités de salaires entre couples.

Abstract – *It has often been argued that women's employment growth is a factor of increasing inequalities between households, in particular because it is assumed to reinforce social homogeneity. In contrast to this idea, an accounting approach of decomposition based on Insee's Labor Force surveys (enquêtes Emploi) shows that wage inequalities between couples aged 30 to 59 remained stable between 1982 and 2014 in France, while they would have increased if women's employment rate had not risen. This overall stability is resulting from two converse developments, themselves linked to the strong growth in women's employment over this period: a fall in wage inequality between women and an increase in the correlation of spouses' wages within couples. However, the almost uniform increase in women's employment rate, regardless of the wage level of their spouse, has limited the increase in the correlation of spouses' wages and prevented an increase in wage inequalities between couples.*

Codes JEL / JEL codes : D10, D31, D63, J12, J22

Mots-clés : inégalités salariales, emploi des femmes, couple, homogamie

Keywords : wage inequality, women's employment, couples, homogeneity

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Institut national d'études démographiques (Ined) et Crest, Laboratoire de sociologie quantitative (milan.bouchet-valat@ined.fr).
Les tables et le code permettant de reproduire les analyses sont disponibles sur la page personnelle de l'auteur à l'adresse <http://bouchet-valat.site.ined.fr>.

Le taux d'emploi des femmes a très nettement augmenté en France depuis les années 1960. Ce mouvement, qui se prolonge encore aujourd'hui à un rythme régulier, a eu des conséquences importantes sur les sources de revenus des ménages. Ainsi, entre 1982 et 2014, la contribution du total des salaires des femmes à la masse des salaires des couples entre 30 et 59 ans (hors indépendants et retraités) est passée de 27 % à 38 % (voir figure I plus bas).

Une certaine augmentation des inégalités de salaires ou de revenus, entre individus et entre ménages, a par ailleurs été mise en évidence en France, due principalement à la forte croissance des revenus dans le haut de la structure sociale (Landais, 2007 ; Amar, 2010 ; Solard, 2010 ; Godechot, 2012, 2013 ; Piketty, 2013). On peut se demander, comme l'a fait récemment l'Organisation pour la coopération et le développement économiques (OCDE, 2008, 2011), si l'augmentation du taux d'emploi des femmes, en induisant une plus grande proximité entre les salaires des conjoints (conséquence de l'homogamie sociale), a contribué à renforcer cette tendance.

De manière plutôt contre-intuitive, cet article apporte une réponse négative à cette question. Les inégalités de salaire entre couples de 30 à 59 ans (hors indépendants et retraités) sont restées assez stables en France entre 1982 et 2014, et ont même légèrement diminué au-dessus de la médiane. Cette évolution résulte principalement de l'effet égalisateur du développement de l'emploi des femmes, alors que la légère diminution du taux d'emploi des hommes a eu tendance à renforcer les inégalités entre couples.

Cette évolution d'ensemble cache des tendances contrastées selon la partie considérée de la distribution des salaires des couples. Ainsi, si l'augmentation du taux d'emploi des femmes a eu des effets égalisateurs sur l'ensemble de la distribution, la diminution du taux d'emploi des hommes a eu des effets inégalitaires en dessous de la médiane.

En France, l'augmentation des salaires des femmes ne s'est pas accompagnée d'un renforcement de l'association entre les salaires des conjoints au sein des couples suffisant pour augmenter les inégalités entre couples, contrairement à ce qui a été observé notamment aux États-Unis (Cancian & Reed, 1998 ; Hyslop, 2001 ; Schwartz, 2010). Ce phénomène s'explique notamment par le fait que l'augmentation du taux d'emploi des femmes

s'est faite quasiment au même rythme quel que soit le décile de salaire du conjoint (à l'exception notable du premier décile et des inactifs et chômeurs). L'association entre les salaires des conjoints s'est même affaiblie dans le haut de la distribution.

Ces tendances sont cohérentes avec celles constatées par ailleurs en France concernant les inégalités salariales et le choix du conjoint. Ainsi, contrairement à une croyance répandue, si l'on excepte le sommet de la distribution, c'est plutôt une légère baisse des inégalités de salaire qui prend place depuis les années 1960 (Verdugo et al., 2012 ; Charoz et al., 2013 pour les salaires des hommes à temps complet dans le secteur privé ; Verdugo, 2014), alors que les inégalités de niveau de vie sont de leur côté relativement stables depuis les années 1990 (Pujol et Tomasini, 2009 ; Boiron et al., 2016). D'autre part, la ressemblance entre conjoints (homogamie sociale) tend à s'affaiblir aussi bien en termes de diplôme que de profession depuis plusieurs décennies (Vanderschelden, 2006 ; Bouchet-Valat, 2014).

L'étude s'appuie sur les données annuelles des enquêtes *Emploi* de l'Insee depuis 1982, et porte uniquement sur les salaires (encadré 1). Les couples dans lesquels l'un des conjoints est indépendant ou retraité sont exclus du champ. Pour ne pas alourdir les formulations, nous assimilerons dans la suite l'« emploi » au fait de percevoir un salaire ; le « taux d'emploi » désignera donc la proportion des individus de ce champ qui perçoivent un salaire. Aucune distinction n'est faite entre salariés à temps complet et à temps partiel, et l'absence de salaire est considérée comme un salaire nul. Les analyses portent donc sur le salaire effectivement perçu, résultat aussi bien de décisions d'activité plus ou moins choisies ou subies (et fréquemment liées à des situations familiales, voir Meron & Maruani, 2012, chapitre 2), que d'une position plus ou moins favorisée en termes de salaire horaire. Si l'absence de prise en compte des autres types de revenus, et notamment de ceux du patrimoine, revient à laisser de côté une partie importante de l'augmentation des inégalités de revenus (Landais, 2007 ; Piketty, 2013), cette approche garde néanmoins tout son intérêt pour étudier en particulier les effets du développement de l'emploi des femmes sur le lien entre les revenus des conjoints et donc sur les inégalités entre couples.

Nous présentons d'abord une revue de littérature internationale et française. Nous montrons

ensuite, grâce à une décomposition du coefficient de variation, que la croissance du taux d'emploi des femmes n'a pas entraîné de renforcement de l'inégalité de salaire entre couples. Ce résultat découle notamment du fait que la distribution sociale de l'emploi des femmes est demeurée relativement stable, limitant ainsi l'augmentation de la corrélation entre salaires des conjoints. Finalement, grâce à une méthode de décomposition fondée sur différents scénarios contrefactuels mis en œuvre par des modèles log-linéaires, nous mettons en évidence des effets différents des évolutions de l'emploi des femmes et des hommes sur les inégalités selon la partie de la distribution des salaires considérée, ainsi que le rôle assez limité de l'évolution de l'association entre salaires des conjoints.

Emploi des femmes, homogamie et inégalités de revenus entre couples dans la littérature

La question de l'évolution de l'association entre les salaires des conjoints au sein d'un couple et de ses effets sur les inégalités a été soulevée principalement dans des travaux portant sur les États-Unis : il s'agissait au départ d'évaluer l'effet de l'augmentation de l'activité professionnelle des femmes sur les inégalités entre ménages depuis les années 1960. Le contexte américain diffère assez nettement de celui de la France puisqu'on y observe une forte augmentation de l'homogamie d'éducation, qui a fréquemment été perçue comme un risque pour la cohésion de

Encadré 1

SOURCE, CHAMP, ET DÉFINITION DU SALAIRE

Cette étude se fonde sur la série des enquêtes *Emploi* de l'Insee de 1982 à 2014, et concerne l'ensemble des couples cohabitants (mariés ou non) dans lesquels les deux conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité. La restriction du champ aux individus de 30 ans au moins permet de limiter autant que possible les effets du recul de l'âge de première entrée en cohabitation et sur le marché du travail, qui exigeraient des analyses séparées. En effet, sur toute la période étudiée, environ un tiers des hommes et la moitié des femmes entre 20 et 30 ans vivent en couple cohabitants une année donnée, alors que ce taux dépasse les trois quarts pour les deux sexes parmi les trentenaires ; cette proportion a diminué de 6 à 8 points de pourcentage au fil des années (Bouchet-Valat, 2014, p. 467-468). Par ailleurs, si le taux d'emploi entre 20 et 30 ans a nettement baissé depuis 1982, aussi bien chez les hommes que chez les femmes, il est resté plus stable chez les hommes trentenaires et a augmenté (comme pour toutes les classes d'âge) chez les femmes trentenaires (Insee, 2016).

Les enquêtes *Emploi* offrent l'intérêt de fournir des données annuelles fondées sur des échantillons de taille importante, pour lesquels on dispose d'informations homogènes sur les salaires mensuels. En revanche, ceux-ci sont connus sur une base purement déclarative. Si cela peut entraîner une différence de niveau par rapport aux inégalités mesurées à partir de sources administratives une comparaison avec les salaires annuels des *Déclarations annuelles des données sociales (DADS)*, déclarés par les employeurs, montre que les évolutions sont largement similaires (Verdugo, 2014).

Le questionnaire des enquêtes *Emploi* interroge les individus sur le montant de leur salaire mensuel le

mois précédant l'enquête, ainsi que sur les éventuels compléments perçus annuellement (primes, 13^e mois...). Les enquêtés se voient proposer la possibilité de ne pas répondre, ou bien d'indiquer une tranche de salaire plutôt qu'un montant exact, auxquels cas l'Insee impute un montant à partir des autres variables disponibles.

Le salaire étant déclaré par tranches entre 1982 et 1989, nous avons recouru pour ces années à un modèle d'imputation par la méthode des résidus simulés (O'Prey, 2009, p. 17). Le modèle, appliqué séparément aux hommes et aux femmes (vivant en couple ou non), prend en compte la censure par intervalles liée aux tranches, et suppose une distribution log-normale des salaires. Les variables prises en compte sont le temps de travail habituel, l'ancienneté combinée au type de contrat, l'âge (et son carré), la catégorie socio-professionnelle (PCS niveau 3), le diplôme, la tranche d'unité urbaine et la région de résidence.

