

Thema

UMR 8184

Théorie Économique, Modélisation et Applications

Thema Working Paper n° 2010-09
Université de Cergy Pontoise, France

La couverture du risque chômage au regard
de la situation familiale

Charlot Olivier
Decreuse Bruno

October, 2010



La couverture du risque chômage au regard de la situation familiale

Olivier CHARLOT*et Bruno DECREUSE†

Version Révisée, octobre 2010

Résumé: Ce travail propose une synthèse des travaux consacrés au risque chômage et à la situation familiale. Nous examinons d'abord les liens croisés entre la situation familiale et le risque chômage. Le couple comme le nombre d'enfants affectent la durée du chômage. En retour, le chômage affecte la formation et la dissolution des couples, comme la décision d'avoir des enfants et l'agenda des naissances. Nous nous intéressons ensuite au rôle du conjoint comme assureur contre les fluctuations du revenu familial. Nous insistons sur le caractère limité de cette assurance en raison du risque de défaut de l'assureur, d'autant plus élevé qu'un épisode de chômage modifie les pouvoirs de négociation au sein des couples. Finalement, nous examinons la couverture publique du risque chômage à l'aune de la famille au travers de l'indemnisation du chômage et de la législation qui protège les emplois. De nombreux pays européens proposent une protection accrue contre le licenciement de ceux qui ont une famille à charge. En revanche, l'assurance chômage ne dépend que très peu de la situation familiale lorsqu'on tient compte de la fiscalité.

Abstract: This article surveys the literature studying the links between unemployment and the family. First, we focus on the interactions between family status and unemployment risks. Being in a couple rather than single, as the number of children influence unemployment duration. In turn, unemployment impacts couple formation and dissolution, as the decision to have children and the timing of births. We then investigate the mutual insurance role against labour income risks played by the spouses. We insist on the limited insurance provided by the spouses due to limited commitment, and the particularly high default risk in bad times for the couple. The latter risk is all the more important than unemployment alters bargaining powers

*Université de Cergy-Pontoise, THEMA F-95000 Cergy. Courriel: ocharlot@u-cergy.fr

†Université de la Méditerranée, GREQAM et IDEP. GREQAM, 2, rue de la charité, 13236 Marseille cedex 02. Courriel: bruno.decreuse@univmed.fr

inside the couple. Finally, this leads us to investigate the institutional framework aimed at protecting individuals/families against labour market hazards (Unemployment Insurance and Employment Protection Legislation) and its interactions with the family. It turns out that many countries provide more Employment Protection to those having a family. However, Unemployment Insurance depends very little on family status, once taxes and transfers are taken into account.

Classification JEL : D10; J12; J21; J60

Mots Clés Assurance-chômage ; protection de l'emploi ; économie de la famille

Keywords Unemployment Insurance; Employment Protection Legislation; Economics of the family

1 Introduction

Trouver un emploi et fonder un foyer constituent deux étapes majeures dans la vie d'un individu. A l'opposé, perdre son emploi ou son partenaire (et les éventuels enfants) sont des expériences pouvant être vécues comme de véritables traumatismes. Or, vie familiale et vie professionnelle sont étroitement liées, de sorte que l'analyse des risques encourus sur le marché du travail et dans la vie familiale ne saurait être effectuée de manière indépendante. Si l'on accepte ce prémisses, on doit aussi considérer que l'analyse des institutions visant à réguler les risques inhérents au fonctionnement du marché du travail ne peut vraisemblablement s'effectuer en ignorant leur impact sur la famille.

Ce travail propose une synthèse des travaux consacrés au risque chômage et à la situation familiale. Notre analyse de la famille se limite à la famille nucléaire, c'est-à-dire le couple, ainsi que les éventuels enfants rattachés au foyer. Nous ne prenons pas en compte la famille élargie (les autres générations, les frères et soeurs, et la famille plus lointaine), principalement parce qu'il est très difficile de faire reposer une mesure de politique économique sur les caractéristiques de la famille élargie. Les déclarations individuelles ne sont pas facilement vérifiables, et les relations entretenues avec la famille élargie sont très inégales d'une personne à l'autre. Pour ce qui concerne le risque chômage, nous entendons à la fois la probabilité de perte d'emploi pour celui ou celle qui travaille et le risque de demeurer au chômage pour le ou la chercheuse d'emploi. Ces deux risques ont des natures différentes et requièrent des modes de couverture distincts.

Les économistes qui s'intéressent à la famille (voir par exemple Becker, 1981, et Weiss, 1997) s'accordent sur le fait que celle-ci constitue une unité dont la finalité réside dans la possibilité de pouvoir coordonner un ensemble de décisions de production et de consommation afin : (i) d'avoir des enfants et leur dispenser une éducation ; (ii) d'exploiter les gains liés à la spécialisation ou d'éventuels rendements croissants dans la production de biens domestiques ; (iii) de remédier aux éventuelles imperfections et à l'incomplétude des marchés ; (iv) de pouvoir coordonner les décisions d'investissement au sein de la cellule familiale ; (v) de bénéficier de la production domestique et pouvoir partager des biens publics ; (vi) de partager les risques au sein du ménage et ainsi bénéficier de mécanismes d'assurance entre conjoints.

Certains de ces bénéfices sont directement liés à la situation des conjoints sur le marché du travail. Le licenciement par exemple éprouve la solidité du couple et peut compromettre un projet d'enfant. La structure familiale conditionne en retour l'ampleur des risques. Le rôle traditionnel dévolu à la famille renvoie au mécanisme de partage du risque. Cependant, la famille peut tout aussi bien jouer un rôle d'amplificateur. La présence de dépendants accroît ainsi l'impact négatif d'un épisode de chômage prolongé sur les revenus familiaux. La couverture publique du risque chômage modifie les bénéfices attendus de la famille. Elle peut ainsi limiter l'impact négatif d'un épisode de chômage

sur ceux qui sont en couple et/ou ont des enfants, comme elle protège du licenciement les membres d'une famille. Dans le même temps, les droits individuels à l'assurance chômage permettent plus qu'auparavant de vivre seul.

Nous procédons en trois temps. Premièrement, nous examinons l'impact de la famille sur le risque chômage, et, en retour, l'effet du risque chômage sur la famille. Deuxièmement, nous répondons à la question de savoir si le conjoint constitue un assureur fiable contre le risque individuel de chômage. Enfin, nous analysons la couverture publique du risque chômage à l'aune de la famille au travers de l'indemnisation du chômage et de la législation qui protège les emplois.

Cette synthèse met ainsi l'accent sur les points suivants.

- La situation familiale conditionne le risque chômage. D'une part, la vie familiale restreint la mobilité des individus et donc leur capacité à (re)trouver un emploi. D'autre part, le fait d'avoir des enfants rend plus impérieuse la nécessité d'avoir un emploi, alors que la présence d'un conjoint diminue l'exposition des revenus familiaux au risque chômage.
- Le risque familial s'ajoute au risque chômage. En plus des risques découlant de la perte du conjoint en cas de chômage, la baisse de revenu résultant de l'absence d'emploi entraîne une perte de bien-être non seulement pour celui qui est au chômage, mais aussi pour les siens. Cette perte de revenu est tangible à travers l'évolution du revenu et de la consommation d'un ménage suite à une perte d'emploi.
- Le conjoint peut jouer le rôle d'assureur, mais l'assurance est imparfaite en raison du phénomène d'engagement limité. L'assurance peut prendre plusieurs modalités : constitution d'une épargne familiale, recours au conjoint comme travailleur additionnel, ou encore accroissement de la production domestique. Les études empiriques s'accordent pour reconnaître que ces mécanismes ne peuvent pas compenser en totalité les pertes de revenu subies par le chef de famille.
- L'assurance fournie par le partenaire est en outre limitée par les phénomènes d'homogamie. Les individus qui ont des risques de chômage élevés ont tendance à former des couples avec des partenaires qui subissent des risques similaires.
- Il n'existe pas de système d'assurance privé permettant de garantir les individus contre les dommages liés à la vie familiale. Ceci amène à s'interroger sur les liens entre assurance publique et assurance informelle fournie par la famille, ainsi que sur la couverture optimale du risque chômage quand la coexistence de ces deux modes d'assurance est prise en compte.¹

¹L'assurance publique propose d'autres systèmes de couverture des dommages liés à la vie familiale comme l'Allocation Parent Isolé ou les droits à une pension alimentaire.

- Compte tenu des risques additionnels liés à la famille, du caractère imparfait de l'assurance offerte par le conjoint, et de l'absence d'assurance privée, il existe une place pour des dispositifs publics visant à prendre en compte les liens entre famille et risques liés au marché du travail.
- La législation qui protège les emplois peut tenir compte de la situation familiale. De nombreux pays d'Europe continentale ont choisi d'incorporer la situation familiale parmi les critères de sélection des employés lors d'un licenciement collectif. A l'inverse, la législation des pays anglo-saxons ne tient pas compte de la situation familiale.
- L'indemnisation du chômage de nombreux pays tient compte de la situation familiale en indexant l'indemnité sur le nombre de dépendants. Cependant, cette dépendance est factice car elle disparaît une fois que l'on tient compte de la fiscalité et des autres prestations sociales liées au revenu et à la situation familiale.

En dépit d'un grand nombre de travaux consacrés à l'assurance chômage et à la protection des emplois, il n'existe pas à notre connaissance de synthèse cherchant à analyser leurs liens avec le marché du mariage et la famille. Il existe cependant d'autres synthèses consacrées à la couverture du risque chômage. Atkinson et Micklewright (1991) font l'examen critique des résultats empiriques disponibles à cette date. Holmlund (1998) met l'accent sur les effets d'équilibre général entraînés par l'indemnisation du chômage. Algan et al (2006) examinent l'influence de l'assurance chômage sur, d'une part, le financement et le choix des méthodes de recherche d'emploi, et, d'autre part, la distribution des salaires et la qualité des emplois créés par les entreprises. La contribution d'Algan et al (2004) est la plus proche de la nôtre, car elle examine l'interaction entre les systèmes publics et privés d'assurance chômage. Notre étude complète ces différentes synthèses en se concentrant sur le rôle joué par la famille.

La suite de ce travail comprend trois sections. En Section 2, nous revenons sur les liens entre risque chômage et situation familiale. En Section 3, nous examinons les mécanismes familiaux de couverture du risque chômage. En Section 4, nous discutons de la couverture publique au travers de la législation qui protège les emplois et l'indemnisation du chômage.

2 Risque chômage et risque familial

Dans cette section, nous examinons comment le chômage et la situation familiale interagissent. La question est complexe d'un point de vue empirique, car elle fait intervenir le problème de causalité : par exemple, si les gens en couple sont moins au chômage, est-ce parce que le chômage diminue la probabilité de former un couple, parce que l'existence

du couple réduit l'exposition au chômage, ou parce que les caractéristiques individuelles qui favorisent la formation des couples sont aussi celles qui facilitent l'accès aux emplois ? En gardant la question de la causalité à l'esprit, nous procédons en trois temps. Nous examinons successivement (i) comment le chômage affecte la formation des couples et leur dissolution, (ii) comment le chômage modifie la décision d'avoir des enfants, (iii) comment le fait d'être en couple et/ ou d'avoir des enfants façonne le risque chômage, et en particulier l'efficacité de la recherche d'un emploi.

2.1 L'effet du chômage sur la formation et la dissolution des couples

Les mécanismes à l'oeuvre sur le marché du mariage vont dans le sens d'une amplification du risque chômage. La perte d'emploi peut s'accompagner de la dissolution du couple. De plus, un individu au chômage éprouve davantage de difficultés à trouver un(e) partenaire. Ces effets conduisent à renforcer l'homogamie : les bons risques s'assemblent afin d'éviter les désagréments liés au chômage du conjoint.

