

• DOCUMENT D'ÉTUDES

AVRIL 2023  
N°267

# Polarisation de l'emploi des ménages

## Quelles évolutions sur les trente dernières années ?

Karine Briard (Dares)



# SOMMAIRE

<b>Résumé.....</b>	<b>3</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>4</b>
<b>1. Évolution des configurations et de l'emploi des ménages .....</b>	<b>6</b>
1.1. Nombre d'actifs potentiels au sein des ménages .....	6
1.2. Lien entre le non-emploi individuel et la taille du ménage .....	7
1.3. Rapport à l'emploi des ménages .....	9
<b>2. Évolution de la polarisation de l'emploi des ménages .....</b>	<b>16</b>
2.1. Indice de polarisation de l'emploi des ménages en France entre 1990 et 2019 : une évaluation.....	16
2.2. Déterminants de l'évolution du non-emploi des ménages .....	19
<b>3. Facteurs socioéconomiques et polarisation des ménages.....</b>	<b>22</b>
3.1. Évolution du risque de non-emploi des individus selon le niveau d'études et le nombre d'enfants, et concentration à l'échelle des ménages.....	22
3.2. Contribution des caractéristiques individuelles à la part des ménages sans emploi et à la polarisation.	29
<b>Conclusion et discussion .....</b>	<b>35</b>
<b>Références .....</b>	<b>36</b>
<b>Annexe A. Ratio de dépendance des « inoccupés » .....</b>	<b>38</b>
<b>Annexe B. Compléments analytiques.....</b>	<b>39</b>
<b>Annexe C. Compléments statistiques.....</b>	<b>43</b>
<b>Annexe D. Aides à l'interprétation de la décomposition de la variation de la polarisation et du taux de non-emploi des ménages .....</b>	<b>49</b>
<b>Annexe E. Évolution des indices de polarisation et contrefactuels par période, et comparaison avec les résultats de Allègre (2006) sur la période 1994-2002 .....</b>	<b>51</b>

## Résumé

Sur les trente dernières années, la part des ménages sans emploi croît de façon quasi continue, alors que, jusqu'en 2008, la proportion de personnes sans emploi dans la population en âge de travailler diminue sous l'effet de la hausse de l'emploi féminin. Cette divergence reflète les changements dans la composition des ménages et dans la répartition de l'emploi des individus au sein des ménages. La contribution de ces effets peut être mesurée à partir d'un indicateur comparant le taux de non-emploi des ménages observé à celui qui résulterait d'une répartition uniforme de l'emploi entre les individus. Cet indicateur de polarisation de l'emploi des ménages permet de montrer que la hausse du non-emploi des ménages entre 1990 et 2019 résulte principalement de la réduction de la taille des ménages, laquelle s'accompagne d'une baisse relative du niveau de diplôme des personnes isolées, et de l'augmentation de la part des couples formés entre diplômés, dans un contexte où, pour les femmes, le fait d'être en couple s'accompagne moins souvent de non-emploi.

**Mots clés :** taux d'emploi, ménages, emploi féminin, homogamie éducative

## Introduction

Au cours des dernières décennies, les variations du niveau d'emploi, de l'activité des femmes, l'allongement des études et le recul de l'âge de la retraite ont modifié le profil des actifs occupés (Marchand et Minni, 2019). La nature et le contenu des métiers et des postes se sont transformés, ont réclamé de nouvelles compétences, ce qui a redistribué l'emploi entre les individus (Allègre et Verdugo, 2020ab ; Albertini *et al.*, 2017 ; Berger et Pora, 2017) et donc entre les ménages.

Mesurer l'emploi au niveau des ménages revêt plusieurs intérêts. En premier lieu, les décisions individuelles d'activité dépendent généralement de la situation économique de la famille, notamment des revenus des autres membres, et donc leur situation vis-à-vis de l'emploi. Par ailleurs, c'est à l'échelle du ménage que s'apprécie le niveau de revenus pour, par exemple, l'attribution des allocations de solidarité (allocation logement, allocations familiales, revenu de solidarité active et prime pour l'emploi, etc.). Or, bien que l'emploi ne soit pas l'« antidote » à la pauvreté, il en est un des composants majeurs (OECD, 2009 ; Burniaux, 1997 ; Échevin et Parent, 2002). Outre la sécurité économique, la place que l'emploi occupe dans la cellule familiale détermine plusieurs composantes du bien-être. En effet, les personnes sans emploi vivant avec des personnes qui ont un emploi peuvent jouir de biens matériels communs au ménage, ainsi que bénéficier de leurs apports informationnels et sociaux, ce qui peut leur éviter un sentiment d'isolement et faciliter leur accès à une activité professionnelle (Nolen, 2013 ; Scutella et Wooden, 2006 ; Clark *et al.*, 2010 ; Goldsmith *et al.*, 1996 ; Tattarini *et al.*, 2018).

Une question se pose donc de savoir si les évolutions de l'emploi individuel des dernières décennies se sont traduites par une meilleure répartition de l'emploi entre les ménages ou, au contraire, par une concentration de l'emploi dans certains ménages, autrement dit, par une polarisation avec, d'une part, des ménages éloignés de l'emploi, d'autre part, des ménages « tout en emploi », où tous les membres actifs sont occupés.

De façon générale, la polarisation de l'emploi désigne une situation dans laquelle le fait d'occuper un emploi – ou de ne pas en occuper – est concentrée sur des catégories d'individus ou de ménages. À l'échelle individuelle, ce phénomène peut être mis en évidence entre les niveaux de qualifications (Berger et Pora, 2017) ou les catégories socioprofessionnelles (Allègre et Verdugo, 2020ab). À l'échelle du ménage, la polarisation est classiquement étudiée sur la base de critères liés à la configuration familiale comme le nombre d'actifs potentiels et/ou la présence d'enfants. Les indicateurs utilisés varient essentiellement selon deux critères : - le dénombrement des individus : considère-t-on uniquement les actifs ou bien aussi les personnes qui sont potentiellement à leur charge ; - l'intensité de l'activité : considère-t-on la situation binaire emploi vs non-emploi ou bien introduit-on une mesure du temps de travail ou de la qualité de l'emploi (Brandolini et Viviano, 2014 ; Gradin *et al.*, 2017) ?

Dans les faits, peu de travaux s'attachent à quantifier spécifiquement la place de l'emploi dans les ménages. Cette question est plus souvent abordée dans le cadre de problématiques larges comme la sécurité économique ou le niveau de revenus. Un indicateur unique ne saurait décrire la multiplicité des enjeux qui sont souvent attachés à la mesure de l'emploi à l'échelle des ménages et aucune approche ne semble réellement se détacher. La difficulté à combiner des indicateurs qui peuvent donner des images contrastées s'illustre d'ailleurs dans le caractère multidimensionnel de l'indicateur Arope retenu par l'Union européenne – pour *At-Risk of Poverty or Exclusion* – (de Graaf-Zijl et Nolan, 2011). En plus du niveau d'emploi du ménage, celui-ci considère le niveau de revenus et le niveau de privation matérielle. Mais si la dimension ménage est centrale, l'unité statistique reste l'individu : le niveau d'emploi est mesuré comme la part des personnes vivant dans des ménages à très faible intensité de travail, ce seuil étant fixé à 20 % du nombre de mois travaillés sur les douze précédents par les personnes âgées de 18 à 59 ans hors étudiants de moins de 25 ans. Un indicateur tel que le taux de « dépendance des inoccupés » – *inactive-unemployed dependency rate* – proposé par Berloff et Modena (2014) retient bien le ménage comme unité statistique, mais considère l'ensemble des individus qui le compose et non uniquement les actifs potentiels, l'objectif étant justement de mesurer le nombre de personnes à charge de chaque actif occupé<sup>1</sup>.

À notre connaissance, les rares travaux qui analysent l'évolution de la polarisation de l'emploi des ménages en France datent du début des années 2000. S'intéressant à la période 1975-2002 en France, Claire Ravel (2007) montre une progression constante de la polarisation de l'emploi des ménages, quelle que soit la conjoncture. Simultanément, la part des ménages où tous les adultes de 15 à 59 ans travaillent augmente avec la part des ménages où aucun ne travaille. Une part croissante de ménages comprend donc des personnes placées dans une situation identique face à l'emploi. Guillaume Allègre (2006) fait le même constat sur la période 1982-2002, bien qu'il s'intéresse à une population plus circonscrite. Il montre que des caractéristiques telles que le sexe, le diplôme, l'âge, le nombre d'enfants et la taille de l'agglomération de résidence expliquent plus de 40 % de l'accroissement de la polarisation sur la période. En particulier, l'homogamie éducative entre conjoints – la proximité du niveau d'études des conjoints – participe de façon importante à cliver l'emploi entre les ménages. Ces analyses menées sur la France rejoignent celles faites sur d'autres pays européens et/ou de l'OCDE. Dans la plupart des pays, le

---

<sup>1</sup> Une quantification selon cette approche est présentée en annexe A.

taux de non-emploi individuel, qui mesure la part des chômeurs et inactifs dans la population susceptible de travailler, régresse, mais la proportion des ménages où aucun des potentiels actifs ne travaille ne baisse pas dans les mêmes proportions (Gregg *et al.*, 2010 ; Callister *et al.*, 2010 ; Dawkins *et al.*, 2005).

Le présent *Document d'études* s'attache à prolonger et compléter les travaux de G. Allègre et C. Ravel en étudiant la situation française de 1990 à 2019 à partir des enquêtes Emploi de l'Insee (encadré 1). Sur les trente dernières années, la proportion de personnes en emploi a globalement augmenté. Dans quelle mesure cette évolution s'est-elle reportée sur les ménages ? La polarisation de l'emploi des ménages constatée en France sur la fin du XX<sup>e</sup> siècle s'est-elle poursuivie ? Comment s'articulent les facteurs démographiques et économiques dans ces évolutions ?

Une **première partie** décrit l'évolution du non-emploi des ménages sur la période, la reliant aux modifications des configurations familiales qui affectent le nombre d'actifs potentiels au sein des ménages, et à l'évolution de l'emploi à l'échelle individuelle. La **deuxième partie** mesure la polarisation sur les trois décennies, selon les périodes et le nombre d'actifs dans les ménages, et sa contribution à l'évolution du taux de non-emploi des ménages. Enfin, la **troisième partie** cherche à préciser le lien entre, d'une part, l'évolution de la distribution des risques de non-emploi individuels résultant de la distribution de caractéristiques telles que le sexe, le niveau d'études ou la situation familiale et, d'autre part, l'évolution du taux de non-emploi des ménages et de la polarisation.

### Encadré 1. Source, champ et définitions

#### Source

L'étude mobilise les enquêtes Emploi de l'Insee des années 1990 à 2019. L'enquête est menée auprès des personnes résidant en logement ordinaire en France métropolitaine, c'est-à-dire hors foyers de travailleurs, cités universitaires, prisons, etc. Jusqu'en 2002, l'enquête était réalisée une fois par an, en général en mars<sup>2</sup>. Depuis 2003, elle est réalisée en continu tout au long de l'année et les personnes sont interrogées six trimestres consécutifs.

#### Champ

L'étude porte sur les personnes susceptibles de travailler, celles-ci étant définies comme les personnes âgées de 15 à 54 ans qui ne sont ni retraitées ni étudiantes, autrement dit, en pratique, les 16-54 ans en raison de l'obligation de scolarité jusqu'à 16 ans.

La borne d'âge supérieure, 54 ans, est fixée dans l'objectif de définir un critère simple qui permette de suivre sur l'ensemble des trois décennies la plupart des personnes susceptibles d'être actives sans que le périmètre de cette population soit affecté par l'évolution de critères législatifs ou réglementaires, tels que l'âge d'ouverture des droits à la retraite, ou le recours aux préretraites.

Le périmètre de la population étudiée est plus restreint que celui retenu par Ravel (2007) par la fixation de bornes d'âge, mais il est plus large que celui retenu par Allègre (2006), car il s'étend aux personnes vivant dans des ménages complexes (ménages de deux personnes qui ne seraient pas en couple, par exemple) et aux personnes dont le conjoint est hors champ en raison de son âge ou de son statut d'activité (retraité, étudiant, invalide).

Tous les couples, quel que soit le sexe des deux conjoints, sont inclus dans l'analyse. En revanche, certains calculs qui impliqueraient de distinguer la part des couples de même sexe et celle des couples de sexes différents dans la population sont réalisés sous l'hypothèse simplificatrice que les couples sont formés d'une femme et d'un homme (cas par exemple du scénario contrefactuel selon lequel les couples seraient formés aléatoirement, section 3.1).

#### Définitions

L'**emploi** est défini au sens du Bureau international du travail. Les personnes en emploi sont celles ayant travaillé pendant une durée quelconque, ne serait-ce qu'une heure, au cours d'une semaine dite de référence.

La **taille du ménage** désigne le nombre de personnes âgées de 15 à 54 ans susceptibles de travailler qui ne sont ni en formation initiale, ni à la retraite et partagent la même résidence principale.

<sup>2</sup> Sauf pour les années du recensement : en janvier pour 1982, en avril pour 1990 et 1999.

# 1. Évolution des configurations et de l'emploi des ménages

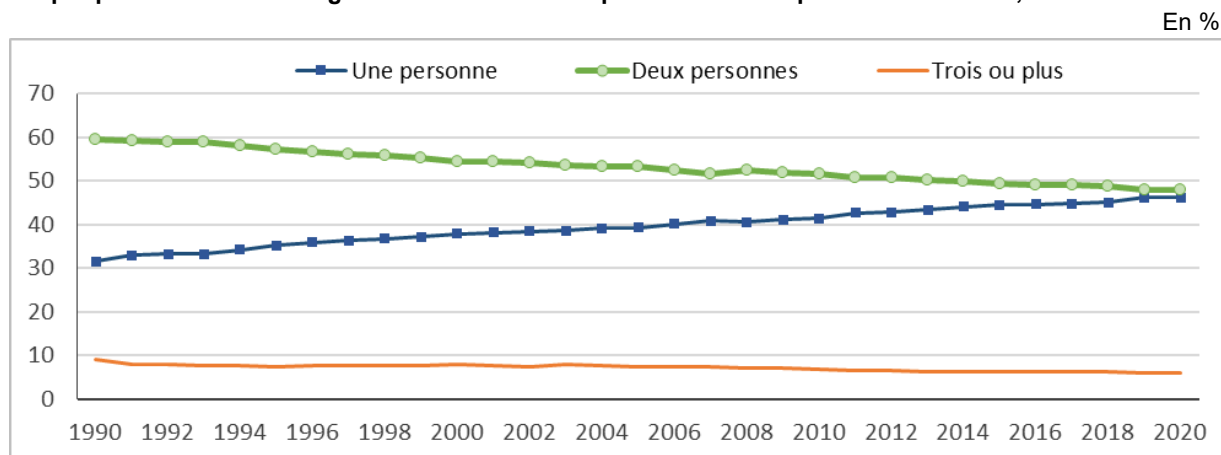
Le taux de non-emploi des ménages peut être défini comme le nombre de ménages où aucun des membres susceptibles de travailler n'occupe d'emploi rapporté au nombre total de ménages où au moins un membre est susceptible de travailler. Son évolution sur longue période résulte donc à la fois de l'évolution du nombre de personnes susceptibles de travailler au sein des ménages (1.1), et de l'évolution du taux de non-emploi individuel, notamment en lien avec la situation de couple (1.2). La combinaison de ces facteurs économiques et démographiques se traduit par une évolution différenciée du lien à l'emploi des ménages selon leur taille et donc du rapport entre la part des ménages sans emploi et des ménages où tous les actifs potentiels occupent un emploi (1.3).

## 1.1. Nombre d'actifs potentiels au sein des ménages

La modification des structures familiales des dernières décennies s'est traduite par une réduction de la taille des ménages. La croissance de la part des ménages composés d'un seul adulte, avec ou sans enfant (Bodier *et al.*, 2015 ; Buisson et Daguet, 2012) s'est réalisée aux dépens de la baisse de la part des ménages complexes, où se côtoient plusieurs couples, mêlant plusieurs générations d'une même lignée ou non (Daguet, 2014 ; Breuil-Genier, 2012), et de celle de la famille nucléaire, composée de deux membres et d'un ou de plusieurs enfants (Daguet et Niel, 2010).

Cette réduction globale de la taille des ménages s'accompagne d'une baisse du nombre moyen de personnes qui sont en mesure de contribuer par leurs revenus professionnels au budget de leur famille. Si l'on considère que les personnes susceptibles de travailler<sup>3</sup> sont celles âgées de 15 à 54 ans qui ne sont ni en formation initiale, ni retraitées (encadré 1), le nombre moyen de personnes susceptibles de travailler au sein des ménages décroît de façon régulière entre 1990 et 2019<sup>4</sup>, passant de 1,8 à 1,6. La proportion de ménages où une seule personne est en âge de travailler – ci-après « ménages de taille 1 » – croît continûment entre 1990 et 2019, passant de 31,5 % à près de 46 % (graphique 1). Si les hommes sont en proportion croissante à former ces ménages, les femmes y restent majoritaires sur l'ensemble de la période, en en représentant 54 % en 1990 et 53 % en 2019 (graphique 2). À l'inverse des ménages de taille 1, la part des ménages avec deux personnes susceptibles d'être actives – « ménages de taille 2 » – passe de 59,5 % à 48 %. La part des ménages de taille supérieure baisse (-3 points), alors qu'elle était déjà relativement faible. Dans la plupart de ces ménages, les actifs qui « s'ajoutent » au couple de référence sont des enfants en âge de travailler<sup>5</sup>.

**Graphique 1. Part des ménages selon le nombre de personnes susceptibles de travailler, de 1990 à 2019**



Lecture : en 2019, 6 % des ménages comptent au moins trois personnes susceptibles de travailler.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

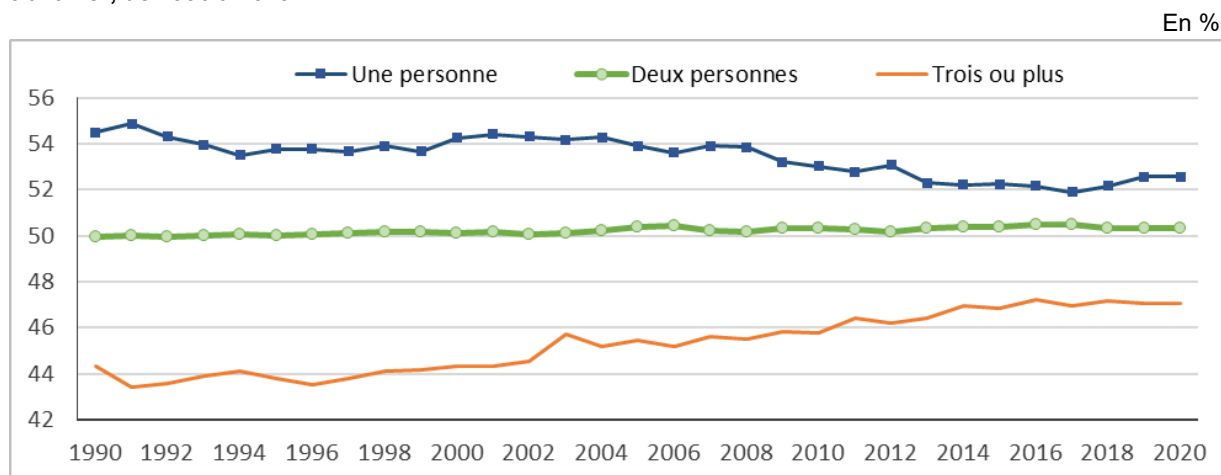
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

<sup>3</sup> Par simplification d'écriture, « en âge de travailler » ou « d'âge actif » pourront être utilisés dans la suite du texte.

<sup>4</sup> Dans l'ensemble des graphiques du document, les valeurs indiquées pour l'année 2020 sont celles de 2019, dernière année observée.

<sup>5</sup> Dans 95 % des ménages de taille 3 ou supérieure, la troisième personne susceptible de travailler est un enfant de la personne de référence. L'âge médian de ces actifs oscille entre 20 et 22 ans, selon les années.

**Graphique 2. Proportion de femmes dans les ménages selon le nombre de personnes susceptibles de travailler, de 1990 à 2019**



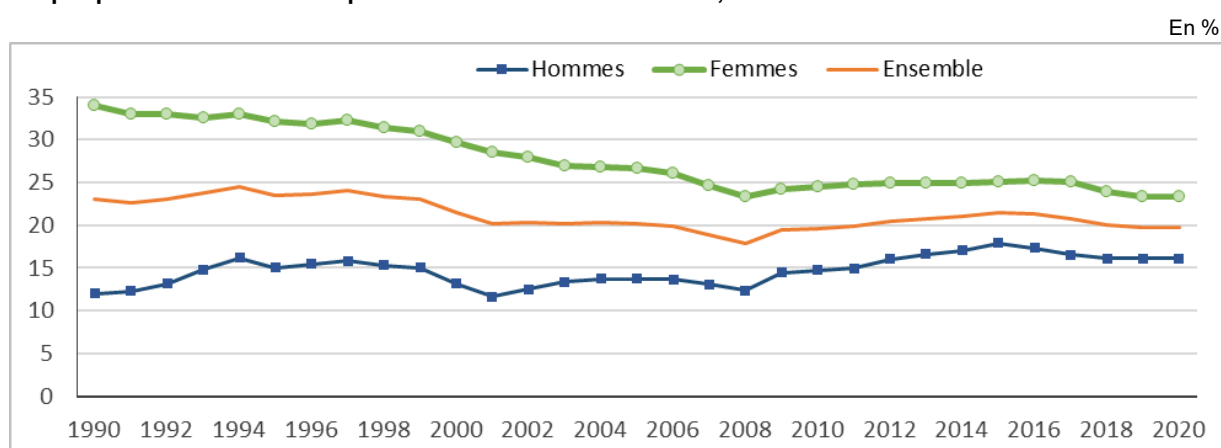
Lecture : en 2019, les ménages qui comptent une seule personne susceptible de travailler sont composés à 53 % de femmes.  
 Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

## 1.2. Lien entre le non-emploi individuel et la taille du ménage

### *Une baisse du taux de non-emploi tirée par celle des femmes jusqu'en 2008*

Au cours des dernières décennies, la part des femmes et des hommes sans emploi a baissé de 3 points passant de 23 % à 20 % (graphique 3). Les évolutions pour les femmes et pour les hommes sont néanmoins contrastées. Entre 1990 et 2019, alors que le taux de non-emploi des hommes de 15 à 54 ans croît de l'ordre de 4 points de pourcentage, celui des femmes baisse d'environ 10 points sous l'effet de plusieurs facteurs, parmi lesquels l'élévation de leur niveau d'études<sup>6</sup>, le développement de modes d'accueil des enfants et l'amélioration de la protection de la maternité des salariées.

**Graphique 3. Taux de non-emploi des femmes et des hommes, de 1990 à 2019**



Lecture : en 2019, 23 % des femmes et 16 % des hommes susceptibles de travailler sont sans emploi.  
 Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

<sup>6</sup> Voir Flamand (2020) pour une analyse sur la période 1983-2018.



Le taux d'emploi des femmes a été plus résilient que celui des hommes aux crises successives qu'a traversées l'économie française. Les hommes, davantage présents dans des secteurs exposés à la concurrence internationale, comme l'industrie, ont été les premières victimes des licenciements, alors que les femmes, plus souvent employées dans la fonction publique ou les services, ont relativement moins souvent perdu leur emploi, bien qu'elles aient pu subir de façon plus ou moins directe des mesures de réduction de temps de travail<sup>7</sup>.

Si la chute d'activité du milieu des années 1990 et celle du milieu des années 2000 ne se traduisent pas de façon manifeste sur ces tendances, la crise de 2008 casse la dynamique de progression de l'emploi des femmes, pendant près de dix ans, et signe l'amorce d'une baisse sensible de l'emploi des hommes. Entre 2008 et 2019, le taux de non-emploi des femmes reste stable, alors que celui des hommes gagne près de 4 points de pourcentage. Après avoir fortement baissé depuis le début des années 1990, le taux de non-emploi individuel moyen augmente légèrement par la suite (-5 points entre 1990 et 2008, +2 points entre 2008 et 2019).

### **Une baisse du taux de non-emploi des femmes plus prononcée dans les ménages comptant plusieurs actifs**

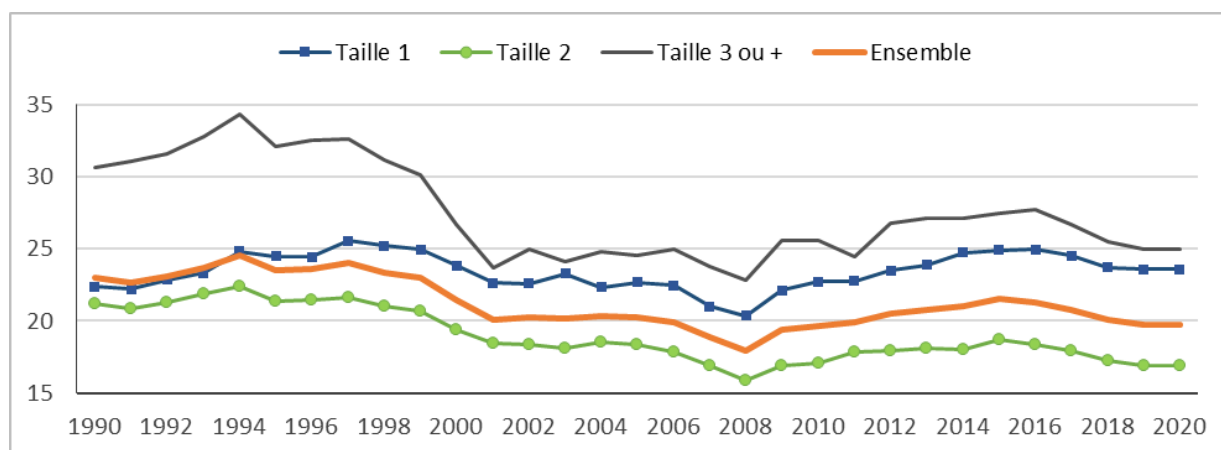
Au-delà des aspects conjoncturels, l'emploi des femmes et des hommes se répartit différemment selon les situations familiales. Le taux de non-emploi des femmes et des hommes de ménages comptant au moins trois personnes en âge de travailler est globalement plus élevé que celui des personnes issues de ménages de taille inférieure, mais l'écart s'est nettement réduit, notamment sur la deuxième moitié des années 1990 (graphique 4).

Pour les hommes, dès 2000, le taux de non-emploi de ceux vivant dans des ménages de taille 3 ou plus est proche de celui des hommes seuls, qui lui-même reste supérieur d'environ 10 points de pourcentage à celui des hommes des ménages de taille 2, de façon remarquablement stable sur toute la période.

La situation des femmes est différente, puisque jusqu'en 2008, les femmes seules en âge de travailler dans leur ménage présentent le taux de non-emploi le plus faible. Celui-ci tend à baisser entre 1990 et 2008, mais moins vite que le taux de non-emploi des femmes de ménages comptant d'autres actifs (taille 2 ou plus). À partir de 2008, le part des femmes sans emploi dans les ménages de taille 1 et de taille 2 est sensiblement identique, les femmes des ménages de taille 3 se distinguent alors par un taux de non-emploi qui reste nettement supérieur (environ +5 points de pourcentage sur la période 2008-2019).

