

Un nouvel indicateur des tensions sur le marché du travail

Jean-Pierre Laffargue et Florence Thibault *

Pour mesurer la détérioration du sort d'un individu au moment où il perd son emploi, on rapporte d'ordinaire ses ressources en tant que chômeur, à celles dont il disposait lorsqu'il exerçait son dernier emploi : ce ratio est appelé taux de remplacement. Le caractère instantané d'un tel indicateur en limite la portée. Pour apprécier plus complètement les conséquences de la perte d'un emploi, il est naturel d'évaluer la perte de « richesse humaine » (manque à gagner) qui résulte du chômage, à l'échelle de toute une vie. Le taux de remplacement se définit alors comme le rapport de deux espérances : celle de la somme des flux de revenus nets actualisés d'un nouveau chômeur, rapportée à l'expression similaire relative à un actif occupé (désigné par la suite sous le terme d'employé).

Cet indicateur synthétique reflète non seulement la perte de revenu d'un chômeur par rapport à un employé, mais aussi le temps qu'il faudra au premier pour retrouver un emploi, et le risque encouru par le second de perdre le sien. Il rend compte également de l'organisation institutionnelle du marché du travail au travers du système d'indemnisation du chômage et de la fiscalité différenciée s'appliquant sur les salaires et les allocations de remplacement. Ce caractère multidimensionnel lui confère un statut d'indicateur des tensions sur le marché du travail plus riche que le taux de chômage et compatible avec les modèles théoriques récents de détermination des prix et des salaires (*Wage setting-Price setting : WS-PS*) qui servent ici de cadre. L'évolution du taux de remplacement reflète essentiellement les réformes de l'assurance chômage mises en place entre 1980 et 1984 : il connaît alors une sensible détérioration, tandis que son niveau reste relativement stable avant et après cette période. Ainsi, alors qu'à la fin des années 70 un employé perdait en moyenne 6 % de « richesse humaine » lors de son licenciement, il en perd environ 20 % depuis 1984. L'estimation d'une équation de salaires sur la période 1975-1995, dans laquelle est introduit le taux de remplacement ainsi calculé, confirme son rôle en tant que variable explicative du coût réel du travail susceptible de se substituer au taux de chômage traditionnel : du fait de la détérioration relative des perspectives des chômeurs par rapport à celles des employés, le coût réel du travail aurait diminué de 4, 5 % depuis le début des années 80.

* Jean-Pierre Laffargue est économiste au Team (université de Paris I) et au Cepremap. Florence Thibault est chargée d'études à la CNAF et membre du CEDI (université de Paris XIII).

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'analyse de la détermination du niveau des salaires et de l'emploi recourt principalement en Europe au modèle *Wage Setting-Price Setting* initié par Layard, Nickell et Jackman (1991) (1). Dans cette approche, les salaires sont négociés entre employeurs et syndicats au niveau de l'entreprise. Si la négociation échoue, les salariés grévistes sont supposés retrouver un emploi dans une autre entreprise ou percevoir une allocation chômage. Cette éventualité rend la position des syndicats durant la négociation conditionnelle au sort comparé d'un chômeur récent par rapport à celui d'un actif occupé. Plus il est dégradé, plus les exigences syndicales seront modestes et par voie de conséquence plus les taux de salaire négociés seront faibles. Disposer d'indicateurs rendant fidèlement compte de la situation relative d'un chômeur par rapport à un actif occupé revêt alors une importance majeure.

Si l'on se limite à l'angle de la rémunération (2), mesurer la détérioration du sort d'un individu au moment où il perd son emploi revient à rapporter ses ressources en tant que chômeur, à celles dont il disposait lorsqu'il exerçait son dernier emploi. Un tel ratio est appelé taux de remplacement. Pour le calculer, deux perspectives sont possibles. La plus usuelle cherche à apprécier, en temps réel, la perte apparente de ressources d'un nouveau chômeur, et par-là même sa motivation à rechercher un emploi. Elle s'intéresse à l'ensemble des chômeurs à une date donnée : tel est l'objet des taux calculés par l'OCDE et par l'Unedic. Le premier calcule le revenu relatif instantané d'un chômeur en fonction de son salaire antérieur, de son ancienneté dans le chômage et de sa situation familiale. La moyenne de ces revenus constitue un taux de remplacement agrégé qui reste sensiblement constant de 1973 à 1979, augmente fortement ensuite jusqu'en 1987, puis reste stationnaire (Martin, 1996). L'Unedic mesure le rapport entre les prestations et le salaire du dernier emploi susceptible de donner lieu à indemnisation pour les chômeurs relevant uniquement du régime d'assurance chômage ou pour les chômeurs indemnisés par le régime d'assurance chômage et le régime de solidarité (Unedic, 1997). Cet indicateur est stable de 1986 à 1992, puis baisse fortement jusqu'en 1994, avant de remonter légèrement au cours des deux années qui suivent.

Ce type d'approche, pour pragmatique qu'il soit, est assez réducteur lorsqu'il s'agit d'apprécier les conséquences de la perte d'emploi sur le long terme, c'est-à-dire sur l'ensemble d'une existence : on ne peut, dans ce cas, se borner à dire qu'un chômeur indemnisé touche en moyenne 40 % de ce qu'il percevait quand il était employé (3). Une telle

proposition, en effet, néglige une dimension essentielle : la durée. D'une part, un employé est exposé au risque de perdre un jour son emploi, d'autre part, un chômeur en retrouvera probablement un dans le futur. Ainsi est-on amené, pour avoir une appréciation plus complète des conséquences de la perte d'un emploi, à adopter une perspective de durée – celle d'une vie entière. Telle est la seconde voie, adoptée par cet article : on se propose d'évaluer la perte de « richesse humaine » (manque à gagner sur toute une vie) qui résulte du chômage. Encore se borne-t-on à l'apprécier en termes de revenu : on n'incorpore pas à cette perte le handicap représenté par la baisse de productivité qui menace d'ordinaire un individu traversant une longue période de chômage. Ce handicap est usuellement désigné par le terme de perte en « capital humain » (4). Ainsi adopte-t-on comme définition du taux de remplacement le rapport entre les gains potentiels d'un nouveau chômeur, et ceux d'un employé. Il s'agit du rapport de deux espérances mathématiques : la première est celle de la somme des flux de revenus nets actualisés d'un nouveau chômeur (situation où se trouve l'individu qui vient de perdre son emploi) ; la seconde est l'espérance mathématique de la somme des flux de revenus nets actualisés d'un employé (situation où se trouverait l'individu s'il n'avait pas perdu son emploi). Il dépend, tout d'abord, des probabilités futures qu'ont ces deux agents d'être dans l'un des trois états d'employé, de chômeur ou d'inactif. Ensuite, il est fonction de l'organisation institutionnelle du marché du travail et plus précisément, du système d'indemnisation des chômeurs, des revenus bruts que perçoivent les actifs et les inactifs, et des taux de cotisations sociales appliqués aux revenus de chacune de ces catégories. Ainsi, cet indicateur synthétique reflète non seulement la perte de revenu d'un chômeur par rapport à un employé mais aussi le temps qu'il faudra au premier pour retrouver un emploi et le risque que court le second de perdre le sien. Il constitue un indicateur des tensions sur le marché du travail plus riche que le taux

1. Pour une présentation des modèles WS-PS, on peut se reporter à Cahuc et Zylberberg (1999).

2. En théorie, la mesure du sort relatif d'un chômeur récent par rapport à celui d'un actif occupé peut intégrer de nombreuses autres informations : progression du temps de loisirs, versement des prestations sociales, variation du montant des impôts versés, etc.

3. Dans la suite de cet article, et par référence aux théories de l'emploi (Employment Theory) servant de cadre théorique, le terme d'employé désignera un actif occupé et ne devra pas être confondu avec la catégorie sociale du même nom.