Du fait des importantes fluctuations liées à l'échantillonnage au sommet de la distribution des salaires, les salaires qui dépassent pour chaque année le 995^e millime (soit 0,5 % des cas) ont été ramenés à ce niveau. Les effectifs des enquêtes ne permettent pas d'étudier précisément ce groupe (représentant environ 40 individus par an) d'une année sur l'autre.

Seuls les actifs occupés au moment de l'enquête sont interrogés sur leur salaire. Nous avons attribué un salaire nul aux chômeurs et inactifs (parmi lesquels moins de 3 % déclarent un salaire). L'échantillon, limité aux individus interrogés pour la première fois dans l'enquête, comprend entre 5 300 et 7 000 couples par an avant 2009, et entre 7 700 et 8 700 depuis, pour un total de 217 000 couples.

la société américaine (Breen & Salazar, 2011). Ce phénomène a été considéré comme l'un des facteurs de l'augmentation des inégalités observée dans nombre de pays du monde (Blossfeld & Buchholz, 2009 ; Esping-Andersen, 2007). À rebours de cette lecture, les travaux concordent pour conclure que la croissance de l'emploi des femmes a au contraire eu tendance à limiter l'augmentation des inégalités de revenus aux États-Unis (Cancian & Reed, 1998, 1999 ; Reed & Cancian, 2001 ; Devereux, 2004 ; Pencavel, 2006 ; Western et al., 2008 ; Daly & Valletta, 2006 ; Hryshko et al., 2014) ainsi que dans tous les pays de l'OCDE, et particulièrement en France (OCDE, 2011, p. 226 ; Harkness, 2013 ; ces deux études comparatives se sont fondées sur la Luxembourg Income Study, constituée pour la France par l'enquête *Budget de famille*).

Le rôle propre de l'évolution de l'homogamie est plus discuté. En France, une analyse reconstituant l'ensemble des salaires perçus par les couples au cours de leur vie (Courtioux & Lignon, 2015a) a récemment montré que l'homogamie d'éducation n'atténue que très partiellement l'effet égalisateur de la mise en couple. En effet, le coefficient de Gini concernant les salaires perçus au cours de l'ensemble de leur vie par les individus d'une même génération diminue de 12 % si l'on considère les couples plutôt que les individus pris isolément. Cette diminution serait plus marquée de 3 points de pourcentage pour les femmes et de 7 points pour les hommes si les couples se formaient au hasard (absence d'homogamie). En recourant à une méthode différente, une autre étude (Frémeaux & Lefranc, 2015) a estimé que l'homogamie d'éducation augmente de 3 % à 10 % les inégalités entre salaires annuels des couples. Ces études laissent cependant de côté la question des évolutions temporelles. Étant donné l'affaiblissement de l'homogamie de diplôme et de classe sociale mis en évidence par des travaux portant sur la France (Vanderschelden, 2006 ; Bouchet-Valat, 2014), il semble peu probable que l'évolution de ce facteur ait pu contribuer de façon significative à une augmentation des inégalités entre ménages au cours des dernières décennies.

La plupart des travaux disponibles sur d'autres pays confirment que, contrairement à une idée commune, l'homogamie d'éducation n'entretient qu'un lien relativement lâche, bien que réel, avec l'association entre les revenus des conjoints¹, et que son évolution n'a eu que des effets négligeables – voire négatifs – sur l'augmentation des inégalités de revenus dans de nombreux pays (Worner, 2006 pour l'Australie ; Western

et al., 2008 ; Breen & Salazar, 2010, 2011 pour les États-Unis et le Royaume-Uni ; Breen & Andersen, 2012 pour le Danemark ; Eika et al., 2014 pour les États-Unis et la Norvège).

Nous nous concentrons donc ici sur la mesure de l'effet de l'évolution de l'association entre salaires des conjoints sur les inégalités entre couples : cette question doit à notre sens être traitée avant celle de l'influence des variations de l'homogamie d'éducation, qui n'entretient qu'un rapport indirect avec les salaires des conjoints. Les études existantes sur cette question ont observé soit que l'évolution de l'association entre revenus des conjoints explique entre 15 % et 30 % de l'augmentation totale des inégalités aux États-Unis selon les périodes étudiées et les méthodes retenues (Karoly & Burtless, 1995 ; Burtless, 1999 ; Cancian & Reed, 1999 ; Hyslop, 2001 ; Schwartz, 2010), soit qu'elle y prend une part encore plus modeste (Cancian & Reed, 1998 ; Hryshko et al., 2014 pour les États-Unis ; OCDE, 2011, p. 226 pour les pays membres de l'organisation ; Funes Leal, 2015 pour l'Argentine). Plus précisément, aux États-Unis, ce facteur aurait principalement contribué à la hausse des inégalités de revenus dans les années 1980, mais de manière assez négligeable depuis (Larrimore, 2014).

Dans le cas de la France, il apparaît d'ores et déjà que l'effet égalisateur de la croissance de l'emploi des femmes l'emportera sur l'effet contraire d'une éventuelle augmentation de l'association entre salaires des conjoints. En effet, c'est bien le premier phénomène qui constitue l'évolution majeure sur la période considérée.

L'apport de la présente étude est avant tout d'analyser les évolutions au cours du temps, alors que les travaux existants sur la France (Frémeaux & Lefranc, 2015 ; Courtioux & Lignon, 2015a) concernent un seul point temporel (que ce soit une cohorte ou une année d'enquête). Ce recul historique est nécessaire pour identifier le rôle du développement de l'emploi des femmes sur les inégalités. Comme Frémeaux et Lefranc, nous étudions ici directement les inégalités entre les salaires perçus par les couples, alors que l'étude de Courtioux et Lignon s'intéresse aux inégalités qui s'expliquent par l'existence d'une tendance à l'homogamie d'éducation (voir Courtioux & Lignon, 2015b, pour une

1. Si une étude affirmant que l'augmentation de l'homogamie d'éducation explique une part importante de la croissance des inégalités entre ménages aux États-Unis a connu un certain écho, les résultats ont fait l'objet d'un corrigendum qui atténue très fortement cette affirmation (Greenwood et al., 2014).

présentation des différentes méthodes utilisées par cette dernière approche).

Courtioux et Lignon (2015a) ont cherché à reconstituer les revenus perçus par les membres d'une même cohorte tout au long de leur vie à l'aide de modèles de microsimulation dynamique. Plus simple, l'analyse des salaires au moment de l'enquête retenue ici présente l'avantage de décrire l'association entre salaires des conjoints réellement observée chaque année, sans avoir à faire d'hypothèses visant à reconstituer la composition des couples en tenant compte notamment de l'homogamie d'éducation. Cependant, elle ne tient pas compte de l'ensemble des revenus des individus au cours de leur vie, ni du célibat, ni encore de la taille des ménages (qui permet de calculer des niveaux de vie).

De son côté, l'étude de Frémeaux et Lefranc (2015) s'est intéressée aux salaires annuels – réellement perçus et en équivalent temps plein – là où le présent article s'en tient aux salaires mensuels des conjoints. Cette restriction nous permet de remonter plus loin dans le temps grâce aux enquêtes *Emploi*. En revanche, elle introduit des variations des salaires sur courte période que le recours à des moyennes annuelles ou pluriannuelles permettrait de lisser. Cette limite conduit probablement à sous-estimer l'association entre salaires des conjoints ; cependant, l'estimation des contributions des différents facteurs aux inégalités et celle de leurs évolutions temporelles sont peu affectées par ce biais (Frémeaux & Lefranc, 2015, p. 11 ; Hryshko et al., 2014, p. 771).

Pour finir, soulignons que l'approche comptable (Courtioux & Lignon, 2015b) que nous adoptons vise à décomposer les effets des différents facteurs sur l'homogamie dans l'hypothèse où les comportements des individus resteraient inchangés. Il s'agit donc d'un exercice descriptif et illustratif mais qui ne vise pas à identifier des liens causaux.

Le développement de l'emploi des femmes n'a pas renforcé les inégalités de salaire entre couples

La croissance de l'emploi et des salaires des femmes en France depuis 1982

Le développement de l'emploi des femmes, à l'œuvre depuis le début des années 60, a été très

marqué en France depuis 1982. La forte croissance de la contribution des femmes au total des salaires des couples mentionnée en introduction a résulté de la conjonction de deux tendances : d'un côté, l'augmentation du taux d'emploi, c'est-à-dire du point de vue retenu ici la croissance de la proportion de femmes qui perçoivent un salaire ; de l'autre, la croissance des salaires parmi les femmes en emploi.

La croissance tendancielle du taux d'emploi des femmes est bien connue : la proportion des femmes de 30 à 59 ans en couple (hors indépendants et retraités) percevant un salaire est ainsi passée de 51 % à 78 % entre 1982 et 2014 (figure I). Une autre évolution est cependant passée plus inaperçue : parallèlement à l'augmentation de la contribution des femmes aux salaires des couples, la proportion des femmes percevant un salaire supérieur à celui de leur conjoint a doublé, passant de 12 % à 24 % sur la même période (voir aussi Morin, 2014).

Cette dernière tendance s'explique bien sûr par l'augmentation du taux d'emploi des femmes, mais aussi par une très légère augmentation des salaires des femmes en emploi par rapport à ceux des hommes (Minni, 2015) : les salaires médians des femmes en couple étaient inférieurs de 36 % à ceux des hommes en couple en début de période, et de 28 % en fin de période. Ce mouvement, assez faible, a été plus marqué en bas de la distribution (on passe d'un écart de 67 % à un écart de 49 % pour le premier décile).

Notons que cette évolution s'est faite en dépit d'une forte croissance de la part des emplois à temps partiel chez les femmes (Afsa Essafi & Buffeteau, 2006), qui passe de 19 % en 1982 à 32 % en 1999, et s'est stabilisée autour de ce niveau depuis (Insee, 2016). Ce taux a aussi progressé chez les hommes, passant de 3 % à 8 %, tout en demeurant à un niveau assez bas. À l'inverse, le taux de chômage a plus augmenté chez les hommes (chez lesquels il double, de 5 % en 1982 à 10 % en 2014) que chez les femmes (Cabannes, 2014 ; Insee, 2016). Il était en effet déjà relativement élevé chez ces dernières (à 8 % en 1982), et s'il a frôlé les 12 % au milieu des années 1990, il est revenu depuis au même niveau que chez les hommes (à 10 % en 2014). Les différences entre hommes et femmes concernant le temps partiel et le chômage ont donc suivi des tendances contraires, alors que l'augmentation du taux d'activité et du taux d'emploi ont de leur côté nettement favorisé la croissance des salaires des femmes par rapport à ceux des hommes.