**Graphique 4. Taux de non-emploi des femmes et des hommes, selon la taille de leur ménage**

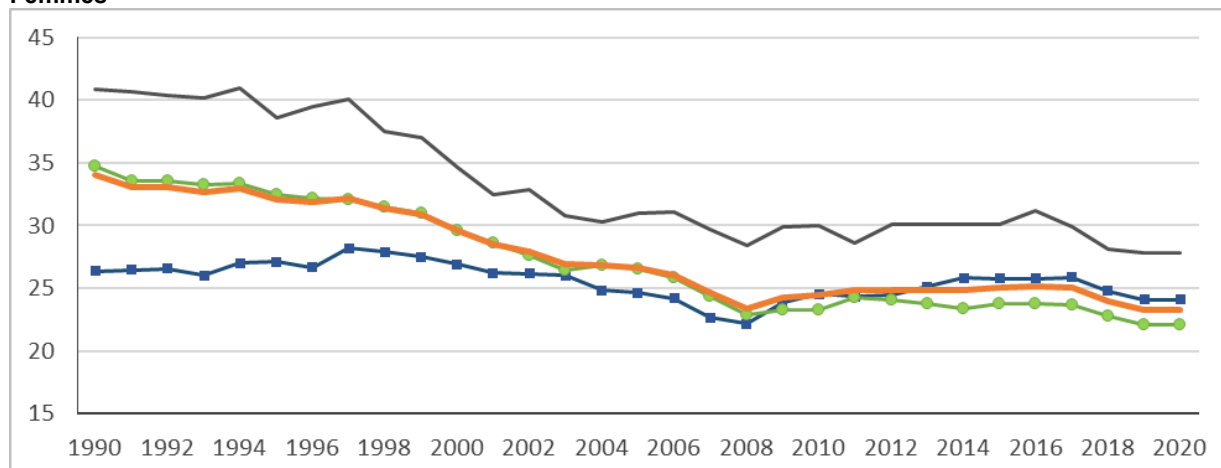
En %



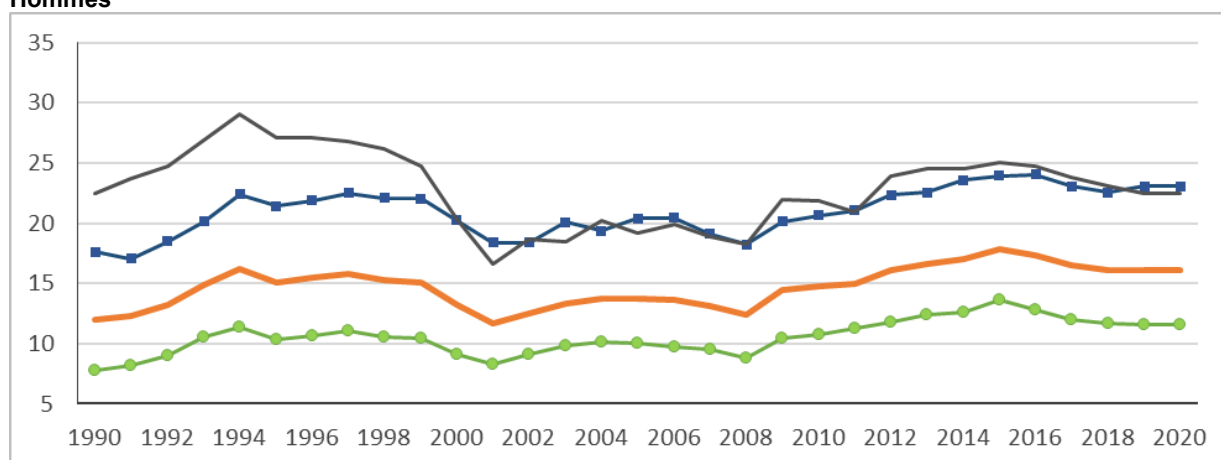
.../...

<sup>7</sup> Voir par exemple Briard (2020) pour une description des logiques mises en place dans les années 1990.

## Femmes



## Hommes



Lecture : en 2019, 25 % des personnes des ménages comportant au moins trois personnes d'âge actif sont sans emploi. La même année, 22 % des femmes d'un ménage de deux personnes d'âge actif ne travaillent pas, contre 28 % des femmes d'un ménage de trois personnes d'âge actif ou plus.

Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### 1.3. Rapport à l'emploi des ménages

Pour appréhender l'évolution de l'emploi des ménages, trois catégories sont ici définies selon le statut d'occupation des personnes en âge de travailler : les ménages sans emploi, les ménages tout en emploi et les ménages mixtes. Ces derniers comptent au moins deux personnes susceptibles d'être en emploi, dont au moins une est inoccupée et une autre occupe un emploi.

#### ***Un accroissement des ménages sans emploi et tout en emploi, notamment de ceux comptant deux personnes en âge de travailler***

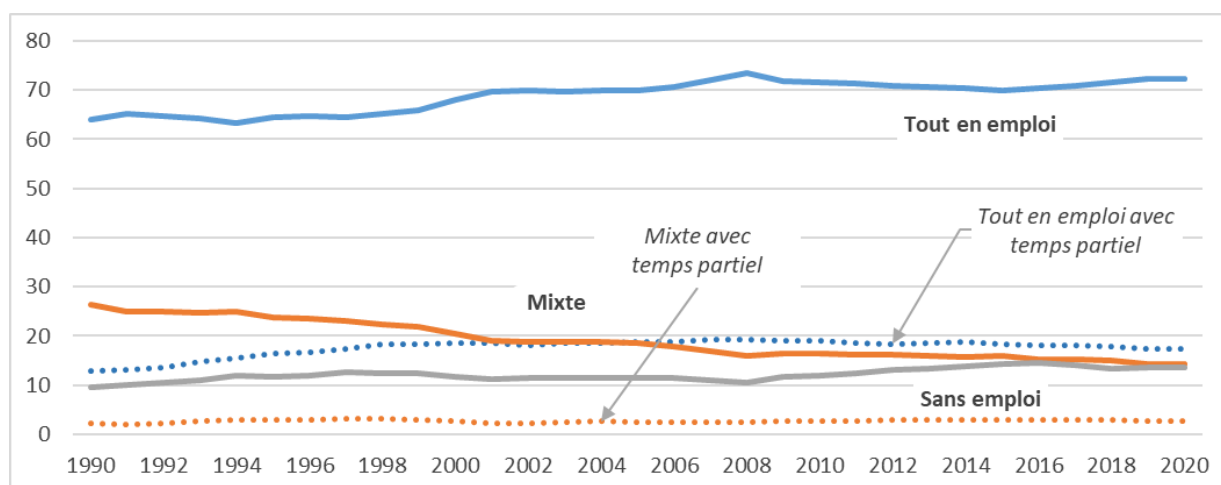
Selon cette typologie, la part des ménages mixtes décroît sur l'ensemble de la période 1990-2019 (-12 points de pourcentage au total ; graphique 5) au profit de la part des ménages sans emploi (+4 points) et, jusqu'en 2008, des ménages tout en emploi (+8 points). Cette évolution traduit la poursuite du phénomène de polarisation de l'emploi des ménages à l'œuvre durant les années 1980 (Allègre, 2006 ; Ravel, 2007). La crise de 2008 marque cependant une rupture dans cette évolution avec, à la fois, l'arrêt de l'augmentation de la part des ménages où tous les membres susceptibles de travailler occupent un emploi, celle-ci restant stable (autour de 72 %) sur la décennie 2010, et une progression plus soutenue des ménages où aucun membre ne travaille, de l'ordre de +3 points entre 2008 et 2019 (passant de 10,4 % à 13,6 %), alors qu'elle n'était que d'environ +1 point entre 1990 et 2008.

Cette polarisation croissante n'est pas uniquement liée à la modification de la composition des ménages – spécifiquement la tendance à la baisse des ménages comptant deux personnes en âge de travailler concomitamment à la tendance à la hausse des ménages d'une personne, qui par nature ne peuvent être mixtes (graphique 1) – puisque la concomitance de la hausse des ménages tout en emploi et des ménages sans emploi au détriment des ménages mixtes (au regard de l'emploi) est du même ordre au sein des ménages comptant deux personnes en âge de travailler (graphique 5b).

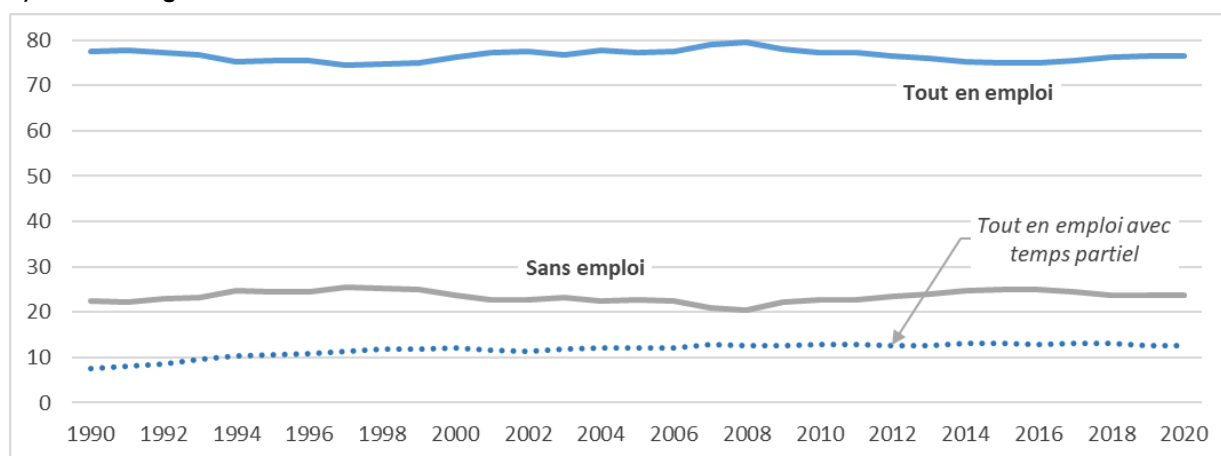
L'évolution de la part des ménages tout en emploi doit par ailleurs être nuancée eu égard à l'essor du temps partiel. C'est particulièrement le cas sur la décennie 1990 durant laquelle des femmes occupant des emplois à temps complet réduisent leur durée du travail (Briard, 2020). Ainsi, entre 1990 et 2000, alors que la part des ménages tout en emploi s'accroît de près de 4 points de pourcentage (graphique 5), celle des ménages tout en emploi à temps complet baisse de près de 2 points. De façon corollaire, la part des ménages comptant un temps partiel, tout en emploi et mixtes, augmentent respectivement de 6 et 0,4 points. Cette évolution touche plus spécialement les ménages où deux personnes sont susceptibles de travailler : la part des ménages tout en emploi avec au moins un emploi à temps partiel est deux fois plus élevée dans les ménages de taille 2 (une personne à temps partiel le plus souvent) que dans les ménages de taille 1 (la seule personne en emploi est à temps partiel). Typiquement, les ménages où l'homme travaille et la femme travaille à temps partiel se substituent à des ménages où l'homme travaille et la femme occupe soit un emploi à temps complet soit n'a pas d'emploi (graphique 5)<sup>8</sup>. Cette évolution traduit la progression de l'emploi des femmes en couple, notamment de celles vivant dans des ménages avec enfants (encadrés 2 et 3).

**Graphique 5. Part des ménages selon leur rapport à l'emploi, de 1990 à 2019**

En %



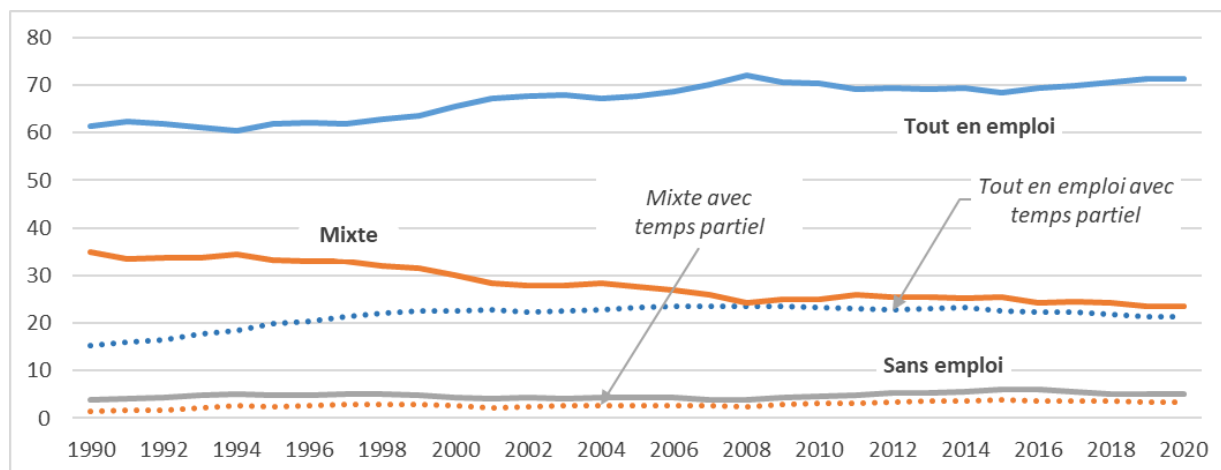
**a) Dont ménages de taille 1**



.../...

<sup>8</sup> On peut montrer analytiquement que la part des ménages mixtes décroît lorsque le taux de non-emploi individuel est inférieur à 50 % (dans le cas de ménages de tailles 1 et 2) et qu'il décroît ; voir encadré A en annexe B.

## b) Dont ménages de taille 2



Lecture : en 2019, dans 71 % des ménages, tous les membres susceptibles de travailler occupent un emploi ; 15 % sont des ménages où au moins un des membres occupe un emploi et un autre est sans emploi ; les ménages restant (14 %) sont des ménages où aucun des membres susceptibles de travailler n'occupe d'emploi.

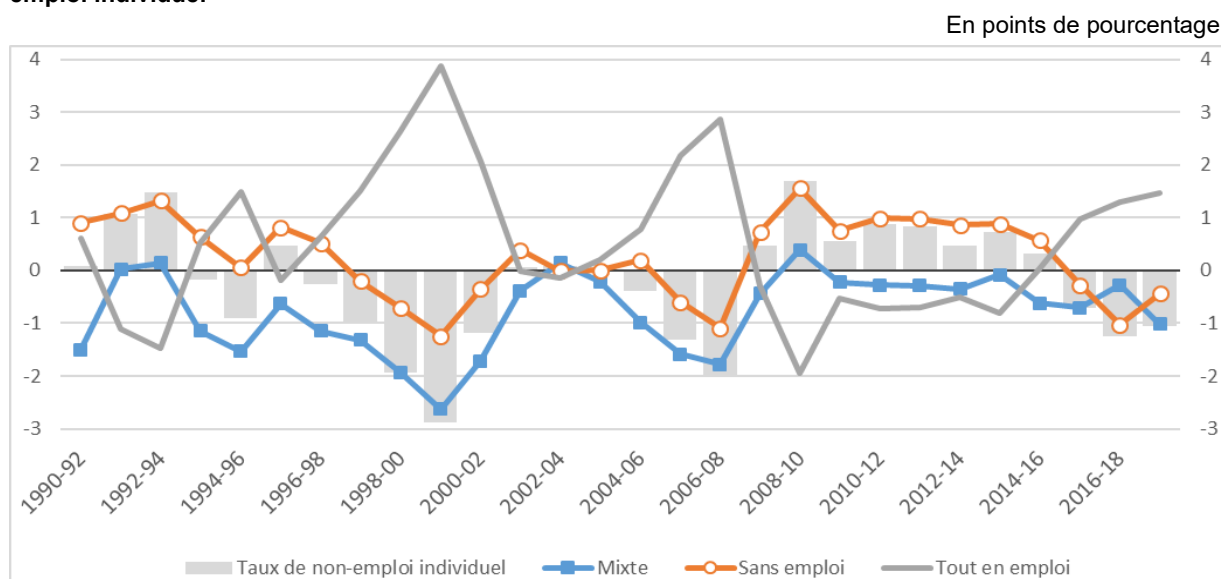
Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### Une baisse tendancielle de la part des ménages mixtes (emploi – non-emploi) dans un contexte d'augmentation générale de l'emploi

Les évolutions de la répartition des ménages selon leur rapport à l'emploi sont, logiquement, à relier à celles de l'emploi à l'échelle individuelle. En particulier, la fin des années 1990 et les années précédant la crise de 2008 sont des périodes de croissance de l'emploi marquées par des augmentations notables de la part des ménages tout en emploi et d'une baisse concomitante des ménages mixtes et sans emploi (graphique 6). Sur l'ensemble de la période 1990-2019, la part des ménages tout en emploi et la part des ménages sans emploi évoluent d'ailleurs toujours dans un sens opposé, à l'exception d'une courte période autour de 2005. Le taux d'évolution annuelle de la part des ménages mixtes est lui corrélé positivement au taux de non-emploi individuel, mais le fait qu'il soit toujours négatif traduit une tendance structurelle à la baisse de ces ménages où au moins une personne en âge de travailler n'occupe pas d'emploi.

### Graphique 6. Variations de la part des ménages sans emploi, tout en emploi et mixtes, et du taux de non-emploi individuel



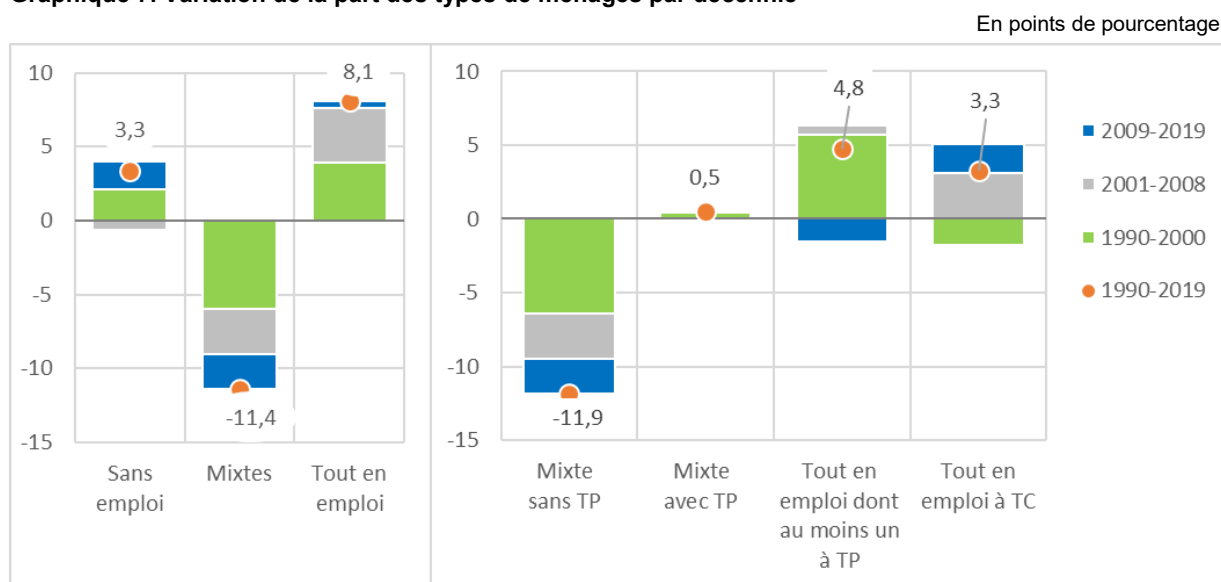
Lecture : entre 1990 et 1992, la part des ménages sans emploi augmente de près d'un point de pourcentage.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

À l'échelle des décennies, quelques grandes tendances émergent quant à l'évolution respective des ménages selon leur rapport à l'emploi (graphique 7). Entre 1990 et 2000, les ménages sans emploi et tout en emploi progressent simultanément, la croissance des ménages tout en emploi étant tirée par celle des ménages avec un emploi à temps partiel. Sur la période suivante (2001-2008) qui correspond à une période de relative croissance économique, la part des ménages tout en emploi continue de progresser, en contrepartie de la baisse de la part des ménages mixtes, alors que la part des ménages sans emploi se stabilise. Sur la période de crise post-2008, à l'inverse, la baisse de la part des ménages mixtes se fait au profit des ménages sans emploi, mais parmi les ménages tout en emploi, la baisse de la part des ménages comptant un temps partiel est compensée par la hausse des ménages tout en emploi à temps complet.

**Graphique 7. Variation de la part des types de ménages par décennie**



TP : temps partiel. TC : temps complet.

Lecture : la part des ménages tout en emploi croît de 3,9 points de pourcentage entre 1990 et 2000, de 8,1 points sur l'ensemble de la période 1990-2019.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### Encadré 2. Le nombre d'enfants dans le ménage : un déterminant important de l'emploi des femmes

Entre 1990 et 2019, les évolutions de la part des ménages tout en emploi et sans emploi peuvent notamment être mises en regard de l'augmentation de l'emploi des femmes vivant avec des enfants. À l'échelle des ménages, si l'emploi est corrélé négativement au nombre d'enfants, cela est surtout le cas dans les ménages de taille 1 qui comptent au moins un enfant, en grande majorité des familles monoparentales<sup>(a)</sup> (graphique A) : le taux de non-emploi des ménages de taille 1 approche les 30 % lorsqu'un ou deux enfants sont présents et avoisine 50 % dans les cas, certes bien moins fréquents (tableau A), où au moins trois enfants sont dans le logement. Dans les ménages de taille 2 ou supérieure, la présence d'enfants est faiblement liée au taux de non-emploi des ménages, qui reste faible, mais les ménages avec au moins trois enfants sont moins souvent tout en emploi que les ménages de même taille avec au plus deux enfants.

Au sein des ménages, la relation négative entre le « plein emploi » et le nombre d'enfants tend néanmoins à s'affaiblir sur les trois décennies, particulièrement dans les ménages comptant plusieurs personnes susceptibles de travailler<sup>(b)</sup>. Cette croissance de l'emploi est à mettre en lien avec la progression de l'emploi des femmes en couple, dont l'emploi à temps partiel. D'autres facteurs peuvent aussi être à l'œuvre. Par exemple, dans les ménages de taille 1, la baisse de l'emploi pourrait être liée à la modification du profil des parents isolés au fil des années dans un contexte de progression des familles monoparentales (Toulemon, 2012 ; Bodier *et al.*, 2015), ces parents étant de plus en plus des hommes et des personnes peu diplômées (Acs *et al.*, 2015). Entre 1990 et 2019, ces familles composées d'un seul actif et d'au moins un enfant représentent une part croissante, passant de 9 % à 15 %, des ménages comptant au moins une personne en âge de travailler. Leur taux de non-emploi reste en revanche relativement stable, autour de 64 %.

.../...

**Graphique A. Part des ménages tout en emploi et sans emploi en 1990 et 2019, selon le nombre de personnes en âge de travailler (taille) et le nombre d'enfants**



Lecture : en 2019, dans 47 % des ménages qui comptent trois personnes ou plus en âge de travailler, toutes occupent un emploi ; dans les ménages de cette taille qui comprennent un enfant de moins de 18 ans, cette proportion s'élève à 45 %.  
 Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Tableau A. Répartition des ménages en 1990 et 2019 selon leur taille et le nombre d'enfants**

	Taille 1				Taille 2				Taille 3 ou plus			
	0	1	2	3 ou +	0	1	2	3 ou +	0	1	2	3 ou +
<b>1990</b>	31,5				59,5				9,0			
	81,4	11,5	4,9	2,2	33,0	27,4	26,6	13,0	57,8	25,7	9,8	6,7
<b>2019</b>	46,2				47,9				5,9			
	75,7	13,8	7,6	2,9	33,1	25,0	29,3	12,5	47,1	32,2	12,5	8,2

Lecture : en 2019, 46,2 % des ménages comptent une seule personne en âge de travailler ; parmi eux, 75,7 % n'ont pas d'enfant (de moins de 18 ans).  
 Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

(a) Cette proportion croît de 73 % à 80 % sur la période, particulièrement durant les années 1990. En 2019, 80 % des ménages de taille 1 avec enfant(s) sont des familles monoparentales. Dans les autres cas, il s'agit essentiellement de couples avec enfant(s) dont l'un des conjoints n'est pas susceptible de travailler, soit en raison de son âge, soit de son statut (étudiant, retraité ou invalide). Il peut également s'agir de parents isolés avec un descendant majeur ou étudiant.

(b) En 2019, parmi les ménages de taille 2, ceux qui comptent deux enfants sont même plus souvent en emploi que ceux n'en comptant qu'un, ce qui n'était pas le cas en 1990. Voir aussi Acs *et al.* (2015) et Jauneau *et al.* (2020).

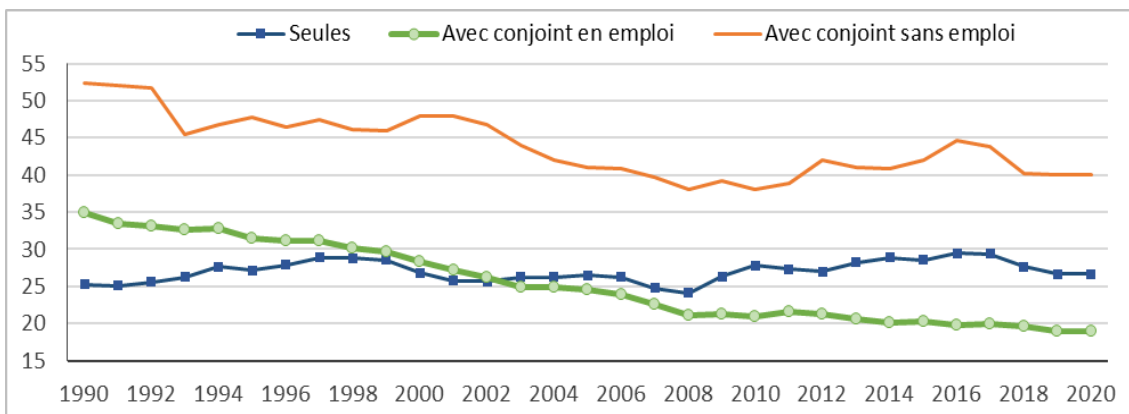
**Encadré 3. Être en couple et sans emploi : un peu plus fréquent pour les hommes, mais nettement moins pour les femmes**

Si les évolutions du risque de non-emploi sont très variables selon que les femmes et les hommes vivent seuls ou en couple, elles le sont aussi selon que le conjoint occupe lui-même un emploi ou non (graphique A)<sup>(a)</sup>. Il ressort ainsi que sur la période 1990-2019, la situation de l'emploi plus favorable des hommes en couple se fragilise, alors que celle des femmes en couple s'améliore nettement.

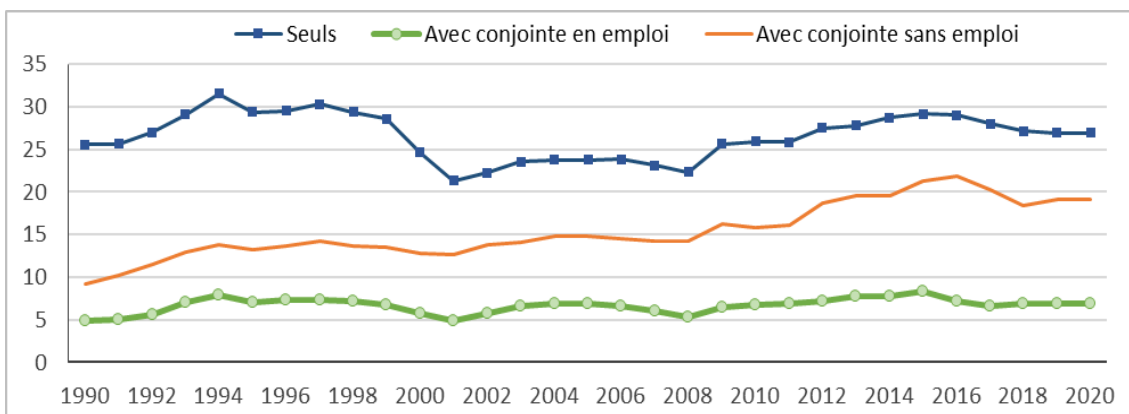
**Graphique A. Taux de non-emploi des femmes et des hommes selon le statut d'occupation du conjoint**

En %

**Femmes**



**Hommes**



Lecture : en 2019, 40 % des femmes susceptibles de travailler et dont le conjoint est sans emploi n'occupent pas d'emploi. Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine. Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

Durant les années 1990, les femmes seules travaillent plus souvent que les femmes dont le conjoint occupe un emploi qui, elles-mêmes, travaillent plus souvent que les femmes dont le conjoint n'a pas d'emploi. Mais au début des années 2000, tandis que l'emploi des femmes seules stagne voire se dégrade, celui des femmes en couple évolue positivement, de sorte que le taux de non-emploi des femmes en couple dont le conjoint travaille lui devient inférieur. À la suite de la crise de 2008, l'emploi baisse pour les femmes seules et les femmes dont le conjoint est sans emploi, alors que celui des femmes dont le conjoint a un emploi poursuit sa hausse. En 2016, l'écart entre le taux de non-emploi de ces dernières et le taux des femmes seules atteint un maximum de près de 10 points de pourcentage (19,7 % vs 29,5 %), soit la même amplitude qu'en 1990, mais désormais au désavantage des femmes seules.

.../...

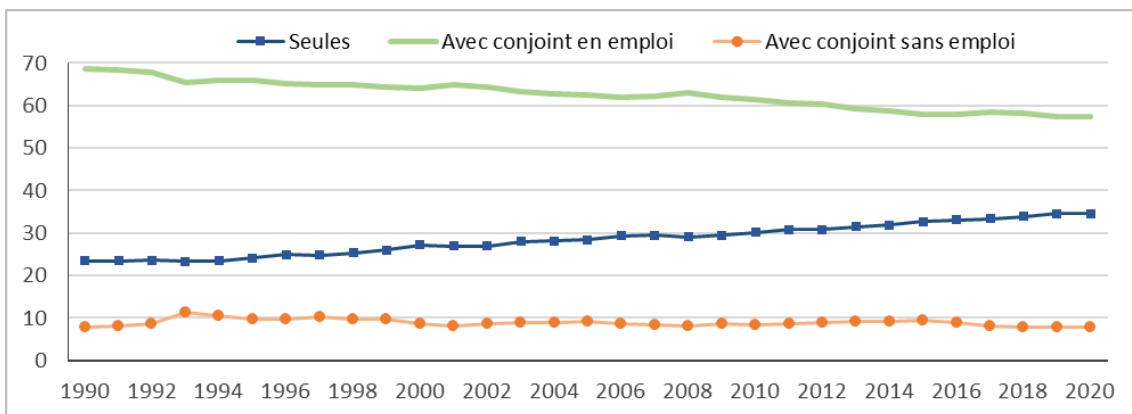
L'évolution de l'emploi des hommes est moins contrastée selon leur situation de couple. Sur les trois dernières décennies, les hommes seuls sont moins souvent en emploi que les hommes en couple<sup>(b)</sup>, et les hommes en couple dont la femme est sans emploi sont moins souvent en emploi que ceux dont la femme occupe un emploi. Cette hiérarchie reste inchangée malgré la hausse de l'emploi des hommes seuls à la fin des années 1990 et la dégradation de l'emploi des hommes en couple dont la conjointe est sans emploi, plus encore à partir de 2008.