4. Le terme de richesse humaine utilisé dans cet article ne doit pas être confondu avec celui de capital humain utilisé par l'analyse économique pour désigner l'acquis d'un individu en termes de connaissances, de savoir-faire et d'expérience professionnelle. La perte de capital humain résultant du chômage est ici entièrement négligée.

de chômage. Ceci est vrai sur le plan de l'analyse théorique mais semble également être confirmé sur le plan expérimental par les travaux conduits ici.

La notion de taux de remplacement ainsi adoptée présente plusieurs avantages par rapport aux taux habituellement calculés. Tout d'abord, elle fournit une vision à long terme des conséquences du chômage dans la mesure où elle s'applique à une vie entière dont elle incorpore les aléas. Elle reflète ainsi plus fidèlement la « perte sèche » que représente le passage à l'état de chômeur : si la richesse humaine du salarié médian auquel on s'intéresse est de 2 millions de francs et l'indicateur de 78 %, cela signifie que le jour où ce salarié perd son emploi, son manque à gagner est en moyenne de 440 000 francs pour le reste de ses jours, ce qui est considérable. Elle rend également mieux compte de la perspective « temporelle » du chômage, en particulier de la fréquence de l'alternance entre périodes d'emploi et périodes de chômage : si le taux de rotation de la main-d'œuvre était très élevé en France, avec de brèves périodes de chômage et de courtes périodes d'emploi, sur le long terme, le sort d'un chômeur récent différerait peu de celui d'un employé et le calcul le reflèterait au travers d'une valeur élevée du taux de remplacement. Au contraire, les indicateurs de l'OCDE et de l'UNEDIC seraient moins sensibles à cet aspect : en cas d'augmentation du taux de rotation, le premier ne serait pas altéré, et bien qu'en hausse par rapport à son niveau présent, le second y serait moins sensible que celui retenu ici. Enfin, dans la mesure où elle intègre l'évolution de la fiscalité sociale, du système d'indemnisation et de l'état du marché du travail, cette conception du taux de remplacement est plus riche d'informations que les deux indicateurs usuels. Ce caractère synthétique a pour contrepartie une certaine fragilité dans la mesure où la construction du taux de remplacement a nécessité de faire certaines hypothèses ou approximations fortes et par-là même discutables : elles sont détaillées, ainsi que leurs conséquences, à chaque étape du calcul.

On a évalué ce taux de remplacement, dans le cas de la France, entre 1975 et 1995, avec une périodicité annuelle, au niveau sectoriel de la NAP 16. Une moyenne pondérée par la part des effectifs de chaque secteur a permis d'obtenir un indicateur agrégé. En théorie, les choix du syndicat exprimant généralement les préférences de son adhérent médian (Arrow, 1974), c'est la situation de ce dernier qui aurait dû être intégré dans ces calculs. Dans la mesure où il n'existe pas d'information le concernant, il a été approché par un homme de 25 à 39 ans percevant le salaire moyen. Au total, la

population concernée par notre calcul se ramène à celle des hommes de cette tranche d'âge exclusion faite des étudiants et des militaires du contingent. C'est sur ce champ que se trouvent déterminées les probabilités de se trouver à l'état d'employé, d'inactif ou de chômeur, chaque individu étant affecté, pour le calcul des espérances de ressources, du salaire moyen ou de l'indemnisation moyenne de la catégorie à laquelle il appartient.

Des modèles de négociations salariales au taux de remplacement

Pour rendre compte de la détermination des prix et des volumes des facteurs de production, on se place le plus souvent depuis le début des années 90 dans le cadre des modèles de *Wage Setting-Price Setting* (WS-PS). L'équation de prix est déterminée comme à l'ordinaire par le comportement des firmes de maximisation du profit en concurrence imparfaite. Par contre, le mécanisme de fixation des salaires est modifié et repose sur l'existence de négociations entre firme et syndicat, au niveau de chaque entreprise.

Il devient alors nécessaire de formaliser le comportement du syndicat. La première étape consiste à préciser les intérêts qu'il défend. Il est logique de supposer qu'il tend à maximiser la somme des espérances d'utilité de ses membres. Si l'on adopte l'hypothèse simplificatrice selon laquelle ces derniers sont tous identiques, maximiser la somme de leurs espérances d'utilité équivaut à maximiser l'espérance de l'utilité individuelle d'un seul d'entre eux (Drèze et Modiglian, 1981 ; Mac Donald et Solow, 1981 ; Oswald, 1982). Il est plus conforme à la réalité de supposer qu'il est composé de membres différents. Son objectif dépend alors de son organisation institutionnelle : Arrow (1974) a démontré, avec des hypothèses vraisemblables, que si le syndicat est démocratique et recourt au vote majoritaire, ses décisions expriment les préférences de l'électeur médian. Son comportement peut donc se formaliser par la maximisation de la fonction d'utilité de cet individu. La spécification dépend ensuite des variables faisant l'objet de discussions entre firme et syndicat. Dans le modèle du droit à gérer (Nickell et Andrews, 1983), la négociation se limite au niveau du salaire, l'entreprise définissant seule ensuite le niveau de l'emploi. Ce schéma correspond au cas le plus souvent rencontré dans la réalité, aussi est-il généralement adopté. Il est également compatible avec l'assimilation des préférences globales du syndicat à celles de son électeur médian, dans la mesure où l'emploi de ce dernier est rarement menacé.

Chaque acteur cherche alors à obtenir le salaire qui lui permet d'atteindre l'objectif qu'il s'est défini : la firme vise le profit le plus élevé, le syndicat maximise la fonction d'utilité globale qu'il a définie.

Cette fonction comporte deux types d'éléments. Les premiers sont de nature institutionnelle : le taux de salaire en vigueur et le revenu de remplacement versé aux chômeurs en cas de perte d'emploi. Les seconds sont de nature probabiliste : probabilités des membres du syndicat (appréhendés par un individu représentatif : l'électeur médian) de conserver leur emploi, de le perdre, ou de trouver un emploi dans une autre entreprise (cf. encadré 1). Dans cette formalisation, la négociation peut avoir deux issues. Ou bien elle aboutit et les employés sont rémunérés au salaire en vigueur, jusqu'aux prochaines négociations. Ou bien elle échoue, et dans ce cas on convient que tous les salariés deviennent chômeurs. Ils perçoivent alors

l'allocation de remplacement existante. Toutes choses égales par ailleurs, le taux de salaire négocié sera donc d'autant plus élevé que la dégradation des conditions matérielles résultant de l'entrée d'un individu au chômage sera faible, ou, ce qui revient au même, que la situation relative d'un chômeur par rapport à un employé n'est pas trop désavantageuse. C'est précisément ce que mesure le taux de remplacement estimé dans la suite de cet article.