L'évolution des salaires des femmes au cours des trente dernières années a été très marquée. Cependant, même si le rythme d'augmentation très stable observé depuis 1982 se maintenait, les salaires des femmes représenteraient la moitié du total des salaires des couples aux alentours de 2045. Il est en outre peu probable que ce calendrier soit tenu étant donné que le taux d'emploi des femmes en couple, qui est le facteur principal de cette évolution, atteindrait (sous la même hypothèse) 100 % une décennie plus tôt, et qu'il se stabiliserait probablement bien avant. Pour les mêmes raisons, il est loin d'être certain que la moitié des femmes perçoivent un salaire supérieur à celui de leur conjoint au cours du XXI^e siècle : même d'après la lecture très optimiste consistant à prolonger le rythme passé, cet événement aurait lieu autour de l'année 2080.

Par ailleurs, le développement de l'emploi des femmes n'a pas empêché la persistance d'une situation plus défavorable pour elles sur le marché du travail (Meron, 2008 ; Albouy et al. 2012) : plus grande précarité des emplois, temps partiel, salaires inférieurs du fait de la structure de ces emplois (ségrégation entre secteurs et professions), mais aussi à poste égal. Ces réserves et l'incertitude portant sur les perspectives futures ne doivent cependant pas

occulter l'importance des évolutions qui ont eu lieu depuis les années 1980.

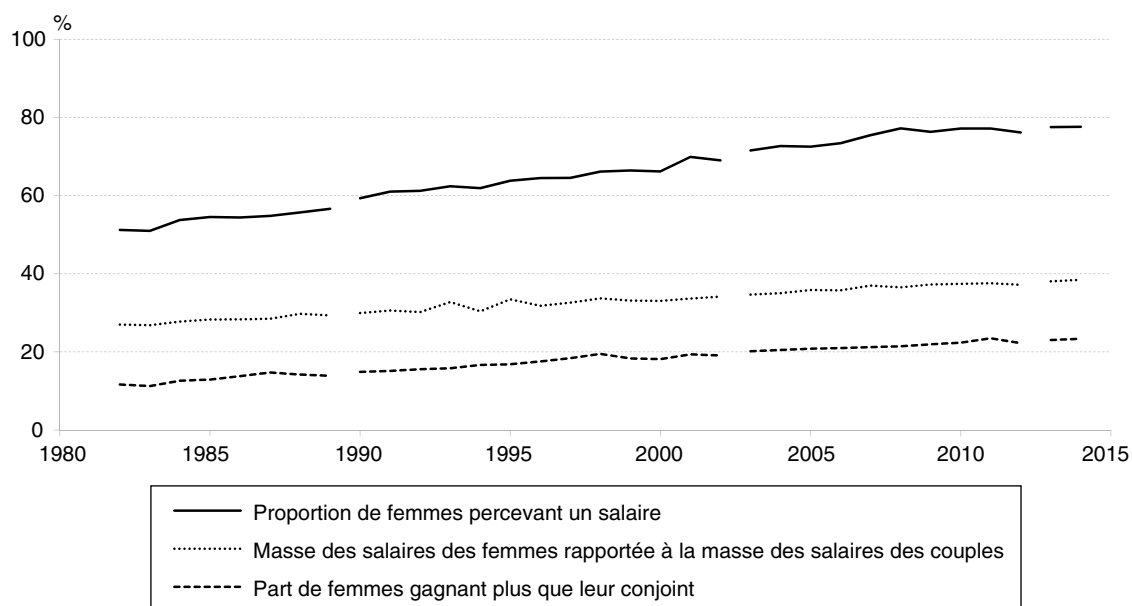
Une baisse des inégalités de salaire entre femmes et une stabilité des inégalités entre couples

L'augmentation de plus de dix points de pourcentage de la part des salaires des femmes dans le total des salaires des couples a-t-elle eu pour effet de réduire les inégalités entre couples ? Afin de répondre à cette question, nous procédons dans cette section à une première décomposition de l'inégalité entre salaires des couples, et de son évolution temporelle, en trois sources distinctes. Nous mesurons pour cela le niveau d'ensemble des inégalités à l'aide du coefficient de variation, qui présente une définition aisément interprétable en termes de dispersion par rapport à la moyenne. Il est défini comme le rapport entre l'écart-type σ et la moyenne μ d'une distribution, soit :

$$CV = \frac{\sigma}{\mu}$$

L'évolution de l'inégalité entre les salaires totaux des couples (en attribuant un salaire nul

Figure 1
La croissance des salaires des femmes en couple depuis 1982 à travers trois indicateurs



Note : les chômeurs et inactifs sont inclus dans le champ et se voient attribuer un salaire nul.
Lecture : en 1982, 51 % des femmes en couple de 30 à 59 ans touchaient un salaire, mais ceux-ci ne représentaient que 27 % du total des salaires des couples, et seules 12 % d'entre elles gagnaient plus que leur conjoint.
Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.
Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2014.

aux chômeurs et inactifs) est présentée dans la figure II. On observe une fluctuation sans tendance claire, qui aboutit en 2014 à un niveau d'inégalité très proche de celui de 1982. La décomposition du coefficient de variation va nous permettre de comprendre ce résultat.

En effet, le carré du coefficient de variation peut être écrit comme la somme de trois termes correspondant chacun à une source de revenu bien identifiée :

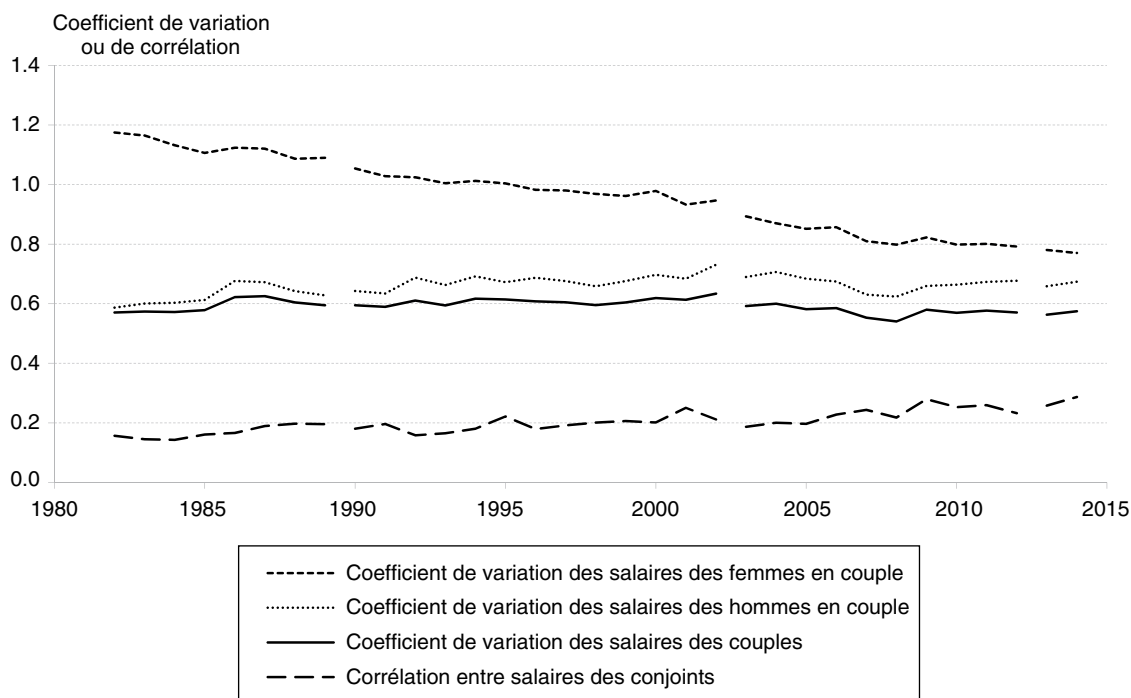
$$CV^2 = (1 - S_f)^2 CV_h^2 + S_f^2 CV_f^2 + 2\rho_{hf} S_f (1 - S_f) CV_h CV_f$$

S_f mesure la part des salaires des femmes dans le total des salaires des couples, CV_h et CV_f sont respectivement les coefficients de variation des salaires des hommes et des femmes, et ρ_{hf} correspond à la corrélation entre les salaires des conjoints au sein des couples. L'inégalité entre couples est donc d'autant plus prononcée que l'inégalité entre les individus de même sexe est

élevée, que le sexe pour lequel l'inégalité est la plus marquée contribue fortement au total des salaires des couples, et que la corrélation entre salaires des conjoints est forte.

D'après cette équation, la contribution de chaque sexe à l'inégalité entre couples peut être évaluée par rapport à (au moins) trois situations de référence dites contrefactuelles, qui permettent d'identifier trois sources différentes de l'évolution des inégalités (Cancian & Reed, 1998, p. 74). Première situation : si seuls les individus d'un sexe contribuaient au total des salaires des couples, les membres de l'autre sexe étant tous inactifs ou chômeurs, le niveau des inégalités entre couples serait respectivement de CV_h ou de CV_f selon que les actifs occupés sont les hommes ou les femmes. Deuxième situation : si les salaires des individus d'un sexe donné étaient tous égaux, et que par conséquent l'inégalité trouvait exclusivement son origine dans les salaires de l'autre sexe, alors le niveau d'inégalité entre les couples serait égal à $(1 - S_f) CV_h$ ou $S_f CV_f$, selon que l'inégalité proviendrait des hommes ou des femmes. Troisième

Figure II
Évolution des inégalités de salaire et de la corrélation entre salaires des conjoints depuis 1982 (ensemble des couples)



Note : les chômeurs et inactifs sont inclus dans le champ et se voient attribuer un salaire nul.