Néanmoins, cette évolution est temporisée par la régression de la vie en couple (graphique B). Alors que les proportions de femmes seules et d'hommes seuls augmentent fortement sur l'ensemble de la période (respectivement +12 et +9 points de pourcentage), l'augmentation de l'emploi des femmes se traduit par une progression de plus faible ampleur de l'emploi des hommes dont la conjointe est elle-même en emploi (+3 points). La part des femmes dont le conjoint occupe un emploi baisse en revanche de façon notable (-12 points), alors que les femmes dont le conjoint est sans emploi sont en proportion relativement stable sur les trois décennies (inférieure à 10 %).

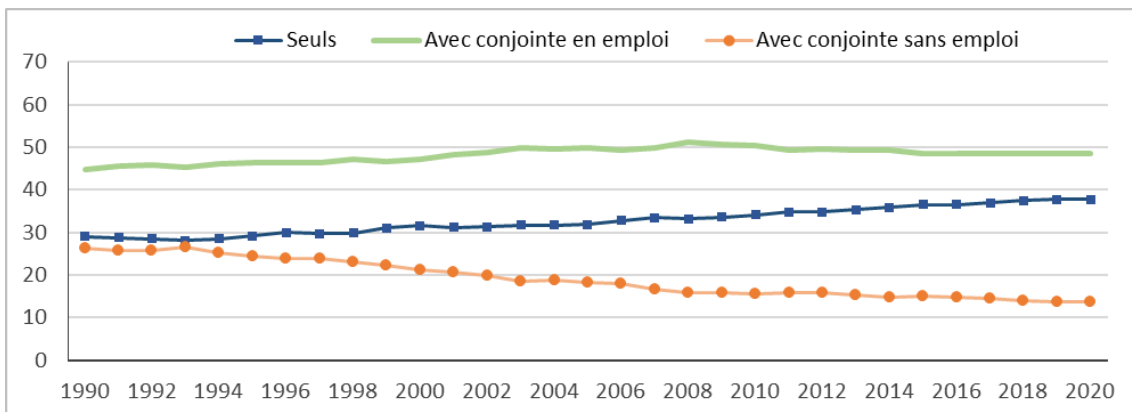
### Graphique B. Part des femmes et des hommes en âge de travailler selon leur situation de couple

En %

#### Femmes



#### Hommes



Lecture : en 2019, 35 % des femmes potentiellement actives ne vivent pas en couple.

Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

(a) Sur l'évolution du taux d'emploi des femmes en lien avec leur situation de couple, voir Briard et Calavrezo (2016).

(b) Les hommes vivant seuls présentent, plus souvent que les hommes en couple, des caractéristiques défavorables à l'emploi comme un plus faible niveau de diplôme ou des problèmes de santé. Or les difficultés d'accès à l'emploi sont un des facteurs freinant la mise en couple des hommes (Daguet, 2014, 2019).



## 2. Évolution de la polarisation de l'emploi des ménages

La répartition de l'emploi entre les ménages peut être mesurée par divers indicateurs. La simple comparaison de l'évolution de la répartition des ménages selon leur rapport à l'emploi avec celle de l'emploi individuel, réalisée précédemment, fournit des pistes d'analyse, mais ne permet pas d'isoler l'effet propre de l'évolution du taux d'emploi individuel des autres facteurs comme la modification de la taille des ménages ou encore leur composition sociodémographique, laquelle affecte les probabilités d'emploi des membres qui les constituent.

Dans une optique d'analyse de la situation des individus au regard du marché du travail, comme actifs et comme membres d'un ménage, un enjeu est de définir un indicateur d'emploi qui décrive la place de l'emploi – ou de la privation d'emploi – dans les ménages et de comprendre comment cet indicateur évolue en lien avec l'indicateur standard du taux d'emploi individuel. L'analyse de la divergence entre la variation du taux de non-emploi des ménages et celle du non-emploi individuel est précisément l'objet des travaux successifs de Gregg et Wadsworth (1996, 2003, 2008) et de Gregg, Scutella, et Wadsworth (2010). Ces chercheurs ont défini un indice de polarisation qui correspond à la différence entre le taux observé des ménages sans emploi et le taux contrefactuel, théorique, qui correspondrait au produit des taux de non-emploi individuel de chacun des actifs potentiels au sein du ménage, ces derniers étant calculés à partir d'un plus ou moins grand nombre de caractéristiques individuelles (sexe, niveau d'études, etc.) (2.1). Cet indicateur de polarisation du non-emploi à l'échelle des ménages permet en effet de dissocier dans les variations du taux de non-emploi des ménages ce qui relève de facteurs purement économiques et conjoncturels, comme l'évolution du taux d'emploi, de facteurs plus structurels comme la composition socio-démographique des ménages (2.2).

*Les éléments analytiques signalés dans les pages qui suivent s'adressent aux lecteurs familiers de ces formalisations, mais peuvent être éludés.*

### 2.1. Indice de polarisation de l'emploi des ménages en France entre 1990 et 2019 : une évaluation

L'indice de polarisation de l'emploi des ménages proposé par Gregg et Wadsworth se centre sur la part des ménages sans emploi, où aucun des membres en âge de travailler n'occupe d'emploi. Il consiste à comparer la part observée de ces ménages dans l'ensemble des ménages – le taux de non-emploi des ménages effectif – avec la part théorique, contrefactuelle, qui résulterait d'une égale répartition du non-emploi entre tous les individus en âge de travailler.

L'indice s'exprime comme :

*Indice de polarisation = Part observée des ménages sans emploi – Part théorique des ménages sans emploi*

La part observée des ménages sans emploi correspond au nombre de ménages sans emploi rapporté au nombre total de ménages (telle que calculée dans le graphique 5).

$$\text{Part observée des ménages sans emploi} = \frac{\text{Nombre de ménages sans emploi}}{\text{Nombre total de ménages}}$$

Ou, de façon similaire, en notant :

$K$  : nombre maximum d'actifs potentiels dans les ménages (ou taille maximale des ménages)

$\mu_k$  : part des ménages de taille  $k$

$\eta_k$  : part des ménages de taille  $k$  sans emploi

$$\begin{aligned} \text{Part observée des ménages sans emploi} &= \sum_1^K \left[ \frac{\text{Nb de ménages de taille } k}{\text{Nb total de ménages}} \times \frac{\text{Nb de ménages de taille } k \text{ sans emploi}}{\text{Nb de ménages de taille } k} \right] \\ &= \sum_1^K \mu_k \cdot \eta_k \end{aligned}$$

La part théorique des ménages sans emploi est, elle, calculée à partir des taux de non-emploi individuels, du nombre de personnes en âge de travailler au sein de chaque ménage, et de la part de ces ménages (nombre de ménages de cette taille rapporté au nombre total de ménages).

Pour l'indice dit « **non conditionné** »<sup>9</sup>, calculé en l'absence de toute information sur les individus et ménages considérés, on a ainsi :

$$\text{Part théorique des ménages sans emploi} = \sum_1^K \mu_k \cdot \tau^k$$

$\tau$  : taux de non-emploi individuel  
(nombre d'individus sans emploi rapporté au nombre des individus susceptibles de travailler)  
avec  $\tau^k$  taux de non-emploi individuel élevé à la puissance  $k$

Si l'indice est **conditionné à la taille des ménages** :

$$\text{Part théorique des ménages sans emploi} |_k = \sum_1^K \mu_k \cdot \tau_k^k$$

avec  $\tau_k$  : taux de non-emploi des individus appartenant à un ménage de taille  $k$   
(nombre d'individus sans emploi dans les ménages de taille  $k$  divisé par le nombre d'individus susceptibles de travailler dans ces ménages)

Ainsi l'indice non conditionné de polarisation se calcule comme suit :

$$\Phi = \sum_1^K \mu_k \cdot \eta_k - \sum_1^K \mu_k \cdot \tau^k = \sum_1^K \mu_k \cdot (\eta_k - \tau^k)$$

L'indice de polarisation conditionné à la taille des ménages :

$$\Phi |_k = \sum_1^K \mu_k \cdot \eta_k - \sum_1^K \mu_k \cdot \tau_k^k = \sum_1^K \mu_k \cdot (\eta_k - \tau_k^k)$$

L'indice correspondant à une différence arithmétique entre deux taux, il s'exprime en points de pourcentage<sup>10</sup>.

La **contribution à la polarisation de chaque type de ménages**, définis par leur taille, apparaît en reformulant l'indice de polarisation comme la somme pondérée entre le taux de non-emploi des ménages et le taux de non-emploi théorique de chaque type de ménages.

En notant :

$\Phi$  : indice de polarisation  
 $c_k$  : contribution des ménages de taille  $k$  à la polarisation

Il vient :

$$\Phi = \sum_1^K \mu_k \cdot (\eta_k - \tau_k^k) = \sum_1^K \mu_k \cdot \Phi_k \quad \Leftrightarrow \quad \Phi = \sum_1^K c_k$$

Ainsi, la contribution des ménages de taille 1 à la polarisation vaut :

$$c_1 = \mu_1 \cdot (\eta_1 - \tau) \quad \text{dans le cas non conditionné} \quad c_1 = \mu_1 \cdot (\eta_1 - \tau_1) \quad \text{dans le cas conditionné}$$

De la même façon, la contribution des ménages de taille 2 à la polarisation vaut :

$$c_2 = \mu_2 \cdot (\eta_2 - \tau^2) \quad \text{dans le cas non conditionné} \quad c_2 = \mu_2 \cdot (\eta_2 - \tau_2^2) \quad \text{dans le cas conditionné}$$

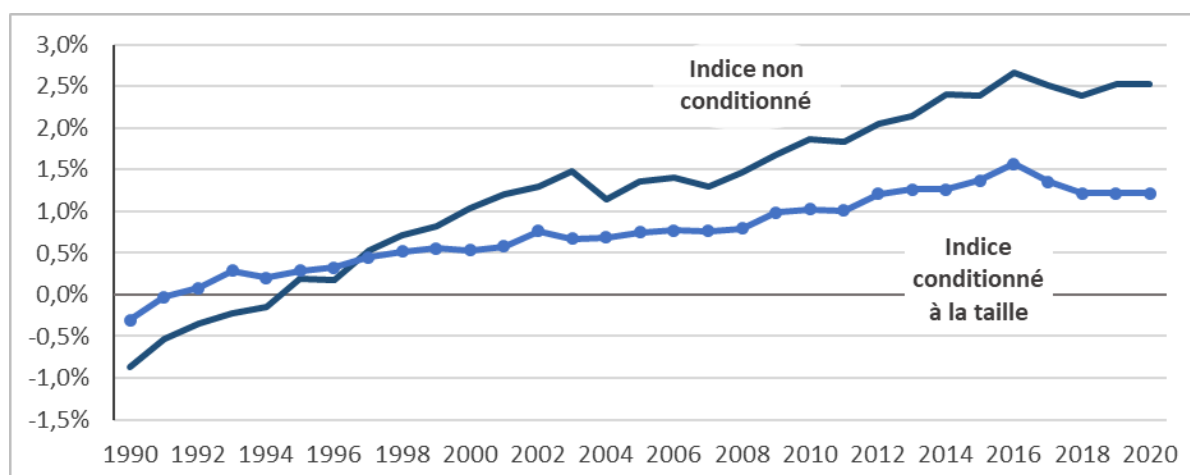
### **Un indice de polarisation positif depuis la fin des années 1990 et croissant**

Sur l'ensemble de la période 1990-2019, l'indice de polarisation de Gregg et Wadsworth croît de façon quasi continue. Négatif au début des années 1990, il devient positif durant la décennie, ce qui confirme une concentration de l'emploi sur certains ménages (graphique 8). La part des ménages sans emploi devient alors supérieure à celle qui résulterait d'une répartition uniforme de l'emploi entre les individus, quelle que soit la taille de leur ménage et même seulement au sein de ménages de taille identique (l'indice conditionné devenant positif dès 1992).

<sup>9</sup> La dénomination « indice non conditionné » est parfois adoptée pour désigner l'indice calculé à partir des taux de non-emploi individuels différenciés selon la taille des ménages. Dans le présent document, le terme d'« indice non conditionné » est uniquement employé lorsque le calcul repose sur le taux de non-emploi individuel uniforme, indifférencié entre individus.

<sup>10</sup> Pour des raisons de lisibilité des faibles valeurs, il sera souvent exprimé en pourcentage (par exemple, 1 % plutôt que 0,01).

**Graphique 8. Indice de polarisation de l'emploi des ménages, de 1990 à 2019**



Lecture : en 2019, l'indice de polarisation conditionné à la taille des ménages s'élève à 1,2 % (i.e. 0,012 point d'écart entre la part de ménages sans emploi observée et la part théorique), l'indice non conditionné à la taille s'élève à 2,5 %.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### ***L'évolution de l'emploi des ménages comptant deux personnes susceptibles de travailler contribue à la croissance de la polarisation***

Dans un contexte où le taux de non-emploi des ménages augmente de près de 4 points entre 1990 et 2019, la polarisation croît principalement sous l'effet de la répartition de l'emploi au sein des ménages comptant deux personnes susceptibles de travailler (graphique 9). Sur l'ensemble de la période, l'écart entre la part observée de ces ménages qui sont sans emploi et la part théorique est croissant, que l'on calcule la part théorique à partir du taux de non-emploi individuel moyen sur l'ensemble des ménages (cas non conditionné) ou seulement sur les ménages de taille 2 (cas conditionné à la taille). En outre, les ménages de taille 2 sont en proportion substantielle (entre 48 % et 60 % de l'ensemble des ménages)<sup>11</sup>, de sorte que cet écart contribue de façon notable à la polarisation globale.

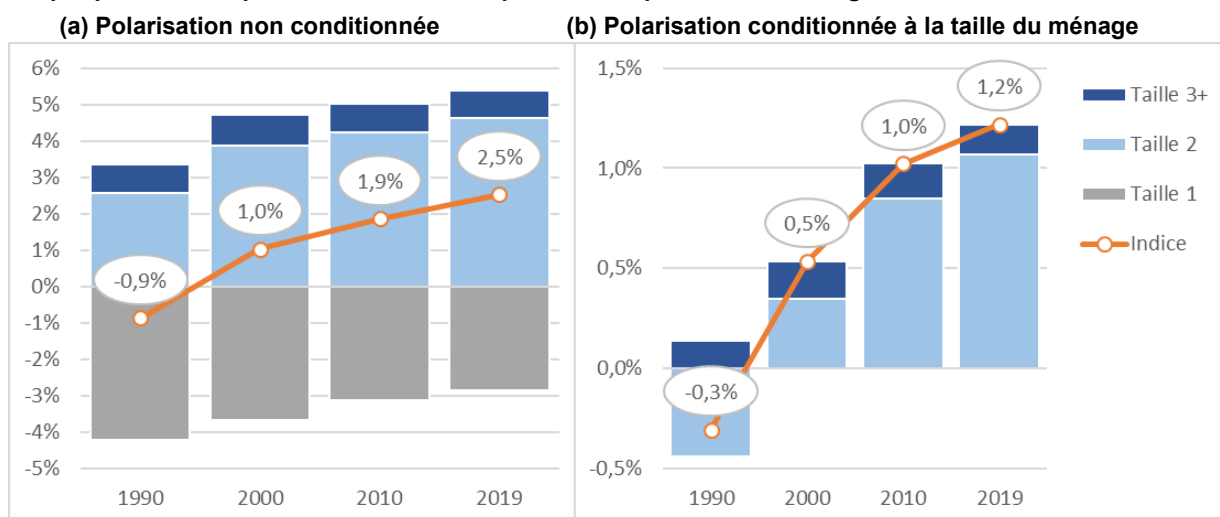
Lorsque la polarisation est examinée en différenciant les ménages selon leur taille (cas conditionné ; graphique 9b), seuls interviennent les effets affectant des ménages comptant au moins deux personnes susceptibles de travailler. La polarisation conditionnée des ménages de taille 1 est nulle par nature, car la part observée de non-emploi de ces ménages, qui correspond au taux de non-emploi des individus qui y sont susceptibles de travailler, est alors égal au taux de non-emploi théorique conditionné.

La polarisation au sein des ménages de taille 3 ou plus s'accroît sensiblement. Tout en progressant moins vite, l'écart entre taux observé et taux théorique est plus important que pour les ménages de taille 2 (deux fois plus en 2000, par exemple). Toutefois, la contribution de ces ménages à la polarisation globale reste contenue par leur proportion limitée (au plus 10 % de l'ensemble des ménages).

Lorsque la polarisation est considérée à l'échelle de l'ensemble des ménages (cas non conditionné ; graphique 9a), la contribution des différents types de ménages reflète les écarts entre le taux de non-emploi observé de ces ménages et le taux théorique qui résulterait d'une répartition uniforme de l'emploi entre tous les individus quelle que soit la taille de leur ménage. Dans ce cas, l'écart positif pour les ménages de taille 2 pondéré par leur part dans l'ensemble des ménages est pour partie contrecarré par la contribution négative à la polarisation des ménages comptant une seule personne en âge de travailler. Entre 1990 et 2019, le creusement de l'écart entre le taux de non-emploi observé de ces derniers et le taux de non-emploi individuel tous ménages confondus (i.e. le taux théorique des ménages de taille 1), qui reflète la dégradation relative de l'emploi des personnes isolées (graphique 4), réduit la contribution de ces ménages à la polarisation en valeur absolue. Cet effet est accentué par la part croissante de ces ménages.

<sup>11</sup> Les termes intervenant dans le calcul des contributions sont précisés en annexe D.

**Graphique 9. Décomposition de l'indice de polarisation par taille de ménages**



Lecture : en 1990, l'indice de polarisation conditionné à la taille des ménages est proche de 0 (-0,0031 point) ; la contribution à la polarisation des ménages de taille 3 ou plus (0,0013) ne compense pas la contribution négative des ménages de taille 2 (-0,0044). Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine. Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

## 2.2. Déterminants de l'évolution du non-emploi des ménages

Entre 1990 et 2019, l'augmentation du taux de non-emploi des ménages résulte de la conjugaison de trois composantes principalement dont la part varie selon les périodes (graphique 10) : l'évolution de la taille des ménages en premier lieu, la polarisation au sein des ménages et la variation du taux de non-emploi individuel<sup>12</sup>. En comparaison, la variation de la polarisation entre les ménages (polarisation inter-ménages) joue un rôle négligeable dans l'évolution de la part des ménages sans emploi, que le taux de non-emploi individuel pris en référence soit différencié entre les ménages selon leur taille (polarisation conditionnée) ou qu'il soit considéré uniforme (polarisation conditionnée). Ci-après, seule la décomposition de la variation du taux de non-emploi des ménages dans le cas conditionné à la taille des ménages est ainsi présentée<sup>13</sup>.

**La variation du non-emploi des ménages** reflète la variation du taux de non-emploi individuel, la modification de la structure démographique (parts ménages selon leur taille) et de la **polarisation** des ménages.

Ainsi, avec les notations précédentes, la variation du taux de non-emploi des ménages entre deux dates,  $t$  et  $t'$ , on a dans le cas non conditionné (voir détails en annexe B.2) :

$$\Delta\eta = \frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\tau^k \cdot [\mu_{k,t} + \mu_{k,t'}] + \quad (i) : \text{variation du taux de non-emploi individuel}$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot [\tau_t^k + \tau_{t'}^k] + \quad (ii) : \text{variation de la taille des ménages}$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot [(\eta_k - \tau^k)_t + (\eta_k - \tau^k)_{t'}] + \quad (iii) : \text{variation de la polarisation inter-ménages}$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta(\eta_k - \tau^k) \cdot [\mu_{k,t} + \mu_{k,t'}] \quad (iv) : \text{variation de la polarisation intra ménages}$$

Dans le cas conditionné à la taille des ménages,  $\tau_k$  se substitue à  $\tau$ .

La variation du taux de non-emploi individuel (i) s'entend comme la variation du taux des individus différenciés selon la taille de leur ménage et la variation de la polarisation se scinde en deux composantes :

- une composante inter-ménages (iii) mesurant la variation due à un accroissement du poids des ménages au risque de non-emploi plus élevé qu'attendu – et d'une baisse du poids des ménages dont le risque est moindre qu'attendu ;
- une composante intra-ménage (iv) mesurant l'accroissement des risques de non-emploi au sein des différentes tailles de ménages.

<sup>12</sup> Les variations annuelles sont sensibles au champ retenu. Des différences apparaissent ainsi avec la décomposition faite par Ravel (2007) pour la période 1990-2002, bien que l'auteur relève aussi la contribution importante des variations du taux de non-emploi individuel dans les variations du taux de non-emploi des ménages (son graphique X se lit avec l'aide de la note de lecture et non de la légende, erronée). On notera en revanche que nos évaluations se rapprochent de celles de Corly et Vandembroucke (2013, p. 16-17) pour les périodes 1995-2002 et 1995-2008, réalisées sur la population des 20-59 ans.

<sup>13</sup> Le cas non conditionné et une décomposition des calculs sont disponibles en annexe D.

Le principal facteur de cette augmentation est la modification de la structure des ménages avec la baisse de la part des ménages comptant deux actifs. C'est particulièrement le cas durant la décennie 1990 où cette part passe de 60 % à 54 %, alors que la part des ménages d'un seul actif, au taux de non-emploi 5 à 6 fois supérieur, augmente dans le même temps de 31 % à 38 %. Cette réduction de la taille des ménages se poursuit au même rythme sur les décennies suivantes, mais elle participe moins à la part des ménages sans emploi : 1,3 point de pourcentage du taux de non-emploi des ménages est ainsi attribuable à cette modification de la structure des ménages entre 1990 et 2001, mais ce n'est plus que 0,6 point entre 2001 et 2009 et 1,0 point entre 2009 et 2019.

La polarisation est le second facteur d'accroissement de la part des ménages sans emploi, essentiellement à travers l'inégale répartition de l'emploi entre les individus des ménages de taille 2 (la polarisation – non conditionnée – au sein des ménages de taille 1 est nulle par nature et celle des ménages de taille supérieure s'avère négligeable) : si en 1990, le taux de non-emploi observé des ménages comptant deux actifs est inférieur au taux théorique, la situation s'inverse dès 1993 sous l'effet de l'augmentation de l'emploi des femmes en couple. L'écart entre les deux taux s'accroît alors jusqu'en 2016. La baisse de la part des ménages de taille 2 limite, mais de façon modeste, la contribution de la polarisation dans ces ménages à la hausse du taux global de non-emploi des ménages.

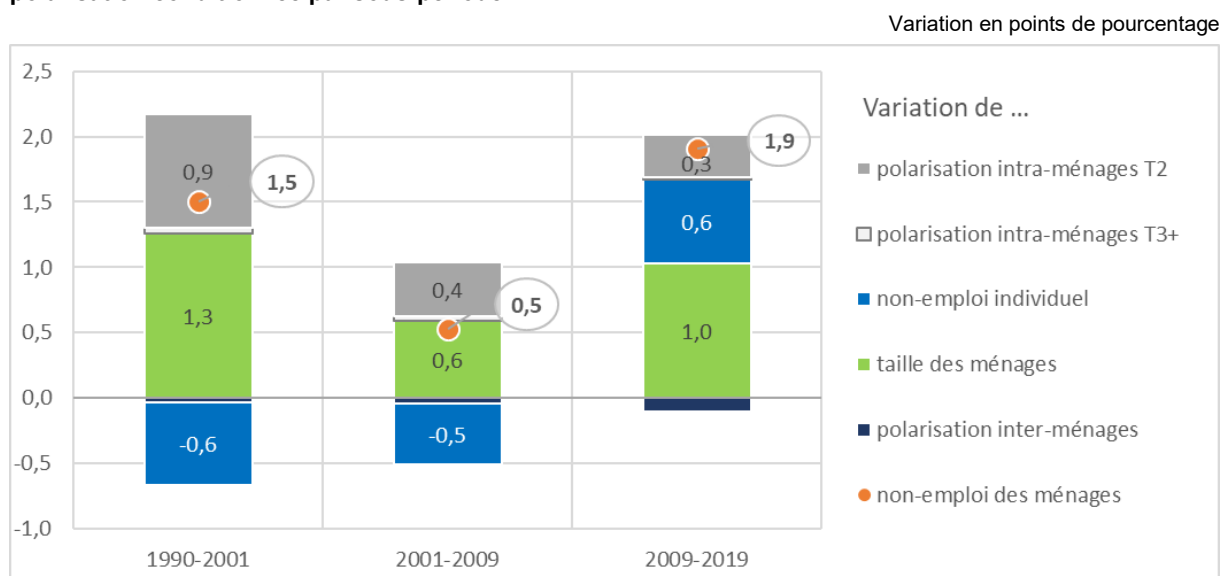
La baisse, jusqu'en 2008, du taux de non-emploi individuel joue un rôle important dans la maîtrise de l'augmentation du taux de non-emploi des ménages, mais sa hausse de 2008 à 2016 participe ensuite à son augmentation.

Ainsi, entre 1990 et 2001, période durant laquelle la part des ménages sans emploi augmente de 1,5 point (graphique 5a), la baisse de 2,9 points du taux de non-emploi individuel contrecarre de 0,6 point l'augmentation due à la modification de la taille des ménages (+1,3 point) et à la polarisation des ménages (+0,9 point au sein des ménages de taille 2, +0,09 point au sein des ménages de taille supérieure, ~0 entre les ménages).

La décennie suivante est marquée par un léger ralentissement des tendances à la baisse du taux de non-emploi et de la part des ménages de taille 2, ce qui freine la hausse du taux de non-emploi des ménages : entre 2001 et 2009, celui-ci augmente de 0,5 point sous l'effet de la variation de la composition des ménages (+0,6 point), de la polarisation au sein des ménages (dont +0,4 pour les ménages de taille 2), mais cette dernière est neutralisée par la poursuite de la baisse du taux de non-emploi individuel (-0,5 point).

Enfin, entre 2009 et 2019, la part des ménages sans emploi augmente de 1,9 point de pourcentage (passant de 11,6 % à 13,6 %) sous l'effet de la dégradation de l'emploi à l'échelle individuelle (contribution de 0,6 point), qui s'ajoute à la poursuite des tendances à la réduction de la taille des ménages (contribution de 1,0 point) et à l'inégale répartition de l'emploi au sein des ménages comptant deux actifs (contribution de 0,3 point). La variation de la polarisation entre les ménages joue en revanche toujours à la baisse tout en participant pour une part négligeable (-0,01 point).

**Graphique 10. Décomposition de la variation du non-emploi des ménages et contribution de la polarisation conditionnée par sous-période**



Lecture : entre 2009 et 2019, le taux de non-emploi des ménages augmente de 1,9 point de pourcentage, dont 0,3 point du fait de l'augmentation de la polarisation conditionnée au sein des ménages de taille 2.