Les travaux de Becker et ses successeurs mettent en avant différents facteurs économiques susceptibles d'influencer la formation et la dissolution des couples, comme par exemple le niveau d'éducation, le revenu, les investissements spécifiques au couple, ou encore les coûts de recherche d'un partenaire et les coûts de séparation. Deux facteurs interfèrent avec chacune de ces variables : l'existence d'une forme d'incertitude sur la valeur de la relation ainsi que l'existence de frictions et de coûts de recherche de partenaire sur le marché du mariage.

Certaines caractéristiques comme l'éducation et le revenu sont facilement observables, de sorte que les bénéfices qui s'y rattachent peuvent être anticipés. D'autres caractéristiques sont plus difficiles à appréhender, comme par exemple l'aptitude à maintenir une relation de couple de qualité, ou certaines qualités morales qui ne se révèlent que dans les temps de vie les plus dramatiques. Un individu disposant de revenus élevés devrait pouvoir former facilement des rencontres et bénéficier d'une certaine stabilité dans sa relation. Cependant, ceci ne vaut qu'à qualité de la relation donnée, et tout événement induisant une détérioration de cette qualité ou révélant une information négative sur l'évolution de cette qualité devrait accroître les chances de voir la relation s'achever.

Les frictions sur le marché du mariage modifient le lien entre une caractéristique individuelle comme le revenu et la formation/ dissolution des couples. En l'absence de frictions, chacun devrait être capable de trouver la ou le partenaire qui lui convient le mieux. La présence de frictions conduit chacun à réviser ses exigences, et donc à former un couple avec un partenaire acceptable plutôt qu'avec le meilleur possible. Burdett et Coles (1997, 1999) montrent ainsi que les individus s'apparient par classe sur le marché

du mariage. Plus ce marché est frictionnel, plus les classes d'appariement sont larges, signifiant une détérioration de l'appariement. Les partenaires ont alors d'autant plus de chance de se séparer qu'ils sont initialement mal appariés.

Quel est dans ce cadre l'effet du chômage sur la formation et la dissolution des couples ? Il n'y a pas de travail théorique consacré à cette question. Deux effets ont été envisagés dans la littérature empirique. D'une part, un chômeur est intrinsèquement moins attractif qu'un employé. Les frictions à l'oeuvre sur le marché du travail impliquent qu'un individu en emploi dispose d'une rente dont ne dispose pas un individu au chômage. Cette rente augmente son attractivité, ce qui facilite ses stratégies de rencontres de partenaires potentiels, ou stabilise ses relations. D'autre part, le fait de perdre son emploi ou de peiner à en (re)trouver un véhicule une information sur les capacités d'un individu en tant que partenaire potentiel. C'est par exemple le cas lorsque les qualités morales nécessaires à l'entretien d'une relation de bonne qualité sont corrélées avec la probabilité d'emploi.

Dans le cas des Etats-Unis, plusieurs études examinent l'impact de la dégradation de la situation économique des jeunes hommes peu qualifiés en âge de se marier sur le nombre des mariages et la fréquence des mères célibataires. Ces études sont principalement motivées par le déclin des mariages et l'augmentation du nombre de mères célibataires au sein de la population noire. L'idée est que les jeunes hommes noirs ont été particulièrement touchés par la montée du chômage dans les années 70 et par le déclin des rémunérations des travailleurs peu qualifiés observé par la suite. Ces phénomènes auraient conduit les femmes noires à préférer la situation de mère célibataire à celle de femme mariée. Ce scénario, connu sous le nom d'hypothèse de Wilson (1987), a fait l'objet d'un grand nombre de tentatives de vérifications sur le plan empirique, et la crédibilité de cette hypothèse est encore discutée (Lerman, 1989, Ellwood et Crane, 1990, Mare et Winship, 1991, Wood, 1995, Neal, 2001, Black et al, 2003).

L'étude de Blau et al (2000) réalisée à partir de trois vagues (1970-80-90) du recensement américain se concentre sur les sous-populations blanches et noires non-hispaniques, pour lesquelles des estimations séparées sont réalisées, en considérant successivement les tranches d'âge des 16-24 ans et des 25-34 ans. Leur analyse explique le taux de nuptialité féminin par diverses indicatrices de l'état du marché du travail et exploite des variations entre zones géographiques. Le taux de mariage parmi les femmes d'une zone géographique donnée diminue avec le taux de chômage masculin au sein de cette zone, alors qu'il augmente avec les perspectives salariales de ces mêmes hommes et diminue avec les perspectives salariales des femmes. L'effet du chômage est particulièrement prononcé au sein de la population noire, alors qu'il est beaucoup plus ténu voire non significatif en ce qui concerne les blancs. Cependant, cette étude ne permet pas de s'abstraire du problème de causalité mentionné précédemment. On ne peut exclure l'idée que là où les jeunes hommes noirs ont réussi à former des couples (et ce peut-être pour divers facteurs

locaux), ils sont également moins au chômage.

Ekert-Jaffé et Solaz (2001) utilisent la chronologie des événements individuels pour identifier l'impact causal du marché du travail sur la formation d'un couple et son éventuelle dissolution. Les auteurs exploitent l'enquête sur les Situations Familiales et l'Emploi réalisée par L'INED en 1994. Cette enquête porte sur des personnes âgées de 20 à 49 ans en 1994 et comporte des questionnaires séparés pour les hommes et les femmes dans lesquels ils sont interrogés de manière rétrospective sur l'évolution de leur statut familial et de leur statut d'emploi. L'étude met en oeuvre des modèles de durée, et compare le risque de transition vers le mariage ou la cohabitation selon le statut en emploi. L'étude essaie également d'évaluer si les variations dans la durée de formation des couples traduisent des différences observables dans la qualité des appariements qui sont réalisés. A cette fin, elle exploite des variables considérées comme des proxys du niveau d'investissement dans la relation (se marier, avoir un enfant, ou divorcer), puis estime l'impact du statut sur le marché du travail sur la probabilité que l'un de ces événements se réalise. Pour les jeunes hommes, le fait d'être au chômage plutôt qu'en emploi multiplie par deux la durée nécessaire pour former un couple. En revanche pour les jeunes femmes, le fait d'être au chômage entraîne un risque de former une couple 1,6 fois plus élevé que chez celles qui sont en emploi. En outre, le chômage réduit la probabilité de se marier et d'avoir des enfants, et ce pour les hommes comme pour les femmes.

Il demeure que ces résultats sont sujets à caution dans la mesure où le chômage peut conduire les individus à décaler la date de mise en couple ou de mariage, tout comme la date à laquelle ils entreprendront les divers investissements relatifs à la vie familiale. Dans le cas d'un simple décalage temporel, l'effet du chômage sur la formation des couples ne constituerait qu'un artefact statistique.

Plusieurs études ont examiné l'impact d'un licenciement sur la probabilité de séparation : Jensen et Smith (1990) sur données danoises, Bracher et al (1993), pour l'Australie, Ermisch et Boheim (2001) et Doiron et Mendolia (2007) pour le Royaume-Uni, Charles et Stephens (2004) sur données américaines. Ces études mettent généralement en avant une probabilité accrue de divorce liée au chômage.

Charles et Stevens (2004) considèrent différents événements (perte d'emploi ou invalidité) induisant des chocs sur les revenus pouvant conduire à la dissolution du couple, et utilisent comme groupe de contrôle les individus n'ayant pas été confrontés à ces incidents. L'analyse distingue les licenciements individuels de ceux liés à une fermeture d'établissement, l'idée étant que le premier cas a davantage de chance que le second de constituer un signal négatif sur la qualité du conjoint et sur ses perspectives de gains. Les auteurs montrent que la probabilité de séparation augmente de manière significative dans le premier cas, alors qu'elle n'est pas affectée dans le second. En revanche, les couples dont l'un des membres est affecté par une invalidité ne voient pas leur probabilité de séparation

augmenter, alors qu'en principe cet événement a le même effet sur le revenu attendu du ménage qu'une perte d'emploi. Ces résultats suggèrent que ce serait donc davantage le signal véhiculé par le fait d'être licencié, que la perte de revenu elle-même qui conduirait à la dissolution du couple.

L'étude de Charles et Stevens est complétée par celle de Doiron et Mendolia (2007), réalisée à partir des données du panel des ménages britanniques (BHPS). L'analyse considère trois sources de perte d'emploi : fin de contrat temporaire, fermeture d'entreprise ou réduction d'effectifs, et enfin, renvoi. Leurs conclusions conduisent à nuancer l'article précédent : les trois formes de perte d'emploi augmentent le risque de divorce, avec un risque de divorce plus élevé en cas de renvoi que dans les autres cas toutefois.

Pour ce qui concerne les données françaises, l'article d'Ekert-Jaffé et Solaz (ibid) montre que le chômage augmente le risque de divorce pour les hommes, alors qu'il a un effet plus modéré pour les femmes.

Si le licenciement du conjoint augmente les chances de séparation, il est utile de sélectionner des partenaires présentant des caractéristiques indiquant un faible risque de licenciement. L'existence d'homogamie par classe de risque peut être inférée de manière indirecte, du fait de l'existence d'une forte tendance à l'homogamie par niveau éducatif (Becker, 1981, Mare, 1991, Willis et Weiss, 1997, Weiss, 2003, Browning et al, 2006 pour les Etats-Unis, Forsé et Chauvel, 1995, pour la France). Ceci s'explique en partie par le fait que les individus plus éduqués présentent également une moindre exposition au risque chômage, ce qui les pousse à s'apparier entre eux.²

Willis et Weiss (1997) utilisent les données américaines de l'enquête longitudinale nationale (NLS) et montrent qu'une hausse du niveau éducatif de chaque conjoint réduit de façon importante la probabilité de divorce. Ainsi, la probabilité qu'un couple divorce au cours des 5 premières années de vie commune passe de 23 % si les conjoints sont peu éduqués à 9 % si les deux sont diplômés de l'université. Ce point est également discuté dans le survey de Weiss (2003) dans son analyse des déterminants du divorce. A partir de statistiques tirées des données de l'enquête longitudinale américaine portant sur les jeunes NLSY, Browning et al (2006, chap. 1) montrent également que les individus plus éduqués ont davantage de chance d'être mariés et moins de chances d'être divorcés à l'âge de 35 ans que les moins éduqués. Chiappori et al (2009) proposent ainsi un modèle dans lequel l'un des motifs de l'investissement éducatif est d'avoir accès à de meilleures opportunités sur le marché du mariage. Dans la mesure où l'éducation influence elle-même le risque de chômage, ces régularités empiriques corroborent donc les principaux points mis en exergue

²On pourrait penser que le fait d'être plus éduqué et d'occuper un poste à plus forte responsabilité laisse moins de temps disponible à chacun des membres du ménage pour la vie en couple, et que le fait d'avoir peu de temps pour s'occuper de sa famille est un facteur favorisant le divorce. Cet effet joue probablement un rôle, mais il apparaît dominé par les autres effets de l'éducation, comme l'obtention d'un meilleur revenu, et une probabilité de chômage plus faible.

dans cette sous-partie.

2.2 L'effet du chômage sur la fécondité

Sur le plan théorique, l'impact du chômage sur la fécondité n'est pas tranché : avoir des enfants induit un coût d'opportunité pour le couple, et ce coût peut être plus faible quand l'un des membres (en particulier la femme) est au chômage ou connaît une baisse de revenu. A l'opposé, il est difficile d'envisager d'avoir des enfants quand la famille voit ses revenus amputés par un épisode de chômage, et particulièrement lorsque la durée du chômage est élevée, comme c'est le cas dans de nombreux pays européens.