Lecture : le coefficient de variation des salaires des femmes en couple (y compris celles dont le salaire est nul) est passé de 1.17 à 0.77 entre 1982 et 2014.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2014.

situation : s'il n'existait aucune corrélation entre les salaires des conjoints, le coefficient de variation serait égal à la racine carrée de la somme des termes $(1 - S_f)^2 CV_h^2$ et $S_f^2 CV_f^2$.

Ainsi, l'association entre les salaires des conjoints joue potentiellement un rôle important dans la détermination des inégalités entre couples. Dans une situation hypothétique, irréaliste en 1982 mais de plus en plus crédible au fil du temps, où les inégalités de salaire seraient les mêmes parmi les hommes et parmi les femmes et où les deux sexes contribueraient à parts égales au volume total des salaires, passer d'une absence de corrélation à une corrélation parfaite entre salaires des conjoints équivaldrait exactement à doubler le niveau des inégalités entre couples. Une évolution aussi radicale de la corrélation est assez improbable : au contraire, la corrélation entre salaires des conjoints est généralement trop faible pour avoir des conséquences aussi fortes sur les inégalités².

De fait, la stabilité de l'inégalité d'ensemble résulte du fait que les différentes composantes de l'équation sont soit restées relativement stables, soit ont suivi des tendances opposées qui se sont largement compensées (cf. figure II). Tout d'abord, malgré une certaine tendance à l'augmentation jusqu'aux années 2000, l'inégalité entre les salaires des hommes (CV_h) a peu évolué, fluctuant autour d'un coefficient de variation de 0.7³. En revanche, l'inégalité entre les salaires des femmes (CV_f) a très nettement diminué, avec un coefficient de variation passant de 1.17 à 0.77 : elle s'est clairement rapprochée du niveau qui prévaut chez les hommes. Ce mouvement s'explique par le développement de l'emploi des femmes, qui a fait passer le salaire d'une partie importante de l'échantillon d'une valeur nulle (inactivité) à un niveau qui a toutes les chances d'être plus proche de la moyenne (Pasqua, 2002). Cette diminution de l'inégalité entre femmes associée à la nette augmentation de la part des salaires des femmes dans les salaires des couples (S_f) a eu un effet égalisateur très clair (cf. figure I).

Si cette évolution est ainsi une conséquence mécanique de l'augmentation du taux d'emploi des femmes, il est particulièrement intéressant de remarquer qu'elle ne s'est accompagnée d'une augmentation du troisième terme de l'équation – la corrélation entre salaires des conjoints – suffisante pour inverser la tendance égalisatrice : la croissance de cette corrélation (actifs et inactifs confondus) de 0.16 en 1982 à 0.26 en

2013 a tout juste suffi à compenser les effets de l'affaiblissement de l'inégalité entre femmes⁴. Ce niveau de corrélation, légèrement supérieur à celui déjà observé par les études existantes sur la France (Frémeaux & Lefranc, 2015, p. 10), est nettement plus élevé que celui rapporté par plusieurs auteurs concernant les États-Unis. Dans ce pays, la corrélation était légèrement négative⁵ avant 1980, et s'établit autour de 0.1 dans les années récentes (Schwartz, 2010, p. 1540 ; Cancian & Reed, 1998, p. 76 ; Reed & Cancian, 2012, p. 10). On peut y voir un reflet du modèle français d'activité des femmes, dans lequel l'emploi à temps plein occupe une place plus importante que dans d'autres pays (Meron & Maruani, 2012).

De son côté, la corrélation entre salaires des conjoints au sein des couples composés de deux salariés (qui représentaient 48 % des couples hors indépendants et retraités en 1982 et 68 % en 2014) est plus élevée que dans l'ensemble des couples : elle se situe sur la période autour de 0.35-0.40 (figure III). Cet écart a aussi été noté aux États-Unis (Schwartz, 2010), avec ici encore une corrélation moins forte qu'en France. Mais on voit que cette corrélation reste d'ampleur assez modeste. Ainsi, la croissance de la corrélation entre salaires des conjoints ne se retrouve pas parmi les couples de deux salariés, pour lesquels elle a fluctué sans tendance nette depuis 1982 (figure III). Du fait de cette relative stabilité, l'inégalité de salaire entre couples de deux salariés a suivi assez fidèlement les évolutions des inégalités de salaire entre hommes et entre femmes vivant dans ces couples : on relève ainsi une augmentation de 19 % jusqu'en 2002, puis une diminution ramenant l'inégalité entre couples à son niveau de départ. Des mécanismes très différents ont donc abouti à des évolutions assez semblables que l'on considère l'ensemble des couples ou seulement ceux percevant deux salaires.

2. Ce mécanisme correspond en fait au phénomène classique de régression vers la moyenne (Verbakel, 2008, p. 132), suivant lequel un individu percevant un salaire très éloigné de la moyenne (très élevé ou très bas, voire nul) a peu de chances d'être en couple avec une personne qui touche un salaire aussi extrême.

3. L'augmentation des inégalités salariales entre hommes de 1982 à 1986, qui s'est produite uniquement au-dessus de la médiane, a déjà été relevée par d'autres travaux fondés sur des données administratives (Charnoz et al., 2013, p. 73 ; Verdugo, 2014, p. 135). En revanche, les études existantes relèvent plutôt une baisse des inégalités de salaire entre hommes depuis les années 1960 hors chômage et inactivité (Verdugo, 2014 ; Verdugo et al., 2012).

4. La réalité du passage soudain à une corrélation de 0.29 en 2014 demande à être confirmée par de futures enquêtes.

5. Du fait notamment du faible taux d'emploi des conjointes des hommes appartenant aux derniers déciles.

Un développement quasi uniforme de l'emploi des femmes à tous les niveaux de salaire des conjoints

L'effet de l'augmentation de la proportion de couples de deux salariés sur la corrélation entre salaires des conjoints parmi l'ensemble des couples dépend en grande partie du lien entre emploi de la femme et niveau de salaire de son conjoint (Pasqua, 2002). Ainsi, aux États-Unis, l'augmentation de la corrélation entre salaires des conjoints s'explique largement par le fait que la relation négative entre salaire de l'homme et emploi de sa conjointe a progressivement disparu, laissant place à une courbe en U inversé suivant laquelle les classes moyennes présentent les plus forts taux d'emploi des femmes (Schwartz, 2010, p. 1541).

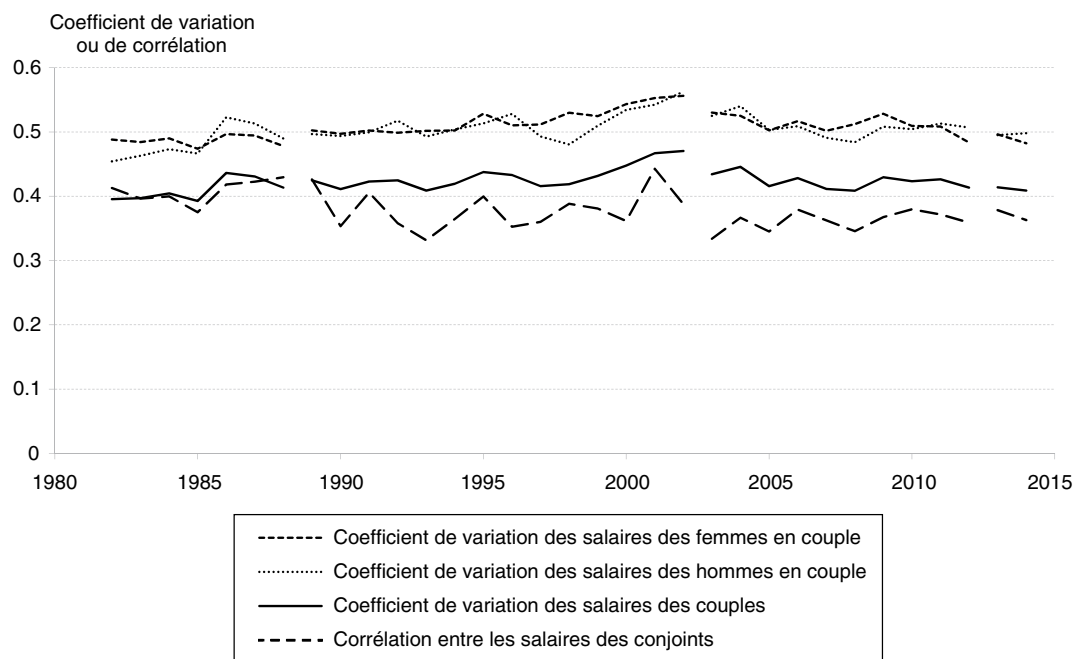
Mais le cas français apparaît relativement différent (figure IV, graphique de gauche). Dès 1982, le taux d'emploi des femmes le plus élevé (à près de 60 %) se rencontrait parmi les conjointes des hommes appartenant au septième décile de

salaire (confirmant les résultats de Frémeaux & Lefranc, 2015, p. 15). À l'opposé, son niveau était presque aussi faible pour le dernier décile (11 points de pourcentage en dessous du maximum) que pour le premier (13 points en dessous). Néanmoins, les conjointes des hommes ne percevant aucun salaire se distinguaient nettement par un taux d'emploi inférieur au maximum de 18 points.

Aux États-Unis à la même période, seuls les déciles supérieurs se distinguaient par un taux d'emploi des femmes clairement plus faible que les autres, les déciles inférieurs les ayant progressivement rejoints seulement après cette date. La France semble donc ici avoir connu plus précocement l'évolution observée aux États-Unis : en France, l'emploi des femmes avait déjà pour effet d'augmenter les salaires des couples du milieu de la distribution plus que ceux des couples situés à ses extrêmes.

En France, entre 1982 et 2014, le taux d'emploi des femmes a augmenté au même rythme quel que soit le décile du conjoint, à l'exception notable du décile inférieur et des inactifs et chômeurs, pour lesquels l'écart avec le taux d'emploi le plus élevé

Figure III
Évolution des inégalités de salaire et de la corrélation entre salaires des conjoints depuis 1982 au sein des couples composés de deux salariés



Lecture : le coefficient de variation des salaires des femmes en couple de deux salariés est resté relativement stable, passant de 0.49 à 0.48 entre 1982 et 2014, avec un pic à 0.56 en 2002.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans, touchent tous deux un salaire et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2014.

s'est accru jusqu'à atteindre respectivement 18 et 28 points. Ainsi, les effets du développement de l'emploi des femmes sur la corrélation entre salaires des conjoints (en attribuant un salaire nul aux inactifs et chômeurs) sont restés limités et n'ont pas suffi à augmenter l'inégalité entre couples.