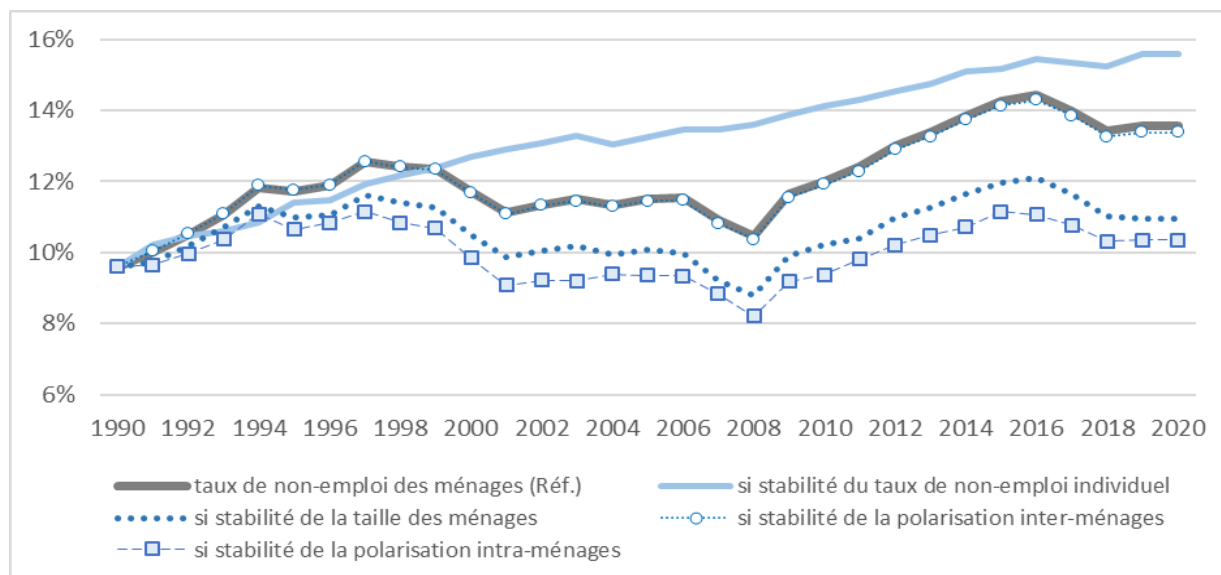
Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

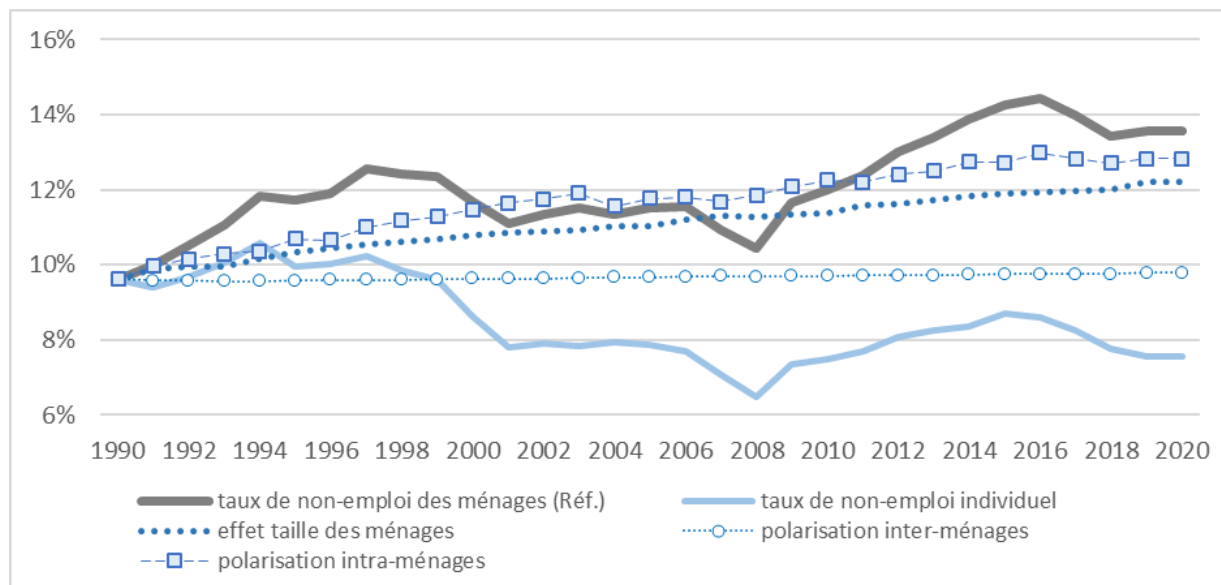
Dans l'hypothèse où le taux de non-emploi individuel serait resté à son niveau de 1990 (soit 23,0 %), le taux de non-emploi des ménages aurait augmenté de façon régulière sur les trois décennies suivantes sous le seul effet de la modification de la taille des ménages et de la répartition de l'emploi au sein d'eux (graphique 11). La hausse générale de l'emploi sur l'ensemble de la période, particulièrement durant la décennie 2000, permet ainsi de tempérer la hausse structurelle du non-emploi des ménages liée aux évolutions démographiques et socio-économiques, à savoir la réduction tendancielle de la taille des ménages (graphique 1) et l'augmentation de l'emploi dans des ménages où au moins un des membres travaille déjà (graphique 5).

**Graphique 11. Taux de non-emploi des ménages de 1990 à 2019 selon différents scénarios d'invariance d'une composante\***

**a) Invariance d'une seule composante**



**b) Évolution propre de chaque composante**



\* Ici, polarisation conditionnée à la taille des ménages.

Lecture : (a) dans l'hypothèse où le taux de non-emploi individuel serait resté à son niveau de 1990, le taux de non-emploi des ménages en 2019 serait de 15,6 % et non de 13,6 %.

(b) dans l'hypothèse où seul le taux de de non-emploi individuel aurait évolué entre 1990 et 2019 (la répartition de l'emploi au sein et entre les ménages, et la taille des ménages restant inchangée), le taux de non-emploi des ménages en 2019 serait de 7,6 % et non de 13,6 %.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### 3. Facteurs socioéconomiques et polarisation des ménages

La polarisation de l'emploi à l'échelle des ménages peut résulter de facteurs économiques et démographiques, par leur influence sur les chances qu'ont les individus d'occuper un emploi et la répartition de ces derniers dans et entre les ménages. Il peut s'agir de caractéristiques qui sont propres aux individus, comme leur sexe, leur âge, leur niveau d'études (entre autres, Flamand, 2020) ; certaines qu'ils partagent avec les autres membres de leur ménage, comme la proximité de leur résidence d'un bassin d'emploi ; d'autres qui sont liées à leur environnement familial, comme le nombre et l'âge des enfants, mais aussi la place qu'occupe l'emploi dans leur ménage, autrement dit, le statut d'occupation des personnes qui partagent leur logement. Des caractéristiques comme le sexe, l'âge ou les études (niveau et filière) interviennent en outre dans les comportements de constitution des couples et peuvent avoir pour effet, soit de répartir le risque de non-emploi entre les ménages, soit de le concentrer. Ainsi, le fait qu'une grande partie des couples soient hétérosexuels tend à réduire le risque de non-emploi des ménages en mutualisant les risques de non-emploi féminin et masculin, alors que la proximité du niveau de diplôme des conjoints serait de nature à le concentrer.

L'élévation du niveau d'études et la participation croissante des mères au marché du travail sont deux évolutions majeures des dernières décennies qui ont eu des implications à la fois sur le niveau et les disparités en matière d'emploi à l'échelle individuelle. Cette partie s'attache donc à examiner comment ces effets se sont transposés à l'échelle des ménages (3.1) et dans quelle mesure ils peuvent expliquer la hausse de la polarisation sur les trois dernières décennies et de la part des ménages sans emploi (3.2).

#### 3.1. Évolution du risque de non-emploi des individus selon le niveau d'études et le nombre d'enfants, et concentration à l'échelle des ménages

##### *Une élévation du niveau d'études plus rapide pour les femmes et les actifs des ménages de taille 2*

Les trois dernières décennies sont marquées par une élévation générale et régulière du niveau d'études. En particulier, la proportion des titulaires d'au moins un CAP-BEP passe de 55 % à 84 % entre 1990 et 2019. L'augmentation est par ailleurs plus rapide pour les femmes : relativement moins nombreuses à dépasser le brevet en 1990, elles sont 85 % en 2019 contre 82 % des hommes, et comptent une proportion bien plus élevée de diplômées du supérieur (44 % en 2019 contre 37 % parmi les hommes)<sup>14</sup>.

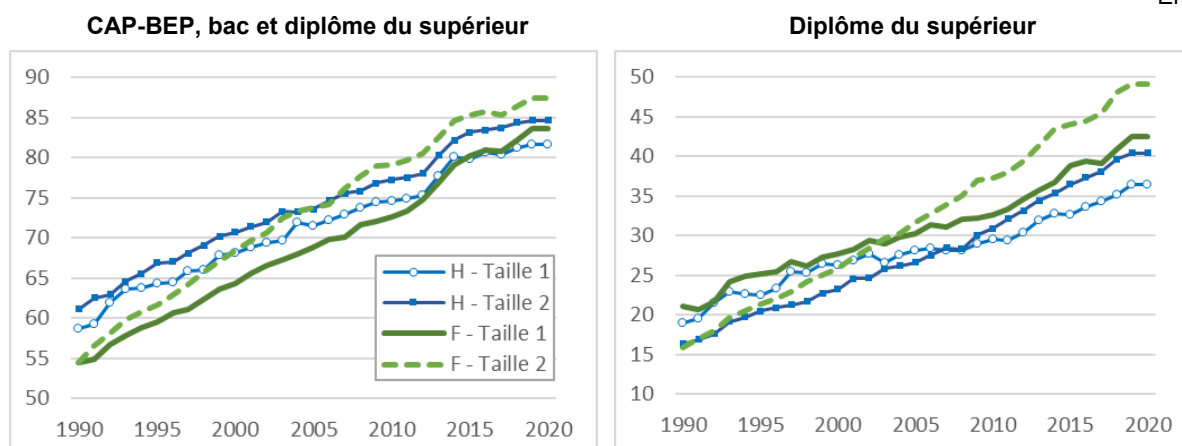
L'élévation du niveau d'études ne s'est pas diffusée de façon uniforme dans les différents ménages et a été plus rapide dans les ménages de taille 2 que dans les ménages de taille 1, particulièrement pour les femmes (graphique 12). En 1990, les ménages de taille 1 comptent proportionnellement plus de diplômés du supérieur que les ménages de taille 2. Le rapport s'inverse dès 2003 au sein de la population féminine, 2007 au sein de la population masculine. Ainsi, en 2019, 49 % des femmes et 40 % des hommes des ménages de taille 2 sont diplômés du supérieur contre respectivement 42,5 % et 36,5 % dans les ménages de taille 1.

---

<sup>14</sup> Voir graphique B en annexe C.

**Graphique 12. Proportion de femmes (F) et d'hommes (H) selon qu'ils ont ou non au moins un CAP-BEP ou un diplôme du supérieur et la taille de leur ménage, de 1990 à 2019**

En %



Lecture : en 2019, 84 % des femmes des ménages de taille 1 ont au moins un CAP-BEP.  
 Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

***Un rendement du diplôme des femmes moindre que celui des hommes en termes d'emploi, mais qui progresse plus vite sur les dernières décennies***

Sur l'ensemble de la période 1990-2019, les femmes sont toujours moins souvent en emploi que les hommes (graphique 13). Mais, à diplôme donné, plus encore pour les niveaux bac ou inférieur, les écarts de taux de non-emploi entre femmes et hommes se réduisent. En particulier, l'écart de taux de non-emploi entre femmes et hommes titulaires du baccalauréat passe de 13 à 9 points de pourcentage.

Pour les femmes et les hommes, emploi et niveau de diplôme sont étroitement liés et ce lien tend à s'accroître à partir de 2008.

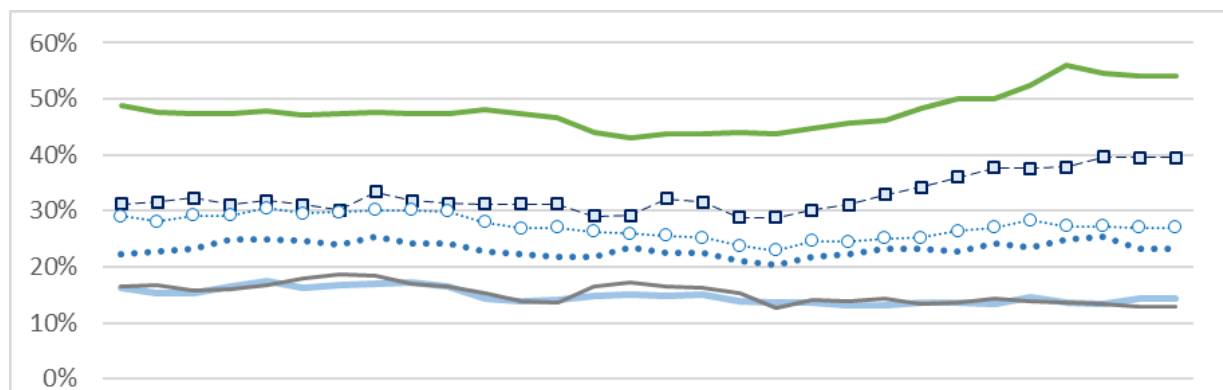
Les taux de non-emploi des hommes, plus faibles que ceux des femmes, sont aussi moins dispersés entre niveaux de diplôme, même si des écarts se creusent à partir de la fin des années 1990. Ainsi, l'écart entre la part des sans-emploi parmi les hommes titulaires d'un CAP-BEP et les diplômés d'un second cycle est de 4 points de pourcentage en 1990 (9 % vs 5 %) et de 8 points en 2019 (17 % vs 9 %). Pour les femmes, ces écarts sont plus de deux fois supérieurs : 13 points en 1990 (30 % vs 17 %), 14 points en 2019 (27 % vs 13 %).

À partir de 2008, pour les hommes et plus encore pour les femmes, le risque de non-emploi augmente d'autant plus que le niveau d'études est faible et seule la situation des diplômés du supérieur se maintient. À partir de 2016, la situation des femmes sans diplôme se dégrade de nouveau relativement à celle des hommes, dans un contexte où les taux de non-emploi des non-diplômés sont au plus haut.

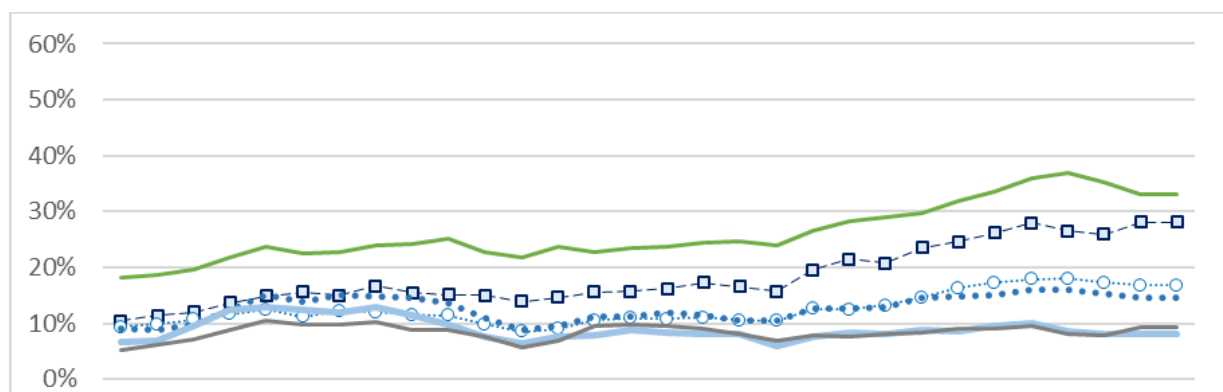


**Graphique 13. Taux de non-emploi des femmes et des hommes selon leur niveau de diplôme, de 1990 à 2019**

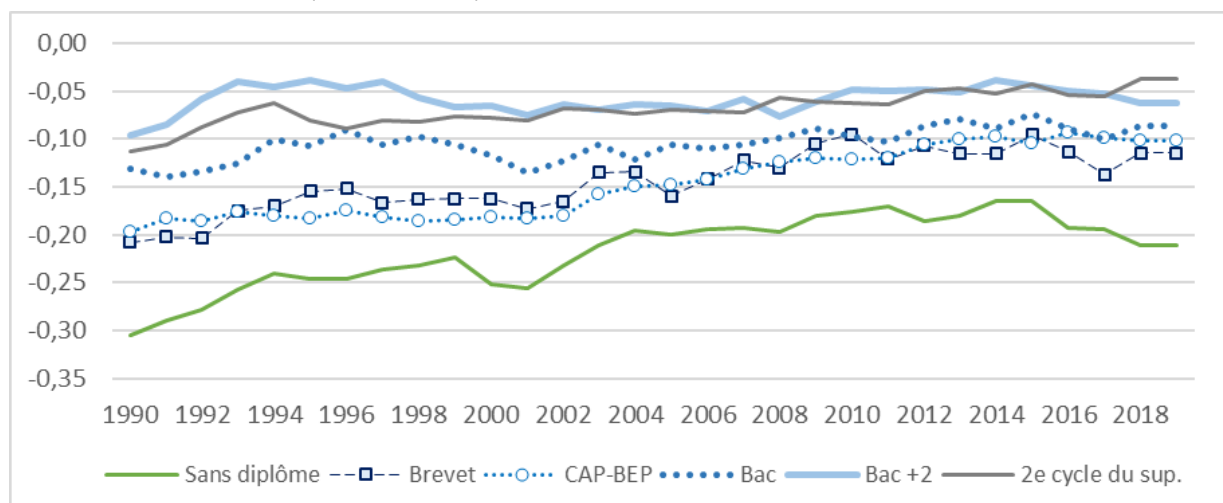
**a) Femmes**



**b) Hommes**



**c) Écart hommes femmes (en points de %)**



Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

### **Dans les couples, l'endogamie de niveaux de diplôme est de nature à concentrer les risques de non-emploi individuels**

L'augmentation plus rapide du niveau d'études des femmes par rapport aux hommes et l'évolution favorable de leur situation d'emploi à diplôme donné ont pour conséquence une réduction des disparités d'emploi entre femmes et hommes. L'ampleur avec laquelle cette réduction se traduit par une augmentation de l'emploi des ménages dépend alors de la façon dont les couples se forment.

Dans les ménages de taille 1, le niveau d'études s'élève relativement moins vite que dans les autres ménages, ce qui est de nature à accroître le taux de non-emploi de ces ménages relativement aux autres. Dans les ménages de taille 2, le niveau d'études s'élève plus rapidement que la moyenne, à la fois pour les femmes et pour les hommes. Elle s'accompagne d'une concentration des diplômés qui devrait se traduire mécaniquement par une concentration de l'emploi dans ces ménages.

La comparaison des niveaux de diplôme des femmes et des hommes des couples des ménages de taille 2 rend compte d'une forte endogamie éducative (graphique 14) : en considérant six niveaux de diplôme, les couples homogames représentent, selon les années, entre 35 % et 41 % des couples des ménages de taille 2, alors qu'une formation aléatoire des couples conduirait à des proportions comprises entre 18 % et 24 %. Cette homogamie concerne particulièrement les diplômés les plus élevés : en 2019, seuls 5 % des couples devraient être formés d'un homme et d'une femmes diplômés d'au moins un bac +3 (second cycle du supérieur) s'ils se constituaient aléatoirement, alors que dans les faits, ils en représentent 18 %. Ces couples de très diplômés ne devraient représenter, en théorie, que 30 % des couples homogames des ménages de taille 2, alors qu'ils en représentent 46 % (graphique 15). Le phénomène d'endogamie se réduit légèrement sur les décennies 1990 et 2000, mais se ravive dès 2008, retrouvant un niveau comparable en 2019 à celui de 1990.

En contrepartie de la surreprésentation des couples homogames, la proportion de couples où les deux conjoints ont des niveaux d'études différents est inférieure à la proportion qui résulterait d'une mise en couple aléatoire (graphique 17). Ainsi, sur les trois décennies, les situations d'hypergamie féminine, où la femme est moins diplômée que son conjoint, sont moins nombreuses que celles qu'elles devraient être en théorie<sup>15</sup>. Néanmoins, cet écart se réduit continûment au fil des années pour être négligeable à la veille de 2020. Dans le même temps, les situations d'hypogamie féminine, où la femme est plus diplômée que son conjoint, ont augmenté nettement moins vite que la tendance naturelle tirée par l'accroissement du niveau d'études des femmes. Ainsi, alors qu'en 1990, de l'ordre de 30 % des couples de ménages de taille 2 étaient constitués d'une femme plus diplômée que son conjoint, ils sont en 2010 de l'ordre de 40 % (la distribution théorique les estime alors à 50 %), et cette proportion n'évolue pas sur la décennie 2010.

L'effet conjoint de la hausse de l'endogamie des plus diplômés et de la réduction de l'hyper et de l'hypogamie jouerait donc *a priori* plutôt dans le sens d'une accentuation de la concentration de l'emploi sur des couples de diplômés et du non-emploi sur des couples dont un des conjoints est peu diplômé<sup>16</sup>. Ce phénomène d'homogamie des couples est déjà identifié par Allègre (2006) et Stancanelli (2006) comme le principal mécanisme de la progression de la polarisation à la fin du XX<sup>e</sup> siècle.

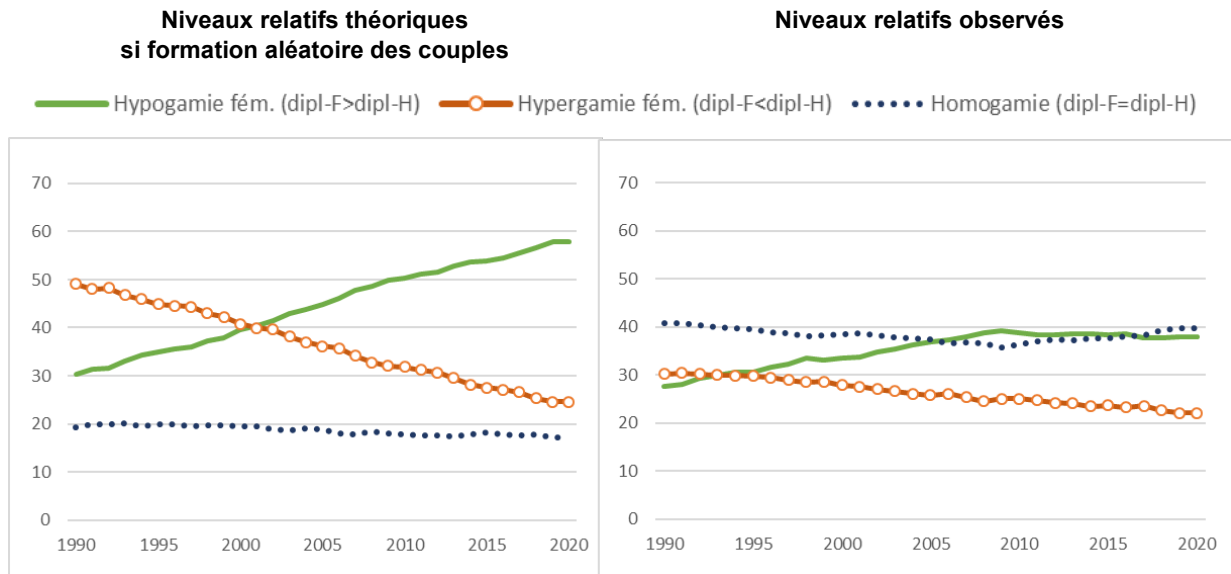
---

<sup>15</sup> Pour des travaux s'attachant au phénomène d'hypergamie féminine relative, voir Guichard-Claudic *et al.* (2009) et Bouchet-Valat (2014).

<sup>16</sup> Les différences de niveaux d'études entre conjoints sont de nature à réduire le taux de non-emploi du couple (les risques individuels sont alors mutualisés). Les taux de non-emploi des femmes étant globalement supérieurs à ceux des hommes, l'hypergamie féminine joue davantage ce rôle que l'hypogamie pour les mêmes combinaisons de niveaux d'études entre conjoints – par exemple, bac pour une femme (respectivement un homme) et 2<sup>e</sup> cycle du supérieur pour son conjoint (resp. sa conjointe) dans un couple avec hypergamie (resp. hypogamie) féminine. La réduction de l'hypergamie féminine relative a pour conséquence d'augmenter les risques de non-emploi des couples, notamment de ceux constitués d'hommes peu diplômés ; cet effet est *a priori* accentué, mais de façon plus mineure, par l'affaiblissement de l'hypogamie, qui tend à accroître les risques de non-emploi des couples comprenant des femmes peu diplômées. L'amplitude de ces effets est liée à l'évolution concomitante des risques de non-emploi associés à chaque niveau de diplôme, pour les femmes et les hommes.

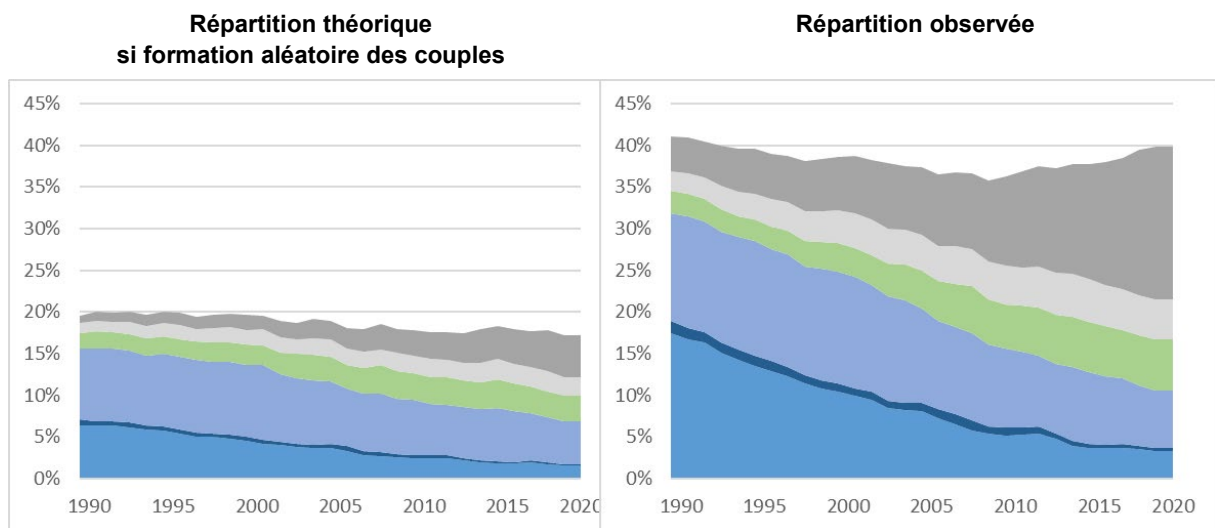
**Graphique 14. Proportion des couples de ménages de taille 2 selon le niveau relatif des diplômes des conjoints**

En %



Lecture : en 2019, dans 40 % des couples, les deux conjoints ont le même niveau de diplôme. Si les couples s'étaient formés de façon aléatoire, cette proportion ne devrait être que de 20 %. La somme des trois courbes fait 100 %.  
 Champ : couples dont les deux membres sont les seuls de leur ménage en âge de travailler ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique 15. Répartition des couples homogames des ménages de taille 2 selon leur niveau de diplôme**



De bas en haut :

■ Aucun ■ Brevet ■ CAP/BEP ■ Bac ou brevet pro ■ Bac +2 ■ Bac +3 ou plus

Lecture : en 2019, parmi les 40 % de couples ayant le même niveau de diplôme, près de la moitié (18 %) sont des couples où les deux conjoints ont un diplôme de 2<sup>e</sup> cycle ou supérieur (Bac +3 ou plus). Si les couples avaient été formés aléatoirement, seuls 17 % des couples seraient homogames et parmi eux, moins d'un tiers (5 %) seraient constitués de diplômés du 2<sup>e</sup> cycle.  
 Champ : couples dont les deux membres sont les seuls de leur ménage en âge de travailler et ont le même niveau de diplôme ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

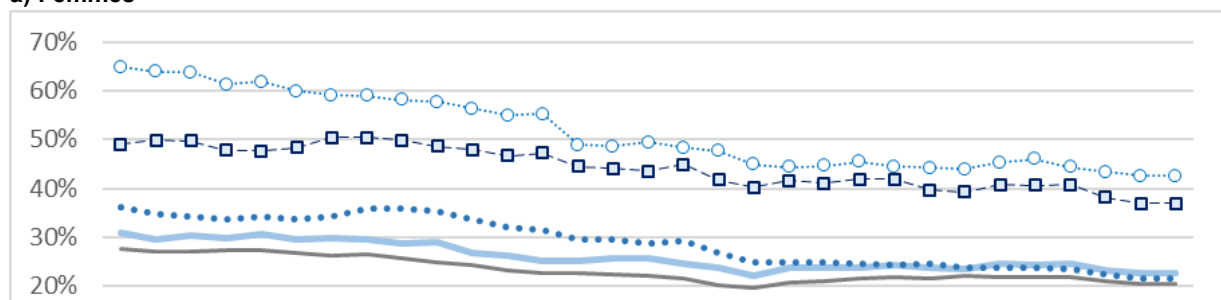
**Une élévation du niveau de diplôme qui se conjugue à un affaiblissement de la relation négative entre emploi et enfants pour les femmes**

La présence d'enfants est un déterminant majeur de l'emploi des femmes, notamment peu diplômées, alors que l'emploi des hommes lui est peu lié.