Les enseignements des travaux empiriques mettent en évidence ces différents aspects. Butz et Ward (1979, 1980) montrent ainsi que les femmes américaines tendent à avoir des enfants au moment où leur coût d'opportunité en terme de salaire est relativement moins élevé. Cependant, Adsera (2004, 2005) souligne que la corrélation entre activité féminine et fertilité a changé à partir des années 1980. Avant cette période, une forte participation féminine s'accompagnait d'une faible fertilité, mais à l'époque le taux de chômage était faible et le chômage de longue durée une exception. Depuis, la corrélation fertilité-participation est devenue positive. Les pays à faible participation féminine ayant des marchés du travail très déprimés, ceci s'accompagnerait d'une faible fécondité. Adsera (2005) utilise les données du Panel Européen des Ménages pour 13 pays. Elle estime l'impact des conditions du marché du travail sur le délai entre chaque naissance à l'aide d'un modèle à risque proportionnel. Le différentiel de taux de chômage homme-femme, ainsi que le taux de chômage de longue durée ont un impact important sur la durée entre l'âge de 16 ans et le premier enfant, puis sur l'écart qui sépare chaque nouvelle naissance jusqu'au troisième enfant.

Deux autres études du même auteur corroborent l'impact négatif du chômage des femmes et de l'instabilité de l'emploi sur la fécondité. Adsera (2004) estime à partir de données de 23 pays OCDE l'impact du chômage sur le taux de fécondité, qui s'avère négatif. Ces conclusions sont complétées par Adsera (2006) qui utilise les données de l'enquête sur la fertilité en Espagne pour expliquer l'écart entre fertilité désirée et effective en fonction notamment des conditions prévalant sur le marché du travail. Le chômage des femmes et le fait d'être en CDD contribuent significativement aux écarts entre fertilité désirée et effective.³

Ces études suggèrent que les pays au marché du travail déprimé, caractérisés par un fort taux de chômage, des épisodes de chômage de longue durée et une forte proportion d'emplois précaires ont de faibles taux de fécondité. Là où il est difficile de s'insérer

³Ces trois études ne prouvent pas que le chômage, et, plus largement, l'instabilité de la situation des femmes sur le marché du travail, affectent la fécondité. Elles fournissent en revanche un faisceau de corrélations qui, mises bout à bout, suggèrent un impact causal du chômage sur la fécondité.

sur le marché du travail, avoir un enfant implique une réduction supplémentaire des opportunités d'emploi futures, alors que le contexte est déjà difficile. De ce point de vue, les institutions du marché du travail de ces pays auraient pour effet inattendu d'inhiber la fécondité. Ces travaux confirmeraient l'existence d'une perte de bien-être subie par les couples confrontés au chômage, puisque nombre d'entre eux auraient choisis d'avoir plus d'enfants en l'absence de chômage.

2.3 L'impact de la famille sur le chômage

La situation familiale contribue à façonner les incitations à rechercher un emploi, de manière directe lorsqu'elle pèse sur les stratégies de recherche d'emploi, et de manière indirecte lorsque la situation familiale détermine le montant des prestations sociales.

Un chercheur d'emploi qui a une famille n'est pas dans la même situation qu'un célibataire. La recherche d'emploi a de fortes chances d'être affectée par la présence du conjoint ou d'enfants : ceux-ci affectent l'utilité de réserve du chercheur d'emploi, tout comme le coût et le bénéfice marginal de son effort de recherche. Le sens dans lequel ces variables sont influencées doit toutefois être discuté.

Guler et al (2010) proposent ainsi un modèle de recherche séquentielle d'emploi qui permet d'appréhender l'effet du conjoint sur la probabilité d'emploi et sur le salaire moyen espéré. D'une part, un conjoint qui travaille permet au chercheur d'emploi d'être davantage patient pour sélectionner des offres de meilleure qualité. D'autre part, la présence du conjoint nuit à la mobilité géographique du couple, ce qui conduit au rejet d'une partie des offres salariales et à l'acceptation d'offres de moins bonne qualité. Guler et al mettent également en exergue les configurations où l'un des membres du couple –le mari– reçoit une offre suffisamment haute qu'elle entraîne la mobilité géographique du couple sans véritable espoir pour le conjoint de trouver un logement.⁴

Dans le même ordre d'idée, certains investissements allant de paire avec le fait de fonder une famille ont un effet sur la recherche d'emploi. L'une des raisons d'être du couple est de pouvoir procéder à l'acquisition d'un logement. Ce facteur limite lui-même la mobilité sur le marché du travail, comme le suggèrent à la suite d'Oswald (1996) et Layard et Nickell (1999) un grand nombre d'études réalisées à partir de données individuelles (Green et Hendershott, 2001, pour les Etats-Unis, Henley, 1998, pour la Grande-Bretagne, Gobillon, 2001, et Brunet et Lesueur, 2004, pour la France). Cependant, comme le soulignent Munch et al (2006) dans le cadre d'un modèle de recherche d'emploi, être propriétaire de son logement constitue un frein à la mobilité géographique, mais il est possible que ceux qui investissent en logement accroissent l'intensité de leur recherche localement. C'est ce qu'indiquent leurs estimations sur données danoises.

⁴Pailhé et Solaz (2008) montrent ainsi que les femmes sont souvent contraintes de quitter leur emploi pour suivre leur mari.

Le rôle des enfants est également ambigu. S'ils constituent un moteur pour la reprise d'emploi, ils compliquent également la recherche d'emploi en réduisant le temps disponible des parents, et en particulier des mères. Les résultats empiriques obtenus à partir de modèles de durée, comme par exemple les estimations réalisées par Nickell (1979) sur données britanniques et Meyer (1990) sur données américaines, montrent que le fait d'avoir des personnes à charge joue négativement sur le taux de sortie du chômage. En revanche, le fait d'être marié affecte positivement le taux de sortie du chômage. Le nombre d'enfants jouent également un rôle. A titre illustratif, Nickell estime que les célibataires sans enfant restent en moyenne au chômage pendant environ 22,7 semaines aux Etats-Unis, contre 12,4 semaines pour un individu marié avec 3 enfants, et 9,7 semaines pour un individu marié sans enfant.

La famille joue un rôle bien plus efficace que l'assurance chômage pour éviter l'aléa moral présent dans l'activité de recherche d'emploi. La réforme de l'assurance chômage intervenue en Grande-Bretagne dans le milieu des années 90 avec l'instauration du JSA (*Job Seeker's Allowance*) est en grande partie inspirée de cette idée. Cette réforme a consisté à passer d'un système où l'indemnisation du chômage était indexée sur les gains salariaux antérieurs à un système où l'indemnisation est désormais forfaitaire, et d'un montant assez faible. Ce faisant, la gestion du problème d'aléa moral dans la recherche d'emploi ainsi que la fonction d'assureur sont transmis à la famille du chercheur d'emploi plutôt que d'être supporté par la caisse d'assurance chômage.⁵

Il est difficile de s'intéresser aux effets du statut familial sur les transitions sur le marché du travail sans mentionner les prestations sociales rattachées à la famille. Ces prestations ont parfois un impact tangible. C'est le cas lorsqu'on examine les réformes de l'assurance chômage, dont les effets sont limités par l'existence d'autres dispositifs d'assurance sociale. Ces réformes affectent souvent la proportion d'inéligibles parmi les chercheurs d'emploi. Ces inéligibles bénéficient alors de dispositifs d'assistance, auxquels se rattachent souvent des subsides (comme les allocations familiales et les allocations logement) versés à des taux qui peuvent compenser tout ou partie de la perte subie en terme d'allocations chômage. Pellizzari (2006) examine la validité de cette idée à partir des données du Panel Européen des Ménages. Parmi les pays couverts par ce panel, certains ont des allocations familiales soumises à condition de ressource, et d'autres non. Pellizzari utilise cette hétérogénéité pour identifier l'effet d'une variation des allocations chômage sur la sortie du chômage de ceux qui reçoivent des prestations familiales. Dans les pays où les prestations familiales sont soumises à condition de ressource, le fait de perdre ses droits aux allocations chômage devrait être moins dramatique puisque les prestations familiales viendront au moins en

⁵Les couples de chômeurs peuvent demander à ce que le JSA leur soit versé conjointement, s'ils en font la demande. Dans ce cas les exigences en matière d'effort de recherche peuvent porter sur le couple et non sur le seul individu. Cf. Dorsett (2005) qui étudie l'impact de ce dispositif.

partie compenser cette perte. Son échantillon porte sur des chercheurs d'emploi qui sont tous des hommes chefs de famille issus de 11 pays européens, dont 4 soumettent les allocations familiales à condition de ressource. Ceux concernés par cette condition de ressource constituent le groupe de ceux qui sont "traités", tandis que le groupe de contrôle est formé de ceux qui ne sont pas concernés par cette condition. Pellizzari compare les probabilités de trouver un emploi d'individus similaires mais dont certains appartiennent au groupe de contrôle et les autres au groupe traité. Les estimations montrent que ceux qui bénéficient de ces conditions de ressources sortent moins rapidement du chômage que les autres.

3 Le conjoint vu comme un assureur

Subir un épisode de chômage entraîne une perte de revenu. Cette perte pourrait cependant être compensée par divers comportements faisant intervenir une forme d'assurance personnelle, par exemple en ponctionnant sur son épargne, en ayant recours au conjoint qui peut reprendre un emploi ou augmenter ses heures travaillées, ou encore, en compensant la perte de revenu par un surcroît de production domestique. Cependant, les études qui s'intéressent à l'effet d'une perte d'emploi sur la consommation des ménages telles que celles de Gruber (1997), Browning et Crossley (2001), Bloemen et Stanca (2005) soulignent que la consommation varie suite à une perte d'emploi, ce qui suggère que les ménages ne peuvent s'assurer parfaitement contre les variations de leur revenu. Ceci est corroboré par Cochrane (1991) à partir des données du panel américain sur la dynamique des revenus (PSID), qui rejette l'hypothèse selon laquelle les ménages américains ont la possibilité d'assurer de manière parfaite leur consommation. Nous examinons maintenant les différents modes d'assurance fournis par le conjoint (et, dans une certaine mesure, par la famille étendue) et nous montrons pourquoi ils ne permettent qu'imparfaitement de couvrir la perte de revenu consécutive à la perte d'un emploi.

3.1 L'assurance fournie par le travailleur additionnel

L'assurance au sein du ménage peut transiter par le comportement d'offre de travail du conjoint de celui qui perd son emploi.⁶ Ce mécanisme renvoie au phénomène de travailleur additionnel étudié initialement par Mincer (1962), et Ashenfelter (1980), et ayant fait l'objet d'un grand nombre d'études à partir des données du PSID, au nombre

⁶Il serait aussi envisageable que les ascendants ou descendants des chômeurs accroissent aussi leur offre de travail. Bentolila et Ichino (2008) suggèrent que c'est le conjoint plutôt que les enfants qui joue le rôle de travailleur additionnel. Nous n'avons par contre pas connaissance de travaux ayant mesuré la réaction des parents au chômage de leurs enfants.

desquelles Heckman et Macurdy (1980, 1982), Lundberg (1985), Maloney (1987, 1991) ou plus récemment par Cullen et Gruber (1996, 2000), et Stephens (2002).