La simplification de la réalité adoptée par le modèle *WS-PS* peut paraître excessive : si la négociation salariale échoue, les travailleurs ne quittent pas tous l'entreprise, et s'ils démissionnent volontairement, ils n'ont pas accès aux indemnités du chômage. Ces réserves doivent être relativisées. Le syndicat sait que s'il arrive à obtenir des augmentations de salaires élevées, par exemple par une succession de grèves, l'entreprise pourra réagir au bout d'un certain temps : elle limitera alors les embauches nouvelles et elle incitera aux départs en

Encadré 1

LA FONCTION D'UTILITÉ DU SYNDICAT

La fonction d'utilité du syndicat se ramène à celle de son adhérent « représentatif » : membre-type dans l'hypothèse où tous ses membres sont identiques, électeur médian dans celle adoptée par Arrow (se reporter au texte). Elle intègre plusieurs types d'informations. Les premières sont de nature institutionnelle et concernent les salaires et l'indemnisation du chômage. Les secondes sont les probabilités qu'a l'adhérent « représentatif » d'être employé ou chômeur à la date $t+1$, en fonction de sa situation initiale à la date t . Dans cet article, ces probabilités sont calculées à partir des informations issues de l'enquête *Emploi*. Si l'on désigne par $V_{e,t}$ l'expression de la fonction d'utilité du syndicat à la date t , elle se note :

$$V_{e,t} = w_t + b [q_e(q_{u,t+1}\bar{V}_{e,t+1} + (1 - q_{u,t+1})V_{u,t+1}) + (1 - q_e)V_{e,t+1}] \quad (1),$$

Avec

$$\bar{V}_{e,t} = \bar{w}_t + b [q_e(q_{u,t+1}\bar{V}_{e,t+1} + (1 - q_{u,t+1})V_{u,t+1}) + (1 - q_e)\bar{V}_{e,t+1}] \quad (1a) \text{ l'espérance d'utilité d'un employé embauché dans une autre firme à la date } t,$$

$$V_{u,t} = z_t + b (q_{u,t+1}\bar{V}_{e,t+1} + (1 - q_{u,t+1})V_{u,t+1}) \quad (1b) \text{ l'espérance d'utilité d'un chômeur à la date } t,$$

et

- b le taux d'actualisation
- q_e la probabilité exogène d'un employé d'être licencié pour cause d'obsolescence de son emploi.
- $q_{u,t+1}$ la probabilité d'un chômeur à la fin de chaque période t , de trouver un emploi en $t+1$.
- z_t les gains instantanés d'un chômeur
- \bar{w}_t le salaire moyen.

L'espérance d'utilité à l'instant t de l'électeur médian employé dans une entreprise donnée, $V_{e,t}$, est égale au salaire qu'il perçoit à cette date et aux revenus actualisés qu'il anticipe pouvoir percevoir à la date $t+1$. Dans la mesure où son état en $t+1$ est incertain, il envisage l'ensemble des situations dans lesquelles il peut se retrouver, affecte chacune de ces situations d'une probabilité qu'il multiplie par l'espérance d'utilité en $t+1$ qu'il pourra obtenir en fonction de son nouvel état. S'il n'est pas licencié pour cause d'obsolescence de son emploi, son espérance d'utilité sera $V_{e,t+1}$. Dans le cas contraire, il peut retrouver un emploi dans une autre entreprise, avec la même probabilité qu'un chômeur. Son espérance d'utilité est alors égale à l'espérance d'utilité moyenne dans l'économie, $\bar{V}_{e,t+1}$. S'il ne retrouve pas de poste, il devient chômeur et a une espérance d'utilité égale à $\bar{V}_{u,t+1}$. Les relations (1a) et (1b) se lisent de la même manière.

pré retraite. Elle pourra même avoir recours au licenciement d'une partie des adhérents constituant le « noyau dur » du syndicat. Or, ce sont eux qui peuvent être identifiés à l'électeur médian de la théorie. Il est vraisemblable que si cette situation se produisait, ils rempliraient alors les conditions nécessaires (notamment d'ancienneté), pour bénéficier des indemnités de chômage (5). Que ces licenciements soient relativement rares n'est pas démenti par la théorie puisqu'en théorie des jeux en avenir certain, les négociations aboutissent toujours et les menaces ne sont jamais exécutées.

Un indicateur synthétique en contrepartie d'une image simplifiée de la réalité

L'apport de la notion retenue dans cette étude pour le taux de remplacement réside dans son caractère synthétique : elle incorpore en effet à la fois les règles institutionnelles régissant le fonctionnement du marché du travail (fixation de l'évolution des taux de salaire, système d'indemnisation du chômage, coin social) et des informations sur l'état de ce marché (saisi au travers des probabilités d'un individu de se trouver employé, chômeur ou inactif, en fonction de son état initial). Les espérances mathématiques de revenus futurs d'un employé et d'un chômeur intègrent en effet ces deux catégories complémentaires d'informations par le biais des variables de taux de salaire, d'allocation chômage et de taux de cotisations sociales appliqués aux salaires et aux revenus de remplacement, et par celui des probabilités de transition d'un état à l'autre que leur calcul fait intervenir. De plus, la prise en compte de l'état d'inactif représente un affinement du modèle ayant servi de point de départ (modèle de Nickell et Andrews). Le fait d'assimiler l'électeur médian de la théorie, pour lequel l'indicateur devrait être calculé, à un salarié moyen de sexe masculin auquel il reste encore de nombreuses années à figurer dans la population active limite cependant la portée de ce taux de remplacement. En effet il ne prend pas en compte l'ensemble du système d'allocations chômage. Se trouvent omises, de par la tranche d'âge retenue pour l'individu donnant matière au calcul (homme âgé de 25 à 39 ans), les règles s'appliquant spécifiquement aux jeunes et aux personnes proches de l'âge de la retraite : le rôle important joué par le développement puis la réduction des systèmes de pré retraite est ainsi laissé pour compte. Par ailleurs, la référence au salaire moyen conduit à ignorer l'existence de planchers et de plafonds dans le montant des prestations de chômage et à intégrer uniquement la fiscalité sociale relative à cette tranche de salaire. Enfin, l'indicateur ne tient pas

compte du fait que les probabilités de transition entre les états d'employé, de chômeur et d'inactif, sont significativement différentes pour les femmes de la même tranche d'âge percevant le même salaire.

L'indemnisation du chômage : des règles complexes et évolutives

En France, le système d'indemnisation du chômage a été créé en 1958. Bien que ses règles aient évolué dans le sens d'une simplification progressive, elles restent d'une grande complexité. Le principe, consacré par la réforme du 27 mars 1979, et confirmé par les aménagements ultérieurs (24 novembre 1982, 10 janvier 1984 et 18 juillet 1992), réside dans la combinaison de deux types d'indemnisation, susceptibles de se recouvrir (les prestations correspondantes s'ajoutant alors) au cours des premiers mois de chômage du bénéficiaire. Le premier consiste en une indemnité proportionnelle aux derniers salaires perçus (dont la moyenne constitue le salaire de référence) et relève d'une logique d'assurance : l'ouverture des droits à cette prestation repose sur une durée minimum d'affiliation ; son montant initial (pourcentage retenu du salaire de référence) et la durée de versement sont d'autant plus élevés que la période antérieure de cotisation est longue. Enfin, depuis 1992, le coefficient de dégressivité qui s'applique tous les quatre mois au montant de l'indemnité chômage est, lui aussi, proportionnel à la durée d'affiliation antérieure. Sous les différentes dénominations qu'elle a revêtues au fil du temps (Allocation Spéciale (AS) et Allocation de Base (AB) entre 1979 et 1984, Allocation de Base entre 1984 et 1992, Allocation Unique Dégressive (AUD) à compter de juillet 1992), cette partie de l'indemnisation est versée par l'assurance chômage (ASSEDIC). Le second type d'indemnisation relève d'une logique d'assistance proposée par l'aide publique. Elle consiste en une partie fixe journalière qui se cumule dans un premier temps aux prestations de la première catégorie, puis s'y substitue lorsque le bénéficiaire a atteint la limite de ses droits (par le jeu des mécanismes de dégressivité et au terme de la durée de perception à laquelle ouvraient ses droits). Elle constitue donc le « noyau dur » des prestations, dans la mesure où l'intéressé continue à la percevoir au-delà de la fin de ses droits. Cette indemnité forfaitaire s'est d'ailleurs appelée

5. Comme il est mentionné plus haut, dans la mesure où l'électeur médian n'est pas le plus menacé par le chômage, il est fort probable qu'il dispose des conditions d'ancienneté suffisantes dans l'entreprise pour bénéficier du régime d'indemnisation chômage, en cas de licenciement.

longtemps Allocation de Fins de Droits (AFD) (jusqu'en 1992). Elle s'adresse également aux chômeurs qui ne bénéficient pas des autres indemnités, notamment du fait d'une durée insuffisante de cotisation.