Le tableau est assez différent en ce qui concerne les hommes (figure IV, graphique de droite). Dans l'ensemble, on relève une légère baisse du taux d'emploi au cours du temps qui contraste avec la hausse observée pour les femmes. En outre, le taux d'emploi des hommes croît avec le salaire de leur conjointe jusqu'à la médiane, et se stabilise ensuite. Cependant, comme parmi les femmes, le groupe dont les conjointes ne touchent aucun salaire se détache assez nettement des autres. L'écart entre le taux d'emploi de ce groupe et le taux maximum s'est nettement renforcé au cours du temps (passant de 4 à 16 points), reflétant une certaine tendance à la polarisation de l'emploi entre couples (Ravel, 2007).

Ainsi, contrairement aux États-Unis, l'évolution du taux d'emploi des femmes n'a pas représenté en France une source importante d'évolution de la corrélation entre salaires des conjoints. Le caractère quasi général de l'accroissement

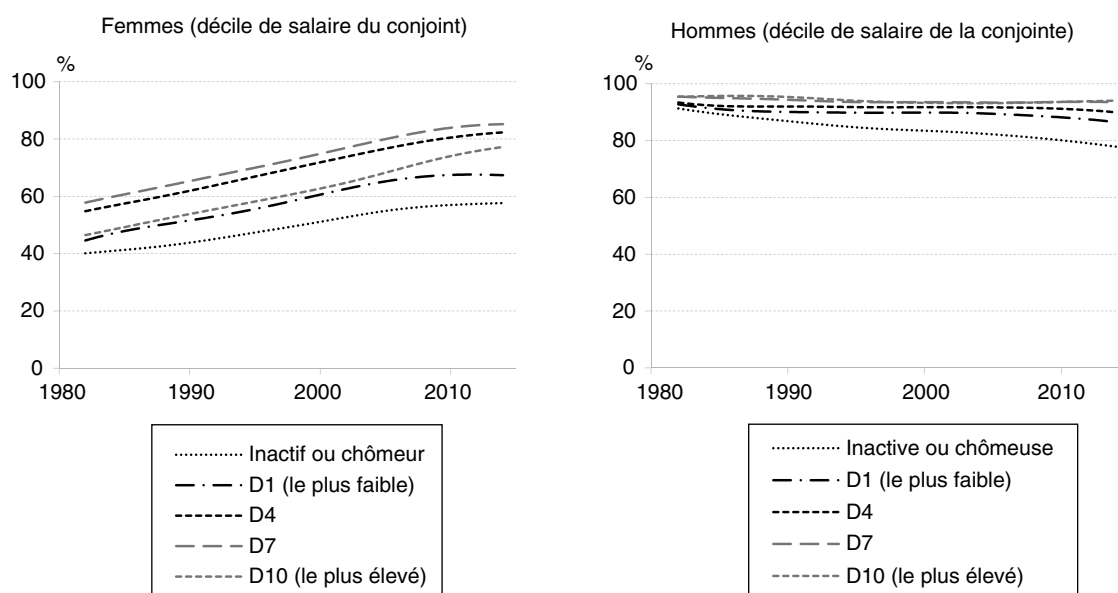
du taux d'emploi des femmes, quel que soit le salaire du conjoint, a permis de limiter l'augmentation de la corrélation entre salaires des conjoints, et ainsi d'éviter une augmentation de l'inégalité entre couples. En revanche, qu'il s'agisse des femmes ou des hommes, on relève un décrochage du taux d'emploi des conjoints des individus touchant les salaires les plus faibles, voire aucun salaire, dont l'effet est nécessairement inégalitaire. Dans la section suivante, une décomposition plus détaillée de l'inégalité nous permettra d'évaluer les effets de ces tendances en différents points de la distribution des salaires des couples.

Une diminution des inégalités qui n'a pas profité aux couples situés juste sous la médiane

Des évolutions divergentes selon la partie de la distribution considérée

La décomposition du coefficient de variation mise en œuvre dans la section précédente présente l'avantage d'une grande simplicité. En revanche, elle ne permet pas d'examiner si les

Figure IV
Évolution du taux d'emploi des hommes et des femmes selon le salaire de leur conjoint



Note : les chômeurs et inactifs sont inclus dans le champ et se voient attribuer un salaire nul. Les courbes sont lissées à l'aide d'une régression locale de degré 1 (LOESS).

Lecture : en 1985, 58 % des conjointes des hommes appartenant au 7^e décile de salaire de leur sexe étaient en emploi au sein des couples âgés de 30 à 59 ans.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, enquêtes *Emploi*, 1982-2014.

effets mis en évidence ont été uniformes sur toute la distribution des salaires, ni d'évaluer l'évolution des inégalités qui aurait été observée dans d'autres situations contrefactuelles que celles déjà évoquées. Dans cette section, nous nous inspirons de la démarche élaborée par Schwartz (2010), qui consiste à modéliser la distribution jointe des salaires des deux conjoints à l'aide de modèles log-linéaires (Agresti, 2002). Ceux-ci permettent, en imposant des contraintes aux paramètres, de simuler plusieurs situations contrefactuelles, et ainsi d'évaluer la contribution de chacune des différentes tendances à l'évolution de l'inégalité entre couples.

Beaucoup plus souple que la précédente, cette décomposition ne se limite plus nécessairement au coefficient de variation. Afin d'étudier si les évolutions ont varié selon la partie de la distribution des salaires des couples considérée, nous mobilisons trois nouvelles mesures : le rapport entre le décile supérieur et la médiane (D9/D5), celui entre la médiane et le deuxième décile (D5/D2)⁶, ainsi que la proportion de couples ne percevant aucun salaire.

L'intérêt de cette approche plus détaillée apparaît dans la figure V à travers les évolutions très différentes des trois indicateurs. D'un côté,

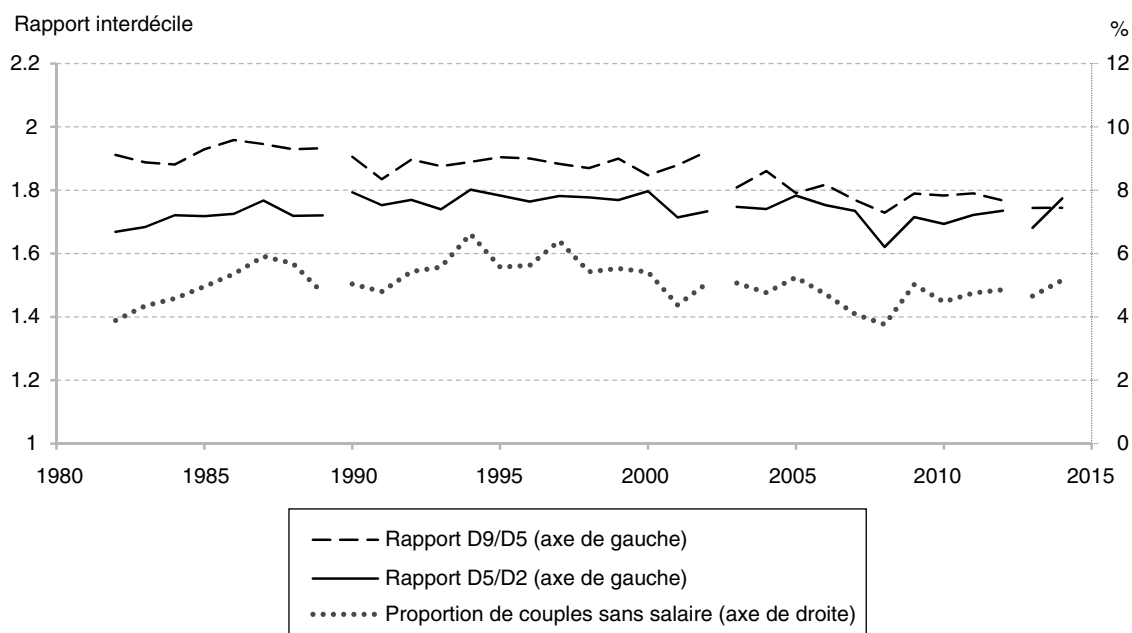
l'inégalité au-dessus de la médiane (D9/D5) a quelque peu augmenté dans les années 1980, avant de décroître plus nettement de 11 % entre 1986 et 2014. De l'autre, l'inégalité en dessous de la médiane (D5/D2) a augmenté de 8 % jusqu'en 1994 pour fluctuer ou diminuer légèrement depuis. Enfin, la proportion de couples ne percevant aucun salaire est passée de 3.9 % à 5.9 % entre 1982 et 1987, a connu un nouveau pic au milieu des années 1990 avant de diminuer quelque peu dans les années 2000 et de remonter après 2008.

Ainsi, la stabilité de l'inégalité entre couples relevée plus haut (figure II) masque des tendances divergentes. Si l'on relève d'un côté une diminution des écarts entre la médiane et les déciles supérieurs⁷, de l'autre, les couples situés sous la médiane ont vu leur situation relative

6. C'est souvent le premier décile (D1) qui est retenu plutôt que le deuxième. Ce choix poserait ici problème dans la mesure où, pour certaines années, près de 10 % des couples ne perçoivent aucun salaire : le premier décile suit des évolutions irrégulières liées aux variations des très bas salaires en fonction de la conjoncture économique et du taux chômage. Puisque l'inégalité dans le bas de la distribution est déjà mesurée par la proportion de couples ne percevant aucun salaire, nous avons jugé préférable de recourir au deuxième décile, dont les évolutions sont plus régulières.

7. Cette baisse s'observe pour tous les déciles au-dessus de la médiane.

Figure V
Évolution de trois indicateurs d'inégalité entre couples depuis 1982



Note : les chômeurs et inactifs sont inclus dans le champ et se voient attribuer un salaire nul.