La plupart de ces études mettent en avant un effet limité. Stephens (2002) avance que c'est parce que les couples anticipent le licenciement du mari, de sorte que l'offre de travail des femmes augmente avant le licenciement. Stephens étudie les salaires avant et après une perte d'emploi. Il montre que les salaires chutent bien avant le licenciement et réaugmentent ensuite, sans retourner à leur valeur d'avant licenciement. Cette baisse des salaires avant le licenciement fournit un signal sur la survenue prochaine de la perte d'emploi. Lorsque l'on confronte l'évolution du taux de chômage du mari avec le taux d'emploi et les heures travaillées par la femme avant et après le licenciement, il apparaît que l'offre de travail de la femme augmente avant la date du licenciement du mari. En revanche, dans l'année qui suit le licenciement, le taux de chômage des maris augmente de façon importante alors qu'en comparaison l'offre de travail évolue de façon modeste. Enfin, dans les années qui suivent, la femme continue à accroître son offre de travail (ses heures travaillées) alors que le taux de chômage du mari diminue.

Stephens montre qu'en moyenne sur son échantillon, les femmes augmentent leur offre de travail de 11 % suite à un licenciement, ce qui représente 108 heures additionnelles travaillées par an. Ceci correspond à une moyenne, et l'effet serait plus fort dans les cas où le licenciement correspond à un renvoi que dans le cas d'une fermeture d'établissement. Au total l'offre de travail du conjoint permettrait de compenser de l'ordre de 25 à 30 % de la perte de revenu subie par le mari. L'effet estimé par Stephens apparaît tout de même assez modeste, même s'il est plus important que celui auquel avaient abouti les études antérieures.

Cullen et Gruber (2000) suggèrent que la faiblesse de l'effet de travailleur additionnel serait liée à un effet d'éviction assez important de l'indemnisation du chômage sur l'offre de travail de la femme. Les subsides de l'assurance chômage perçus lors des épisodes de chômage du mari réduisent à la fois la participation et le nombre d'heures travaillées par les femmes de manière importante. Leurs estimations indiquent que pour chaque dollar d'allocation chômage perçu, les femmes réduisent leur offre de travail de 0,43 à 0,5 heure par mois et la probabilité qu'elle choisisse de travailler diminue de 0,24 point de pourcentage. Au total, les femmes réduisent leur offre de travail dans ces deux dimensions de sorte que pour chaque dollar de subside reçu, elles gagneraient entre 36 et 73 cents de moins.

D'autres raisons peuvent expliquer la faiblesse de l'effet du travailleur additionnel. La première serait la présence d'un faible effet revenu dans l'offre de travail féminine, ce qui ne peut pas totalement être exclu au vu des résultats présentés par Blundell et MaCurdy (1999) dans leur synthèse des travaux qui s'intéressent à l'élasticité de l'offre de travail. Ensuite, comme le soulignent Heckman et MaCurdy (1980, 1982) dans un modèle de cy-

cle de vie sans contrainte de liquidité, l'offre de travail devrait dépendre davantage du revenu permanent que de variations transitoires du revenu liées aux épisodes de chômage. Cependant, les estimations qu'ils proposent mettent tout de même en évidence un effet de travailleur additionnel. L'effet du travailleur additionnel peut entrer en conflit avec l'effet du travailleur découragé. Lorsque le mari perd son emploi, c'est souvent dans des situations conjoncturelles dégradées qui nuisent aux opportunités de salaire et d'embauche de sa femme. Ces critiques sont relayées par Lundberg (1985) et Maloney (1987). Lundberg s'intéresse aux probabilités de transition entre emploi, chômage et inactivité, et à d'éventuelles différences dans ces probabilités selon que le mari soit chômeur ou employé. En comparant les transitions pour chacun des deux groupes, elle trouve un effet de travailleur additionnel faible mais significatif en ce qui concerne la population blanche aux Etats-Unis, pour qui le fait d'avoir 100 hommes supplémentaires au chômage entraînerait une augmentation de la participation de trois femmes, dont deux parviendraient à trouver un emploi au bout de six mois. Maloney (1987) examine le rôle joué par les contraintes horaires sur le marché du travail, contraintes qui peuvent affecter aussi bien le mari que la femme. Il conclut à un effet de travailleur additionnel assez important.

Une explication alternative renvoie à l'existence de mécanismes sur le marché du mariage qui regroupent les individus par catégories de risque de chômage : le conjoint de celui qui perd son emploi peut être dans l'incapacité de compenser une perte d'emploi simplement parce qu'il a lui-même de faibles perspectives sur le marché du travail. Cette idée trouve une illustration chez Lundberg (1985) qui suggère que dans le cas des populations noires ou hispaniques vivant aux Etats-Unis, l'effet de travailleur additionnel est dominé par ce problème d'homogamie par classe de risque. Cette explication est aussi cohérente avec l'étude de Maloney (1991) qui attribue essentiellement la faiblesse de l'effet de travailleur additionnel au fait que les femmes de ceux qui se retrouvent au chômage ont elles-mêmes du mal à trouver un emploi.

Enfin, la plupart des études sur ce thème retiennent des couples qui ne se sont pas séparés suite au choc de revenu auquel ils ont été confrontés. Or, comme le montrent Skinner et Johnson (1986), les femmes augmentent leur offre de travail suite à une séparation, (et même avant, sans doute par anticipation). Exclure de l'analyse les couples qui se séparent conduirait donc à minorer l'importance de l'auto-assurance dans la littérature sur le travailleur additionnel.

3.2 L'épargne comme moyen d'assurance

La faiblesse de l'effet de travailleur additionnel pourrait aussi s'expliquer par l'existence d'autres types de mécanismes d'assurance à disposition du ménage. Les ménages peuvent avoir recours à l'épargne pour essayer de compenser les variations de leur revenu. Intuitivement, ceux disposant d'une épargne abondante n'ont pas (ou peu) besoin d'avoir

recours au travail du conjoint pour compenser la perte de revenu du chef de famille.

Les études de Gruber (2001) et Engen et Gruber (2001) suggèrent un faible niveau d'épargne de précaution, mais elles montrent également l'existence d'une très forte hétérogénéité des ménages en termes de capacité à faire face à la perte de revenu consécutive à un épisode de chômage.

Ces études sont réalisées à partir des données américaines du SIPP (*Survey of Income and Participation Program*), un panel rotatif fournissant des données assez détaillées sur l'épargne et les actifs à disposition des ménages, ainsi que leurs caractéristiques individuelles. A partir de ces données pour la période 1984-92, Gruber (2001) souligne que si le travailleur médian dispose de suffisamment d'épargne pour couvrir les deux tiers de la perte de revenu liée à un épisode de chômage, un tiers des travailleurs sont dans l'incapacité de compenser une perte minimale, de l'ordre de 10 % de leur revenu.

A partir des mêmes données pour la période 1984-90, Engen et Gruber (2001) concluent à l'existence d'une épargne pour motif de précaution, même si le niveau de celle-ci apparaît généralement faible. L'individu médian dans leur étude dispose d'une épargne qui permet de couvrir les besoins de sa famille pour environ un mois en cas de chômage. Leurs résultats indiquent que toutes choses égales par ailleurs, l'épargne est plus importante chez les individus dont le risque de chômage est plus élevé. Le niveau de cette épargne est en revanche plus faible chez ceux qui sont mariés que chez les célibataires, ce qui s'explique en partie par l'effet de travailleur additionnel.

Comme dans le cas du travailleur additionnel, il n'est pas exclu que la faiblesse de l'épargne découle d'un phénomène d'éviction de la part de l'assurance publique : Engen et Gruber (2001) considèrent que réduire le ratio de remplacement de l'assurance chômage de moitié entraînerait une augmentation du montant des actifs détenus par les ménages de l'ordre de 14 %.

3.3 La production domestique comme moyen d'assurance

La production domestique constitue une alternative permettant de compenser la perte de revenu subie par la famille suite à l'épisode de chômage de l'un de ses membres. Ainsi, celui qui se retrouve au chômage peut choisir de réaliser lui-même un certain nombre de prestations (ménage, garde des enfants...) qu'il faisait faire jusque là.

Solaz (2005) et Pailhé et Solaz (2008) examinent ainsi plus particulièrement l'impact du chômage de l'un des membres du couple sur le temps consacré aux activités domestiques de chacun de ses membres à l'aide des données françaises de l'Enquête Emploi du temps 1998-99. Trois éléments principaux ressortent.

Tout d'abord, le chômage subi par l'un des conjoints l'incite à accroître son temps passé à la production domestique, ce qui compense en partie la perte de revenu qu'il subit ou fait subir à ses proches. Cependant, quand le conjoint au chômage est un homme, la

production domestique de la femme augmente également. Ceci peut traduire le fait que la baisse des revenus du ménage est suffisamment importante dans ce cas pour obliger l'autre conjoint à accroître sa production domestique, et à renoncer à faire faire ces tâches par quelqu'un d'autre.

Ensuite, les augmentations de production domestique sont parfois limitées par la répugnance qu'éprouvent les membres du ménage à entreprendre des tâches qui leur paraissent trop éloignées de leur domaine d'activité. Solaz (2005) suggère que même si chacun participe à la production domestique, c'est souvent dans des domaines différents. Par exemple, les femmes tendent à rejeter les tâches trop physiques ou salissantes, alors que les hommes tendent à refuser les tâches jugées trop féminines.

Enfin, l'accroissement des heures consacrées à la production domestique (2h en moyenne) semble insuffisant pour compenser l'impact du chômage en terme de revenu. Il est cependant possible comme dans les cas précédents de l'épargne et du travailleur additionnel que cela traduise l'existence d'un important effet d'éviction lié à l'assurance chômage. A notre connaissance, il n'existe pas de travaux ayant cherché à analyser cette question. En l'état, on ne peut que se contenter de constater que l'accroissement des heures consacrées à la production domestique semble modeste en regard du choc sur les revenus subi par la famille, et ne saurait donc prémunir en totalité contre le risque de chômage, d'autant que cette activité risque elle-même de nuire au bon déroulement d'une recherche active d'emploi.

3.4 Le conjoint et la famille sont-ils de bons assureurs ?

Les principaux arguments qui semblent aller à l'encontre du rôle d'assureur que pourrait jouer le conjoint renvoient aux mécanismes de formation et de dissolution des couples sur le marché du mariage. L'homogamie à l'oeuvre sur ce marché va à l'encontre du partage des risques, et puis surtout, le conjoint n'est pas un assureur très fiable car il risque de faire défaut au moment où l'on a le plus besoin de lui. Cette fragilité du conjoint assureur s'apparente à une forme de défaillance du couple comme institution vouée au partage des risques. Comment comprendre ce type de défaillance ? Il y a trois explications complémentaires.

Premièrement, le couple ne prend pas toujours des décisions efficaces. Les modèles collectifs d'offre de travail distinguent ainsi les situations où le couple se comporte comme une entité distincte où les revenus sont mis en commun des situations où les membres du ménage se comportent irréductiblement comme des individus autonomes. Dans les deux cas, la perte d'un revenu pour l'un des membres entraîne la modification des pouvoirs de négociation au sein du ménage, et donc la modification de la répartition des différentes activités, dont la production domestique. La remise en cause du rôle dévolu à chacun est une source de conflits au sein du couple. Lorsque le mode de fonctionnement du couple se

traduit par l'émergence d'accords efficaces, la séparation ne peut intervenir que lorsqu'elle est pareto-optimale. En revanche, lorsque le mode de fonctionnement est inefficace, la séparation peut intervenir alors même qu'un accord entre les conjoints est souhaitable. Ce type d'inefficacité réduit les capacités du conjoint à jouer le rôle d'assurance.

Deuxièmement, le couple fait face au problème d'engagement limité (*limited commitment*) mis en évidence par la littérature sur l'assurance informelle (Townsend, 1994, Ligon et al., 2002). Dans cette littérature, les individus appartenant à une communauté ont la possibilité de s'assurer mutuellement contre les variations de leur revenu. Cette forme d'assurance repose sur un engagement informel plutôt que sur un contrat dont les clauses sont exécutoires, de sorte que les parties prenantes sont soumises à une contrainte de participation à ce mécanisme d'assurance, chacun n'y prenant part que si cela est dans son propre intérêt. Cette contrainte d'engagement limité restreint de fait les possibilités d'assurance et peut rendre le partage de risque optimal inatteignable.