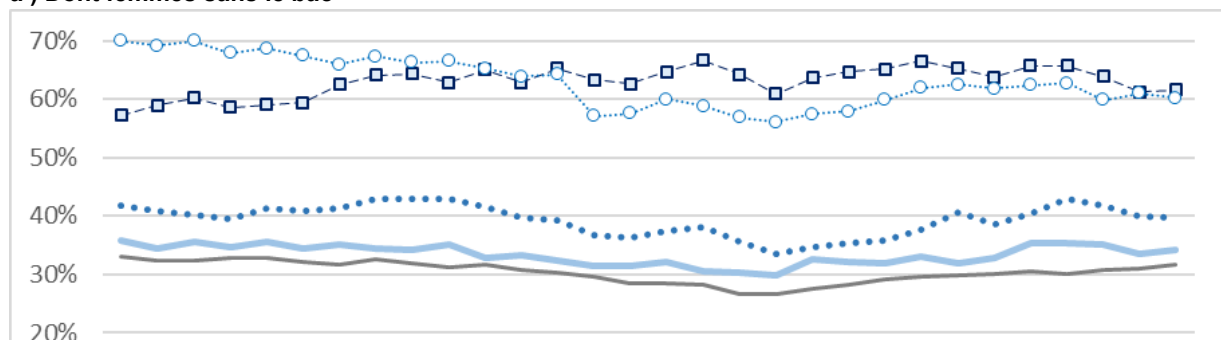
Ainsi, les femmes sont d'autant moins souvent en emploi qu'elles ont plusieurs enfants ou ont un enfant en bas âge (graphique 16a). Bien que ce lien reste fort, il s'affaiblit depuis 1990. À cette date, 65 % des femmes vivant avec au moins trois enfants étaient sans emploi, alors qu'en 2019 ce n'est plus le cas que de 43 % d'entre elles. Les disparités selon le niveau de diplôme sont importantes et la situation des femmes n'ayant pas le baccalauréat – néanmoins en proportion décroissante – ne s'améliore pas avec la même ampleur (graphique 16a'). Alors qu'en 1990, 70 % des femmes sans le bac et vivant avec au moins trois enfants ne travaillent pas, en 2019, elles sont encore 62 %.

**Graphique 16. Taux de non-emploi des femmes et des hommes, selon le nombre d'enfants dans leur ménage, de 1990 à 2019**

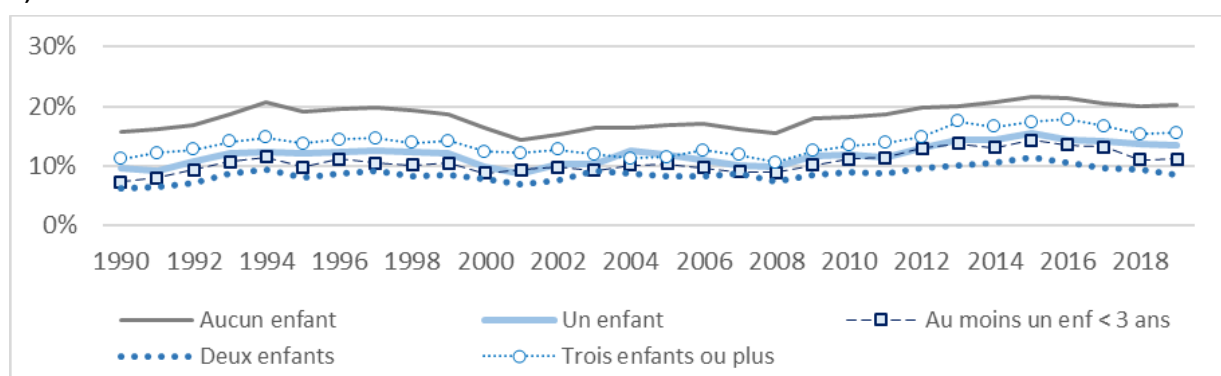
**a) Femmes**



**a') Dont femmes sans le bac**



**b) Hommes**



Lecture : en 2019, 43 % des femmes qui vivent dans un ménage comptant au moins trois enfants sont sans emploi.

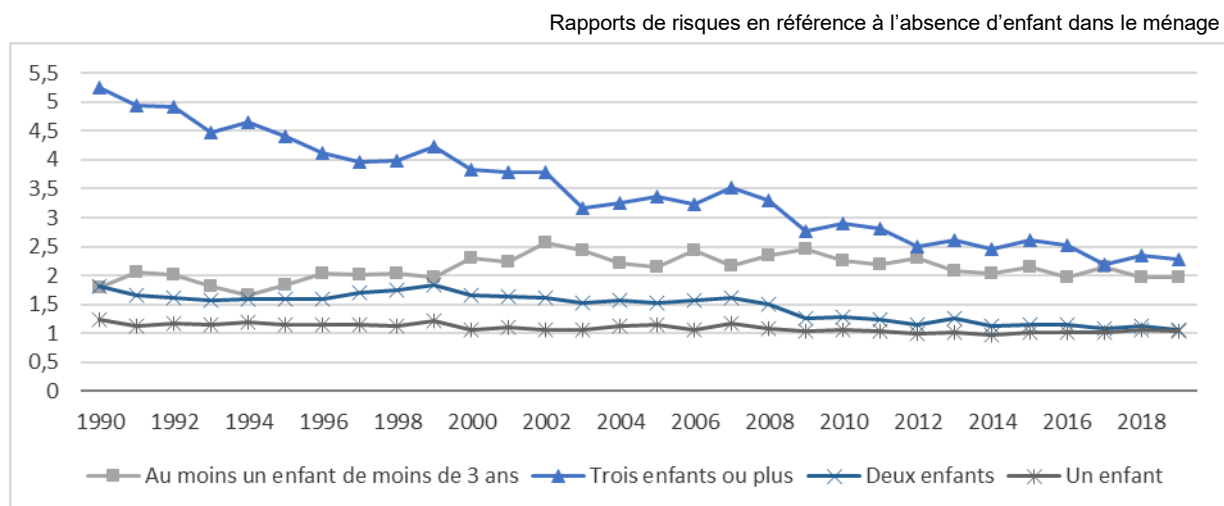
Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

Néanmoins, à âge et diplôme donnés, le risque de non-emploi des femmes associé au nombre d'enfants diminue, mais plus fortement pour celles vivant avec plusieurs enfants. Alors qu'en 1990, une femme ayant au moins trois enfants a un risque cinq fois supérieur d'être sans emploi qu'une femme sans enfant, ce risque relatif s'est réduit de moitié en trente ans (graphique 17). Bien que nettement moins élevé, le risque de non-emploi en présence de deux enfants baisse également, se réduisant de moitié sur les trois dernières décennies pour être, en 2019, sensiblement équivalent à celui des femmes n'ayant pas d'enfant ou un seul.

Parallèlement, le risque de non-emploi associé à la présence d'un enfant de moins de 3 ans s'est en revanche globalement maintenu sur l'ensemble de la période, restant de l'ordre de deux fois plus élevé que celui de ne pas avoir d'enfant. Il augmente à partir de la moitié des années 1990 en lien avec l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) à partir du deuxième enfant<sup>17</sup> et reste à un niveau élevé sur toute la décennie 2000.

**Graphique 17. Rapports de risques de non-emploi des femmes selon le nombre d'enfants dans leur ménage, de 1990 à 2019**



Estimation par régression logistique en contrôlant l'âge (quatre tranches) et le niveau de diplôme (six niveaux), toutes tailles de ménage confondues.

Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

Ces évolutions concernent les ménages de façon inégale selon leur taille et plus spécifiquement les femmes des ménages de taille 2, qui sont celles qui vivent le plus souvent avec des enfants. En 2019, 25 % d'entre elles vivent avec un enfant, 29 % avec deux et 13 % avec au moins trois enfants ; proportions qui ont varié, mais de façon peu notable, sur les trois dernières décennies. Avec une majorité de femmes vivant en couple et âgées de 30 à 49 ans, les ménages de taille 2 sont aussi ceux qui comptent le plus souvent des enfants de moins de 3 ans (20 % des femmes des ménages de taille 2 en 2019 – soit +4 points depuis 1990 –, contre 4 % des femmes des autres ménages).

<sup>17</sup> Cette allocation créée en 1985 visait initialement les parents – dans les faits, les mères – d'au moins trois enfants s'arrêtant de travailler dans les trois premières années de leur benjamin. Son ouverture aux mères de deux enfants en juillet 1994 s'est traduite par un retrait du marché du travail de 100 000 à 150 000 femmes, des mères de deux enfants et de trois enfants plutôt peu qualifiées qui ne se seraient pas arrêtées de travailler sans ce dispositif public (Piketty, 2003).

### 3.2. Contribution des caractéristiques individuelles à la part des ménages sans emploi et à la polarisation

Pour mesurer la contribution d'une caractéristique des individus (le sexe, le niveau d'études, par exemple) à la part des ménages sans emploi et à la polarisation des ménages, un taux de non-emploi des ménages contrefactuel peut être calculé sur la base des risques individuels conditionnés à cette caractéristique. L'écart entre la mesure (le taux ou l'indice) non conditionnée à cette caractéristique, calculée sur la base de taux de non-emploi individuels uniformes, et la mesure conditionnée rend compte de l'inégale distribution des emplois entre les ménages due à cette caractéristique.

Ainsi, étant donnée la structure par taille des ménages (i.e. à part respective de chaque taille de ménage dans l'ensemble des ménages donnée)<sup>18</sup>, un taux de non-emploi des ménages observé supérieur au taux estimé – i.e. conditionné – signifie que, compte tenu des risques de non-emploi individuels associés aux caractéristiques considérées, ces dernières sont réparties plus défavorablement que si elles l'étaient de façon aléatoire. La comparaison entre les taux estimés et les taux observés par type de ménages, notamment ceux comptant une ou deux personnes en âge de travailler (plus de 90 % des ménages ; graphique 1), permet ainsi d'identifier les principaux mécanismes à l'œuvre pour expliquer le niveau du taux de non-emploi des ménages et l'évolution de la polarisation de l'emploi des ménages.

Sont regardées ci-après les contributions des caractéristiques observables que sont le sexe, le niveau de diplôme (six niveaux), l'âge (quatre tranches : moins de 30 ans, 30-39 ans, 40-49 ans, 50 ans ou plus), ainsi que le nombre des enfants dans le ménage (aucun, un, deux, au moins trois) et la présence ou non d'un enfant de moins de 3 ans. Le taux qui tient compte de l'ensemble de ces caractéristiques est alors qualifié d'« expliqué »<sup>19</sup>. Les risques « conditionnés » de non-emploi des individus sont ici estimés à partir de régressions logistiques binomiales (être sans emploi ou ne pas être en emploi), année par année, en incluant la taille des ménages comme variable de contrôle<sup>20</sup>.

#### ***Une proportion de ménages sans emploi amplifiée par la proximité éducative entre conjoints***

Sur l'ensemble de la période 1990-2019, l'écart entre le taux de non-emploi des ménages observé et le taux « expliqué » est positif, mais se réduit (graphique 18a)<sup>21</sup>. L'écart est de 1,4 point en 1990 (9,6 % vs 8,2 %) et de 1,7 en 2019 (13,8 % vs 11,8 %), avec un pic de 2,2 points en 2016. Cet écart positif et important rend compte de l'existence de caractéristiques inobservées qui tendent à accroître la part des ménages où aucun des membres ne travaille.

Parmi ces caractéristiques, figurent celles qui sous-tendent l'endogamie dans les ménages comptant au moins deux actifs – i.e. les raisons pour lesquelles les individus tendent à se mettre en couple avec une personne ayant un même niveau d'études. Sur les seuls ménages de taille 2, l'écart entre le taux de non-emploi observé et le taux expliqué passe de 0,9 en 1990 à 1,9 en 2019 (graphique 18b). Or, dans l'hypothèse où les couples se seraient constitués de façon aléatoire, l'écart serait de sens opposé et se réduirait en passant de 2,6 points de pourcentage en 1990 pour devenir négligeable à partir de 2015<sup>22</sup> (graphique 18c).

---

<sup>18</sup> Les calculs menés en figeant la répartition par taille de ménages à celle de 1990 conduisent à des analyses peu différentes.

<sup>19</sup> Terminologie adoptée par Allègre (2006) et Corluy et Vandenbroucke (2013)

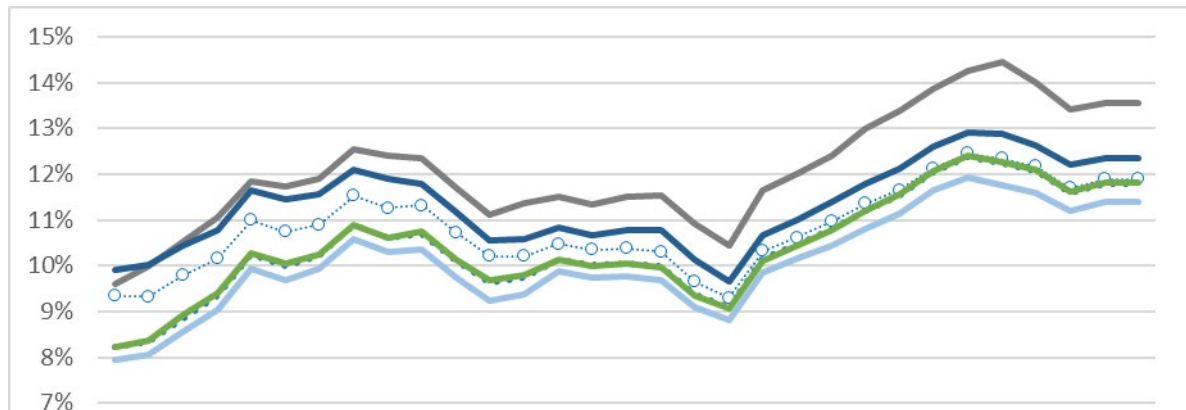
<sup>20</sup> La polarisation non conditionnée à la taille des ménages sert donc de référence. Ce conditionnement a notamment pour conséquence que le taux de non-emploi des ménages de taille 1 non conditionné à aucune autre caractéristique correspond au taux de non-emploi observé (l'indice de polarisation associé est nul).

<sup>21</sup> Les écarts entre taux effectif et théorique, année par année, sont représentés en annexe C (graphiques C et D).

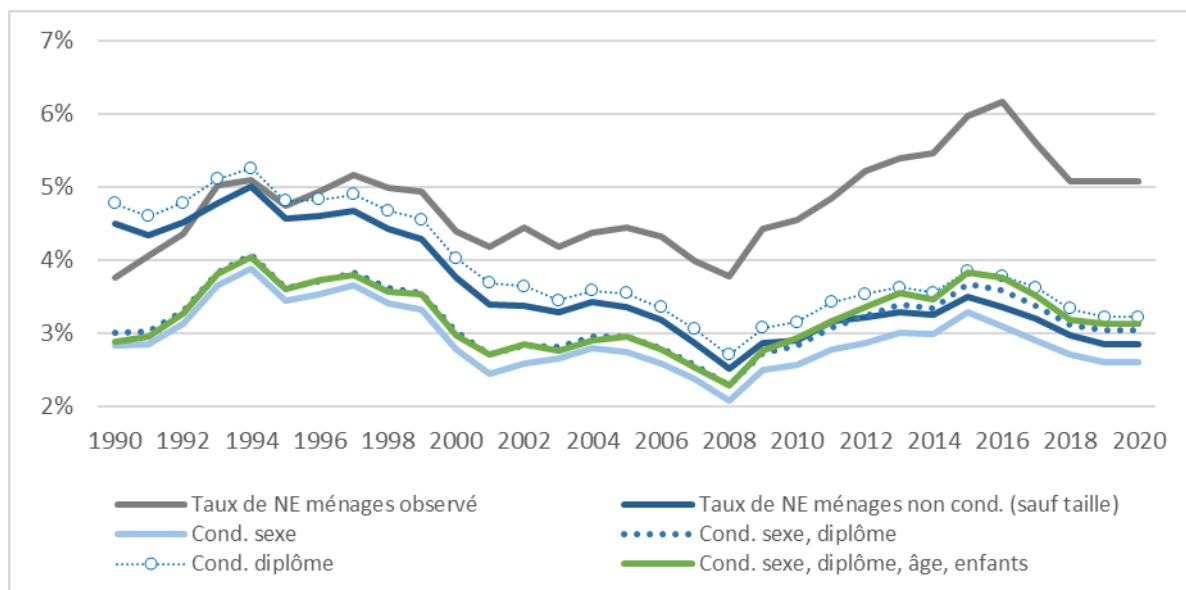
<sup>22</sup> La formation aléatoire des couples s'accompagne d'une répartition aléatoire de leurs caractéristiques, ce qui explique que les taux conditionnés au sexe et à toute autre caractéristique individuelle (le diplôme, par exemple) soient alors similaires.

**Graphique 18. Taux de non-emploi contrefactuels des ménages, de 1990 à 2019**

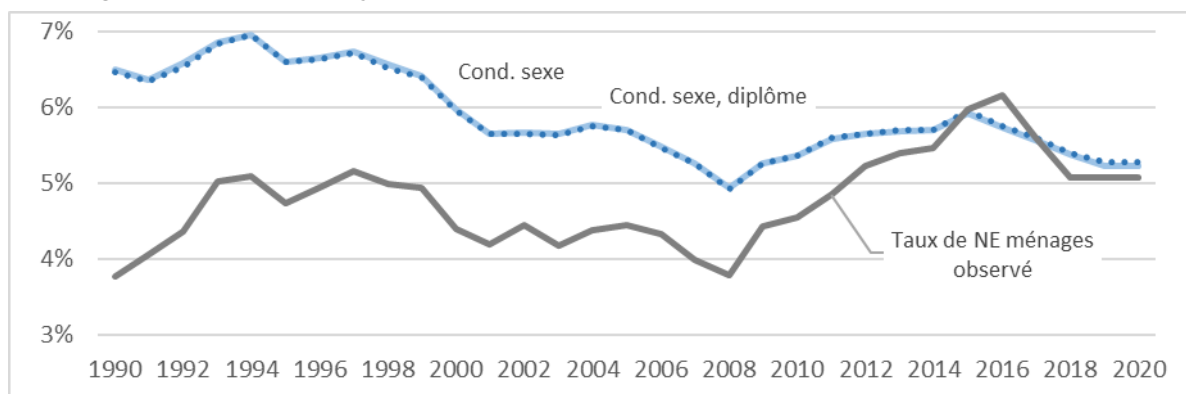
**a) Tous ménages**



**b) Ménages de taille 2**



**c) Ménages de taille 2, sous l'hypothèse d'une formation aléatoire des couples**



Lecture : en 2019, 5,1 % des ménages où au moins deux personnes sont en âge de travailler ne comptent aucun actif occupé. Pour ces ménages, le taux de non-emploi théorique, contrefactuel, conditionné seulement à la taille du ménage, serait de 2,9 % (le carré du taux de non-emploi moyen des individus des ménages de taille 2, soit 16,9 %). Le taux calculé en tenant compte du sexe, du diplôme, de l'âge, de la situation familiale des individus s'élèverait à 3,1 %.  
 Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

La comparaison entre le taux de non-emploi observé et les taux conditionnés à une ou plusieurs des caractéristiques permet de préciser le rôle de ces dernières dans l'évolution de la part des ménages sans emploi. Ainsi, sur la première moitié des années 1990, le taux de non-emploi des ménages conditionné uniquement à la taille est proche du taux observé, puis il s'en décroche progressivement jusqu'à lui être inférieur de 1,2 point de pourcentage en 2019 (graphique 18a). Cet écart croissant témoigne de la progression de l'inégalité de la distribution de l'emploi au sein des différents types de ménages, avec une concentration progressive de caractéristiques liées à l'emploi, favorablement ou non, dans un nombre croissant d'entre eux, notamment au sein des ménages comptant deux personnes en âge de travailler.

Dans les ménages de taille 2, la hausse de l'emploi des femmes, notamment celles en couple avec un conjoint en emploi (graphiques 4, partie 1), explique la forte baisse du taux non conditionné sauf à la taille<sup>23</sup>, particulièrement sur la période 1995-2008 (graphique 18b).

La réduction des écarts de taux de non-emploi entre les femmes et les hommes de ces ménages se traduit par une évolution nettement moins prononcée du taux conditionné au sexe, mais l'évolution du niveau d'études (différenciée entre les femmes et les hommes, et en fonction du diplôme de leur conjoint lorsqu'ils sont en couple) affecte le taux de non-emploi jusqu'en 2008.

En effet, sans tenir compte des différences entre femmes et hommes, les évolutions du taux non conditionné et du taux conditionné au diplôme sont relativement proches, ce qui peut témoigner d'une évolution du taux de non-emploi individuel moyen (non différencié par sexe) cohérente avec l'évolution du niveau d'études des individus. En revanche, en tenant compte de l'inégale répartition des diplômes entre les sexes, c'est-à-dire en considérant les risques liés de façon conjointe au sexe et au diplôme, le taux de non-emploi des ménages de taille 2 évolue moins favorablement sur la période 1990-2008. Durant les années 1990 et 2000, le taux de non-emploi non conditionné et le taux conditionné au diplôme restent supérieurs au taux conditionné au sexe et au diplôme, ce qui témoigne notamment du sous-emploi des femmes de ces ménages relativement à leur niveau d'études. Néanmoins, l'écart se réduit de façon notable et devient négligeable à compter de 2008, ce qui rend compte d'un effet de rattrapage.

### **Trois décennies de hausse de la polarisation de l'emploi des ménages, mais des déterminants différents**

La variation de la polarisation peut s'exprimer comme la variation des taux de non-emploi des ménages diminuée de la variation des taux de non-emploi individuels (différenciés selon la taille du ménage) et de la variation de la structure par taille des ménages (section 2.2). Sous l'hypothèse que l'évolution de caractéristiques telles que le niveau de diplôme ou le nombre d'enfants dans les ménages n'affecte pas la structure démographique, la contribution de ces caractéristiques à la variation de la polarisation correspond alors à leur contribution à la variation du taux de non-emploi des ménages diminuée de leur contribution à la variation du taux de non-emploi individuel<sup>24</sup>.

En pratique, la **contribution** d'une caractéristique à la variation de la polarisation  $\Delta\Phi$  peut se mesurer comme l'écart entre la variation de la polarisation et la variation de la polarisation conditionnée à la caractéristique en question, rapporté à la variation de la polarisation non conditionnée.

Formellement, en notant  $\Phi^c$  l'indice de polarisation conditionné à une caractéristique  $c$  donnée et  $\chi$  la contribution de cette caractéristique à la polarisation :

$$\chi = \frac{\Delta\Phi - \Delta\Phi^c}{\Delta\Phi}$$

Sur les trente dernières années, la polarisation de l'emploi des ménages a crû de façon continue. Si l'évolution a été plus rapide sur la décennie 1990 que sur les suivantes (section 2.1), les sous-jacents ont néanmoins changé au fil du temps, particulièrement suite à la crise de 2008.

- Entre 1990 et 2001, l'indice de polarisation non conditionné, y compris à la taille du ménage, augmente de 0,021 point de pourcentage (graphique 20a)<sup>25</sup>. La variation de l'indice conditionné au sexe est nettement inférieure, 0,012 point, ce qui signifie que 44 % de l'augmentation résulte des évolutions divergentes de l'emploi des femmes

<sup>23</sup> Ce taux correspond au carré du taux de non-emploi moyen des individus de ces ménages, lequel augmente principalement sous l'effet de la hausse de l'emploi des femmes en couple, qui contrebalance la légère baisse de l'emploi des hommes en couple.

<sup>24</sup> Les contributions à l'évolution du taux de non-emploi des ménages par sous-période (1990-2001, 2001-2009, 2009-2019) sont représentées sur le graphique E en annexe C. Elles se déduisent des taux représentés sur le graphique 18.

<sup>25</sup> Évolution qui se calcule comme la différence arithmétique entre la valeur de l'indice en 2001 et sa valeur en 1990.



et des hommes sur la période (graphique 19a)<sup>26</sup>. Outre le sexe, l'évolution des disparités en termes de diplôme, d'âge et de situation familiale élève cette part à 58 % (évolution de 0,009 point de la polarisation conditionnée à ces caractéristiques). La variation des indices de polarisation conditionnés à la taille des ménages (graphiques 19b et 20b), nuls pour les ménages de taille 1, atteste du rôle de l'évolution défavorable de la distribution des caractéristiques individuelles dans les ménages comptant au moins deux personnes en âge de travailler : entre 1990 et 2001, l'indice non conditionné augmente de 0,009 point, alors que l'indice calculé sur la base de taux différenciés selon le sexe n'évolue que de 0,002 point (soit une contribution de 75 %) et celui conditionné au sexe, au diplôme, à l'âge et à la situation familiale des individus est stable ; l'évolution différenciée des taux de non-emploi associés à ces caractéristiques prises dans leur ensemble explique ainsi une part substantielle (93 %) de l'augmentation de la polarisation. Dans les seuls ménages de taille 2, ces contributions sont plus limitées (respectivement 51 % et 64 % ; graphique 20c), ce qui rend compte du rôle que jouent d'autres facteurs, dont probablement les effets d'interactions de comportement d'activité entre conjoints.

En résumé, sur la période, l'augmentation rapide de la polarisation est tirée par la hausse de l'emploi des femmes, laquelle est légèrement amplifiée par la hausse du rendement de leur diplôme, en lien avec l'affaiblissement du rôle négatif de la situation familiale<sup>27</sup> sur leur emploi ; évolutions qui s'observent notamment dans les ménages de taille 2.

- Sur la période 2001-2009, les indices non conditionné et conditionné à la taille évoluent de l'ordre de 0,004-0,005 point de pourcentage (graphique 20ab). Lorsqu'ils sont conditionnés au sexe, leur évolution devient négligeable, ce qui traduit le rôle prédominant des évolutions différenciées des taux d'emploi des femmes et des hommes dans l'augmentation de la polarisation.

Dans les ménages de taille 1, la réduction de moitié de l'écart entre le taux de non-emploi des femmes et celui des hommes (graphique 4 et graphique A en annexe C) se conjugue à une tendance à la baisse de la part des femmes (graphique 2). Si ces individus ont un risque de non-emploi qui, en moyenne, évolue sensiblement au même rythme que le taux de non-emploi de l'individu moyen, tous ménages confondus<sup>28</sup>, l'avantage relatif en terme d'emploi qu'avaient les femmes isolées sur les autres femmes se réduit drastiquement, l'écart de taux de non-emploi entre les femmes des ménages de taille 1 et l'ensemble des femmes passant de 2,3 points de pourcentage à 0,4 point entre 2001 et 2009.

Dans les ménages de taille 2, pour une large partie des couples (entre 90 % et 94 % selon les années), le taux de non-emploi des femmes et celui des hommes évoluent à un rythme proche de ceux de l'ensemble des femmes et de l'ensemble des hommes<sup>29</sup>. Sur la période 2001-2009, le taux de non-emploi des femmes baisse alors de 5 points de pourcentage, tandis que celui des hommes augmente de 2 points. Dans ces ménages, la hausse de l'emploi des femmes relativement à celui des hommes contrecarre le resserrement des taux d'emploi (et de non-emploi) par niveaux de diplôme.

En résumé, la période marque un ralentissement de la polarisation. Si cette dernière reste tirée par la hausse de l'emploi des femmes, les évolutions de l'emploi par niveau de diplôme et, dans une bien moindre mesure, selon la situation familiale, jouent plutôt en sens inverse (graphique 19).

- Après 2008, la progression de la polarisation résulte principalement des divergences de taux d'emploi selon la situation familiale.

L'emploi féminin et l'emploi masculin évoluent de façon moins divergente que sur les décennies précédentes. À eux seuls, les écarts de taux de non-emploi entre femmes et hommes n'expliquent que 17 % de l'augmentation de la polarisation globale sur la période, 22 % lorsqu'ils sont différenciés selon le niveau de diplôme (graphiques 19a et 20a). En revanche, les différences de risques de non-emploi liées au nombre et à l'âge des enfants, qui se creusent au détriment des femmes peu diplômées, en expliquent la moitié. Ces évolutions affectent différemment les ménages selon leur taille, aussi les effets joints du sexe, du niveau de diplôme, de l'âge et de la situation familiale contribuent pour 19 % à la hausse de la polarisation conditionnée à la taille des ménages, mais pour 45 % à celle des ménages de deux actifs.

---

<sup>26</sup> Sur la période 1994-2002, 48 % de l'augmentation de l'indice de polarisation non conditionné serait attribuable aux évolutions différenciées des taux d'emploi des femmes et des hommes. Selon Allègre (2006), qui s'intéresse à une population plus réduite (encadré 1), cette part ne serait de 21 % (annexe E). Cet indicateur du rôle des caractéristiques individuelles dans l'évolution de la polarisation semble néanmoins sensible.

<sup>27</sup> Conjointement avec l'âge selon les résultats présentés.

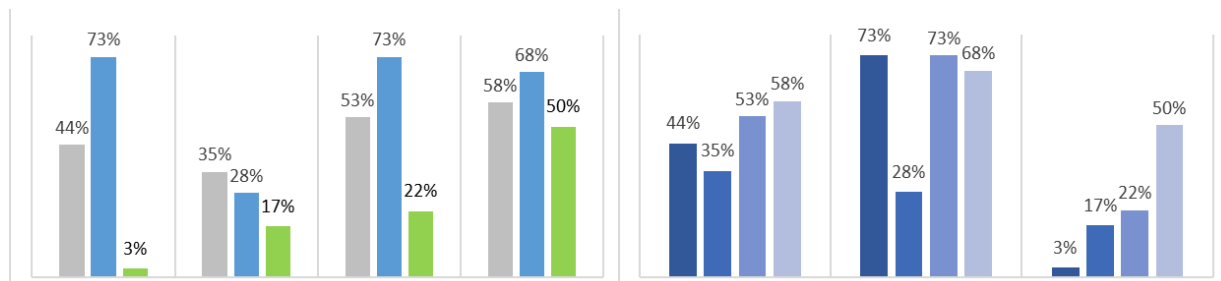
<sup>28</sup> D'où un effet négligeable sur la polarisation non conditionnée.