Lecture : en 1982, le salaire séparant les 10 % des couples les plus riches des 90 % les plus pauvres était égal à 1.9 fois le salaire médian des couples.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, enquêtes Emploi, 1982-2014.

se dégrader quelque peu, avant de finalement s'améliorer, mais de manière peu marquée. Nous chercherons dans ce qui suit à appréhender les facteurs à l'origine de ce phénomène.

La méthode de décomposition par la modélisation log-linéaire : six scénarios contrefactuels

La méthode de décomposition proposée par Schwartz (2010) consiste à découper la distribution des salaires de chaque sexe observée chaque année en quantiles relativement fins, plus un groupe pour les inactifs et les chômeurs, et à construire une table d'homogamie à trois dimensions croisant chaque année les quantiles d'appartenance de chacun des conjoints. Le coefficient

de variation et les rapports interdéciles peuvent être recalculés à partir de cette table, en attribuant à chaque individu le salaire médian de son quantile d'appartenance. Pour reproduire de manière assez fidèle les valeurs des indices mesurées à partir des données brutes, nous découpons ici la distribution en 20 quantiles représentant chacun 5 % des individus de chaque sexe ayant perçu un salaire, plus une catégorie comprenant ceux n'ayant perçu aucun salaire.

L'objectif de cette méthode est de modéliser, à partir de la table d'homogamie réellement observée, plusieurs tables, correspondant chacune à une situation contrefactuelle. Il s'agit de partir d'un modèle imposant des hypothèses très fortes sur l'association entre salaires des conjoints et son évolution, et de les relâcher peu à peu par l'introduction de termes supplémentaires jusqu'à arriver aux évolutions réellement observées : chaque modèle est une

Encadré 2

MODÈLES LOG-LINÉAIRES UTILISÉS POUR LA DÉCOMPOSITION

Le modèle de base (modèle 1), celui d'indépendance, inclut uniquement les paramètres nécessaires pour reconstituer correctement la proportion de couples dans chaque quantile de salaire des hommes et des femmes (dont les salaires nuls) et dans chaque année, mais sans interaction entre ces trois dimensions. En notant m_{hft} les effectifs prédits par le modèle pour la cellule à l'intersection de la ligne h (quantile de l'homme), de la colonne f (quantile de la femme) et de la couche t (année d'enquête), dans une table de dimensions $H \times F \times T$, ce modèle s'écrit :

$$M1 : \log m_{hft} = \lambda + \lambda_h^H + \lambda_f^F + \lambda_t^T$$

Le modèle 2 tient compte en plus de l'évolution de la distribution marginale des femmes au cours du temps.

Le modèle 3 y ajoute celle des hommes. Ils s'écrivent :

$$M2 : M1 + \lambda_{ft}^{FT} \quad \text{et} \quad M3 : M2 + \lambda_{ht}^{HT}$$

Etant donné que les populations des deux sexes sont découpées chaque année en quantiles, les paramètres marginaux sont à ce stade de peu d'effet (à l'approximation liée au découpage près), à l'exception de ceux reflétant les proportions marginales d'inactifs et de chômeurs : c'est pourquoi ce modèle revient principalement à autoriser ces proportions à varier au cours du temps.

Le modèle 4 ajoute à la spécification du précédent l'association entre l'inactivité ou le chômage de la femme et le quantile de salaire de l'homme, en supposant qu'elle est restée stable dans le temps. Il s'écrit :

$$M4 : M3 + \lambda_h^{HF_0} \mathbf{1}_{f=0}$$

avec $f = 0$ indiquant l'absence de salaire de la femme (inactive ou chômeuse), et $\mathbf{1}_{f=0}$ l'indicatrice correspondante.

Le modèle 5, celui de stabilité de l'association, inclut l'association complète mais stable entre salaires de l'homme et de la femme. Il intègre donc l'association entre inactivité ou chômage et salaire du conjoint du modèle précédent (qui n'apparaît cependant plus comme un terme spécifique). Il s'écrit :

$$M5 : M3 + \lambda_{hf}^{HF}$$

Bien que ces cinq modèles supposent que l'association entre les salaires des conjoints est restée stable en termes d'odds ratios, les indices d'inégalité peuvent varier au cours du temps, puisqu'ils ne sont pas indépendants des marges de la table.

Le modèle 6 autorise en plus l'association entre l'inactivité ou le chômage de la femme et le quantile de salaire de l'homme à varier de manière linéaire dans le temps. Il s'écrit :

$$M6 : M5 + (\lambda^{F_0} + t\lambda^{F_0T}) \lambda_h^{HF_0T} \mathbf{1}_{f=0}$$

avec $f = 0$ indiquant l'absence de salaire de la femme.

Enfin, le dernier modèle correspond aux données réellement observées (modèle saturé). La comparaison avec le précédent permet de mesurer les effets de l'évolution de l'association entre salaires des conjoints dans les couples dans lesquels la femme est salariée sur les inégalités entre couples.

extension du précédent (voir encadré 2). En comparant les valeurs des indices d'inégalité obtenus pour chaque situation, on obtient une estimation de la contribution de la levée de chacune des hypothèses aux inégalités et à leur évolution temporelle.

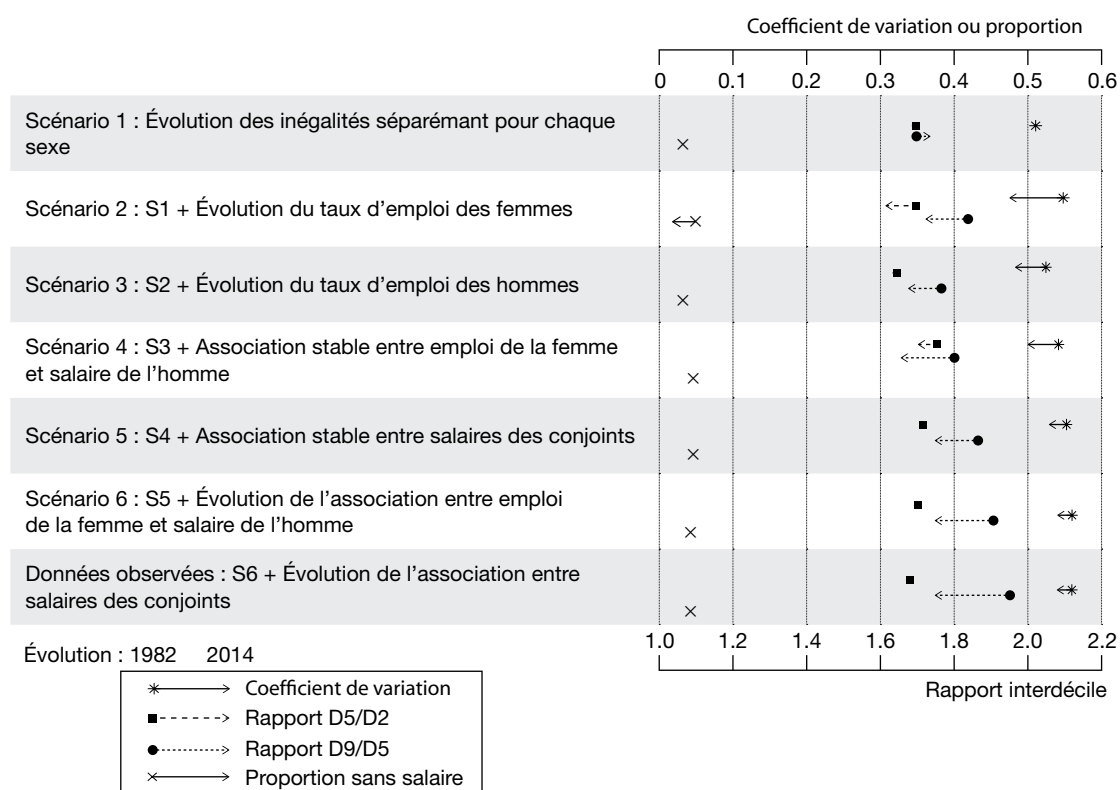
L'évolution des indicateurs entre 1982 et 2014 dans les différents scénarios contrefactuels est présentée dans la figure VI. On pourra retrouver les statistiques d'ajustement des modèles log-linéaires dans l'annexe. Soulignons simplement que chaque modèle plus complexe constitue une amélioration substantivement et statistiquement significative par rapport au précédent comme l'indique le critère d'Akaike (*Akaike Criterion Information, AIC*)⁸.

Le premier scénario (*cf.* modèle 1 dans l'encadré 2) suppose qu'il n'existe aucune

association entre les salaires des conjoints, ni entre le salaire d'un des conjoints et le fait que l'autre soit en emploi, et aussi que la proportion de personnes en emploi n'évolue pas dans le temps. De ce fait, le seul facteur d'inégalité et d'évolution des inégalités pris en compte ici correspond aux inégalités de salaire entre hommes en emploi d'un côté, et entre femmes en emploi de l'autre, dans l'hypothèse où les couples seraient constitués au hasard. On voit que ce facteur a très peu contribué aux évolutions temporelles des inégalités : les indicateurs sont stables (figure VI, première ligne). Le développement de l'emploi des femmes et l'évolution de l'association entre salaires des

8. En revanche, l'indicateur BIC (Bayesian Information Criterion), plus parcimonieux, n'incite pas à considérer comme dignes d'attention les apports respectifs des modèles 3 et 6, pour lesquels la proportion de couples classés dans la mauvaise cellule (indice de dissimilarité) diminue d'ailleurs très peu.

Figure VI
Évolution du coefficient de variation, des rapports D9/D5 et D5/D2 et de la proportion de couples ne percevant aucun salaire entre 1982 et 2014 dans les différentes situations contrefactuelles



Notes : les chômeurs et inactifs sont inclus dans le champ et se voient attribuer un salaire nul. Afin de ne pas tenir compte des variations liées à l'échantillonnage aléatoire ainsi qu'à la conjoncture économique, les flèches ne représentent pas directement les indices calculés à partir des effectifs prédits par les modèles, mais leur valeur lissée à l'aide d'une régression locale de degré 2 (LOESS).

Lecture : si seules les inégalités de salaire entre hommes et entre femmes avaient varié (première ligne), le niveau global des inégalités (coefficient de variation) serait resté stable (à 0.50) entre 1982 et 2014.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, *enquêtes Emploi*, 1982-2014.

conjointes expliquent donc la plus grande part des évolutions.