Troisièmement, les solidarités familiales entrent en conflit avec les possibilités d'assurance formelle offertes par la couverture publique du risque chômage. En utilisant les données pour 10 pays du Panel Européen des Ménages, Ekert-Jaffé et Terraz (2006) montrent qu'il existe un certain degré de substituabilité entre le degré d'assurance offert par la famille et les possibilités de couverture par l'assurance publique, avec une forte opposition entre pays du Nord et du Sud de l'Europe. Bentolila et Ichino (2008) suggèrent que l'assurance familiale occupe une place plus importante dans des pays Méditerranéens comme l'Espagne ou l'Italie, ainsi qu'aux Etats-Unis, alors qu'elle jouait un moindre rôle en Grande Bretagne jusqu'au début des années 90, où la couverture publique était alors plus importante que dans les trois autres pays.⁷ Ils montrent également que la combinaison des deux formes d'assurance offre des degrés de couverture similaires aux chômeurs de ces différents pays.⁸ On doit cependant se demander quel est le sens de causalité entre solidarités familiales et intervention publique. D'une part, l'intervention publique est peu désirée là où la famille est très présente. D'autre part, la solidarité familiale s'ajuste au degré de couverture offert par l'assurance formelle.

⁷Les données OCDE sur les structures familiales (source : www.oecd.org/els/social/family/database) montrent que la proportion de 20-34 ans vivant chez leurs parents excède 50% en Italie et en Espagne, contre seulement 24% au Royaume-Uni en 2000, signe d'un plus grande solidarité familiale et/ou d'un marché du travail plus déprimé dans les pays méditerranéens. A titre de comparaison, cette proportion est d'environ 37,5% en France à la même période. Les taux de chômage respectifs chez les jeunes excédait les 30% en Espagne et Italie, contre seulement 10% au Royaume-Uni. La France occupe une position intermédiaire avec un taux de chômage des jeunes d'un peu plus de 23% à cette date.

⁸Le lecteur est également renvoyé à l'article d'Ekert-Jaffé et Terraz pour une décomposition des degrés d'assurance offerts respectivement par la famille et l'Etat des pays considérés dans leur article.

3.5 Assurance publique vs assurance privée dans la théorie

L'analyse de la coexistence de différentes possibilités d'assurance et le degré de solidarité familiale a fait l'objet d'un certain nombre de contributions dans le cadre de modèles où l'engagement de chaque partie prenante à la famille est limité, et où l'intervention publique est susceptible d'engendrer des effets d'éviction. Dans cette lignée, Arnott et Stiglitz (1991), DiTella et MacCulloch (2002), ainsi que Thomas et Worrall (2007) proposent des modèles théoriques dont les contours correspondent au cadre d'une économie développée, où l'assurance publique occupe une part non négligeable, et où coexistent des possibilités d'assurance à la fois formelles (comme l'assurance chômage) et informelles (comme l'assurance familiale). Ces auteurs soulignent l'existence d'un arbitrage entre assurance publique et assurance privée, chacune ayant ses mérites. Dans ces trois contributions, l'assurance familiale a un avantage dans la gestion du problème d'aléa moral inhérent à la recherche d'emploi, car chacun des partenaires peut plus facilement observer ce que font les autres que l'assurance formelle. En contrepartie, Arnott et Stiglitz (1991) mettent en avant le fait que l'assurance informelle dispose d'une moindre capacité à diversifier les risques, alors que DiTella et McCulloch (2002) et Thomas et Worrall (2007) font valoir qu'elle est confrontée à un risque de défaut important, chacun ayant intérêt à bénéficier de l'assurance fournie par les autres quand il est confronté à un épisode de chômage, mais ayant la tentation de faire défaut quand il doit jouer le rôle d'assureur.

Le niveau d'assurance informelle offert par la famille n'est lui-même pas indépendant du degré d'assurance publique existant. Un plus grand degré de couverture des risques offert par l'assurance publique rend moins nécessaire l'assurance intra-familiale, ce qui incite les familles à réduire l'assurance qu'elles offrent à leurs membres. Ce phénomène d'éviction s'aggrave lorsque la contrainte d'incitation à participer à l'assurance familiale est serrée, car toute augmentation du degré d'assurance publique rend l'absence d'assurance familiale moins douloureuse, et augmente de ce fait l'incitation à sortir du système d'assurance informel offert par la famille. L'assurance publique peut dans ce cas évincer l'assurance offerte par la famille au point où toute augmentation de l'assurance publique entraîne une réduction du degré de couverture disponible pour l'individu. L'importance de cette distorsion dépend elle-même de l'intensité des liens qui existent au sein des familles : si ces liens sont très développés, l'effet d'éviction est très important. En revanche, dans une société où les liens familiaux sont distendus, l'assurance publique améliore les possibilités d'assurance offertes aux individus.

DiTella et MacCulloch (2002) montrent que deux configurations peuvent conduire à l'optimum : soit l'assurance publique prend en charge la totalité des risques, et il n'y a pas d'assurance familiale, soit c'est l'assurance familiale qui prend en charge les risques individuels, mais il ne doit pas y avoir d'assurance publique dans ce cas. En revanche, si l'assurance familiale est défaillante, toute augmentation de la couverture par le système

publique conduira à un gain en terme de bien-être. Ainsi, Thomas et Worrall (2007) montrent que le système optimal peut inclure une combinaison d'assurance publique et privée.

Ces travaux sont toutefois limités par deux hypothèses : (i) l'existence de la famille est prise comme donnée et (ii) les familles considérées sont homogènes.

(i) Ligon et al (2000) montrent ainsi que l'épargne peut réduire l'incitation à participer à l'assurance informelle puisque cette épargne rend moins dramatique le fait de se retrouver isolé. Blank (2002) passe en revue les travaux examinant l'impact des aides fournies par l'Etat américain, notamment aux parents isolés. Il est envisageable que l'aide apportée soit contreproductive dans la mesure où en améliorant le sort des isolés, l'aide incite certains à choisir délibérément ce statut plutôt que de vivre en couple.⁹ Dans le cas français, une critique semblable peut être formulée à l'encontre de l'Aide aux Parents Isolés (API).

(ii) Nous avons déjà souligné l'importance de l'homogamie sur le marché du mariage : ce phénomène implique que certaines familles possèdent une bonne capacité à diversifier les risques liés au marché du travail et d'autres non. Les études de Browning et Crossley (2001) et Bloemen et Stancanelli (2005) suggèrent l'existence d'une forte hétérogénéité entre les ménages en ce qui concerne leur capacité à faire face à une baisse de leur revenu suite à un épisode de chômage. En particulier, les individus isolés ainsi que les familles avec plusieurs enfants ou avec des enfants en bas âge apparaissent comme étant plus fragiles que les autres. Pour ces dernières, l'assurance chômage publique est sans doute la principale source d'assurance.

Dans la mesure où la perte d'emploi conduit souvent à la séparation des conjoints, on peut aussi se demander si l'intervention publique ne gagnerait pas à moduler l'exposition au risque chômage selon la situation familiale, par exemple au travers de la législation qui encadre les licenciements. Pour cette raison, nous nous attachons dans la suite de ce travail à décrire les dispositifs existant en matière de protection contre le risque chômage : assurance chômage et protection de l'emploi.

4 Famille et couverture publique du risque chômage

La probabilité de chômage entraîne des risques sévères pour la famille qui ne sont que partiellement couverts par les mécanismes d'assurance privés. Dans cette section, nous

⁹On pourrait également s'interroger sur l'existence d'un cercle vicieux engendré par ces aides : les enfants issus de familles monoparentales reçoivent moins de capital humain de leurs parents, puisqu'elles sont élevées par une seule personne, et ont donc plus de chance d'être peu éduqués, ce qui risque de les conduire une fois adulte à reproduire le même schéma familial... Les travaux de Greenwood et al (2000, 2003) proposent des contributions théoriques calibrées sur données américaines visant à quantifier ces effets.

décrivons les mécanismes publics d'assurance contre ces risques subis par la famille. Nous discutons d'abord du cas de la protection de l'emploi, et ensuite de l'indemnisation du chômage.

4.1 Famille et protection de l'emploi

Dans cette sous-section, nous mettons en avant une caractéristique majeure – au regard de notre débat – des législations encadrant la protection des emplois. Cette caractéristique est la suivante : dans de nombreux pays dits d'Europe continentale (mais pas seulement), la législation stipule que l'employeur doit tenir compte de la situation familiale lors de la sélection des employés qui doivent faire partie d'un licenciement collectif. Ce n'est toutefois pas le cas dans les pays dits anglo-saxons.

Puisque le chômage entraîne des risques particuliers pour la famille, le plus simple est encore de protéger ceux qui sont dans des situations familiales particulières contre le risque de perte d'emploi. Il s'agit ainsi par le biais de la législation qui encadre les licenciements de moduler l'incidence du chômage en fonction de la situation familiale. Si l'on comprend bien le principe qui régirait de telles mesures, leur application concrète apparaît toutefois plus complexe. En effet, la législation qui couvre la protection de l'emploi est protéiforme. Elle distingue le licenciement individuel du licenciement collectif, elle définit la notion de faute grave, elle précise le calcul des indemnités de licenciement, les règles à adopter en cas de licenciement...¹⁰ Quel dispositif permettrait de réduire le risque chômage des populations cibles, tout en minimisant les effets pervers potentiellement associés ? Répondre à cette question, c'est comprendre les choix effectifs qui ont été opérés par les décideurs publics des pays développés.

Le dispositif sélectionné doit ainsi satisfaire à trois critères.

Premièrement, il ne doit pas interférer avec les autres objectifs de la protection de l'emploi. La législation régule ainsi le niveau général de difficulté que doit affronter un employeur qui désire se séparer d'un ou de plusieurs de ses salariés. Il ne s'agit pas ici de modifier ce niveau général de difficulté, mais plutôt de réallouer le risque de licenciement entre les salariés, le risque moyen étant considéré comme donné au niveau de l'ensemble des salariés de l'entreprise.

Deuxièmement, le dispositif sélectionné ne doit pas réduire l'employabilité du public qu'il cible. Les barrières au licenciement peuvent créer autant de freins à l'embauche : un employeur embauchera avec davantage de réticence un travailleur difficile à licencier.

Troisièmement, le dispositif doit être efficace, c'est-à-dire que les acteurs privés ne doivent pas pouvoir le contrecarrer avec un jeu de contrats idoines.

¹⁰L'OCDE propose un indicateur synthétique de la "sévérité" (*strictness*) de la protection des emplois. Cet indicateur n'est disponible que pour quelques années. Il a été complété par Allard (2005) qui le fournit pour tous les pays de l'OCDE sur la période 1960-2005.

Les critères 1 et 2 suggèrent de laisser de côté une augmentation des difficultés administratives au licenciement pour les salariés à la situation de famille particulière. D'une part, les entreprises dont la main-d'oeuvre serait davantage composée d'individus de ce type se trouveraient pénalisées par une telle mesure. D'autre part, la population ciblée verrait ses chances d'accès à l'emploi réduites, les employeurs anticipant le renchérissement du coût du travail consécutif à la mesure.

Les stratégies de formation des couples et de mise au monde des enfants peuvent en partie s'accomoder des effets pervers de ces mesures. Ainsi, on ne se marierait ou on n'aurait des enfants qu'une fois installé dans l'entreprise. Dans un tel contexte, le législateur peut accroître la difficulté de licenciement des salariés cibles sans violer le deuxième critère. En effet, les célibataires sans enfant seraient les victimes collatérales de telles mesures, et non des personnes mariées avec ou sans enfant. Cependant, des dispositifs de ce type auraient pour conséquence d'engendrer des distorsions dans les choix matrimoniaux en retardant l'âge de procréation – un objectif de politique économique assez difficile à défendre.