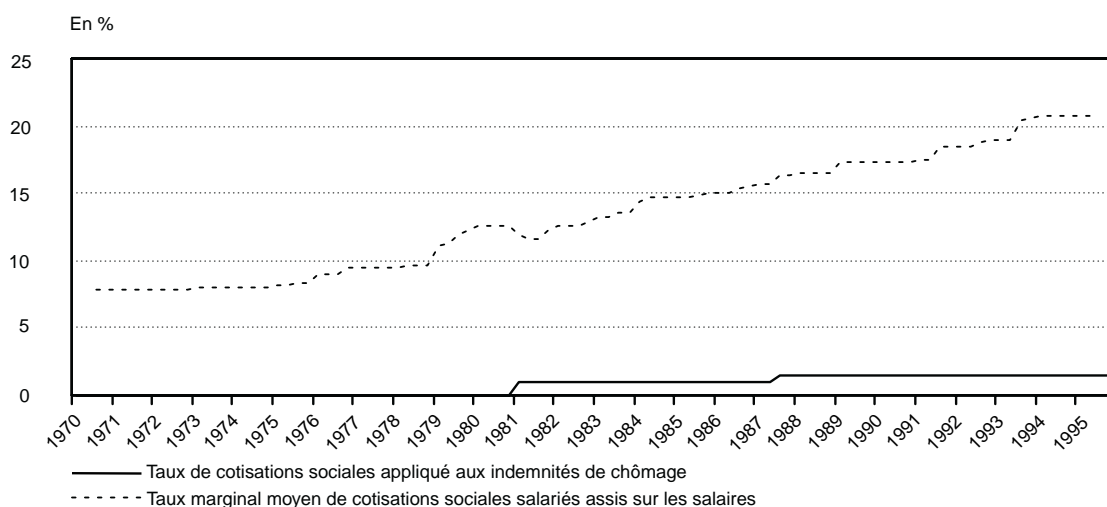
Avant 1979, l'extrême complication du système conduit à retenir pour le calcul du taux de remplacement un individu faisant l'objet d'un licenciement économique. C'est en effet pour cette catégorie de chômeurs que l'information est la plus sûre. La réforme de 1979 a simplifié notablement la procédure en ramenant à cinq les catégories d'allocations, trois relevant de la logique d'assurance décrite plus haut. Celles de 1982 et 1984 ont renforcé cette logique en rendant proportionnelle la durée de perception des prestations à la durée d'affiliation, consacrant ainsi la naissance des filières d'indemnisation qui durcissent les conditions d'accès au régime d'assurance. Une tendance confirmée par la dernière réforme, celle de 1992. En créant l'Allocation Unique Dégressive (AUD) qui remplace l'AB, l'ABE et l'AFD, elle simplifie le système antérieur. Elle le rend aussi plus dur puisque le montant de cette prestation est fonction de la durée d'affiliation et qu'elle est dégressive. Cette dégressivité a d'ailleurs été légèrement accentuée à partir du 1^{er} août 1993. Les règles ayant cours aux différentes époques sont détaillées, avec les conventions adoptées en conséquence pour le calcul, à l'encadré 2.

L'évolution des salaires par rapport au plafond de la Sécurité sociale et l'alourdissement du coin social salarial se conjuguent pour augmenter le taux de remplacement

L'évolution du taux de salaire moyen et celle des cotisations sociales des salariés s'appliquant respectivement aux salaires et aux revenus de remplacement sont les deux autres facteurs de nature institutionnelle qui entrent dans le calcul des espérances d'utilité.

L'évolution des taux de cotisations salariés contraste fortement avec celle des taux appliqués aux allocations chômage (cf. graphique I). Pratiquement stationnaire avant 1975, le taux de cotisation social marginal moyen payé par les salariés a, par la suite, régulièrement progressé, de 8 % en 1975 à 21 % en fin de période, du fait de la forte augmentation des taux de cotisations chômage, maladie et vieillesse. Dans le même temps, le taux de cotisation appliqué aux allocations chômage est resté extrêmement faible : nul jusqu'à la fin de l'année 1980, il a été de 1,0 % entre 1981 et juin 1987 et de 1,4 % de juillet 1987 à la fin de l'année 1995. Ainsi, le dénominateur du taux de remplacement a dû être sensiblement affecté par la hausse relativement plus soutenue des cotisations appliquées aux salaires, alors que la faiblesse des prélèvements sur les

Graphique I
Taux de cotisations sociales salariés moyens appliqués au salaire moyen et aux allocations chômage



Lecture : le taux de cotisations sociales marginal moyen appliqué sur les salaires et payé par les salariés est passé de 7,8 % au début des années 70 à 20,9 % au premier trimestre de l'année 1998. Parallèlement, le taux de cotisations sociales appliquées aux prestations chômage est resté très bas. Il était nul jusqu'à la fin de l'année 1980 et a progressé ensuite lentement. Son niveau était de 2,8 % au début de l'année 1998.

Champ : salariés et chômeurs relevant du régime général de la Sécurité sociale.

Source : direction de la Prévision.

LES RÈGLES D'INDEMNISATION DU CHÔMAGE

Le régime d'indemnisation retenu dans le calcul du taux de remplacement est celui d'un salarié de revenu et d'âge moyens qui a perdu son emploi le 1^{er} juillet de l'année considérée. Pour chaque année, l'état du système d'indemnisation qui est pris en compte est celui prévalant le 1^{er} juillet. La description en est assez précise à partir de la réforme de mars 1979 entrée en vigueur le 1^{er} janvier 1980 (cf. tableau A). Elle est plus approximative pour la période antérieure où l'extrême complexité du système rend difficile une quantification précise. Les revenus sont calculés par semaine et prennent donc en compte le taux de salaire horaire et la durée hebdomadaire du travail dans la branche.

Les hypothèses d'indemnisation retenues pour calculer le taux de remplacement sont présentées par période.

a) 1974-1979

On retient la règle d'indemnisation appliquée en cas de licenciement économique (1). Si un chômeur a été affilié plus de six mois, il relève du régime d'assurance conventionnel (les ASSEDIC) qui lui verse pendant douze mois l'Allocation Supplémentaire d'Attente (ASA). Créée en 1974, cette prestation se cumule avec l'Allocation Spéciale (AS) et l'Allocation d'Aide Publique pour atteindre 90 % du salaire brut antérieur (soit environ la totalité du salaire net). Au terme de cette période, il bénéficie de l'AS dont le montant représente 35 % de son ancien salaire (40,25 % durant les trois premiers mois). Celle-ci est accordée pour une année au moins, mais peut être prolongée après examen du dossier de l'intéressé. On suppose qu'il en est ainsi. Si l'individu a été affilié de trois à six mois, il perçoit directement l'AS. Pour une durée d'affiliation moindre, il relève de l'assistance. On fait l'hypothèse que le montant versé par l'Allocation d'Aide Publique est proche, en moyenne, de celui de l'Allocation de Fins de Droits (AFD) instituée lors de la convention de 1979, soit 20 francs par jour corrigés de l'inflation du salaire horaire moyen de la branche sur la période. En fait, en février 1978, cette aide était de 16,50 francs par jour pendant les 91 premiers jours, et de 15,20 francs à compter du 92^e jour. À la fin de chaque période de 12 mois, l'aide publique est affectée d'un coefficient d'abattement de 10 %. On suppose que les autres chômeurs et les inactifs perçoivent le même montant de revenu de remplacement.