Dans le second scénario, on suppose toujours qu'il n'existe aucun lien entre le niveau de salaire d'un conjoint et le statut de l'autre, mais on laisse la proportion de personnes en emploi évoluer dans le temps. Cette spécification permet d'évaluer la contribution de l'augmentation du taux d'emploi des femmes à l'évolution des inégalités entre couples. L'évolution de ce seul facteur entraîne une diminution très marquée des inégalités entre 1982 et 2014, qui fait apparaître très clairement le rôle égalisateur de l'emploi des femmes.

Ainsi, les inégalités (coefficient de variation) auraient baissé de 14 % dans leur ensemble, de 5 % en dessous de la médiane (rapport D5/D2) et de 8 % au-dessus de la médiane (rapport D9/D5), alors que la proportion de couples ne percevant aucun salaire serait passée de 4.9 % à 2.3 %.

Le troisième scénario ajoute au précédent l'évolution temporelle du taux d'emploi des hommes. La légère diminution du taux d'emploi des hommes a atténué l'affaiblissement des inégalités prédit par le scénario précédent (cf. figure IV). En particulier, l'inégalité d'ensemble (coefficient de variation) aurait baissé de 7 % seulement (contre 14 % dans le deuxième scénario), et l'inégalité en dessous de la médiane et la proportion de couples ne percevant aucun salaire seraient restées stables. On voit donc que le développement de l'emploi des femmes a permis de compenser les effets de la tendance inégalitaire à l'œuvre parmi les hommes.

Le quatrième scénario repose sur l'hypothèse que la seule association entre salaires des conjoints vient du lien entre emploi de la femme et salaire de son conjoint, tout en supposant que ce lien est resté stable au cours du temps. Il permet de mesurer l'effet des différences de taux d'emploi des femmes selon le salaire de leur conjoint sur les inégalités et leur évolution. Ce scénario ne modifie pas de manière majeure les évolutions temporelles prédites par le précédent. Cependant, les inégalités en dessous de la médiane (rapport D5/D2) et d'ensemble (coefficient de variation) y sont plus élevées, en 1982 comme en 2014. Ceci tient à la surreprésentation des femmes ne percevant aucun salaire parmi les couples dans lesquels les hommes sont situés dans le bas de la distribution des salaires.

Le cinquième scénario étend le précédent en supposant qu'il existe une association entre salaires des conjoints (y compris l'absence de salaire), mais que celle-ci est restée stable au cours du temps. Contrairement à ce que l'on pourrait attendre, ce modèle (ainsi que le précédent) prédit une évolution des inégalités potentiellement différente du modèle 3. En effet, même si l'association elle-même reste stable dans le temps, l'évolution de la répartition des hommes et des femmes entre emploi et non-emploi déplace les effectifs entre des zones de la table d'homogamie qui diffèrent en termes d'intensité de l'association entre salaires des conjoints. Ainsi, la comparaison de l'inégalité prédite par ce modèle et par le précédent permet d'évaluer l'effet de l'existence d'une association entre salaires des conjoints sur l'évolution des inégalités, même en supposant que cette association est restée stable. Ce scénario prédit des inégalités plus fortes que le précédent au-dessus de la médiane (rapport D9/D5) ainsi que dans l'ensemble (coefficient de variation), du fait de la forte tendance des hommes et des femmes percevant les plus hauts salaires à former des couples ensemble. L'écart est cependant modeste : par rapport au quatrième scénario, le coefficient de variation est supérieur de 5 % en 1982, et de 9 % en 2014.

De leur côté, les tendances temporelles demeurent essentiellement les mêmes que dans le scénario précédent. L'affaiblissement des inégalités d'ensemble (coefficient de variation) et en dessous de la médiane (rapport D5/D2) est légèrement moins marqué, puisque les femmes qui entrent sur le marché du travail perçoivent un salaire plus proche de celui de leur conjoint que dans l'hypothèse d'une absence totale d'association. Mais finalement, l'existence d'une tendance à l'homogamie n'a en soi qu'un faible effet sur les évolutions temporelles des inégalités.

Le sixième scénario introduit une première source d'évolution temporelle de l'association entre salaires des conjoints : celle du lien entre emploi de la femme et salaire de l'homme, l'association entre salaires des conjoints restant supposée stable. Comme on pouvait s'y attendre du fait de la relative stabilité du lien entre salaire de l'homme et emploi de la femme déjà relevée plus haut, ce scénario n'introduit aucune différence notable par rapport au précédent.

Enfin, le dernier scénario correspond à la table réellement observée (modèle saturé). La différence par rapport au scénario précédent

provient donc exclusivement de l'évolution au cours du temps de l'association entre salaires des conjoints parmi les couples dans lesquels la femme est salariée. Cette comparaison fait apparaître un résultat négatif qui mérite d'être souligné : contrairement à ce qui a été relevé aux États-Unis, l'évolution de l'association entre les salaires des conjoints en emploi (conséquence de l'homogamie sociale) n'a pas eu d'effet notable sur l'inégalité entre couples. On peut cependant relever que la diminution de l'inégalité au-dessus de la médiane (rapport D9/D5) est légèrement plus marquée, signe d'un affaiblissement de l'association dans le haut de la distribution.

La décomposition plus fine réalisée dans cette section a montré que l'augmentation du taux d'emploi des femmes est de loin le facteur principal de l'évolution de l'inégalité de salaire entre couples (dont aucun des conjoints n'est indépendant ni retraité) depuis 1982. La légère diminution du taux d'emploi des hommes a en revanche renforcé les inégalités, mais de manière peu marquée. Enfin, les évolutions des différentes composantes du lien entre salaires des conjoints ont joué un rôle relativement mineur.

Si le développement de l'emploi des femmes a eu un effet égalisateur sur l'ensemble de la distribution, le léger recul de l'emploi des hommes dont les conjoints perçoivent un salaire faible ou nul a eu un effet inégalitaire particulièrement marqué en dessous de la médiane. En outre, l'association entre les salaires des conjoints semble s'être quelque peu affaiblie dans le haut de la distribution. La combinaison de ces trois phénomènes explique les évolutions contrastées des différents indicateurs d'inégalités relevées plus haut : diminution des inégalités entre couples au-dessus de la médiane, stabilité ailleurs.

* *
*

Les résultats présentés ici, qui vont à l'encontre de l'idée selon laquelle on assisterait à une

augmentation généralisée à la fois de l'homogamie et des inégalités salariales, suggèrent des prolongements dans trois directions.

Premièrement, les inégalités sont ici mesurées uniquement à partir des salaires. Or l'augmentation des inégalités économiques provient en grande partie de l'évolution de la distribution du patrimoine et des revenus qui en découlent (Landais, 2007 ; Piketty, 2013). L'extension de l'étude à tous les types de revenus ainsi qu'aux héritages semble une voie prometteuse, même si les données permettant de les étudier sont plus rares (Frémeaux, 2014). Par ailleurs, la prise en compte des revenus de transfert – et notamment des allocations chômage – apparaît essentielle pour affiner l'analyse des bas revenus, appréhendés ici uniquement à travers la proportion de couples ne percevant aucun salaire.

Deuxièmement, nous avons retenu une perspective purement transversale, négligeant de ce fait les variations importantes des revenus des conjoints au cours de leur vie, notamment du fait des périodes de chômage ou d'inactivité (Courtioux & Lignon, 2015a). Les recherches futures devront s'attacher à combiner une étude des évolutions temporelles des inégalités avec une perspective longitudinale au niveau individuel de manière à mieux tenir compte des possibles compensations entre conjoints des variations du niveau d'activité (inactivité, chômage, temps de travail).

Troisièmement, notre analyse a porté exclusivement sur les individus en couple une année donnée. Or, suivant ce qui a été relevé aux États-Unis (Karoly & Burtless, 1995 ; Burtless, 1999 ; Cancian & Reed, 1999 ; Reed & Cancian, 2001 ; Daly & Valletta, 2006 ; Western et al., 2008 ; Larrimore, 2014), on peut penser que la baisse de la proportion de personnes vivant en couple a renforcé les inégalités parmi l'ensemble des ménages. En particulier, les familles monoparentales, qui ont plus fréquemment à leur tête des mères peu diplômées et éloignées de l'emploi (Chardon et al., 2008), ont pu voir leur situation relative se détériorer par rapport au salaire médian des couples. □

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa Essafi, C. & Buffeteau, S. (2006).** L'activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l'avenir ? *Économie et statistique*, 398(1), 85–97.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376348?sommaire=1376355>
- Agresti, A. (2002).** *Categorical Data Analysis* (2^e éd.). New York: Wiley.
- Albouy, V., Djider, Z. & Mainguené, A. (2012).** Activité, emploi, salaires et retraites : la convergence des situations entre hommes et femmes s'opère, mais parfois bien lentement. In: *Regards sur la parité 2012*, pp. 67–80. Paris: Insee.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1372769?sommaire=1372781>
- Amar, M. (2010).** Les très hauts salaires du secteur privé. *Insee Première* N°1288.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281185>
- Blossfeld, H.-P. & Buchholz, S. (2009).** Increasing Resource Inequality among Families in Modern Societies: The Mechanisms of Growing Educational Homogamy, Changes in the Division of Work in the Family and the Decline of the Male Breadwinner Model. *Journal of Comparative Family Studies*, 40(4), 603–616.
- Boiron, A., Huwer, M. & Labarthe, J. (2016).** Inégalités de niveaux de vie et pauvreté en 2013. In: *Les revenus et le patrimoine des ménages 2016*, pp. 9–21. Paris: Insee.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2017606?sommaire=2017614>
- Bouchet-Valat, M. (2014).** Les évolutions de l'homogamie de diplôme, de classe et d'origine sociales en France (1969-2011) : ouverture d'ensemble, repli des élites. *Revue française de sociologie*, 55(3), 459–505.
- Breen, R. & Andersen, S. H. (2012).** Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark. *Demography*, 49(3), 867–887.
- Breen, R. & Salazar, L. (2010).** Has Increased Women's Educational Attainment Led to Greater Earnings Inequality in the United Kingdom? A Multivariate Decomposition Analysis. *European Sociological Review*, 26(2), 143–157.
- Breen, R. & Salazar, L. (2011).** Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States. *American Journal of Sociology*, 117(3), 808–843.
- Burtless, G. (1999).** Effects of growing wage disparities and changing family composition on the U.S. income distribution. *European Economic Review*, 43(4-6), 853–865.
- Cabannes, P.-Y. (2014).** Trois décennies d'évolutions du marché du travail. In: *Trente ans de vie économique et sociale*, pp. 55-67. Paris: Insee.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374370?sommaire=1374377>
- Cancian, M. & Reed, D. (1998).** Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 73–79.
- Cancian, M. & Reed, D. (1999).** The impact of wives' earnings on income inequality: Issues and estimates. *Demography*, 36(2), 173–184.
- Chardon, O., Daguet, F. & Vivas, É. (2008).** Les familles monoparentales : des difficultés à travailler et à se loger. *Insee Première* N°1195.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281271>
- Charnoz, P., Coudin, É. & Gaini, M. (2013).** Une diminution des disparités salariales en France entre 1967 et 2009. In: *Emploi et salaires 2013*, pp. 75-86. Paris : Insee.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374085?sommaire=1374092>
- Courtioux, P. & Lignon, V. (2015a).** Homogamie éducative et inégalités de revenu salarial : une perspective de cycle de vie. *Économie et Statistique*, 481, 149–183.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1305199?sommaire=1305205>
- Courtioux, P. & Lignon, V. (2015b).** L'effet de l'homogamie éducative sur les inégalités : une note méthodologique avec une illustration pour le cas français. Centre d'économie de la Sorbonne, Document de travail N° 2015.91.
<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01254789/>
- Daly, M. C. & Valletta, R. G. (2006).** Inequality and Poverty in United States: The Effects of Rising Dispersion of Men's Earnings and Changing Family Behaviour. *Economica*, 73(289), 75–98.