Les critères 2 et 3 semblent incompatibles avec une prime de licenciement spécifique aux individus à la situation familiale particulière. D'une part, on sait que les contrats de travail peuvent "défaire" une telle prime par le biais d'une modulation salariale. Dans un tel cas, la prime est neutre quant au coût du travail et à l'incitation au licenciement (Lazear, 1990, et Burda, 1992). D'autre part, la prime de licenciement peut nuire à l'embauche de ceux qu'elle entend protéger lorsque le salaire est très peu flexible. C'est par exemple ce qui se produit lorsque le salarié est payé au salaire minimum, ou lorsque la grille des salaires interdit la modulation salariale.

Ainsi, il semble inutile voire contre-productif de durcir la législation portant sur les licenciements individuels lorsque le salarié a une situation familiale particulière. C'est pourquoi le législateur s'est tourné vers les procédures de sélection des salariés dans le cas d'un licenciement collectif. La situation familiale constitue ainsi un critère que doit apprécier l'employeur au moment de choisir les salariés dont il va se séparer. Un tel dispositif n'altère pas la politique générale de recrutement et de licenciement de l'entreprise. Il se contente d'influencer la composition des salariés susceptibles de quitter l'entreprise. Bien entendu, la situation familiale ne constitue pas le seul critère d'appréciation à la disposition de l'employeur. Ce dernier est également convié à considérer d'autres critères comme l'ancienneté dans l'emploi ou la qualification.

Dans le cas français, il existe des critères d'ordre des licenciements prévus par l'article L321-1 du code du travail et l'article L1233 du code du travail. L'article L1233-5 est rédigé ainsi :

Lorsque l'employeur procède à un licenciement collectif pour motif économique et en l'absence de convention ou accord collectif de travail applicable, il définit les critères

retenus pour fixer l'ordre des licenciements, après consultation du comité d'entreprise ou, à défaut, des délégués du personnel. Ces critères prennent notamment en compte :

1° Les charges de famille, en particulier celles des parents isolés ;

2° L'ancienneté de service dans l'établissement ou l'entreprise ;

3° La situation des salariés qui présentent des caractéristiques sociales rendant leur réinsertion professionnelle particulièrement difficile, notamment celle des personnes handicapées et des salariés âgés ;

4° Les qualités professionnelles appréciées par catégorie.

Les articles L1233-6 et L-1233-7 montrent qu'il n'y a pas d'ordre de priorité entre ces différents critères. Ainsi, l'article L1233-6 établit que :

Les critères retenus par la convention et l'accord collectif de travail ou, à défaut, par la décision de l'employeur ne peuvent établir une priorité de licenciement à raison des seuls avantages à caractère viager dont bénéficie un salarié.

L'article L1233-7 énonce que :

Lorsque l'employeur procède à un licenciement individuel pour motif économique, il prend en compte, dans le choix du salarié concerné, les critères prévus à l'article L. 1233-5.

Ainsi, la situation familiale constitue un critère de sélection des employés dans le cadre d'un licenciement collectif. Ce dispositif est-il particulier à la France ? Le Tableau 1 présente quelques éléments comparatifs.

[Insérer Tableau 1]

Le Tableau 1 comprend six colonnes. Les colonnes deux et trois établissent si la loi prévoit que la situation familiale figure parmi les critères de sélection des employés lors d'un licenciement collectif, tandis que les trois colonnes suivantes fournissent les valeurs des indicateurs de rigueur de la protection de l'emploi (PE) de l'OCDE, en ce qui concerne les emplois permanents (colonne 4), le licenciement collectif (colonne 5) et un indice synthétique du degré global de rigueur de la protection de l'emploi (colonne 6). Dans différents cas, la législation est ambiguë : elle ne précise pas de critère de sélection des salariés, mais prévoit la participation des syndicats. Leur participation peut avoir pour effet de valoriser la situation familiale des employés, en particulier lorsque les adhérents syndicaux types ont charge de famille. Le Tableau 1 montre que la France n'est pas le seul pays où la situation familiale figure parmi les critères de sélection. Le Tableau 1 met également en avant les pays anglo-saxons, où la situation familiale n'entre presque jamais en compte lors de la sélection des salariés.

Nous avons également cherché à mettre en regard le critère de situation familiale avec les différents indicateurs de rigueur de la protection de l'emploi calculés par l'OCDE qui figurent dans les colonnes 4 à 6, en considérant les valeurs moyennes des indicateurs de rigueur de la protection de l'emploi, selon que la situation familiale figure ou non parmi les critères de sélection. Le Tableau 2 présente ainsi ces valeurs moyennes pour les différents groupe de pays retenus.

[Insérer Tableau 2]

Trois éléments méritent d'être soulignés. Premièrement, la rigueur de la protection de l'emploi est nettement plus forte dans les pays où la situation familiale figure parmi les critères de sélection des employés. L'indicateur global de rigueur de la protection de l'emploi vaut ainsi 2,36 dans les pays qui prennent en compte la situation familiale de façon explicite, contre 1,85 dans les pas où ce critère n'est pas retenu. Deuxièmement, l'indicateur OCDE de rigueur de la protection de l'emploi spécifique au licenciement collectif ne diffère que très peu d'un groupe de pays à l'autre, puisque celui-ci varie entre 3,10 pour les pays prenant en compte la situation familiale de manière explicite contre 3,25 au sein des pays qui ne prennent pas en compte ce critère. Ainsi, la hauteur de l'enjeu (la protection spécifique au licenciement collectif) ne détermine pas la prise en compte ou non de la situation familiale parmi les critères de sélection. Troisièmement, la rigueur de la protection de l'emploi diffère très peu entre les pays où la situation familiale figure explicitement parmi les critères de sélection et les pays où cette prise en compte est ambiguë, et ce quel que soit l'indicateur retenu. L'indicateur global de rigueur de la protection de l'emploi vaut ainsi 2,36 dans les pays qui prennent en compte la situation familiale, alors qu'il vaut 2,37 dans ceux où la prise en compte de ce critère apparaît ambiguë. De même, l'indicateur de la protection des emplois permanent vaut 2,50 dans le premier groupe de pays, contre 2,47 dans le second. Il n'y a donc pas de différences très marquées. Cela renforce l'interprétation précédente selon laquelle la participation des syndicats à la sélection des employés à licencier se traduit in fine par la prise en compte de la situation familiale.

Ainsi, les pays où la situation familiale figure parmi les critères de sélection des employés sont également des pays où les emplois sont fortement protégés. Après tout, n'est-ce pas naturel ? Si les citoyens d'un pays considèrent que les salariés n'ont pas à être protégés contre le risque de licenciement, il y a de fortes chances pour qu'ils considèrent également que les pères de famille n'ont pas à être préservés du risque de perte d'emploi. Selon cet argument paternaliste, l'hétérogénéité entre pays des cadres législatifs qui régulent le licenciement reflète l'hétérogénéité des traditions et des normes sociales. Ce sont des facteurs spécifiques partagés par les citoyens des pays anglo-saxons d'une part et des pays

d'Europe continentale d'autre part qui expliqueraient les caractéristiques du dispositif institutionnel de protection des emplois.

Le travail de Botero et al (2004) sur la régulation du marché du travail va dans ce sens. Les auteurs expliquent que les origines légales du système juridique conditionnent le degré de régulation. Dans les pays reposant sur la loi civile, la loi laisse peu de place à l'arbitrage de sorte qu'il est nécessaire de tout réguler. Au contraire, dans les pays reposant sur la loi commune, on fait davantage confiance aux juges et le besoin de régulation est moins fort. La dernière colonne du Tableau 2 permet d'établir que parmi les 16 pays dont l'origine légale du système juridique est la loi civile, 9 utilisent la situation familiale comme critère de sélection lors d'un licenciement collectif. En revanche, un seul pays parmi les 4 dont l'origine légale est la loi commune a choisi d'utiliser la situation familiale dans le même cas de figure.

4.2 Assurance chômage

Dans cette sous-section, nous décrivons les systèmes d'indemnisation du chômage à l'aune des modalités de prise en compte de la famille. Nous mettons en exergue trois caractéristiques. Premièrement, les indemnités chômage dépendent de la situation familiale dans de nombreux pays, mais les montants sont relativement faibles. Deuxièmement, la logique sous-jacente est celle de l'assurance sociale puisqu'il s'agit le plus souvent de compléter les revenus lorsqu'il y a des enfants. Toutefois, certains pays font preuve de davantage de créativité institutionnelle en conditionnant le montant et / ou la durée des indemnités à la situation du couple. Troisièmement, la prise en compte des enfants dans le mode de calcul des indemnités semble positivement corrélée à la générosité globale de l'assurance chômage. Cette corrélation apparente disparaît lorsqu'on tient compte de la fiscalité.

Le Tableau 3 présente les modalités de prise en compte de la famille dans le calcul des indemnités chômage pour plusieurs pays de l'OCDE. Il propose également une mesure de la générosité globale de l'indemnisation, le taux de remplacement de l'indemnité à taux plein.

[Insérer Tableau 3]

Le Tableau 3 montre que 14 des 22 pays considérés ciblent spécifiquement les enfants des chercheurs d'emploi, qui perçoivent un supplément d'indemnisation au titre de leur charge de famille, soit sous forme forfaitaire (Autriche, Etats-Unis, Finlande, Irlande, Norvège, Pays-Bas, République Tchèque), soit sous la forme d'un ratio de remplacement plus important (Allemagne, Belgique, Canada, Grèce, Suisse), ou encore d'un relèvement

des planchers et plafonds d'indemnisation (Danemark, Espagne). Parmi ces pays, un nombre plus restreint (Autriche, Belgique, Grèce, Irlande) prennent plus spécifiquement en compte le conjoint dans le calcul de l'indemnisation du chômage.

Le cas de la Belgique est intéressant dans la mesure où il s'agit d'un pays relativement proche du nôtre, et qui contrairement à ce qu'on observe dans le cas français, cherche à offrir un traitement particulier en fonction de la situation familiale. Ce système offre une assurance plus importante aux familles avec enfants, ainsi qu'aux isolés qui correspondent à des catégories présentant des risques plus importants, ou de moindres possibilités d'assurance. Le système d'assurance chômage belge définit ainsi trois catégories de chercheurs d'emplois : isolé, cohabitant sans charge de famille, et cohabitant avec charge de famille. Les cohabitants sans enfant sont confrontés à un système d'indemnisation assez fortement dégressif : le ratio de remplacement est de 55 % pendant un an, puis passe à 40 % pendant une période transitoire de trois mois. Cette période est elle-même extensible de trois mois par année de cotisation salariée, avant d'arriver à une allocation forfaitaire. Ceux qui ont cotisé pendant plus de 20 ans ainsi que ceux qui sont reconnus atteints d'une inaptitude professionnelle conservent leur allocation avec un ratio de remplacement de 40 %. En revanche, les cohabitants avec enfants bénéficient d'un ratio de remplacement plus élevé que les cohabitants sans enfant (60 % contre 55 %) et d'une indemnisation non dégressive. Entre ces deux extrêmes figurent les individus isolés, qui bénéficient d'un ratio de remplacement de 60 % initialement, mais dégressif. Le ratio de remplacement tombe à 50 % au bout d'un an et demeure à ce niveau ensuite.