b) 1980-1982

La réforme du 27 mars 1979, entrée en vigueur le 1^{er} janvier 1980, annule partiellement la convention de 1958. Dans un souci de simplification, le système d'indemnisation comprend désormais cinq allocations, dont trois relèvent directement d'une logique d'assurance. Une nouvelle Allocation Spéciale (AS) se substitue à l'ASA. Versée pendant un an (mais faisant l'objet d'une évaluation au terme de six mois, que nous supposons favorable au salarié servant de référence au calcul),

1. L'indemnisation de 90 % ne concerne que les salariés perdant leur emploi à la suite d'un licenciement économique. On suppose que l'électeur médian de la théorie qui sert de référence au calcul entre dans ce cas, ce qui est bien sûr discutable.

elle comporte une partie fixe (qui correspond au montant de l'ancienne Aide Publique) et une partie proportionnelle dégressive tous les 3 mois (qui correspond au montant distribué par les ASSEDIC). Cette dernière est de 65 % le premier trimestre, de 60 % le second, de 55 % le troisième et de 50 % le quatrième. Pour y avoir droit il faut six mois d'affiliation. L'Allocation de Base (AB) remplace l'ancienne AS et comporte une partie fixe et une partie proportionnelle invariante (de 42 %). Pour y avoir droit il faut trois mois d'affiliation au cours des douze derniers mois. Moins généreuse que la nouvelle AS, elle est cependant plus durable puisqu'elle peut être prolongée chaque trimestre, dans la limite d'une durée maximale, tous droits confondus, de trois ans (ce qui est supposé être le cas du salarié servant de référence). Enfin, l'Allocation de Fins de Droits (AFD) se limite à la partie fixe de l'AB et s'adresse aux chômeurs ne percevant plus les autres indemnités, mais toujours dans la limite de durée maximale, tous droits confondus, de trois ans. Elle est au minimum d'une durée de neuf mois, mais peut être prolongée ensuite par trimestre. Enfin, on suppose qu'un chômeur ayant cotisé moins longtemps ou un inactif perçoit sous formes diverses une aide égale à la partie fixe de l'AB qui est égale à l'Allocation de Fin de Droits (AFD). La partie fixe de l'AS et de l'AB est de 23,50 francs par jour en 1980, de 26,50 francs en 1981 et de 32,46 francs en 1982.

c) 1983

Le décret exceptionnel du 24 novembre 1982 introduit une réforme majeure en rendant proportionnelle la durée de perception des prestations de chômage à la durée d'affiliation : c'est la naissance des filières d'indemnisation qui renforcent les conditions d'accès au régime d'assurance. Par ailleurs, les durées de versement de l'AS et de l'AB sont réduites. La première n'est plus versée que pendant six mois et la seconde pendant une durée inférieure ou égale à 21 mois.

Ainsi, un chômeur ayant eu plus de six mois d'affiliation perçoit l'AS pendant six mois. Elle comprend un montant fixe et une part proportionnelle au salaire moyen brut de la branche. Cette dernière est de 65 % le premier trimestre et de 60 % le second. Ensuite, le chômeur perçoit l'AB, durant six mois s'il a été affilié plus de 12 mois, durant trois mois s'il a été affilié entre six et 12 mois. Un chômeur ayant été affilié entre trois et six mois, perçoit directement l'AB mais seulement pour trois mois. L'AB est composée d'un montant fixe et d'une part égale à 42 % du salaire brut. Une fois les droits à l'AB épuisés, le chômeur perçoit l'AFD qui est d'un montant fixe. On suppose qu'un chômeur ayant cotisé moins de trois mois, ou un inactif, perçoivent sous différentes formes des aides d'un même montant, à savoir la partie fixe de l'AS, de l'AB et de l'AFD qui est de 36 francs par jour.

d) 1984-1991

Le protocole du 10 janvier 1984 appliqué à partir du 1^{er} avril de la même année remplace l'AB par l'Allocation de Base Exceptionnelle (ABE) pour les chômeurs ayant cotisé entre trois et six mois au cours des



Encadré 2 (suite)

12 derniers mois). Cette nouvelle allocation, moins généreuse, est versée pour trois mois seulement. Elle comprend un montant fixe et une partie proportionnelle au salaire brut. De plus, l'AS est supprimée. Désormais, les travailleurs ayant fait l'objet d'un licenciement économique perçoivent l'AB ou l'ABE. Enfin, l'AB est versée sur une période réduite et devient dégressive en cas de prolongation (on place une fois encore la personne de référence pour le calcul dans la situation la plus favorable en retenant l'hypothèse d'une telle prolongation). Un chômeur qui a été affilié entre six et douze mois perçoit l'AB pendant six mois (huit mois après le 1^{er} avril 1986). Un chômeur qui a été affilié plus de douze mois perçoit l'AB durant douze mois. L'AB comprend un montant fixe et une part proportionnelle au salaire brut. Elle est affectée d'un coefficient de dégressivité de 15 % par période de six mois, qui s'applique au-delà de six mois pour les chômeurs affiliés pour moins d'un an et au-delà d'un an pour les chômeurs affiliés plus d'un an. On suppose que les chômeurs qui ne bénéficient pas de ces indemnités et les inactifs perçoivent sous formes diverses un montant fixe égal à l'AFD.

e) 1992

Bien que la réforme ait été mise en place à partir du 1^{er} août, on a admis qu'elle s'appliquait dès le 1^{er} juillet. L'Allocation Unique Dégressive (2) remplace l'ABE, l'AB

et l'AFD. Elle comprend un montant fixe et une partie proportionnelle. Pour une durée d'affiliation comprise entre quatre et six mois, ceux-ci sont respectivement égaux à 40,62 francs par jour et à 30,3 % du salaire brut. Pour une durée d'affiliation supérieure à six mois, ces composantes sont respectivement de 54,15 francs par jour et de 40,4 % du salaire brut. De plus, le montant de l'AUD est dégressif au cours du temps selon le schéma explicité dans le tableau B.

On suppose que les chômeurs ne recevant pas l'AUD et les inactifs perçoivent un montant équivalent à l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS) au taux simple.

f) 1993-1995

Le système précédent a été légèrement revu à partir du 1^{er} août 1993 (on admet encore qu'il s'est appliqué dès le 1^{er} juillet). Les durées totales d'indemnisation sont restées invariantes mais la partie à taux normal a été un peu réduite.

2. En fait, elle ne s'appellera comme cela qu'à compter du 1^{er} janvier 1993.

Tableau A
Le régime d'indemnisation chômage entre 1979 et 1995*

		1979 (1)		1980			1981			1982		1983	
		1-3	1-4	1-10	1-4	1-7	1-10	1-4	1-11	1-4	1-10		
AB	Partie fixe (en francs courants)	20,00	23,50	25,00	26,50	26,50	30,23	32,46	34,05	36,00	37,80		
	Partie proportionnelle (en %)	42	42	42	42	42	42	42	42	42	42		
AFD	Forfait, taux simple (en francs courants)	20	23,50	25	26,50	28,30	30,23	32,46	34,05	36,00	37,80		

1. À compter du 1er janvier 1980

		1984		1985				1986		1987	
		1-4	1-10	1-4	1-6	1-7	1-10	1-4	1-10	1-4	1-10
AB	Partie fixe (en francs courants)	40	41,4	42,8	42,8	42,8	43,87	43,87	44,6	45,55	46,32
	Partie proportionnelle (en %)	42	42	42	42	42	42	40	40	40	40
ABE	Partie fixe (en francs courants)	30	31,05	32,1	32,1	32,1	32,9	32,9	33,49	34,16	34,74
	Partie proportionnelle (en %)	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
AFD	Forfait, taux simple (en francs courants)	40	41,4	43	43	63	63	64	65,28	66,8	67,94
ASS	Forfait, taux simple (en francs courants)	40	41,4	43	43	64,5	64,5	64,5	64,5	64,5	64,5



prestations chômage n'a pratiquement pas dû affecter le numérateur. Ces facteurs ont dû jouer dans le sens d'une hausse du taux de remplacement, ce qui souligne la nécessité de prendre en compte la fiscalité sociale : se contenter des revenus bruts conduirait à ignorer la hausse du taux de remplacement induite par ce biais. Pour le salarié moyen de l'économie, la croissance plus rapide du plafond de la Sécurité sociale que de son taux de salaire a également joué dans le sens d'une tendance à la hausse du taux de remplacement (cf. graphique II).