<sup>29</sup> Sur l'ensemble de la période 1990-2019, le taux de non-emploi des femmes des ménages de taille 2 reste très proche de celui de l'ensemble des femmes et le taux de non-emploi des hommes des ménages de taille 2 reste inférieur de 0,035 à 0,048 point de pourcentage à celui de l'ensemble des hommes (graphique 4).

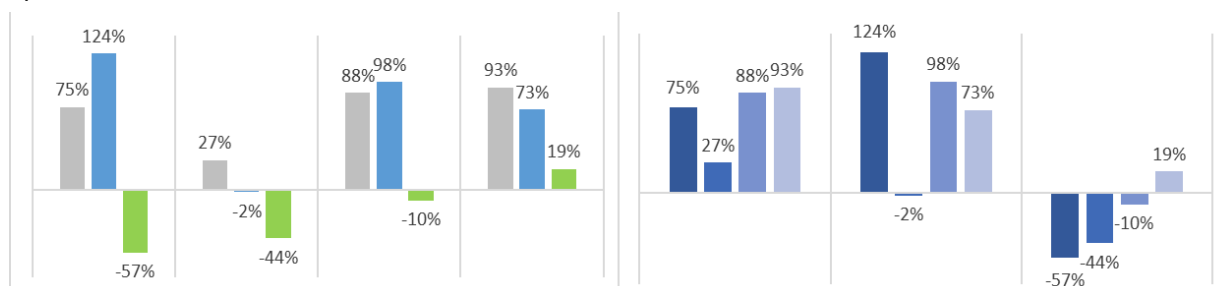
**Graphique 19. Contributions des caractéristiques individuelles à la polarisation, par période**



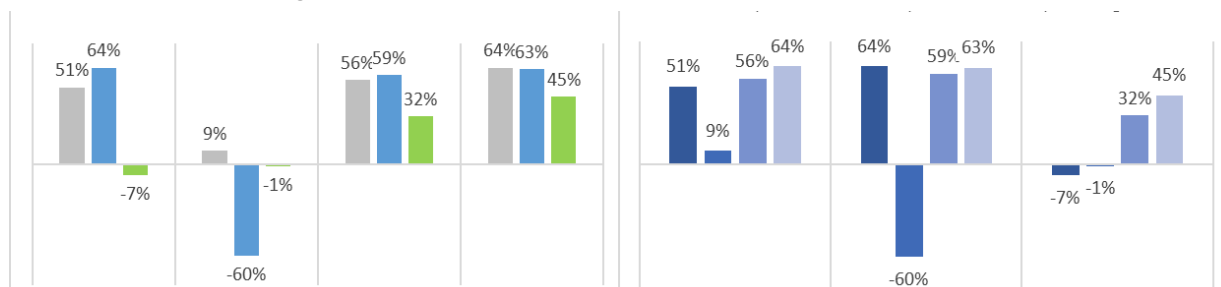
**a) Polarisation non conditionnée**



**b) Polarisation conditionnée à la taille**



**c) Polarisation des ménages de taille 2**



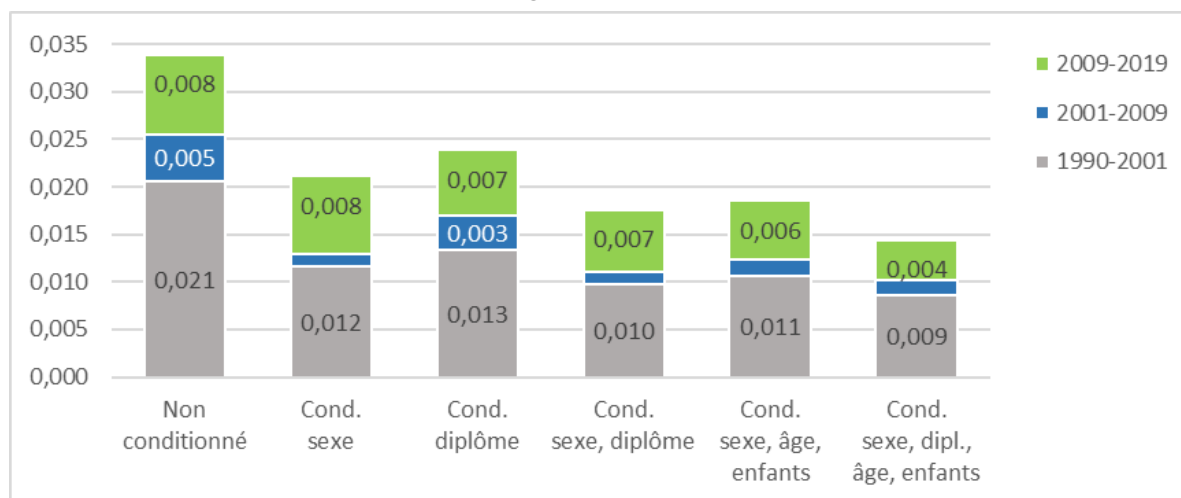
Lecture : entre 1990 et 2001, 75 % de l'augmentation de la polarisation conditionnée à la taille des ménages (+0,009 point, graphique 20b) résultent des évolutions divergentes des taux de non-emploi respectifs des femmes et des hommes ; 88 % des évolutions divergentes des taux de non-emploi des femmes et des hommes différenciés selon leur niveau de diplôme.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

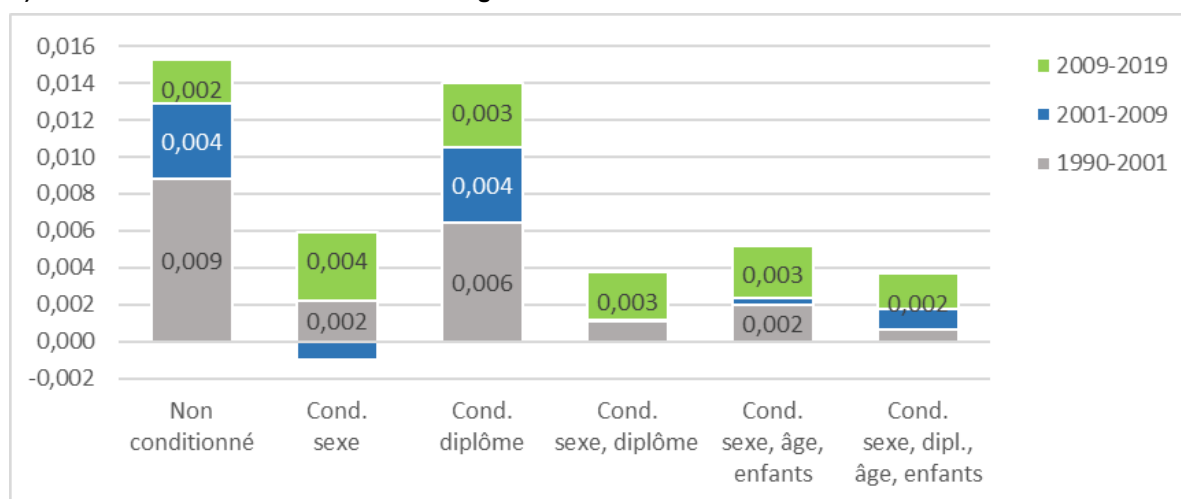
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique 20. Évolution de l'indice de polarisation et de ses contrefactuels par sous-période**

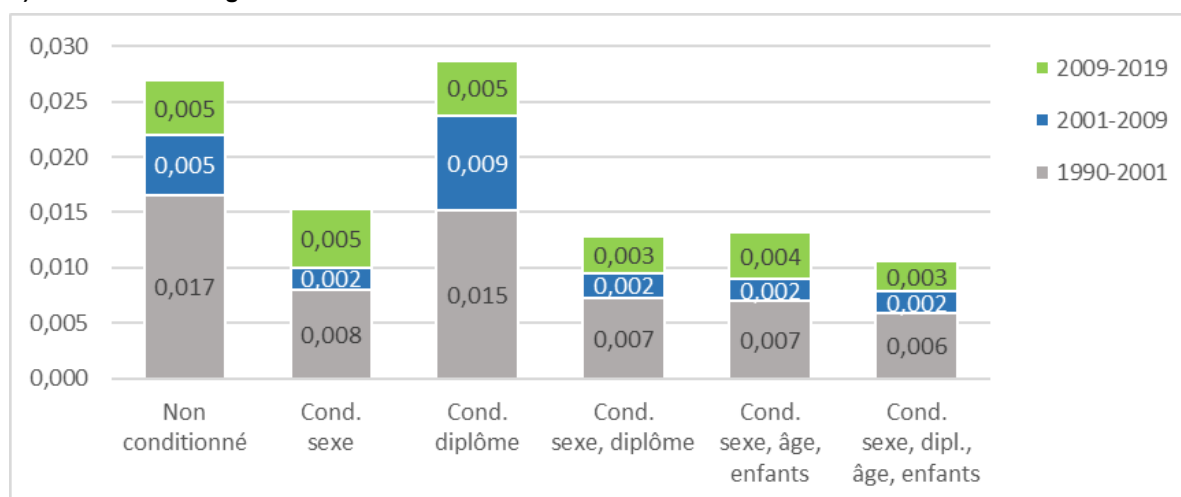
**a) Indice non conditionné à la taille des ménages**



**b) Indice conditionné à la taille des ménages**



**c) Indice des ménages de taille 2**



Lecture : dans les ménages de taille 2, la polarisation non conditionnée croît de 0,017 point entre 1990 et 2001 (indice valant respectivement -1,52 % et 0,14 % à ces dates).

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

## Conclusion et discussion

Sur les trois dernières décennies, malgré des périodes de ralentissement durant les crises, le taux d'emploi a évolué favorablement, sous l'effet notamment de la hausse de l'emploi des femmes en couple. Pourtant, dans le même temps, la proportion des ménages où aucun actif n'occupe d'emploi a augmenté de façon relativement régulière. Cette divergence croissante entre les taux d'emploi à l'échelle individuelle et à l'échelle des ménages reflète un phénomène de polarisation avec une concentration de l'emploi dans certains ménages et du non-emploi dans d'autres. Ce phénomène est commun à de nombreux pays à économie comparable et remonte au moins au milieu des années 1970 en France.

L'indicateur de polarisation de Gregg et Wadsworth vise à quantifier la divergence entre les évolutions du taux de non-emploi individuel et du taux de non-emploi des ménages et à en analyser les facteurs. Il permet de rendre compte de la progression régulière de la polarisation des ménages depuis 1990 sous l'effet de deux dynamiques : d'une part, la baisse relative du niveau d'études des personnes isolées et le poids croissant de ces ménages, plus vulnérables au risque de non-emploi que des ménages comptant plusieurs personnes en âge de travailler ; d'autre part, la concentration de niveaux d'études élevés, favorables à l'emploi, dans les ménages de deux personnes alors même que, pour les femmes, être en couple signifie de moins en moins souvent de ne pas occuper d'emploi.

Deux voire trois grandes périodes se distinguent. Jusqu'en 2008, la polarisation de l'emploi des ménages s'accroît sous l'effet de l'augmentation de l'emploi des femmes. Celles-ci sont de moins en moins présentes dans les ménages ne comptant qu'une seule personne en âge de travailler, plus vulnérables au risque de non-emploi, et, dans les couples, le fait qu'elles aient un conjoint et/ou des enfants joue de moins en moins négativement sur leur emploi. Sur la décennie 1990, la hausse de l'emploi des femmes se conjugue à une augmentation du niveau d'études et du rendement de celui-ci, relativement aux hommes. Aussi, la convergence des taux d'emploi féminin et masculin – autrement dit, leur évolution divergente – se double d'une divergence des évolutions des taux d'emploi selon le niveau de diplôme. Sur la décennie suivante, la polarisation continue sa progression mais de façon plus modérée. À l'échelle de l'ensemble des ménages, la contribution de la hausse de l'emploi des femmes s'amointrit, car s'y ajoute celle de facteurs sociodémographiques, ici inobservés, conduisant à la transformation du « profil » des ménages : la masculinisation et la baisse du niveau de diplôme des ménages où une seule personne est susceptible de travailler, d'une part, le poids décroissant des ménages avec deux actifs potentiels, d'autre part. La crise de 2008 marque une rupture avec ces tendances : la polarisation de l'emploi des ménages continue de progresser, mais à un rythme ralenti, et plus sous l'effet de la hausse de l'emploi féminin. Entre 2009 et 2019, les évolutions sociodémographiques se poursuivent, mais la situation d'emploi des femmes, notamment les non-diplômées et les femmes sans le bac ayant au plus deux enfants, tend à se dégrader relativement à celle des hommes. La polarisation résulte alors essentiellement des évolutions divergentes des taux d'emploi entre les différentes configurations familiales ; les autres facteurs sont essentiellement sociodémographiques et inobservés.

L'analyse des mécanismes en jeu dans l'évolution de la polarisation est rendue complexe par l'imbrication de facteurs socioéconomiques et sociodémographiques. Ainsi, l'évolution du risque de non-emploi des ménages d'une seule personne susceptible de travailler résulte des effets adverses de la baisse du niveau d'études de ces personnes et de la hausse de la proportion d'hommes ; et l'évolution du non-emploi dans les couples ne peut être saisie qu'en analysant finement les phénomènes d'endo et d'hétérogamie – quels sont les « couples » de diplômés et quelles en sont les conséquences en terme de risque de non-emploi pour chacun des conjoints.

En pratique, l'analyse menée à partir de caractéristiques individuelles usuelles, comme le sexe et le diplôme, permet de saisir les principaux facteurs de divergence entre le taux de non-emploi individuel et le taux de non-emploi des ménages sur la période précédant la crise de 2008, mais les évolutions sur la dernière décennie témoignent de leur insuffisance. Ce constat invite à prendre également en compte des facteurs régissant les comportements de formation des couples ou de fécondité, ce qui peut toutefois se heurter au caractère non observable de certains d'entre eux.

Outre la prise en compte de tels déterminants, l'analyse pourrait être affinée en relâchant l'opposition binaire entre emploi et non-emploi, et en intégrant une mesure de l'intensité de l'emploi, de façon à tenir compte de la forte progression du temps partiel sur la période étudiée et sa concentration sur la population féminine avec enfants ou peu diplômée.

## Références

- Acs M., Lhommeau B., Raynaud É. (2015), « Les familles monoparentales depuis 1990 », Drees, *Dossiers solidarité et santé*, n° 67.
- Albertini J., Hairault J.-O., Langot F., Sopraseuth T. (2017), “A Tale of Two Countries: A Story of the French and US Polarization”, IZA, *Discussion Paper*, n° 11013.
- Allègre G. (2006), « L’emploi au niveau des ménages, 1982-2002 : mesurer la polarisation de l’emploi entre les ménages », OFCE, *Document de travail*, n° 2006-20.
- Allègre G., Verdugo G. (2020a), « Polarisation et genre sur le marché du travail », OFCE, *L’économie européenne*, p. 95-108.
- Allègre G., Verdugo G. (2020b), “Labour Force Participation and Job Polarization: Evidence from Europe during the Great Recession”, *Labour Economics*, 66.
- Berger E., Pora P. (2017), « Y a-t-il eu polarisation de l’emploi salarié en France entre 1988 et 2014 ? », *Insee Références – France, portrait social*, p. 111-123.
- Berloff G., Modena F. (2014), “Measuring (in)security in the event of unemployment: are we forgetting someone?”, *Review of Income and Wealth*, 60, p. 77-97.
- Bodier M., Buisson G., Lapinte A., Robert-Bobée I. (2015), « Couples et familles : entre permanences et ruptures », *Couples et familles*, coll. « Insee Références ».
- 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*, 3(55), p. 459-505.
- Brandolini A., Viviano E. (2014), “Behind and beyond the (headcount) employment rate”, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area, *Economic working papers*, n° 965.
- Breuil-Genier P. (2012), « Dix ans de recensement de la population : De plus en plus de petits ménages dans les régions », *Insee première*, n° 1410.
- Briard K. (2020), « Temps partiel et ségrégation professionnelle femmes-hommes : une affaire individuelle ou de contexte professionnel ? », *Travail et emploi*, 161, p. 31-60.
- Briard K., Calavrezo O. (2016), « Taux d’emploi des femmes : quels liens avec la situation de couple au fil des générations ? », *Dares analyses*, n° 037, juillet.
- Buisson G., Daguet F. (2012), « Qui vit seul dans son logement ? Qui vit en couple ? », *Insee première*, n° 1392.
- Burniaux J.-M. (1997), « Inégalités et emplois : effet de redistribution lié à la structure familiale », *Économie internationale*, 71(3), p. 101-154.
- Callister P., von Randow M., Rea D., Cotterell G. (2010), “Changes in paid work for mid-life couples between 1981 and 2006: A research note”, Institute of Policy Studies, Working Paper 10/01.
- Clark A., Knabe A., Rätzl S. (2010), “Boon or bane? Others’ unemployment, well-being and job insecurity”, *Labour Economics*, Elsevier, 17(1), p. 52-61.
- Corluy V., Vandenbroucke F. (2013), “Individual employment, household employment and risk of poverty in the EU: a decomposition analysis”, Eurostat, rapport.
- Corluy V., Vandenbroucke F. (2015), “Polarisation of Employment Over Households Revisited: The Belgian Case”, KU Leven, Discussion Paper Series, DPS15.08.
- Daguet F. (2014), « Hommes et femmes vivant en couple en 2009, 1999 et aux recensements précédents – tome 2 », Insee, *Document de travail*, N° F1405.
- Daguet F. (2019), « En 2016, les femmes cadres ont un peu moins d’enfants que les employées », *Insee première*, n° 1769
- Daguet F., Niel X. (2010), « Vivre en couple. La proportion de jeunes en couple se stabilise », *Insee Première*, n° 1281.
- Dawkins P., Gregg P., Scutella R. (2005), “Employment Polarisation in Australia”, *The Economic Record*, 81(255), p. 336-350.
- de Graaf-Zijl M., Nolan B. (2011), “Household joblessness and its impact on poverty and deprivation in Europe”, *Journal of European Social Policy*, 21(5), p. 413-431.
- Échevin D., Parent A. (2002), « Les indicateurs de polarisation et leur application à la France », *Économie et prévision*, n° 155, p. 13-30.
- Flamand J. (2020), « Quelle influence du diplôme sur la participation au marché du travail ? », France stratégie, *Note d’analyse*, n° 85, février.

- Forsé M., Chauvel L. (1995), « L'évolution de l'homogamie en France. Une méthode pour comparer les diagonalités de plusieurs tables », *Revue française de sociologie*, 36(1). Mobilité sociale. Histoire, outils d'analyse et connaissance de la société française. Études réunies et présentées par Mohamed Cherkaoui et Louis-André Vallet. p. 123-142.
- Goldsmith A., Veum J., Darity W. (1996), "The psychological impact of unemployment and joblessness", *The Journal of Socio-Economics*, 25, p. 333-358.
- Gradín C., Cantó O., del Río C. (2017), "Measuring employment deprivation in the EU using a household-level index", *Review of Economics of the Household*, 15, p. 639-667.
- Gregg P., Wadsworth J. (1996), "It Takes Two: Employment Polarisation in the OECD", CEPR Discussion paper, n°304.
- Gregg P., Wadsworth J. (2003), "Workless Households and the Recovery", in R. Dickens, P. Gregg, J. Wadsworth (eds), *The Labour Market Under New Labour*. Palgrave Macmillan, London.
- Gregg P., Wadsworth J. (2008), "Two sides to every story: measuring polarization and inequality in the distribution of work", *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 171, p. 857-875.
- Gregg P., Scutella R., Wadsworth J. (2010), "Reconciling Workless Measures at the Individual and Household Level: Theory and Evidence from the United States, Britain, Germany, Spain and Australia", *Journal of Population Economics*, 23, p. 139-167.
- Guichard-Claudic Y., Testenoire A., Trancart D. (2009), « Distances et proximités conjugales en situation d'homogamie et d'hétérogamie », in Pailhé A., Solaz A. (dir.), *Entre famille et travail. Des arrangements de couple aux pratiques des employeurs*, Paris, La Découverte, p. 187-207.
- Jauneau Y., Tavan C., Vidalenc J. (2020), « Un enfant sur huit n'a aucun parent en emploi, plus d'un sur trois dans les familles monoparentales », *France portrait social, Insee références – édition 2020*, p. 47-58.
- Marchand O., Minni C. (2019), « Les grandes transformations du marché du travail en France depuis le début des années 1960 », *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, p. 89-107.
- Mueller G., Plug E. (2006), "Estimating the Effect of Personality on Male and Female Earnings", *Industrial and Labor Relations Review*, 60(1), p. 3-22.
- Nolen P. (2013), "Unemployment and household values: Distribution sensitive measures of unemployment", *Labour Economics*, vol. 24(C), p. 354-362.
- OECD (2009), "Is work the best antidote to poverty?", Chapter 3, *Employment Outlook*, Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Piketty T. (2003), « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité », *Cepremap, Working Papers* (Couverture Orange).
- Ravel C. (2007), « La polarisation de l'emploi au sein des ménages de 1975 à 2002 », *Économie et statistique*, n° 402, p. 3-23.
- Stancanelli E. (2006), « Les couples sur le marché de l'emploi. Une analyse exploratoire des années récentes », *Revue de l'OFCE*, 99(4), p. 235-272.
- Scutella R., Wooden M. (2006), "Effects of Household Joblessness on Subjective Well-Being". Melbourne Institute Working Paper Series, n° 10.
- Tattarini G., Grotti R., Scherer S. (2018), "The buffering role of the family in the relationship between job loss and self-perceived health: Longitudinal results from Europe, 2004–2011", *Health & Place*, 52, p. 55-61.
- Toulemon L. (2012), « Évolution des situations familiales à travers les recensements français de 1962 à 2009 », *Population*, 67 (4), p. 657-682.
- Vanderschelden M. (2007), « Homogamie socioprofessionnelle et ressemblances en termes de niveau d'études : constat et évolution au fil des cohortes d'unions », *Économie et Statistique*, n° 398-399, p. 33-58.

## Annexe A. Ratio de dépendance des « inoccupés »

Afin de rendre compte des répercussions du risque de non-emploi sur l'insécurité économique des ménages selon leur taille, Berloff et Modena (2014) proposent un indice de « taux de dépendance des inoccupés » – *inactive-unemployed dependency rate* (IUDR) – qui correspond au nombre moyen de personnes inoccupées qui sont à la charge d'une personne sans emploi (en plus d'elle-même).

Par exemple, pour un ensemble de  $H_g$  ménages présentant une même caractéristique  $g$ , l'indicateur est :

$$IUDR_g = \frac{\sum_h n_i^h \cdot n_u^h}{\sum_h n_a^h} / \sum_h n_u^h$$

où  $n_a$ ,  $n_i$  et  $n_u$  désignent respectivement les nombres d'actifs potentiels, de personnes inactives (non susceptibles de travailler) et de personnes sans emploi.

Pour des ensembles de ménages différenciés par leur taille  $k$ , on a ainsi :

$$IUDR_k = \frac{\sum_h n_i^h \cdot n_u^h}{k \sum_h n_a^h}$$

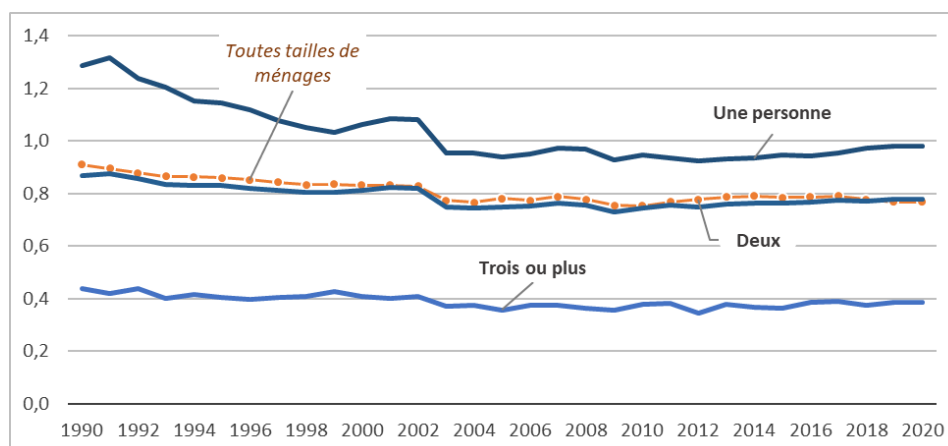
Ce taux de dépendance *agrégé* est égal au taux de non-emploi individuel pour les personnes qui vivent seules et n'ont personne à charge, mais il lui est supérieur pour les personnes seules en âge de travailler dans un ménage comptant au moins une autre personne qu'elle-même. Lorsque plus d'une personne est en âge de travailler au sein du ménage, le taux de dépendance correspond au rapport entre ce nombre de potentiels actifs et le nombre de personnes inoccupées.

Globalement, le taux de dépendance s'établit entre 0,9 et 0,7 sur les trois dernières décennies<sup>30</sup>, baissant régulièrement sur la période. Cela signifie qu'une personne sans emploi (et susceptible de travailler) a à sa charge moins d'une personne y compris elle-même. Ces taux sont relativement similaires pour les ménages de taille 2, ce qui traduit le fait que, dans ces ménages, une personne sans emploi (en âge de travailler ou non) partage le logement avec en moyenne moins d'une personne en emploi.

Le taux de dépendance est relativement élevé pour les personnes seules en âge de travailler, qui peuvent avoir à charge des enfants ou vivre avec une personne dépendante. Toutefois, il baisse nettement durant les années 1990, passant de près d'1,3 à 1 sur la décennie, pour ensuite se stabiliser et rester en deçà de 1 en 2019. Les ménages comptant au moins trois personnes susceptibles de travailler présentent le plus faible taux de dépendance, autour de 0,4, ce qui traduit une répartition sur un plus grand nombre de personnes de la prise en charge des inoccupés.

Graphique A. Ratio de dépendance des inoccupés selon la taille du ménage

En %



Lecture : en 2019, une personne sans emploi dans un ménage comptant deux personnes en âge de travailler a à charge 0,8 personne (dont lui-même).

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

<sup>30</sup> Berloff et Modena (2014) s'intéressent à la période 2005-2009. Pour la France, elles trouvent des valeurs comprises entre 0,709 (en 2009) et 0,738 (en 2007), très proches des nôtres et qui évoluent de façon similaire. Parmi les sept autres pays européens qu'elles étudient, la France se situe comme le Royaume-Uni et l'Espagne. L'Italie et la Belgique présentent les IUDR les plus élevés (supérieurs à 0,8), l'Allemagne et la Finlande les plus faibles (autour de 0,5), les Pays-Bas convergeant vers ces dernières sur la période.

## Annexe B. Compléments analytiques

La polarisation de l'emploi des ménages désigne l'inégale répartition de l'emploi – et du non-emploi – entre les ménages. La mesure proposée par Gregg et Wadsworth, reprise dans la présente étude, consiste à considérer la part des ménages sans emploi, où aucun des membres en âge de travailler n'occupe d'emploi, et à comparer la part observée, effective, avec la part théorique, contrefactuelle, qui résulterait d'une égale répartition du non-emploi entre tous les individus en âge de travailler présentant le même jeu de caractéristiques, l'indicateur de référence, dit « non conditionné », n'en retenant aucune (B.1). La décomposition de cet indicateur permet de dissocier les facteurs démographiques et économiques qui interviennent dans son évolution (B.2).

### B.1. Mesurer les disparités d'emploi au niveau des ménages

Si on note  $\tau$ , le taux de non-emploi individuel, la probabilité pour une personne  $i$  en âge de travailler d'être sans emploi est donc :

$$P(\tau_i) = \tau \quad \forall i$$

Dans un ménage comptant  $k$  personnes en âge de travailler, la probabilité que le ménage soit « sans emploi » est alors  $\hat{\eta} = \tau^k$ .

Pour un ménage de taille  $k = 1$  (un actif potentiel), on retrouve  $\hat{\eta} = \tau$ , pour  $k = 2$  (deux actifs potentiels),  $\hat{\eta} = \tau^2$

En notant  $\mu_k$  la part des ménages de taille  $k$ , telle que  $\sum_1^K \mu_k = 1$

$$\hat{\eta} = \mu_1 \cdot \tau + \mu_2 \cdot \tau^2 + \dots = \sum_1^K \mu_k \cdot \tau^k$$

Note : on peut montrer, dans un cas simplifié, que la part des ménages mixtes au regard de l'emploi est corrélée positivement au taux de non-emploi individuel (encadré A).