Les pays qui prennent en compte la situation familiale dans le calcul de l'assurance chômage proposent une indemnisation plus généreuse que les autres. Nous avons considéré deux groupes de pays : les 14 pays dont le système d'indemnisation tient explicitement compte de la famille, et les 8 autres. Pour chaque groupe de pays, nous avons calculé la valeur moyenne du taux de remplacement brut le plus généreux de l'indemnité chômage. Il apparaît que le taux de remplacement vaut en moyenne 61,4 % dans les pays prenant en compte la famille dans les critères d'indemnisation, contre 52,7 % dans les autres.

Toutefois, ces taux de remplacement correspondent à des valeurs brutes. Le système socio-fiscal peut conduire à offrir des taux de remplacement nets qui sont différenciés en fonction de la situation familiale, même si cela n'est pas explicite. D'une part, les indemnités chômage sont imposables dans de nombreux pays, dont la France, et il faut tenir compte du traitement différentiel en termes de fiscalité auquel peuvent être soumis les individus selon leur situation familiale. D'autre part, différentes aides sociales varient en fonction des revenus du ménage et de la situation familiale. C'est par exemple le cas des allocations logement et de l'Aide au Parent Isolé en France.

L'OCDE propose en ligne un calcul des taux de remplacement nets de la fiscalité et des

transferts sociaux.¹¹ Ce calcul peut être effectué en fonction de la situation familiale et du niveau de revenu passé du chômeur. Il distingue également deux durées types de chômage, entrant au chômage et chômeur de très longue durée, pour mettre en exergue le rôle de la famille dans le montant des transferts d'assistance¹² dont bénéficient les chômeurs ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage.

Le Tableau 4 présente différentes situations familiales types – célibataire, couple marié avec un apporteur de revenu, couple marié avec deux apporteurs de revenu, le tout sans enfant ou avec deux enfants – croisées avec deux durées de chômage types – entrant au chômage et chômeur de très longue durée. Dans les deux cas, on s'intéresse à un chômeur dont le salaire passé se situait au voisinage des deux tiers du salaire ouvrier moyen. Chaque case présente une valeur moyenne du taux de remplacement net. Nous avons différencié les pays dont le système tient explicitement compte de la situation familiale des pays où ce n'est pas le cas.

[Insérer Tableau 4]

Le Tableau 4 montre qu'il n'y a pas de corrélation entre la prise en compte de la famille et la générosité globale de l'assurance chômage. Il s'agit donc d'un artefact statistique créé par le fait de négliger le rôle de la fiscalité et des transferts sociaux. Certes, les ménages avec enfants disposent de ratios de remplacement nets plus élevés, en particulier lorsque l'épisode de chômage se prolonge. Mais ce constat est valable pour l'ensemble des pays considérés.

La question du traitement de la famille apparaît donc indépendante de la question globale de la générosité du système d'indemnisation. S'agit-il d'une volonté délibérée des pouvoirs publics de séparer assurance et redistribution, ou s'agit-il d'un résultat fortuit né de la conception indépendante de l'assurance chômage et de la fiscalité ? Dans tous les cas, on peut s'interroger sur les raisons qui ont poussé les pouvoirs publics à négliger le rôle de la situation familiale dans le calcul des indemnités chômage, nettes ou non de la fiscalité et des transferts sociaux. La famille est ainsi ramenée à son expression la plus brute, à savoir le nombre de dépendants.

¹¹Disponible à partir de www.oecd.org/els/social/workincentives

¹²Pour tenir compte des coûts d'occupation d'un emploi, l'OCDE propose le calcul du taux de taxe implicite auquel les bénéficiaires des dispositifs d'aide sociale seraient soumis en cas de sortie des dispositifs suite à une reprise d'un emploi. Pour les moins qualifiés, ces taux excèdent fréquemment les 100%. Pour remédier à ce problème, la Prime pour l'emploi en France, l'Earned Income Tax Credit aux Etats-Unis ou encore le Working Families Tax Credit en Grande Bretagne prennent en compte le nombre de dépendants au sein de la famille.

5 Conclusion

Ce travail propose une synthèse des travaux consacrés au risque chômage et à la situation familiale au regard de trois éléments : (i) la manière dont la famille peut amplifier ou au contraire réduire les risques occasionnés par le chômage ; (ii) la fiabilité de l'assurance offerte par le conjoint ou la famille ; et (iii) le degré de couverture offert par la l'assurance publique contre le chômage. Notre principale conclusion est que les dispositifs publics d'assurance contre le chômage ont été construits sans véritable réflexion sur le rôle joué par la famille, qu'il s'agisse de celle que l'on a ou de celle que l'on pourrait être amené à avoir. C'est d'autant plus dommage qu'il y a une demande sociale pour de telles institutions.

Nous entrevoyons plusieurs pistes de recherche. Sur un plan théorique, il faudrait mettre au point des modèles structurels de recherche d'emploi qui prennent explicitement en compte les différentes facettes de la famille. De tels modèles commencent à émerger (voir par exemple Guler et al, 2010), mais la conception de la famille est encore bien étroite, et les analyses sont menées en équilibre partiel. Sur un plan normatif, il serait intéressant de prolonger les ébauches d'analyses que nous avons menées en section 4. A l'échelle d'un pays, quels sont les facteurs qui favorisent la prise en compte de la famille dans les dispositifs d'assurance chômage ? Peut-on agir sur ces facteurs pour proposer des réformes institutionnelles acceptables ? Enfin, notre analyse traite symétriquement les hommes et les femmes pour mettre davantage l'accent sur le couple et les éventuels enfants. Il est toutefois évident que les relations au sein des couples sont des relations asymétriques, en terme de partage des tâches par exemple, et que les femmes ne bénéficient pas des mêmes opportunités d'emploi que les hommes. En toute rigueur, le système d'indemnisation optimal devrait tenir compte du genre et des interactions avec la situation maritale et le nombre d'enfants.

6 Bibliographie

Adsera, A., 2004. Changing fertility rates in developed countries: the impact of labour market institutions. *Journal of Population Economics* 17, 17-43

Adsera, A., 2005. Vanishing children: from high unemployment to low fertility in developed countries. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 189-193

Adsera, A., 2006. An economic analysis of the gap between desired and actual fertility: the case of Spain. *Review of Economics of the Household* 4, 75-95

Algan, Y., Cahuc, P., Decreuse, B., Fontaine, F., Tanguy, S., 2004. Epargne de précaution, réseaux sociaux et assurance publique. *Revue Française d'Economie* 19, 3-36

Algan, Y., Cahuc, P., Decreuse, B., Fontaine, F., Tanguy, S., 2006. L'indemnisation du chômage : une subvention à la recherche d'emploi ? *Revue d'Economie Politique* 117,

Allard, G., 2005. Measuring job security over time: in search of a historical indicator for employment protection legislation. Instituto de Empresa Business School Working Paper No 05-17

Arnott, R., Stiglitz, J., 1991. Moral hazard and non market institutions: dysfunctional crowding out or peer monitoring? *American Economic Review* 81, 179-190

Ashenfelter, O., 1980. Unemployment as disequilibrium in a model of aggregate labor supply. *Econometrica* 48, 547-564

Atkinson, T., Micklewright, J., 1991. Unemployment compensation and labour market transition : a critical review. *Journal of Economic Literature* 29, 1679-1727

Aiyagari, R., Greenwood, J., Guner, N., 2000. On the state of the union. *Journal of Political Economy* 108, 213-244

Becker, G., 1981. *A treatise on the family*. Harvard University Press

Becker, G., Landes, E., Michael, R., 1977. An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy* 85, 1141-1187

Bentolila, S., Ichino, A., 2008. Unemployment and consumption near and far away from the Mediterranean. *Journal of Population Economics* 21, 255–280

Black, D., McKinnish, T., Sanders, S., 2003. Does the availability of high-wage jobs for low-skilled men affect welfare expenditures? Evidence from shocks to the steel and coal industries. *Journal of Public Economics* 87, 1921-1942

Blau, F., Kahn, L., Waldfogel, J., 2000. Understanding young women's marriage decisions: the role of labor and marriage market conditions. *Industrial and Labor Relations Review* 53, 624-647

Bloemen, H., Stancanelli, E. 2005. Financial wealth, consumption smoothing and income shocks arising from job loss. *Economica* 72, 431-452

Blundell, R., MaCurdy, T., 1999. Labor supply: a review of alternative approaches. *Handbook of Labor Economics* 3A, pp. 1559-1695, Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam

Bracher, M., Santow, G., Morgan, S., Trussell, J., 1993. Marriage dissolution in Australia: models and explanations. *Population Studies* 47, 403-425

Browning, M., Crossley, T., 2001. Unemployment insurance benefit levels and consumption changes. *Journal of Public Economics* 80, 1-23

Browning, M., Chiappori, P-A., Weiss, Y., 2006. Family economics. <http://www.tau.ac.il/~weiss/far>

Brunet, C., Lesueur, J-Y., 2004. Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage? Une estimation micro-econometrique sur donnees francaises. *Revue Economique* 55, 569-78

Burda, M., 1992. A note on firing costs and severance benefits in equilibrium unemployment. *Scandinavian Journal of Economics* 94, 479-489

- Burdett, K., Coles, M., 1997. Marriage and class. *Quarterly Journal of Economics* 112, 141-168
- Burdett, K., Coles, M., 1999. Long-term partnership formation: marriage and employment. *Economic Journal* 109, 307-334
- Butz, M., Ward, M., 1979. The emergence of countercyclical US fertility. *American Economic Review* 69, 318-328
- Butz, M., Ward, M., 1980. Completed fertility and its timing. *Journal of Political Economy* 88, 917-940
- Charles, K., Stephens, M., 2004. Job displacement, disability and divorce. *Journal of Labor Economics* 22, 489-522
- Chiappori, P-A, 1992. Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy* 100, 437-67
- Chiappori, P.-A., Weiss, Y., 2006. Divorce, remarriage, and welfare: a general equilibrium approach. *Journal of the European Economic Association* 4, 415-426
- Chiappori, P.-A., Iyigun, M. et Weiss, Y. 2009. Investment in schooling and the marriage market. *American Economic Review*, à paraître.
- Cochrane, J., 1991. A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy* 99, 957-976
- Cullen, J., Gruber, J., 1996. Spousal labor supply as insurance: does unemployment insurance crowd out the added worker effect? NBER Working Paper 5608
- Cullen, J., Gruber, J., 2000. Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply? *Journal of Labor Economics* 18, 546-572
- Di Tella, R., MacCulloch, R., 2002. Informal family insurance and the design of the welfare state. *Economic Journal* 112, 481-503
- Doiron, D., Mendolia, S., 2007. The impact of job loss on family dissolution. Working Paper, University of New South Wales
- Dorsett, R., 2005. Unemployed couples: the labour market effects of making both partners search for work. *Journal of the royal statistical society* 168, 365-385
- Ekert-Jaffé, O., Solaz, A., 2001. Unemployment, marriage and cohabitation in France. *Journal of Socio-Economics* 30, 75-98
- Ekert-Jaffé, O., Terraz, I., 2005. L'Etat et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge des chômeurs en Europe? *Economie et Statistique* 387, 65-83
- Ellwood, D., Crane, J., 1990. Family change among black americans: what do we know? *Journal of Economic Perspectives* 4, 65-84
- Engen, E., Gruber, J., 2001. Unemployment insurance and precautionary savings. *Journal of Monetary Economics* 47, 545-579
- Ermisch, J., Boheim, R., 2001. Partnership dissolution in the UK: the role of economic circumstances. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, 197-298