Il va de soi que la variation de l'espérance de revenus liée à la perte d'un emploi passe par de nombreux autres canaux qu'il aurait fallu intégrer dans ce travail : modification du montant des transferts sociaux perçus (et notamment les allocations logement), diminution de frais de garde des enfants induite par la cessation d'activité, baisse du niveau des impôts sur le revenu, etc. Dans la mesure où ils risquaient d'accroître excessivement la complexité des calculs, ils ont été laissés de côté. En conséquence, les résultats qui suivent ne peuvent en aucun cas prétendre refléter entièrement la réalité.

Encadré 2 (fin)

Tableau A (suite)

Le régime d'indemnisation chômage entre 1979 et 1995*

		1988			1989		1990			1991	
		1-4	1-10	1-11	1-4	1-10	1-1	1-4	1-10	1-1	1-7
AB	Partie fixe (en francs courants)	46,32	47,71	47,71	47,71	49,52	49,52	49,52	51,65	51,65	52,73
	Partie proportionnelle (en %)	40	40	40	40	40	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4
ABE	Partie fixe (en francs courants)	34,74	35,78	35,78	35,78	37,14	37,14	37,14	38,74	38,74	39,55
	Partie proportionnelle (en %)	30	30	30	30	30	30,3	30,3	30,3	30,3	30,3
AFD	Forfait, taux simple (en francs courants)	67,94	70,18	70,18	70,18	72,99	72,99	76,64	79,63	79,63	81,3
ASS	Forfait, taux simple (en francs courants)	64,5	64,5	66,43	66,43	66,43	68,29	68,29	68,29	69,45	70,01

		1992		1993	1994	1995
		1-1	1-7	1-7	1-7	1-7
AUD	Partie fixe (en francs courants)	52,73	54,15	54,15	55,29	56,95
	Partie proportionnelle (en %)	40,4	40,4	40,4	40,4	40,4
ASS	Forfait, taux simple (en francs courants)	70,71	71,98	72,92	74,01	74,01

* Pour la signification des abréviations (AB, AFD, etc.), se reporter au texte de l'encadré. La partie fixe (de l'AB, de l'ABE et de l'AUD) et le forfait (de l'AFD et de l'ASS) représentent des montants journaliers. Les parties proportionnelles sont exprimées en pourcentages du salaire de référence (en général, le salaire moyen des six derniers mois). Les dates (1-3, 1-4, etc.) sont celles auxquelles les barèmes ont pris effet.

Source : Bolot-Gittler (1992), *Liaisons sociales* (1993, 1996).

Tableau B

L'Allocation Unique Dégressive (AUD) en 1992

Durée d'affiliation	Durée d'indemnisation à taux normal (en mois)	Durée d'indemnisation à taux dégressif (en mois)	Taux de dégressivité (en %) (1)
Entre 4 et 6 mois	0	4	-25
Entre 6 et 8 mois	4	3	-15
Entre 8 et 14 mois	5	10	-17
Au-delà de 14 mois	12	18	-17

1. Il s'applique au terme de chaque période de 4 mois.

Source : *Liaisons sociales* (1993).

Ils se bornent à rendre compte d'une méthode nouvelle, visant à mieux appréhender le préjudice matériel que représente, à l'échelle de l'existence entière, la perte d'un emploi.

La probabilité de transition entre l'état d'employé et celui de chômeur augmente régulièrement entre 1975 et 1995

Les probabilités de transition entre les états d'inactif, d'employé et de chômeur se calculent à partir de l'enquête *Emploi*. L'enquête de l'année n donne en effet le nombre de travailleurs passé d'un état à un autre entre les années $n - 1$ et n . Les proportions d'individus qui restent dans le même état d'une année sur l'autre s'en déduisent par solde. Ces probabilités sont calculées sur le champ retenu pour cette étude : hommes âgés de 25 à 39 ans, à l'exclusion des étudiants et des militaires du contingent (6). Se limiter à une telle population a pour corollaire des taux d'activité élevés et des flux vers l'inactivité très faibles (7) (cf. graphique III). L'augmentation de la proportion d'employés qui deviennent chômeurs ainsi constatée sur vingt ans s'inscrit en négatif de la baisse des proportions de chômeurs ou d'inactifs passés à l'état d'employés.

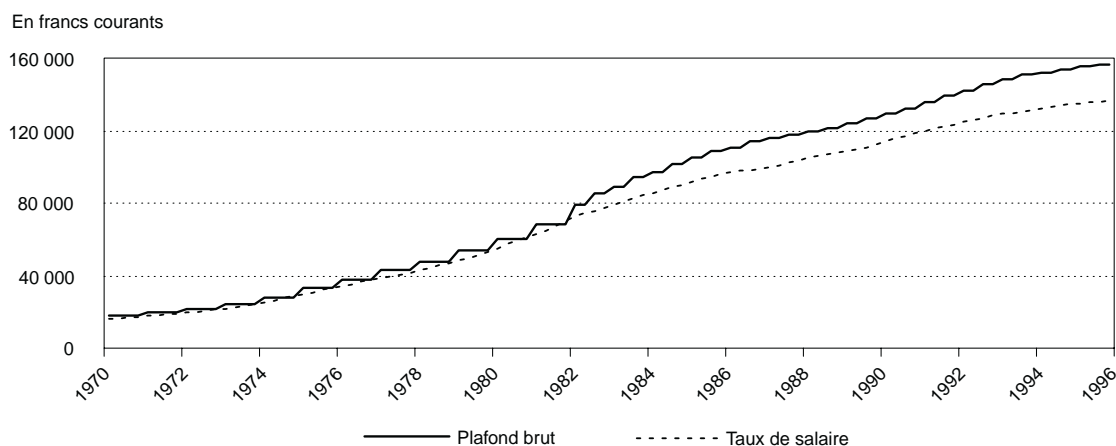
L'intervalle de temps entre deux enquêtes successives influe sur les probabilités de transition : au cours de cet intervalle, un même individu est, en effet, susceptible d'avoir connu une succession de périodes de chômage, d'inactivité ou d'emploi, les passages d'un état à un autre étant d'autant plus nombreux que l'espacement entre les deux enquêtes est important. Afin de s'affranchir de cette contingence purement temporelle, on fait tendre vers zéro la durée séparant deux enquêtes successives : ce passage à la limite fournit des probabilités de transition qui ne sont plus tributaires du temps écoulé entre deux enquêtes. On peut les considérer comme des probabilités de long terme, pour un agent, d'être dans l'un des trois états mentionnés. Elles permettent, également, de déterminer les durées moyennes d'une période de chômage ou d'emploi, valant pour le reste de l'existence d'une personne atteinte par le chômage (cf. encadré 3).