#### Encadré A. Évolution de la part des ménages mixtes en fonction du taux de non-emploi : démonstration dans le cas simplifié à deux tailles de ménages

Dans le cas où les individus se répartissent aléatoirement entre des ménages de taille 1 et de taille 2 uniquement ( $\mu_1 + \mu_2 = 1$ ), les taux de non-emploi théoriques des ménages de taille 1 et de taille 2 sont respectivement :

$$\hat{\eta}_1 = \tau \quad \text{et} \quad \hat{\eta}_2 = \tau^2$$

Les taux d'emploi théoriques des ménages sont donc :

$$\hat{\omega}_1 = 1 - \tau \quad \text{et} \quad \hat{\omega}_2 = (1 - \tau)^2$$

Par nature, l'ensemble des ménages de taille 1 ne comprend que des ménages tout en emploi ou sans emploi. Aussi :

$$\mu_1 = \hat{\eta}_1 + \hat{\omega}_1$$

En revanche, certains ménages de taille 2 sont mixtes ; en notant  $\hat{\omega}_2$ , la part des ménages de taille 2 mixtes au regard de l'emploi :

$$\mu_2 = \hat{\eta}_2 + \hat{\omega}_2 + \hat{\omega}_2$$

Il vient :

$$\hat{\omega}_2 = \mu_2 - \tau^2 - (1 - \tau)^2 = \mu_1 - 2\tau^2 + 2\tau$$

D'où :

$$\frac{\partial \hat{\omega}_2}{\partial \tau} = -4\tau + 2$$

En conséquence :

$$\frac{\partial \hat{\omega}_2}{\partial \tau} > 0 \quad \forall \tau < \frac{1}{2}$$

Dès lors que le taux de non-emploi est inférieur à 50 % – ce qui est toujours le cas sur la période étudiée –, la part des ménages mixtes croît lorsque le taux de non-emploi croît et réciproquement, décroît lorsqu'il décroît.



Formellement, l'indice de polarisation  $\Phi$  s'écrit :

$$\Phi = \eta - \hat{\eta}$$

Où  $\eta$  : la part des ménages sans emploi, où aucun membre en âge de travailler n'occupe d'emploi,  
 $\hat{\eta}$  : la part des ménages sans emploi estimée, contrefactuelle.

La proportion de ménages sans emploi contrefactuelle dépend de l'information disponible sur les individus. L'indice de polarisation peut être qualifié de « non conditionné » lorsqu'aucune information ne différencie les individus. Le taux de non-emploi individuel est alors supposé identique pour tous.

L'indice de polarisation non conditionné s'exprime alors :

$$\Phi = \eta - \sum_1^K \mu_k \cdot \tau^k$$

Un indice de polarisation non conditionné positif signifie que le taux de non-emploi des ménages est supérieur au taux contrefactuel calculé sur la base d'une répartition aléatoire entre individus du non-emploi ; il traduit une concentration des emplois sur certains types d'individus et donc potentiellement des ménages.

Cet indice calculé en parfaite incertitude sur les caractéristiques des individus est un majorant de la polarisation. Si certaines des caractéristiques des individus sont connues, la probabilité individuelle de non-emploi peut être rapprochée du risque statistique effectif de non-emploi, réduisant de fait l'écart entre la part observée et la part théorique de ménages sans emploi. Une démonstration simple dans le cas de couples et d'un taux différencié selon le sexe est donnée dans l'encadré B.

Note : afin de rendre l'indice invariant à l'échelle et faciliter les comparaisons intertemporelles (entre autres), un indice normalisé est parfois employé ; il prend l'expression suivante :

$$\tilde{\Phi} = \frac{\eta - \hat{\eta}}{\tau}$$

**Encadré B. Taux de non-emploi des couples : relation entre le taux non conditionné et le taux conditionné au sexe des conjoints**

Si la probabilité de non-emploi diffère selon le sexe avec, pour les femmes, un taux moyen de non-emploi  $\tau_F$  et pour les hommes  $\tau_H$ , alors la probabilité de non-emploi d'un ménage composé de deux personnes en âge de travailler dont l'un est une femme, l'autre un homme, est  $\tau_F \times \tau_H$ .

Si le taux de non-emploi des femmes s'écarte du taux de non-emploi moyen  $\tau$  de  $\alpha$  points de pourcentage, alors :

$$\tau^F = \tau + \alpha$$

$$\tau^H = [\tau - (1 - \mu_H)(\tau + \alpha)] \cdot \frac{1}{\mu_H} \quad \text{où } \mu_H : \text{part des hommes dans la population}$$

Si  $\mu_H = \frac{1}{2}$ , il vient  $\tau^H = \tau - \alpha$

La différence entre le taux de non-emploi des couples non conditionné et le taux de non-emploi des couples conditionné au sexe des conjoints s'exprime alors :

$$\begin{aligned} \hat{\eta} - \hat{\eta}_{FH} &= \tau^2 - \tau_F \tau_H \\ &= \tau^2 - (\tau + \alpha)(\tau - \alpha) \\ &= \tau^2 - (\tau^2 - \alpha^2) \\ &= \alpha^2 \end{aligned}$$

En conséquence :  $\hat{\eta} - \hat{\eta}_{FH} > 0 \quad \forall \alpha$

Autrement dit, le taux de non-emploi non conditionné est toujours supérieur au taux conditionné.

Lorsque l'indice de polarisation est conditionné à la taille des ménages, la probabilité de non-emploi de chaque individu est calculée sachant la taille du ménage auquel il appartient. On a :

$$P(\tau_i | k) = \tau_k \quad \forall i, \forall k$$

Si aucune autre caractéristique des individus n'est connue à l'exception du nombre de personnes en âge de travailler, la probabilité de non-emploi d'un ménage de taille  $k$  est alors  $(\tau_k)^k$ .

L'indice de polarisation conditionné à la taille des ménages s'exprime alors :

$$\Phi = \eta - \sum_1^K \mu_k \cdot \tau_k^k$$

En valeur absolue, il est inférieur à l'indice non conditionné.

Les contributions à la polarisation de chaque type de ménages apparaissent en reformulant l'indice de la façon suivante :

$$\Phi = \sum_1^K \mu_k \cdot (\eta - \tau_k^k) = \sum_1^K \mu_k \cdot \Phi_k \quad (1)$$

## B.2. Analyser l'évolution du non-emploi des ménages

La variation de la part des ménages sans emploi peut elle-même être décomposée de façon à distinguer les facteurs démographiques des facteurs économiques (Gregg et Wadsworth, 2008).

Dans le cas non conditionné à la taille, où  $\hat{\eta} = \sum_1^K \mu_k \tau^k$ , selon la décomposition de Shapley, il vient :

$$\begin{aligned} \Delta\eta &= \Delta\hat{\eta} + \Delta(\eta - \hat{\eta}) \\ &= \sum_1^K \Delta\{\mu_k \tau^k\} + \sum_1^K \Delta\{\mu_k (\eta_k - \tau^k)\} \\ &= \sum_1^K \bar{\mu}_k \Delta\tau^k + \sum_1^K \Delta\mu_k \bar{\tau}^k + \sum_1^K \Delta\mu_k (\eta_k - \tau^k) + \sum_1^K \bar{\mu}_k \Delta(\eta_k - \tau^k) \end{aligned}$$

Entre les dates  $t$  et  $t+1$ , il vient :

$$\Delta\eta = \frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\tau^k \cdot [\mu_{k,t} + \mu_{k,t+1}] + \quad (i)$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot [\tau_t^k + \tau_{t+1}^k] + \quad (ii)$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot [(\eta_k - \tau^k)_t + (\eta_k - \tau^k)_{t+1}] + \quad (iii)$$

$$\frac{1}{2} \sum_1^K \Delta(\eta_k - \tau^k) \cdot [\mu_{k,t} + \mu_{k,t+1}] \quad (iv)$$

Les variations du non-emploi des ménages peuvent ainsi être décomposées en quatre facteurs :

- (i) les variations du **non-emploi individuel** ;
- (ii) les variations dans la **structure par taille des ménages** ;
- (iii) les variations de la **polarisation inter-ménages** ;
- (iv) les variations de la **polarisation intra ménages**.

Par exemple, si  $\Delta\tau^k = 0$ ,  $\tau_t^k = \tau^k \quad \forall t$ , il vient :

$$\Delta\eta = \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot \tau^k + \sum_1^K \Delta\mu_k \cdot (\eta_k - \tau^k) + \frac{1}{2} \sum_1^K \Delta(\eta_k - \tau^k) \cdot [\mu_{k,t} + \mu_{k,t+1}]$$

Dans le cas conditionné à la taille, où  $\hat{\eta}|_k = \sum_1^K \mu_k \tau_k^k$ ,  $\tau_k$  se substitue à  $\tau$  dans les expressions ci-dessus.

Les tableaux A et B ci-après détaillent, pour les périodes 1990-2001, 2001-2009 et 2009-2019, le calcul de la décomposition de la variation du taux de non-emploi (NE) des ménages dans les cas non conditionné et conditionné à la taille des ménages. Les données observées figurent dans les cellules grisées. Pour des raisons de place, seules sont renseignées les données de calcul pour les ménages de tailles 1, 2 et 3, lesquelles permettent de retrouver les valeurs figurant dans le sous-tableau en bas à droite.

**Tableau A. Décomposition de la variation du taux de non-emploi des ménages dans le cas d'un taux individuel non conditionné**

Années	Taux de non-emploi des ménages					Taux de non-emploi individuel non conditionné (NC)				Poids des ménages				Taux NE ménage observé – taux NE ménage théorique				Décomposition de la variation du taux de non-emploi des ménages									
	Global	Par taille de ménages				T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	(i)	(ii)	(iii) Pol. inter.	(iv) Pol. intra	delta Taux =(i)+(ii) +(iii)+(iv)	delta Pol =(iii)+(iv)
		T1	T2	T3	T...																						
1990	0,096	0,224	0,038	0,034	...	0,230	0,230	0,230	...	0,315	0,595	0,066	...	-0,006	-0,015	0,022	...										
2001	0,111	0,226	0,042	0,027		0,201	0,201	0,201		0,381	0,544	0,059		0,025	0,001	0,019											
2009	0,116	0,221	0,044	0,034		0,194	0,194	0,194		0,411	0,519	0,056		0,027	0,007	0,027											
2019	0,136	0,236	0,051	0,040		0,198	0,198	0,198		0,462	0,479	0,048		0,038	0,012	0,032											
Périodes	Delta					Taux de non-emploi théorique des ménages NC Delta t+1-t				Delta t+1-t				Delta t+1-t													
1990-2001	0,015					-0,029 -0,012 -0,004 ...				0,066 -0,052 -0,007 ...				0,031 0,017 -0,003 ...				-0,017 0,012 0,001 0,020 0,015 0,021									
2001-2009	0,005					-0,007 -0,003 0,000				0,030 -0,025 -0,004				0,002 0,005 0,007				-0,005 0,005 0,001 0,004 0,005 0,005									
2009-2019	0,019					0,004 0,001 -0,001				0,051 -0,040 -0,008				0,011 0,005 0,005				0,002 0,008 0,001 0,007 0,019 0,008									
Périodes						Somme t,t+1				Somme t,t+1				Somme t,t+1				Ménages de taille 1 à 3 2(i) 2(ii) 2(iii) 2(iv)									
1990-2001						0,431 0,431 0,431 ...				0,696 1,139 0,126 ...				0,019 -0,014 0,041 ...				-0,035 0,000 0,001 0,040									
2001-2009						0,395 0,395 0,395				0,792 1,063 0,115				0,052 0,008 0,046				-0,009 0,000 0,001 0,008									
2009-2019						0,391 0,391 0,391				0,873 0,999 0,103				0,066 0,019 0,058				0,005 0,000 0,002 0,015									

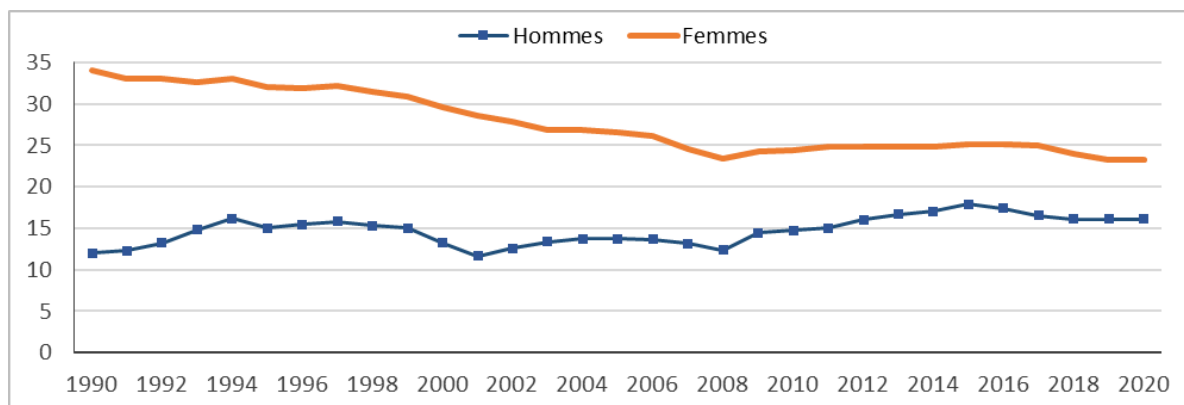
**Tableau B. Décomposition de la variation du taux de non-emploi des ménages dans le cas d'un taux individuel conditionné à la taille du ménage**

Années	Taux de non-emploi des ménages					Taux de non-emploi individuel conditionné à la taille (CT)				Poids des ménages				Taux NE ménage observé – taux NE ménage théorique				Décomposition de la variation du taux de non-emploi des ménages									
	Global	Par taille de ménages				T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	T1	T2	T3	T...	(i)	(ii)	(iii) Pol. inter.	(iv) Pol. intra	delta Taux =(i)+(ii) +(iii)+(iv)	delta Pol =(iii)+(iv)
		T1	T2	T3	T...																						
1990	0,096	0,224	0,038	0,034	...	0,224	0,212	0,285	...	0,315	0,595	0,066	...	0,000	-0,007	0,011	...										
2001	0,111	0,226	0,042	0,027		0,226	0,184	0,217		0,381	0,544	0,059		0,000	0,008	0,017											
2009	0,116	0,221	0,044	0,034		0,221	0,169	0,234		0,411	0,519	0,056		0,000	0,016	0,021											
2019	0,136	0,236	0,051	0,040		0,236	0,169	0,241		0,462	0,479	0,048		0,000	0,022	0,026											
Périodes	Delta					Taux de non-emploi théorique des ménages CT Delta t+1-t				Delta t+1-t				Delta t+1-t													
1990-2001	0,015					0,002 -0,011 -0,013 ...				0,066 -0,052 -0,007 ...				0,000 0,015 0,006 ...				-0,006 0,013 0,000 0,009 0,015 0,009									
2001-2009	0,005					-0,005 -0,005 0,000				0,030 -0,025 -0,004				0,000 0,008 0,004				-0,005 0,006 0,000 0,004 0,005 0,004									
2009-2019	0,019					0,015 0,000 0,003				0,051 -0,040 -0,008				0,000 0,007 0,005				0,006 0,010 -0,001 0,003 0,019 0,002									
Périodes						Somme t,t+1				Somme t,t+1				Somme t,t+1				Ménages de taille 1 à 3 2(i) 2(ii) 2(iii) 2(iv)									
1990-2001						0,450 0,079 0,033 ...				0,696 1,139 0,126 ...				0,000 0,000 0,028 ...				-0,012 0,025 0,000 0,018									
2001-2009						0,447 0,068 0,020				0,792 1,063 0,115				0,000 0,024 0,038				-0,010 0,012 -0,001 0,009									
2009-2019						0,457 0,063 0,023				0,873 0,999 0,103				0,000 0,038 0,047				0,013 0,021 -0,002 0,007									

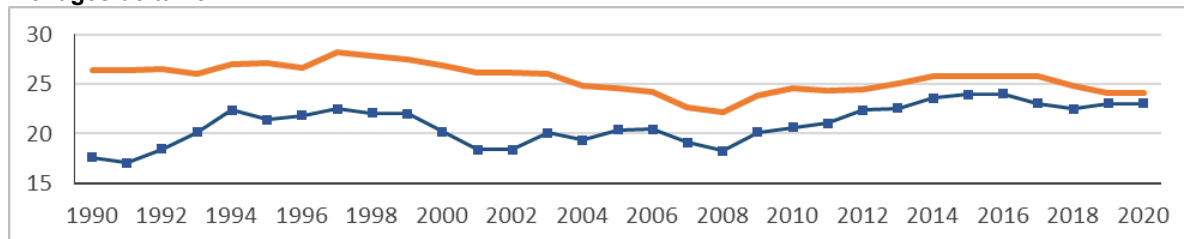
## Annexe C. Compléments statistiques

Graphique A. Taux de non-emploi individuel par taille de ménage, selon le sexe (en %)	44
Graphique B. Répartition des femmes et des hommes selon leur niveau de diplôme et la taille de leur ménage, de 1990 à 2019	45
Graphique C. Rôle de la différenciation sexuée du non-emploi individuel sur la polarisation de l'emploi des ménages	46
Graphique D. Rôle de l'évolution du lien entre diplôme et non-emploi individuel sur la polarisation de l'emploi des ménages	47
Graphique E. Évolution du taux de non-emploi contrefactuel par sous-périodes	48

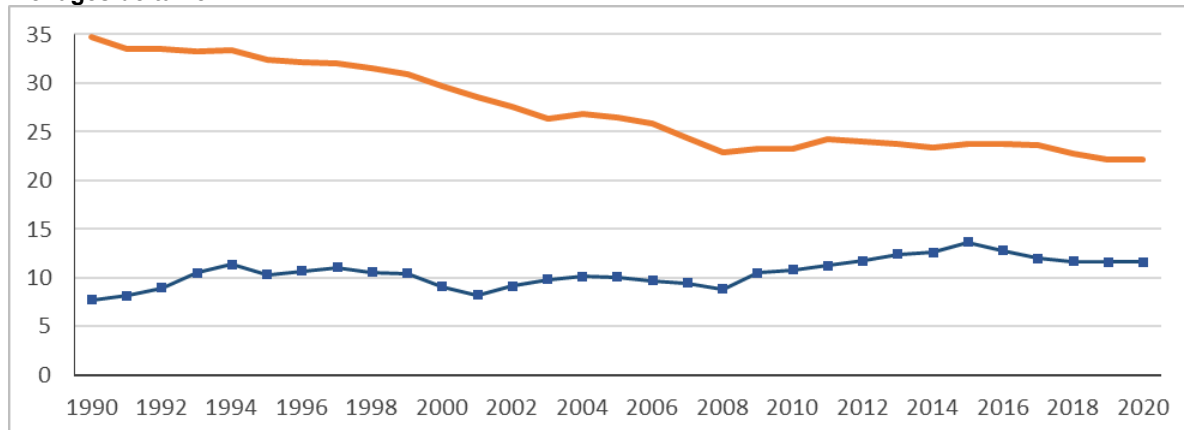
**Graphique A. Taux de non-emploi individuel par taille de ménage, selon le sexe (en %)**



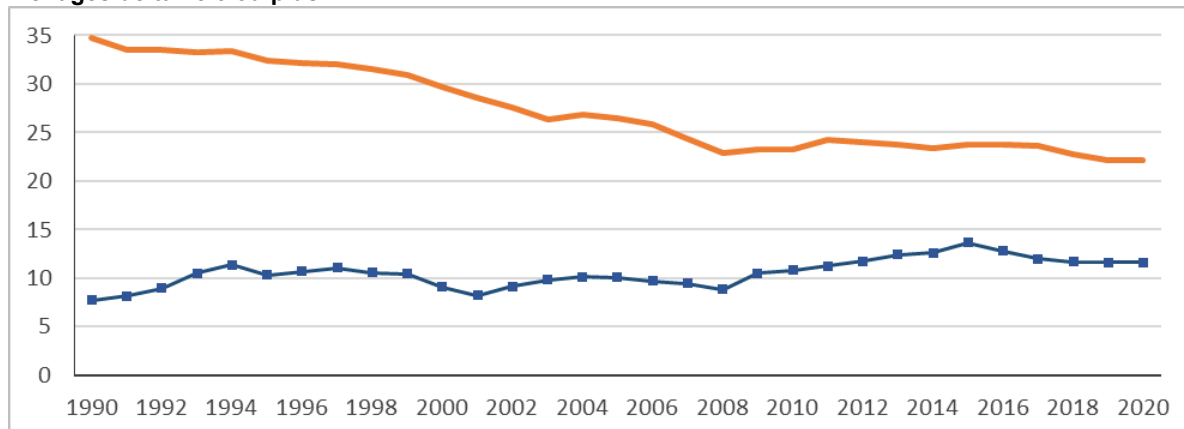
**Ménages de taille 1**



**Ménages de taille 2**



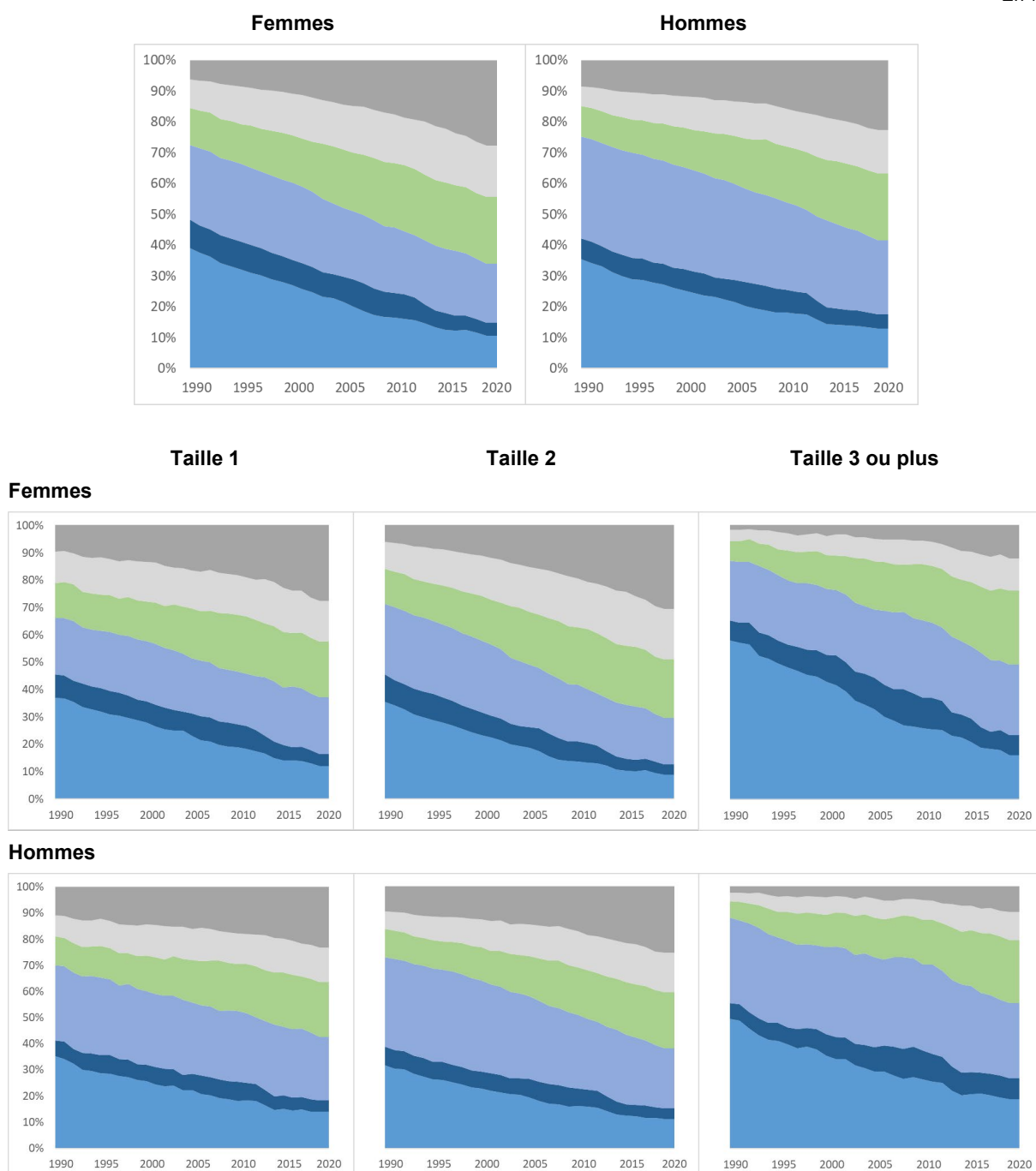
**Ménages de taille 3 ou plus**



Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.  
 Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique B. Répartition des femmes et des hommes selon leur niveau de diplôme et la taille de leur ménage, de 1990 à 2019**

En %



De bas en haut :

■ Aucun ■ Brevet ■ CAP/BEP ■ Bac ou brevet pro ■ Bac +2 ■ Bac +3 ou plus

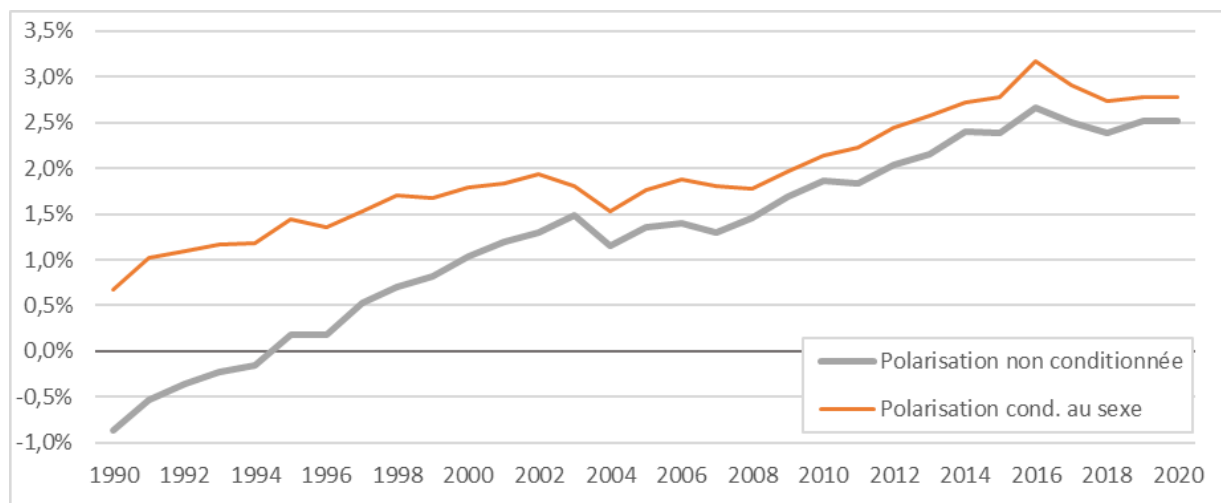
Lecture : en 2019, 28 % des femmes étaient diplômées d'au moins un bac +3, seulement 12 % des femmes dans des ménages de taille 2 ou plus (dans lesquels elles vivent avec au moins deux personnes en âge de travailler).

Champ : personnes âgées de 15 à 54 ans, hors étudiants et retraités ; France métropolitaine.