- 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, 123-142
- Green, R., Hendershott, P., 2001. Home-ownership and unemployment in the US. *Urban Studies* 38, 1509-1520
- Gobillon, L., 2001. Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Economie et statistique* 349-350, 77-98
- Greenwood, J., Guner, N., Knowles, J., 2000. Women on welfare: a macroeconomic analysis. *American Economic Review* 90, 383-388
- Greenwood, J., Guner, N., Knowles, J., 2003. More on marriage, fertility, and the distribution of income. *International Economic Review*, 44, 827-862
- Gruber, J., 1997. The consumption smoothing benefit of unemployment insurance. *American Economic Review* 87, 192-205
- Gruber, J., 2001. The wealth of the unemployed. *Industrial and Labor Relations Review* 55, 79-94
- Guler, B., Guveneny, F., Violante, G.-L., 2010. Joint-search theory: new opportunities and new frictions. Mimeo New York University
- Heckman, J., MaCurdy, T., 1980. A life-cycle model of female labor supply. *Review of Economic Studies* 47, 47-74
- Heckman, J., MaCurdy, T., 1980. Corrigendum on a life-cycle model of female labor supply. *Review of Economic Studies* 49, 659-660
- Henley, A., 1998. Residential mobility, housing equity and the labour market. *Economic Journal* 108, 414-427
- Holmlund, B., 1998. Unemployment insurance in theory and practice. *Scandinavian Journal of Economics* 100, 113-141
- Jensen, P., Smith, N., 1990. Unemployment and marital dissolution. *Journal of Population Economics* 3, 215-229
- Johnson, W., Skinner, J., 1986. Labor supply and marital separation. *American Economic Review* 76, 455-469
- Layard, R., Nickell, S., 1999. Labor market institutions and economic performance. *Handbook of Labor Economics* 3C, pp. 3029-84. Elsevier Science, North-Holland, Amsterdam
- Lazear, E., 1990. Job security provisions and employment. *Quarterly Journal of Economics* 105, 699-726
- Lerman, R. 1989. Employment opportunities of young men and family formation. *American Economic Review* 79, 62-66
- Ligon, E., Thomas, J., Worrall, T., 2000. Mutual insurance, individual savings and limited commitment. *Review of Economic Dynamics* 3, 216-246

- Ligon, E., Thomas, J., Worrall, T., 2002. Informal insurance arrangements with limited commitment: theory and evidence from village economies. *Review of Economic Studies* 69, 209-44
- Lundberg, S., 1985. The added worker effect. *Journal of Labor Economics* 3, 11-37
- Maloney, T., 1987. Employment constraints and the labor supply of married women: a reexamination of the added worker effect. *Journal of Human Resources* 22, 51-61
- Maloney, T., 1991. Unobserved variables and the elusive added worker effect. *Economica* 58, 173-187
- Mare, R., 1991. Five decades of educational assortative mating. *American Sociological Review* 56, 15-32
- Mare, R., Winship, 1991. Socioeconomic change and the decline of marriage for blacks and whites. In *The Urban Underclass*, 175-202. Washington: The Brookings Institution
- Meyer, B., 1990. Unemployment insurance and unemployment spells. *Econometrica* 58, 757-782
- Mincer, J., 1962. Labor force participation of married women. In *Aspects of Labor Economics*, Princeton University Press
- Munch, J., Rosholm, M., Svarer, M., 2006. Are homeowners really more unemployed? *Economic Journal* 116, 991-1013
- Neal, D., 2001. The economics of family structure. NBER WP 8519
- Nickell, S., 1979. Estimating the probability of leaving unemployment. *Econometrica* 47, 1249-1266
- OCDE, 2004. Prestations et salaires, les indicateurs de l'OCDE. OCDE, Paris
- Oswald, A., 1996. A conjecture of the explanation for high unemployment in the industrialized nations : part 1. Working Paper 475 University of Warwick
- Pailhé, A. et Solaz, A., 2008. Time with Children: Do Fathers and Mothers Replace Each Other When One Parent is Unemployed? *European Journal of Population* 24, 211-236
- Pailhé, A. et Solaz, A., 2008. Professional outcomes of internal migration by couples: evidence from France. *Population, Space and Place* 14, 347 - 363
- Pellizzari, M., 2006. Unemployment duration and the interactions between unemployment insurance and social assistance. *Labour Economics* 13, 773-798
- Solaz, A., 2005. Division of Domestic Work: Is There Adjustment Between Partners when One is Unemployed? Evidence from French Couples. *Review of Economics of the Household* 3, 387-413
- Stephens, M., 2002. Worker displacement and the added worker effect. *Journal of Labor Economics* 20, 504-537
- Thomas, J., Worrall, T., 2007. Unemployment insurance under moral hazard and limited commitment: public vs private provision. *Journal of Public Economic Theory* 9,

151-181

Townsend, R., 1994. Risk and insurance in village India. *Econometrica* 62, 539-91

Weiss, Y., 1997. The formation and dissolution of families: why marry? who marries whom? and what happens upon divorce? *Handbook of population and family economics*. Editeurs : M. Rosenzweig and O. Stark, chapitre 3, 81-123, North Holland, Amsterdam

Willis, R., Weiss, Y., 1997. Match quality, new information, and marital dissolution. *Journal of Labor Economics* 15, 293-329

Wilson, W., 1987. *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass, and public policy*. University of Chicago Press

Wood, R., 1990. Marriage rates and marriageable men: a test of the Wilson hypothesis. *Journal of Human Resources* 30, 163-193

Tableau 1: Prise en compte de la famille lors d'un licenciement dans les pays de l'OCDE

	Licenciement abusif	Critère de sélection	PE permanent	PE collectif	PE global	origine légale
Allemagne	oui	oui	2,7	3,8	2,5	civile
Autriche	oui	non	2,4	3,3	2,2	civile
Belgique	non	non	1,7	4,1	2,5	civile
Canada	non	non	1,3	2,9	1,1	commune
Corée	non	ambigu	2,4	1,9	2	civile
Danemark	non	non	1,5	3,9	1,8	civile
Espagne	non	ambigu	2,6	3,1	3,1	civile
États Unis	non	non	0,2	2,9	0,7	commune
Finlande	non	oui	2,2	2,6	2,1	civile
France	non	oui	2,5	2,1	2,9	civile
Grèce	non	ambigu	2,4	3,3	2,9	civile
Hongrie	non	ambigu	1,9	2,9	1,7	
Irlande	non	ambigu	1,6	2,4	1,3	commune
Italie	non	oui	1,8	4,9	2,4	civile
Japon	non	non	2,4	1,5	1,8	civile
Norvège	non	non	2,3	2,9	2,6	civile
Pays-Bas	non	non	3,1	3	2,3	civile
Pologne	-	ambigu	2,2	4,1	2,1	
Portugal	non	ambigu	4,2	3,6	3,5	civile
Rép. tchèque	non	oui	3,3	2,1	1,9	
Royaume-Uni	non	non	1,1	2,9	1,1	commune
Suède	non	non	2,9	4,5	2,6	civile
Suisse	non	non	1,2	3,9	1,6	civile

Corée: pas de critère de sélection sinon le "respect des normes rationnelles et équitables".

L'acronyme PE signifie Protection des Emplois.

'ambigu' signifie que les syndicats participent au choix des salariés lors d'un licenciement collectif.

Dans la colonne PE permanent, on a reporté l'indice OCDE de rigueur de la PE sur les emplois permanents.

Dans la colonne PE collectif, on a reporté l'indice OCDE de rigueur de la PE sur les licenciements collectifs.

Dans la colonne PE globale, on a reporté l'indice OCDE de rigueur globale de la PE.

L'origine légale est la loi commune ou la loi civile. Les pays non renseignés étaient rattachés à l'URSS.

Source: OCDE et interprétation des auteurs

Tableau 2: Rigueur de la PE et prise en compte de la situation familiale

	Indicateurs de rigueur de la PE		
	PE permanent	PE collectif	PE global
Prise en compte explicite	2,50	3,10	2,36
Prise en compte ambiguë	2,47	3,04	2,37
Pas de prise en compte	1,83	3,25	1,85

L'acronyme PE signifie Protection des Emplois.

Dans la colonne PE permanent, on a reporté l'indice OCDE de rigueur de la PE sur les emplois permanents.

Dans la colonne PE collectif, on a reporté l'indice OCDE de rigueur de la PE sur les licenciements collectifs.

Dans la colonne PE globale, on a reporté l'indice OCDE de rigueur globale de la PE.

Chaque case correspond à la valeur moyenne de l'indicateur correspondant.

Source: OCDE et calculs des auteurs

Tableau 3: Modalités de prise en compte de la famille dans le calcul des indemnités chômage

Pays	Compléments d'indemnité chômage pour membres de la famille à charge	Modalités	Taux de remplacement brut
Allemagne	oui	S'il y a des enfants, le taux de remplacement augmente de 7 points de pourcentage	60
Autriche	oui	354 EUR pour chaque personne à charge	55
Belgique	oui	Ratio de remplacement variables et plus ou moins dégressif selon la situation du conjoint et la présence de dépendants	60 (50 après 1 année)
Canada	oui	Les compléments familiaux dépendent du revenu, du nombre et de l'âge des enfants	55
Corée	--	--	50
Danemark	oui	Relèvement des planchers et plafonds d'indemnisation	90
Espagne	oui	Minima et maxima d'indemnisation accrus si enfants	70 (60 après 6 mois)
États-Unis	oui	312 USD pour chaque personne à charge	53
Finlande	oui	Compléments de 1132, 1 661 et 2 143 EUR pour 1, 2 et 3 enfants ou plus, respectivement	Prestation de base (21% du SOM) plus une partie indexée sur les revenus antérieurs, le tout jusqu'à 90% du revenu de référence
France	non	--	57-75
Grèce	oui	Allocation majorée de 10% pour chaque personne à charge	40-50
Hongrie	--	--	65
Irlande	oui	Compléments de 874 EUR par enfant et de 4648 EUR par adulte	Montant fixe (24% du SOM)
Italie	non	--	40
Japon	non	--	50-80
Norvège	oui	4 420 NOK par enfant	62
Pays-Bas	oui	Prestations supplémentaires pour les ménages à faible revenu afin d'amener leur revenu au niveau minimum garanti.	70
Pologne	non	--	Montant fixe (27% du SOM)
République Tchèque	oui	Le niveau maximum de l'indemnité augmente en fonction du nombre, de l'âge des enfants, et de la composition du foyer	50 (45 après 3 mois)
Royaume-Uni	non	--	Montant fixe (14% du SOM)
Suède	non	--	80
Suisse	oui	Augmentation du taux remplacement de 10 points de pourcentage si enfants ou revenus modestes	70

Source: OCDE

Tableau 4: Taux de remplacement nets et prise en compte de la famille

	Sans enfant						2 enfants					
	Célibataire		Couple marié un apporteur de revenus		Couple marié deux apporteurs de revenus		Parent isolé		Couple marié un apporteur de revenus		Couple marié deux apporteurs de revenus	
	Entrant au chômage	Chômage de longue durée	Entrant au chômage	Chômage de longue durée	Entrant au chômage	Chômage de longue durée	Entrant au chômage	Chômage de longue durée	Entrant au chômage	Chômage de longue durée	Entrant au chômage	Chômage de longue durée
Ensemble	67,8	50,2	68,9	62,7	81,7	55,2	76,3	64,3	74,7	74,4	85,0	63,7
Pays prenant en compte la famille	68,0	52,8	69,5	64,3	82,4	56,6	77,4	66,8	76,4	74,7	85,3	64,6

Le taux de remplacement net est calculé pour une personne payée 2/3 du salaire ouvrier moyen. Chaque case correspond à la valeur moyenne du taux de remplacement net.

Lecture: Un chômeur de longue durée parent isolé dispose en moyenne d'un taux de remplacement net de 66,8% dans les pays qui prennent en compte la famille.

Source: OCDE et calculs des auteurs