Ces indicateurs reflètent les résultats cités ci-dessus : la durée moyenne d'une période de chômage passe de 11 à 19 mois sur la période étudiée, tandis que celle d'une période d'emploi est pratiquement divisée par trois : elle passe de 35 ans à 13 ans et demi (cf. graphique IV). Ces évolutions sont sans doute accentuées par le fait que les probabilités de transition sont calculées pour des individus présents dans l'échantillon aux deux dates $n - 1$ et n et ignorent de ce fait le passage à la retraite, ce qui minore la probabilité de long terme de se trouver en inactivité. Dans le même temps, la probabilité de long terme de passer par un état de chômage a fortement augmenté (de 2,4 % à 10,5 %) tandis que celle d'être employé s'infléchissait à la baisse (de 96,7 % à 87,6 %) (cf. graphique V).

6. Les enquêtes *Emploi* antérieures à 1982 ne séparaient pas les titulaires des contractuels de la Fonction publique. Dès lors, la construction d'une série longue de taux de remplacement oblige à inclure parmi les actifs, les titulaires de la Fonction publique bien que ceux-ci ne supportent aucun risque de chômage.

7. Pour une présentation moins restrictive, voir l'étude de L'Horty (1997) qui commente l'évolution au cours du temps de ces probabilités de transition pour les différentes catégories de salariés.

Graphique II
Taux de salaire annuel moyen et plafond brut de la Sécurité sociale



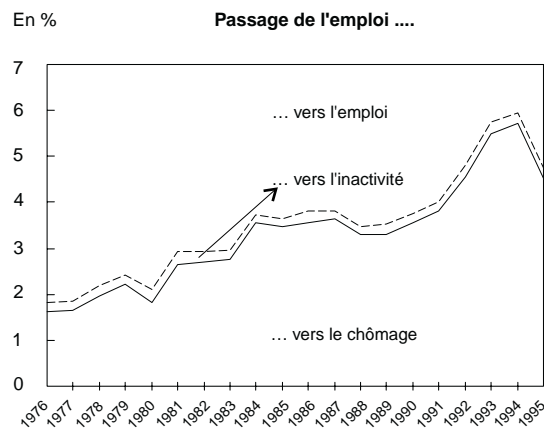
Lecture : ce graphique compare les niveaux (en francs courants) du taux de salaire annuel moyen et du plafond de la Sécurité sociale sur la période allant du premier trimestre 1970 au premier trimestre 1996.

Champ : ensemble de l'économie.

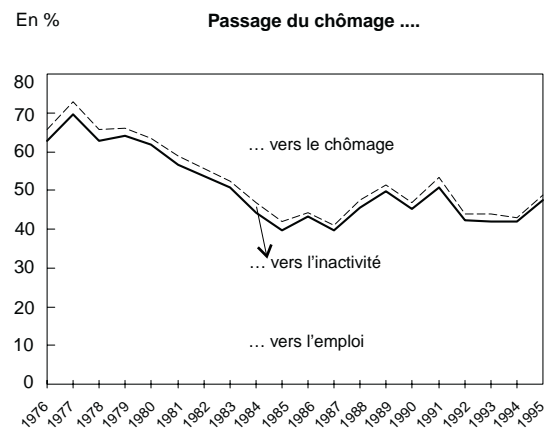
Source : base de données ARIEGE pour le taux de salaire et direction de la Prévision pour le plafond.

Graphique III
**Passage entre les états d'employé,
 de chômeur et d'inactif**

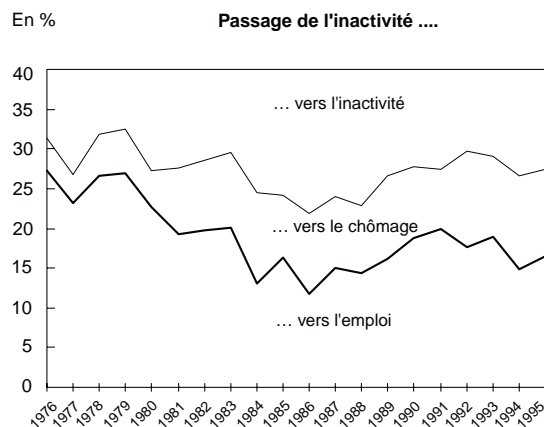
A - État initial : emploi



B - État initial : chômage



C - État initial : inactivité



Lecture : chaque année, un individu peut se trouver dans l'état d'employé, de chômeur ou d'inactif. On a représenté en ordonnée de chaque graphique la proportion d'individus dans un état donné l'année n sachant leur état en n-1. Ainsi, en 1994, parmi les actifs qui exerçaient un emploi en 1993, 5,7 % sont au chômage, 0,3 % sont inactifs et 94 % sont encore pourvus d'un emploi.

Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.

Source : enquête Emploi, Insee.

Encadré 3

**TRANSITIONS ENTRE EMPLOI, CHÔMAGE
 ET INACTIVITÉ**

Les données

Les données utilisées proviennent des enquêtes *Emploi* de l'Insee.

La population étudiée concerne les hommes de 25 à 39 ans hors étudiants, militaires du contingent et retraités. À un instant donné, un individu peut être dans l'un des trois états suivants : employé, chômeur ou inactif. L'enquête d'une année fournit les nombres n_{ij} ($i, j = 1, 2, 3$) d'individus de la population qui étaient dans l'état i l'année précédente et qui sont présentement dans l'état j .

À partir de ces données, la probabilité pour un individu qui était dans l'état i l'année précédente et qui appartient toujours à la population l'année courante, d'être dans l'état j cette même année se définit par :

$$p_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_j n_{ij}} \text{ d'où } p_{ij} \geq 0 \quad \sum_j p_{ij} = 1 \quad i, j = 1, 2, 3$$

La matrice de transition entre deux enquêtes est la matrice P d'éléments génériques p_{ij} .

La matrice des intensités de transition

L'information contenue dans la matrice de transition P peut être analysée plus finement en recourant au concept de matrice d'intensité de transition. Celle-ci permet de calculer deux données essentielles à la description du marché du travail : la durée moyenne de présence ininterrompue dans un état donné, et la probabilité d'équilibre qu'un individu a d'être dans cet état.

On se place au cours d'une année donnée, durant laquelle on considère que la taille de la population est fixe. Le nombre d'enquêtes effectuées dans l'année est égal à $1/t$ où t désigne l'intervalle de temps entre deux enquêtes.

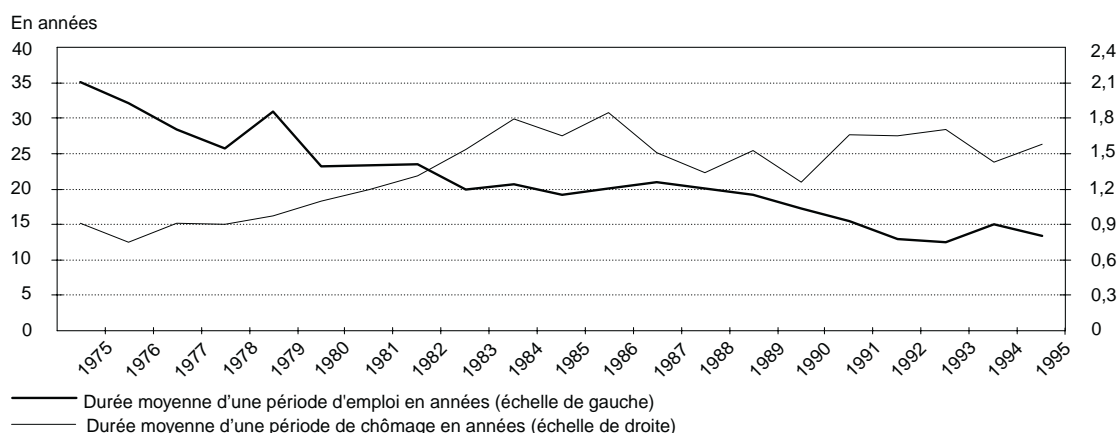
On note $p_{ij}(t)$ la probabilité pour qu'un individu dans l'état i dans l'enquête précédente soit dans l'état j dans l'enquête courante. On suppose que les $p_{ij}(t)$ restent invariants pendant l'année. De plus, on admet que les probabilités de transition qui s'appliquent à un individu ne dépendent que de son état au moment de l'enquête précédente et de l'enquête courante, à l'exclusion de son histoire antérieure. Ainsi, un chômeur de longue durée aura les mêmes chances de retrouver un emploi qu'un chômeur récent. Cette hypothèse est forte. Elle sera commentée plus bas.