- Devereux, P. J. (2004).** Changes in relative wages and family labor supply. *Journal of Human Resources*, 39(3), 698–722.
- Eika, L., Mogstad, M. & Zafar, B. (2014).** Educational assortative mating and household income inequality. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report 682. <http://www.nber.org/papers/w20271>
- Esping-Andersen, G. (2007).** Sociological Explanations of Changing Income Distributions. *American Behavioral Scientist*, 50(5), 639–658.
- Frémeaux, N. (2014).** Le rôle de l'héritage et du revenu du travail dans les choix matrimoniaux. *Population*, 69(4), 551–587.
- Frémeaux, N. & Lefranc, A. (2015).** *Assortative mating and earnings inequality in France*. Université de Cergy-Pontoise – THEMA, Mimeo. http://www.ecineq.org/ecineq_lux15/FILESx2015/CR2/p224.pdf
- Funes Leal, V. (2015).** *Efectos del Emparejamiento Selectivo en la Distribución del Ingreso en América Latina*. Universidad Nacional de La Plata, Thesis de Maestría en Economía. <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/maestria/tesis/117-tesis-Funes-Leal.pdf>
- Godechot, O. (2012).** Is finance responsible for the rise in wage inequality in France? *Socio-Economic Review*, 10(3), 447–470.
- Godechot, O. (2013).** Financiarisation et fractures socio-spatiales. *L'Année sociologique*, 63(1), 17–50.
- Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G. & Santos, C. (2014).** Corrigendum to Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 104(5), 1–2.
- Harkness, S. (2013).** Women's Employment and Household Inequality. In: J. Gornick & M. Jäntti (Ed.), *Income Inequality: Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries* (pp. 207–233). Stanford: Stanford University Press.
- Hryshko, D., Juhn, C. & McCue, K. (2014).** Trends in Earnings Inequality and Earnings Instability among US Couples: How Important Is Assortative Matching? Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Discussion Paper 8729. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2543924
- Hyslop, D. R. (2001).** Rising U.S. Earnings Inequality and Family Labor Supply: The Covariance Structure of Intrafamily Earnings. *The American Economic Review*, 91(4), 755–777.
- Insee (2016).** Marché du travail - Séries longues. *Insee Résultats* N° 175. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1406870>
- Karoly, L. A. & Burtless, G. (1995).** Demographic change, rising earnings inequality, and the distribution of personal well-being, 1959–1989. *Demography*, 32(3), 379–405.
- Landais, C. (2007).** Les hauts revenus en France (1998-2006) : une explosion des inégalités ? École d'économie de Paris, Document de travail. <http://piketty.pse.ens.fr/fichiers/Landais2007.pdf>
- Larrimore, J. (2014).** Accounting for United States Household Income Inequality Trends: The Changing Importance of Household Structure and Male and Female Labor Earnings Inequality. *Review of Income and Wealth*, 60(4), 683–701.
- Meron, M. (2008).** Femmes et hommes dans l'emploi : permanences et évolutions. In: *L'emploi, nouveaux enjeux* (Édition 2008), pp. 85–93. Paris: Insee. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374398?sommaire=1374407>
- Meron, M. & Maruani, M. (2012).** *Un siècle de travail des femmes en France. 1901-2011*. Paris: La Découverte.
- Minni, C. (2015).** Femmes et hommes sur le marché du travail : les disparités se réduisent mais les emplois occupés restent très différents. *Dares analyses* N° 17. travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/2015-017.pdf
- Morin, T. (2014).** Écarts de revenus au sein des couples : Trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint. *Insee Première* N° 1492. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281400>
- OCDE (2008).** *Croissance et inégalités : Distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*. Paris: Organisation de coopération et de développement économiques.
- OCDE (2011).** *Toujours plus d'inégalité : Pourquoi les écarts de revenus se creusent*. Paris: Organisation de coopération et de développement économiques.

- O'Prey, S. (2009).** La non-réponse partielle aux variables financières de l'enquête Logement 2006 : mise en œuvre de nouvelles procédures de redressement et comparaison de méthodes d'imputation. Insee, Document de travail F0901.
http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/docs_doc_travail/F0901.pdf
- Pasqua, S. (2002).** Wives' work and income distribution in European countries. *The European Journal of Comparative Economics*, 5(2), 197–226.
- Pencavel, J. (2006).** A life cycle perspective on changes in earnings inequality among married men and women. *The Review of Economics and Statistics*, 88(2), 232–242.
- Piketty, T. (2013).** *Le capital au XXI^e siècle*. Paris: Seuil.
- Pujol, J. & Tomasini, M. (2009).** Les inégalités de niveaux de vie entre 1996 et 2007. *Insee Première* N° 1266.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1286908>
- Ravel, C. (2007).** La polarisation de l'emploi au sein des ménages de 1975 à 2002. *Économie et statistique*, 402(1), 3–23.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376852?sommaire=1376860>
- Reed, D. & Cancian, M. (2001).** Sources of inequality: measuring the contributions of income sources to rising family income inequality. *Review of Income and Wealth*, 47(3), 321–333.
- Reed, D. & Cancian, M. (2012).** Rising Family Income Inequality: The Importance of Sorting. *Journal of Income Distribution*, 21(2), 3–14.
- Schwartz, C. R. (2010).** Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings. *American Journal of Sociology*, 115(5), 1524–1557.
- Solard, J. (2010).** Les très hauts revenus : des différences de plus en plus marquées entre 2004 et 2007. In: *Les revenus et le patrimoine des ménages 2010*, pp. 45–64. Paris: Insee.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1373531?sommaire=1373536>
- Vanderschelden, M. (2006).** Homogamie socio-professionnelle et ressemblance en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions. *Économie et statistique*, 398-399, 33–58.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376345?sommaire=1376355>
- Verbakel, E. (2008).** *The Partner as Resource or Restriction? Labour market careers of husbands and wives and the consequences for inequality between couples*. Radboud University, Nijmegen.
- Verdugo, G. (2014).** The great compression of the French wage structure, 1969–2008. *Labour Economics*, 28(4), 131–144.
<http://hdl.handle.net/2066/73433>
- Verdugo, G., Fraise, H. & Horny, G. (2012).** Évolution des inégalités salariales en France : le rôle des effets de composition. *Revue économique*, 63(6), 1081–1112.
- Western, B., Bloome, D. & Percheski, C. (2008).** Inequality among American families with children, 1975 to 2005. *American Sociological Review*, 73(6), 903–920.
- Worner, S. M. (2006).** The Effects of Assortative Mating on Income Inequality: A Decompositional Analysis. Centre for Economic Policy Research – Australian National University, Discussion Paper 538.
<https://ideas.repec.org/p/auu/dpaper/538.html>

ANNEXE

STATISTIQUES D'AJUSTEMENT DES MODÈLES UTILISÉS POUR LA DÉCOMPOSITION

	D. L. ⁽¹⁾	Déviante	Δ (%) ⁽²⁾	BIC ⁽³⁾	AIC ⁽⁴⁾
M1 : Indépendance complète	14 480	57 114	19.86	- 120 844	28 154
M2 : M1 + Taux d'emploi des femmes	13 840	49 073	17.57	- 121 019	21 393
M3 : M2 + Taux d'emploi des hommes	13 200	46 593	17.08	- 115 634	20 193
M4 : M3 + Association emploi-salaire stable	13 180	40 948	14.56	- 121 033	14 588
M5 : M4 + Association complète stable	12 800	16 091	9.51	- 141 219	- 9 509
M6 : M5 + Association emploi-salaire variable	12 780	15 886	9.33	- 141 179	- 9 674

⁽¹⁾ Degrés de liberté. ⁽²⁾ Indice de dissimilarité. ⁽³⁾ Critère d'information bayésien. ⁽⁴⁾ Critère d'information d'Akaike. Ces deux derniers indicateurs mesurent la qualité de la description des données réalisée par chaque modèle en tenant compte de leur parcimonie (nombre de paramètres à estimer) : une valeur inférieure (ou plus fortement négative) signale une amélioration statistiquement significative par rapport à un modèle présentant une valeur plus élevée.

Note : N = 217 489. Nombre de cellules de la table : 14 553.

Champ : hommes et femmes vivant en couple cohabitant dans lequel les conjoints ont entre 30 et 59 ans et aucun n'est indépendant ou retraité.

Source : Insee, *enquêtes Emploi*, 1982-2014.