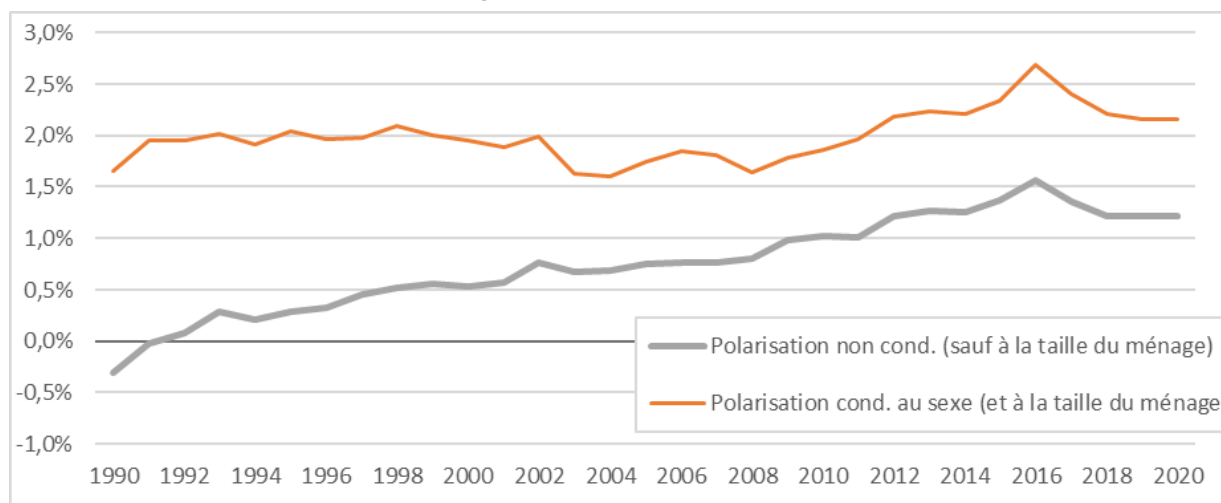
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique C. Rôle de la différenciation sexuée du non-emploi individuel sur la polarisation de l'emploi des ménages**

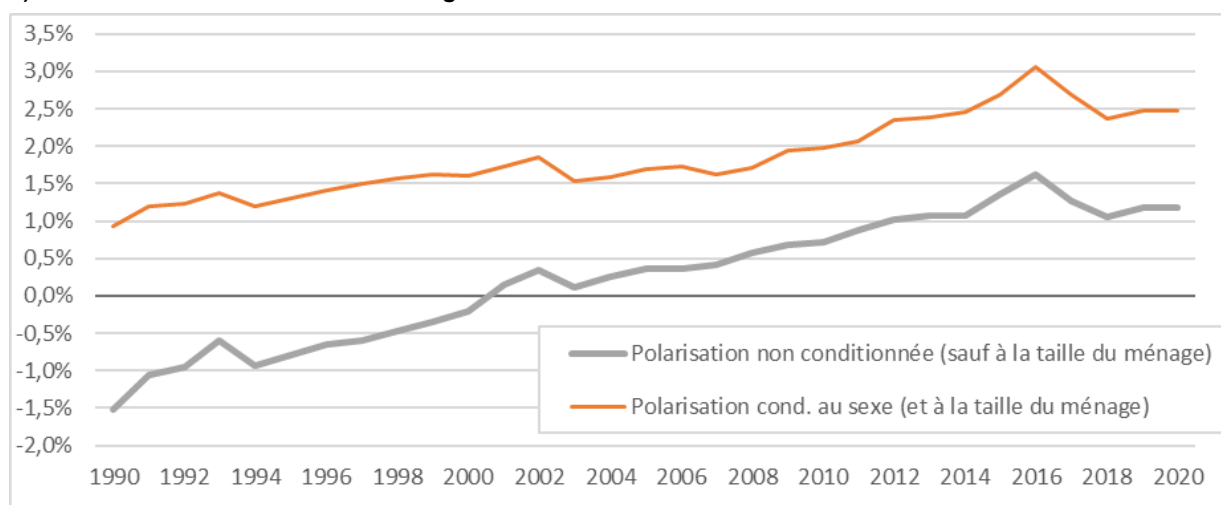
**a) Indice non conditionné à la taille des ménages**



**b) Indice conditionné à la taille des ménages**



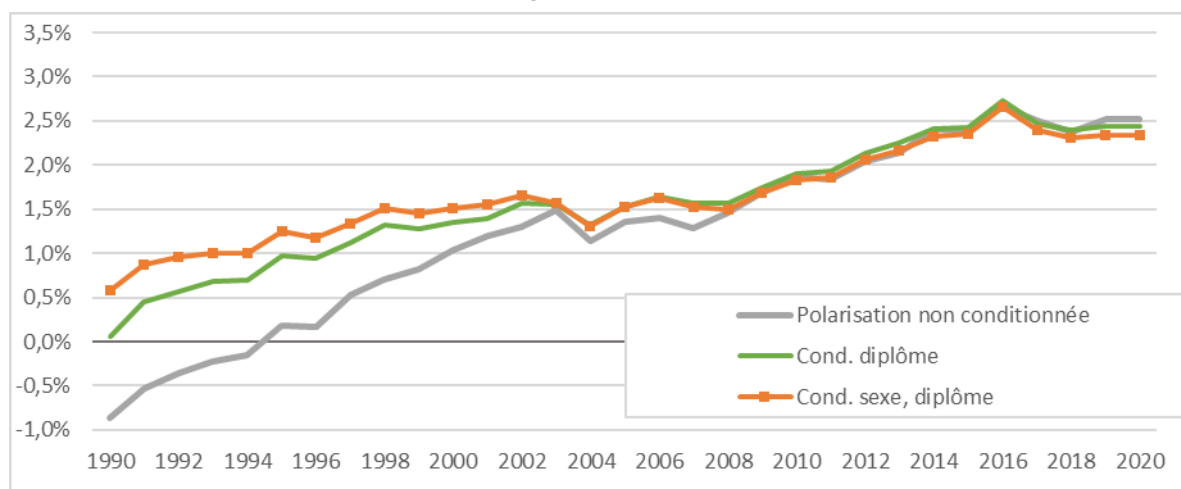
**c) Indice conditionné à la taille - ménages de taille 2**



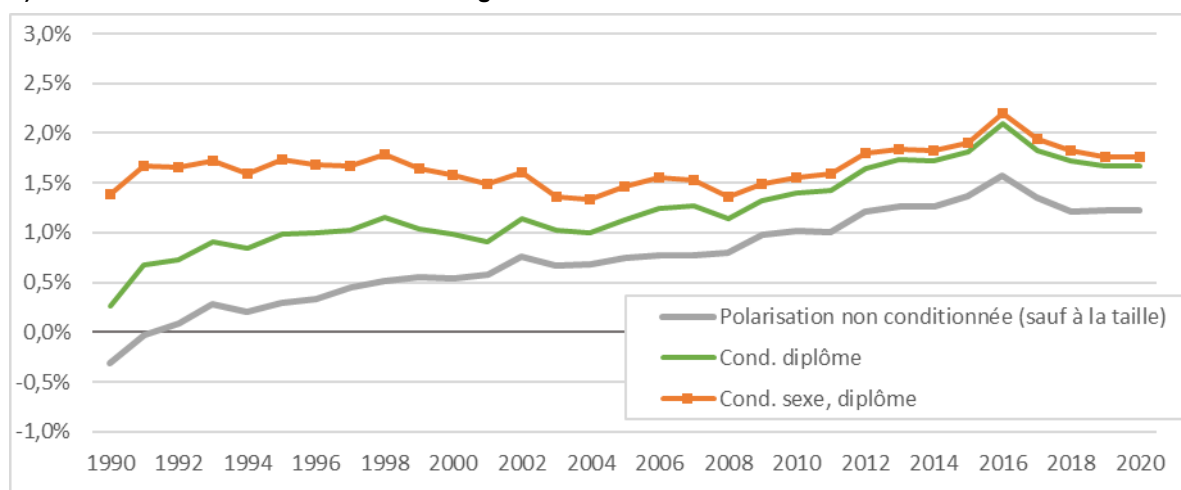
Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique D. Rôle de l'évolution du lien entre diplôme et non-emploi individuel sur la polarisation de l'emploi des ménages**

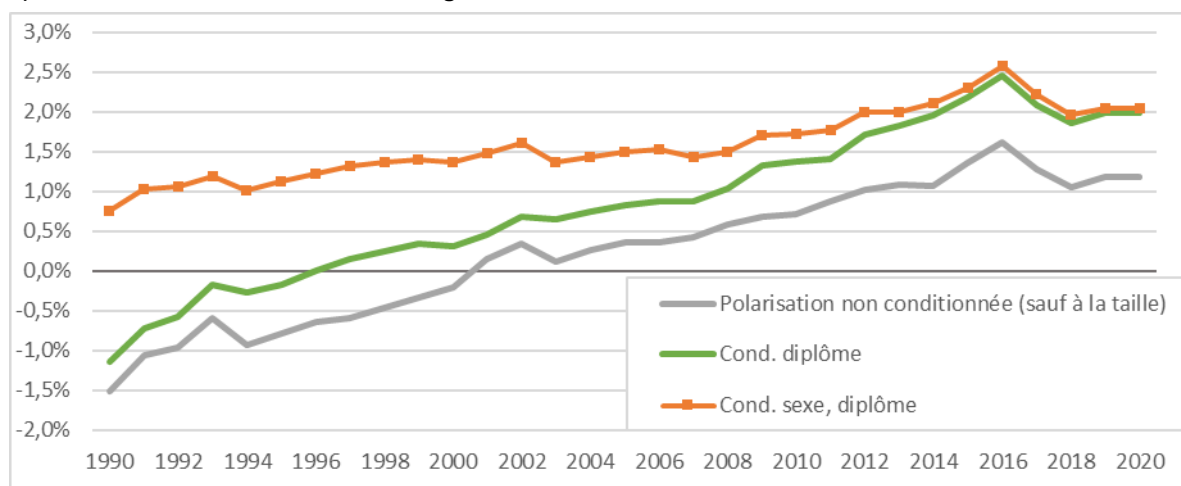
**a) Indice non conditionné à la taille des ménages**



**b) Indice conditionné à la taille des ménages**



**c) Indice conditionné à la taille - ménages de taille 2**

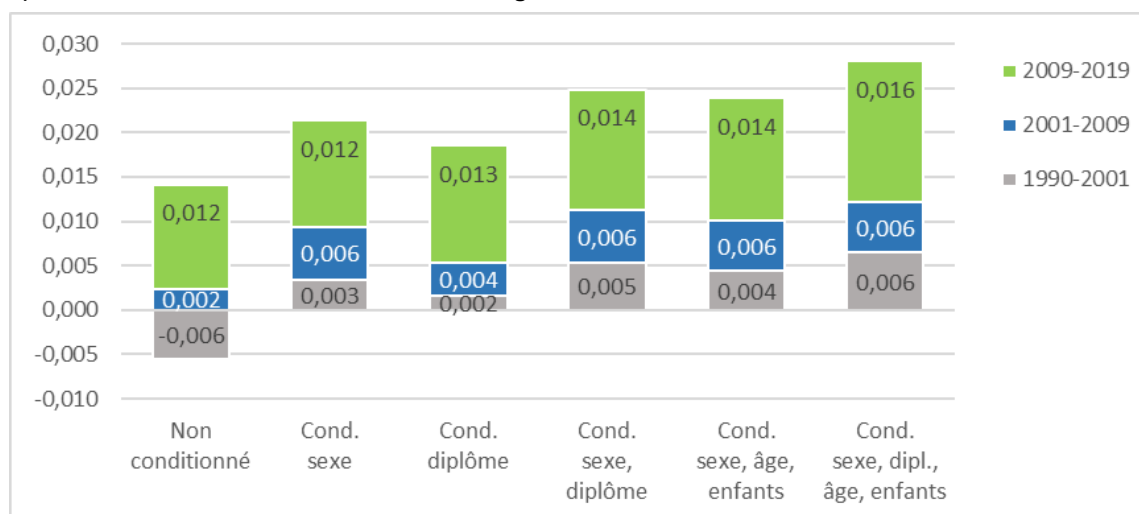


Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

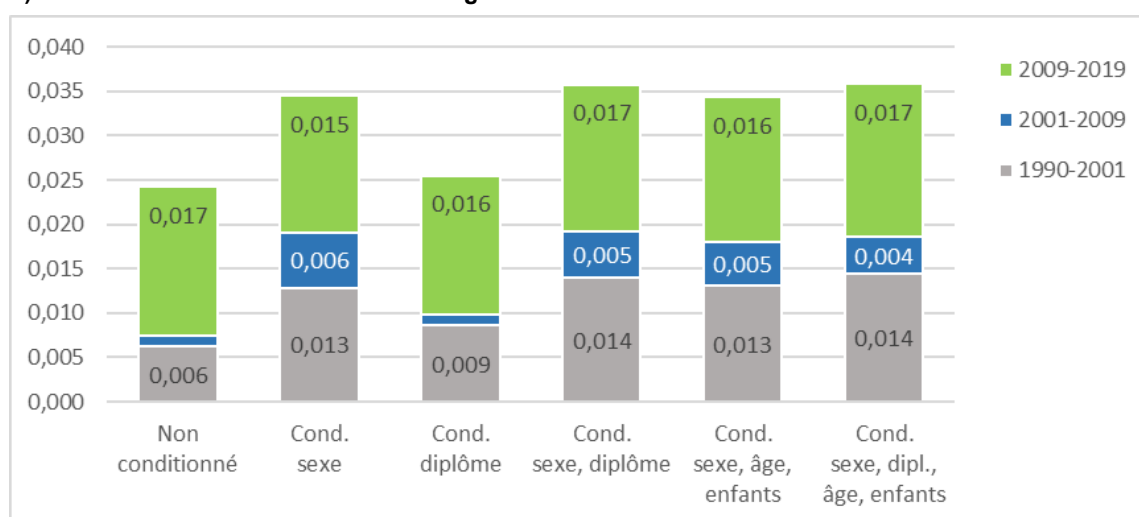


## Graphique E. Évolution du taux de non-emploi contrefactuel par sous-période

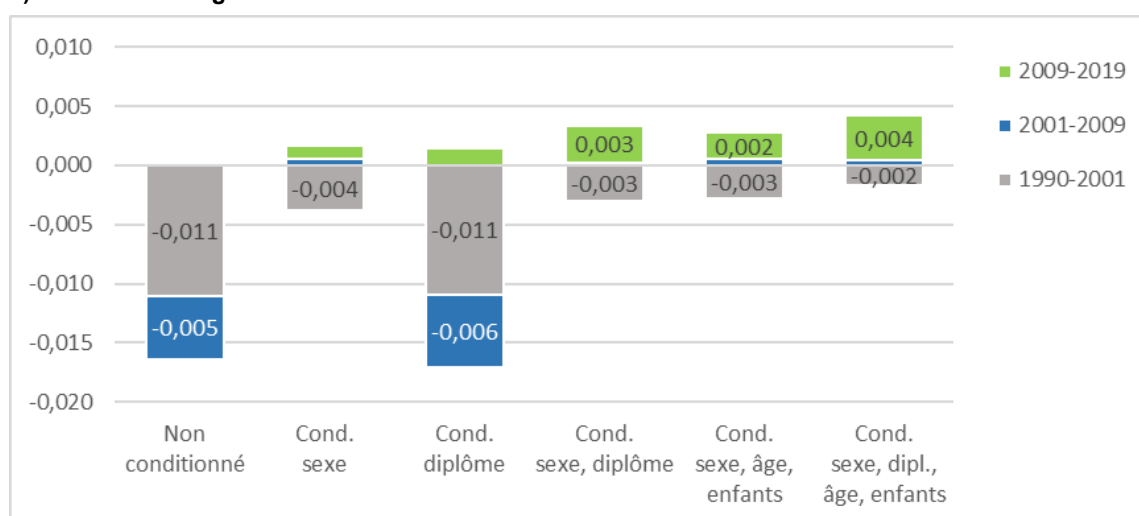
### a) Taux non conditionné à la taille des ménages



### b) Taux conditionné à la taille des ménages\*



### c) Taux des ménages de taille 2\*

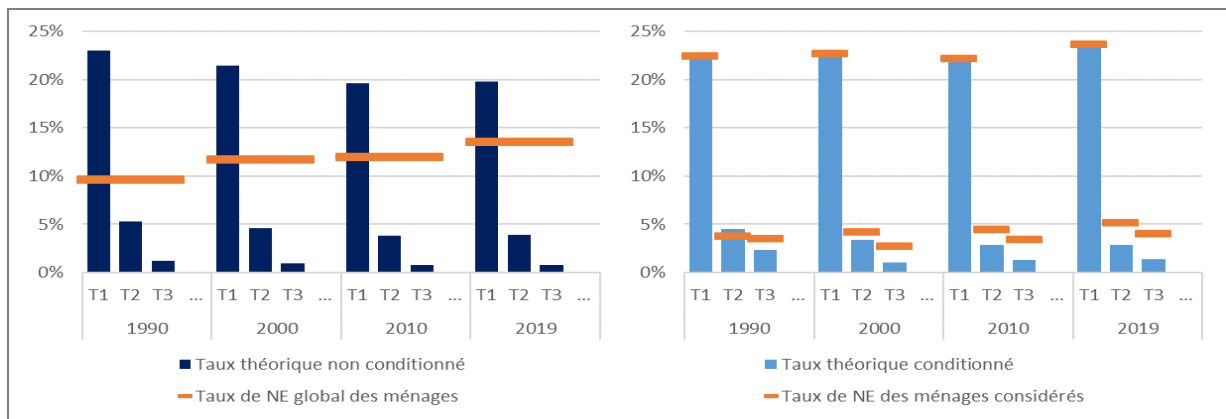


\* Le « taux non conditionné » n'est conditionné à aucune des caractéristiques examinées, mais l'est à la taille du ménage. Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine. Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

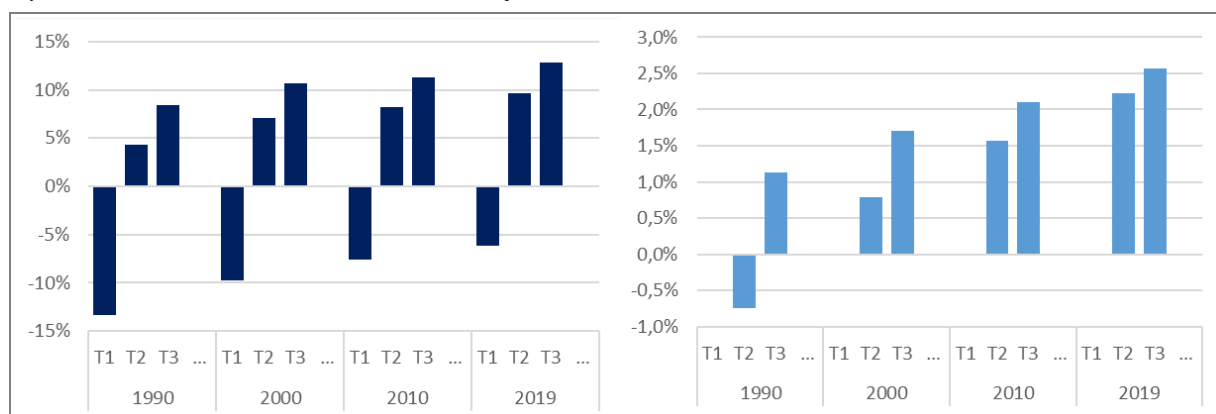
## Annexe D. Aides à l'interprétation de la décomposition de la variation de la polarisation et du taux de non-emploi des ménages

Graphique A. Taux de non-emploi des ménages et contribution à la polarisation, par taille de ménages  
Cas non conditionné  
Cas conditionné à la taille

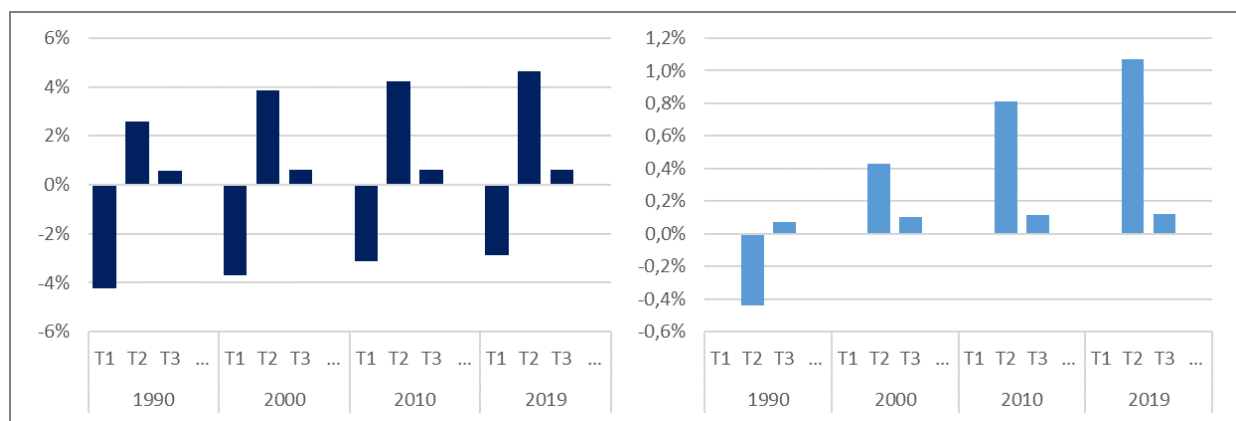
### a) Taux théoriques



### b) Écarts entre taux observé et taux théoriques



### c) Contributions à l'indice de polarisation (i.e. écarts pondérés)

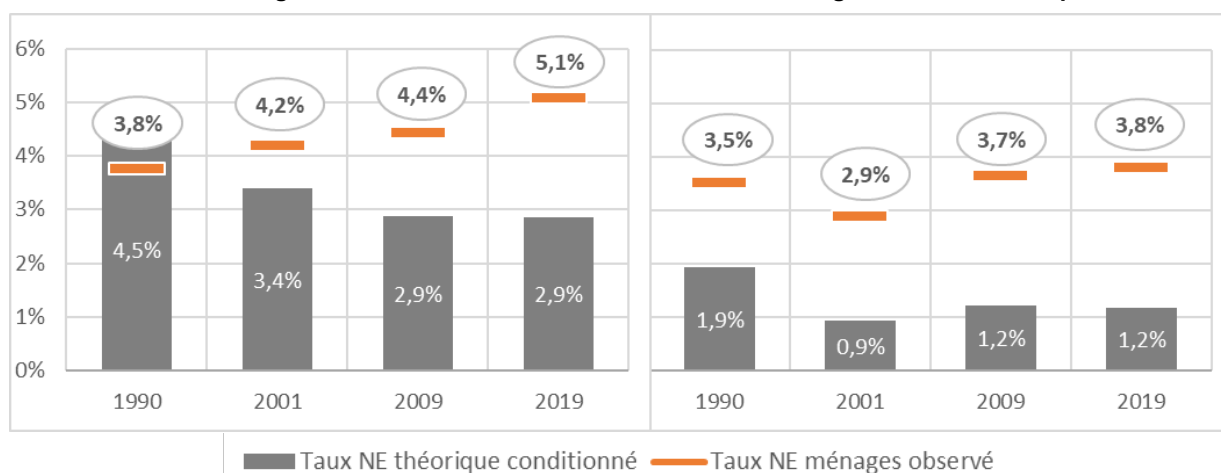


Note : par souci de lisibilité, les taux pour les ménages comptant plus de trois personnes susceptibles de travailler ne sont pas présentés. Avec les notations précédentes, le taux théorique conditionné correspond à  $\tau_k^k$ , le taux non conditionné à  $\tau^k$ , le taux de non-emploi global des ménages à  $\eta$ , le taux de non-emploi des ménages différencié selon leur taille à  $\eta_k$ .

Lecture : en 1990, le taux de non-emploi des ménages est de 9,6 %, alors que le taux de non-emploi théorique des ménages de taille 1 s'élève à 23,0 % lorsqu'il est calculé à partir du taux de non-emploi individuel moyen tous ménages confondus (cas non conditionné à la taille) et à 22,4 % lorsqu'il est calculé sur les seuls individus des ménages de taille 1 (cas conditionné). La contribution à la polarisation non conditionnée, qui se calcule comme l'écart entre le taux de non-emploi global des ménages et le taux théorique, pondéré par la part des ménages de taille 1 dans l'ensemble des ménages (31 % en 1990) est alors de -4,2 %. Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.

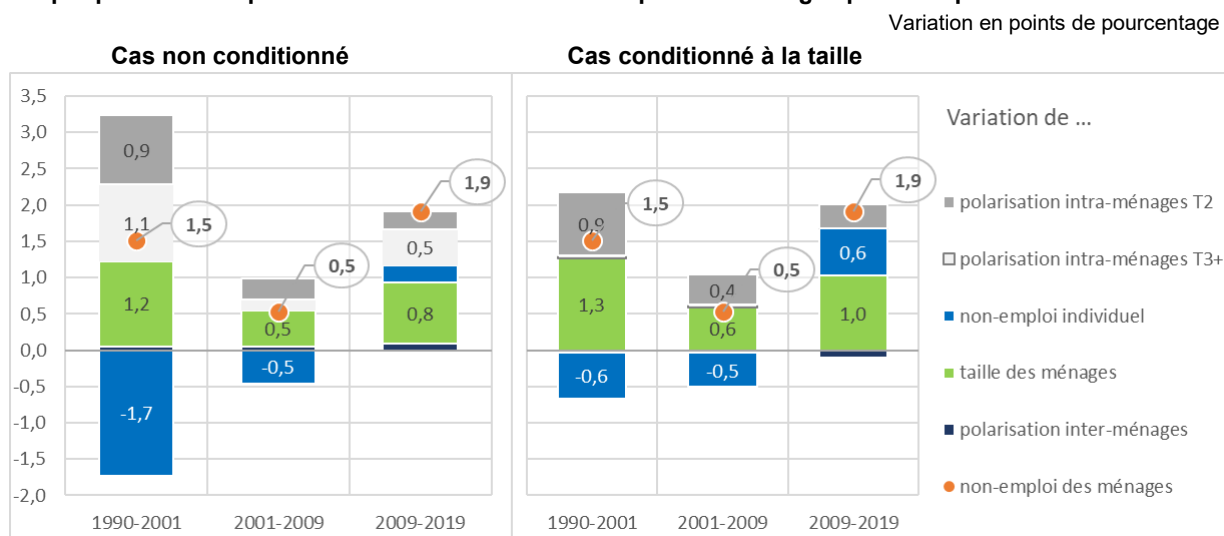
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique B. Taux de non-emploi théorique conditionné et observé des ménages de taille 2 ou supérieure**



\* Taux théorique approximé en considérant le nombre moyen d'actifs potentiels dans cette catégorie de ménages (la puissance s'appliquant au taux de non-emploi des individus de ces ménages est ainsi de 3,5 en 1990, 2,9 en 2001, etc. et non 3 pour les ménages de taille 3 quelle que soit l'année, 4 pour les ménages de taille 4, etc.).  
Lecture : en 2019, dans 5,1 % des ménages de deux actifs, ces derniers sont sans emploi. En considérant le taux de non-emploi individuel des ménages de cette taille, cette part devrait n'être que de 2,9 %.  
Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

**Graphique C. Décomposition de la variation du non-emploi des ménages par sous-période**



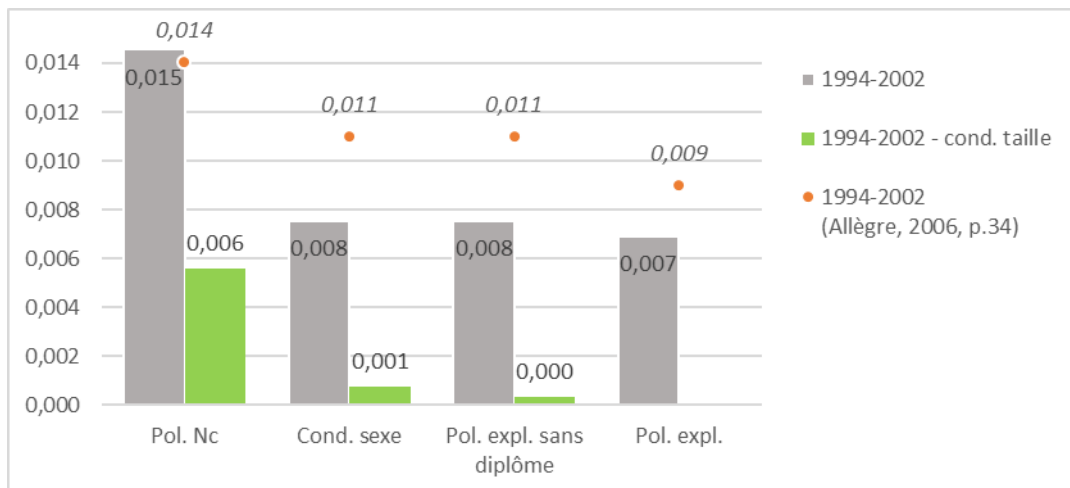
Lecture : entre 2009 et 2019, le taux de non-emploi des ménages augmente de 1,9 point de pourcentage, dont 0,3 point du fait de l'augmentation de la polarisation conditionnée au sein des ménages de taille 2.  
Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler ; France métropolitaine.  
Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.

## Annexe E. Évolution des indices de polarisation et contrefactuels par période, et comparaison avec les résultats de Allègre (2006) sur la période 1994-2002

Les travaux publiés par Guillaume Allègre en 2006 sur la polarisation de l'emploi des ménages sur la période 1982-2002 portent sur le champ restreint aux ménages de taille 1 et de couples de ménages de taille 2, soit des personnes isolées ou en couple et susceptibles de travailler. La prédominance de ces ménages dans l'ensemble des ménages ici considérés (plus de 90 % sur l'ensemble de la période) autorise néanmoins la comparaison sur la période commune aux deux études, soit 1994-2002.

La variation de l'indice de polarisation non conditionnée, y compris à la taille du ménage, entre 1994 et 2002 (calculée comme la différence entre l'indice en 2002 et l'indice en 1994) est de l'ordre de 0,015 point de pourcentage dans les deux évaluations (graphique A). La variation de l'indice conditionné au sexe est nettement inférieure : 0,008 point dans la présente étude, contre 0,011 pour G. Allègre. L'indice calculé en tenant compte des caractéristiques individuelles telles que le diplôme, l'âge, le nombre d'enfants (selon leur âge), et pour G. Allègre, la tranche d'unité urbaine, évolue à un rythme sensiblement identique (évolution de 0,007 et 0,009 point).

**Graphique A. Évolution de l'indice de polarisation non conditionnée et de ses contrefactuels**



Pol. Nc : polarisation non conditionnée ; Pol. expl. : polarisation conditionnée à toutes les caractéristiques individuelles considérées pour la partie explicative, soit le sexe, le diplôme, l'âge, le nombre d'enfants et, pour Allègre, la tranche d'unité urbaine ; les modalités sont légèrement différentes pour les variables en commun aux deux études.

Champ : ménages dont au moins un des membres est susceptible de travailler (i.e. ménages de taille 1 ou plus).

Pour Allègre (2006), champ restreint aux ménages de taille 1 et couples de ménages de taille 2.

Source : Insee, enquêtes Emploi ; calculs Dares.