La matrice d'éléments génériques $p_{ij}(t)$ est notée P(t). Elle a les mêmes propriétés que la matrice P.

On fait tendre t vers 0. On définit alors les intensités de transition par : $q_{ij} = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{p_{ij}(t)}{t}$ Pour $i \neq j$



Graphique IV
Durée moyenne d'une période d'emploi et de chômage



Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.
 Source : calculs des auteurs à partir des données de l'enquête Emploi.

Encadré 3 (fin)

$$q_{ij} = -\sum_{k \neq i} q_{ik} = -\lim_{t \rightarrow 0} \frac{(1 - p_{ij}(t))}{t}$$

$$q_{ii} \geq 0 \text{ et } q_{ij} \leq 0, i, j = 1, 2, 3, i \neq j.$$

On note Q , la matrice des intensités de transition d'éléments génériques q_{ij} . On démontre alors les propriétés suivantes (Fougère et Kamionka, 1992) :

$$-P(t) = \exp(Qt) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(Qt)^k}{k!}. \text{ Cette expression donne } Q \text{ en fonction de } P(t).$$

– Si un individu est dans l'état i , la probabilité que son prochain état soit j est $-\frac{q_{ij}}{q_{ii}}$.

– La durée de séjour dans l'état i , notée T_i , est une variable aléatoire ayant une distribution exponentielle de paramètre $-q_{ii}$. Les propriétés de cette distribution donnent l'espérance et l'écart-type de la durée du séjour dans l'état i . Ils sont tous deux égaux à $-\frac{1}{q_{ii}}$.

La probabilité pour un individu d'être dans l'état i converge vers une valeur d'équilibre π_i . Le vecteur Π d'éléments génériques π_i est égal au vecteur propre normé à 1, associé à la valeur propre nulle de la matrice Q . Ces probabilités peuvent aussi s'interpréter comme des taux d'emploi, de chômage et d'inactivité de long terme pour l'année considérée.

Calcul de la matrice des intensités de transitions

Il s'agit de résoudre l'équation en Q : $P = \exp(Q)$.

$Q = \ln(P)$, soit après avoir diagonalisé la matrice P :

$$P = ADA^{-1} \text{ avec } D = \text{diag}(\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)$$

$\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ sont les valeurs propres de P supposées distinctes et les colonnes de A sont les vecteurs propres

associés. Dans ces conditions (Fougère et Kamionka, 1992) :

$$Q = AD_q A^{-1} \text{ avec } D_q = \text{diag}(\ln(\lambda_1), \ln(\lambda_2), \ln(\lambda_3))$$

Deux caractéristiques des données utilisées permettent de simplifier le traitement analytique. D'abord, les valeurs propres $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$ se sont révélées toujours réelles. En conséquence, $\ln(\lambda_1), \ln(\lambda_2)$ et $\ln(\lambda_3)$ sont définis de façon unique. Ensuite, dans tous les cas, les termes non diagonaux de Q se sont avérés positifs. Q a ainsi directement la propriété de base d'une matrice de probabilité de transition instantanée (pour un traitement dans les cas moins favorables, voir Fougère et Kamionka).

Il convient de noter que le modèle présenté dans cet encadré retient l'hypothèse que la probabilité de transition d'un état vers un autre est indépendante de l'ancienneté dans l'état d'origine. Cela est probablement inexact (Cases et Lollivier, 1994). L'introduction d'une telle causalité aurait notablement compliqué le modèle. Elle était de toute manière impossible du fait de l'absence de données sur l'ensemble de la période que nous étudions. De la même façon le modèle ne prend pas en compte le lien entre la probabilité pour un employé de perdre son emploi, et l'ancienneté dans son emploi ainsi que le nombre de périodes de chômage qu'il a connues dans un passé récent. Il n'est pas certain que la prise en compte de ces deux éléments altèrent significativement les résultats. Elle accroîtrait le nombre d'états où peut se situer un travailleur, mais pas nécessairement l'espérance de ses gains sur le long terme qui est calculée pour un chômeur et un employé médians.

On suppose enfin que le salarié médian de la théorie est payé au salaire moyen au moment où il devient chômeur, et qu'il retrouve ce salaire quand il recouvre un emploi. Cette simplification est sans doute abusive : il est vraisemblable qu'à l'issue de cet épisode, il devra endurer une baisse de rémunération.

L'évolution du taux de remplacement reflète essentiellement les réformes du début des années 80 du régime d'indemnisation chômage

Le taux de remplacement peut maintenant être calculé, à partir des probabilités pour un agent qui est employé, chômeur ou inactif à un instant donné d'être dans l'un de ces trois états à une date future, et en prenant en compte l'ancienneté dans le chômage ainsi que les réformes du système d'indemnisation chômage qui sont intervenues au cours de la période 1975-1995 (notamment la proportionnalité entre le montant de l'indemnisation d'un chômeur et sa durée de cotisation entrée en vigueur après 1982) (cf. encadré 4).

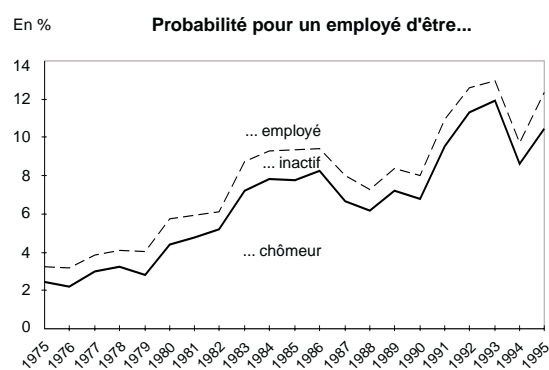
Le taux de remplacement agrégé (tous secteurs d'activité confondus) moyen est obtenu comme une moyenne des taux de remplacement par branche pondérés par les effectifs qu'elles emploient. Une telle méthode est préférable au calcul direct de ce taux à partir du salaire moyen dans l'ensemble des secteurs marchands. Elle assure en effet à chaque salarié le même poids, quel que soit le secteur qui l'emploie. Au contraire, dans le calcul direct utilisant le salaire moyen dans l'ensemble de l'économie, un salarié d'un secteur à haut salaire, et donc à faible taux de remplacement, aurait compté davantage qu'un salarié d'un secteur à bas salaire et fort taux de remplacement. On était alors exposé au risque de sous-estimer le taux de remplacement moyen. Il est cependant vraisemblable que les deux méthodes conduisent à des résultats très proches (l'origine des données utilisées est détaillée en annexe).

L'évolution du taux de remplacement ainsi déterminé suggère que les réformes entrées en vigueur entre 1982 et 1984 (avec l'accent qu'elles ont mis sur les filières d'indemnisation) ont joué un rôle déterminant dans la détérioration des perspectives matérielles à long terme d'un individu rentrant au chômage. Remarquablement élevé de 1975 à 1979, le taux de remplacement baisse fortement entre 1980 et 1984 pour connaître ensuite une relative stabilité jusqu'en 1995 (8). À cette date,

8. La forte baisse du taux de remplacement de 1980 à 1984 pourrait résulter de l'abandon de l'allocation supplémentaire d'attente (ASA), très avantageuse puisqu'elle représentait 90 % du salaire brut, au profit de l'AS moins favorable. Cependant l'attribution de l'ASA était soumise à des critères stricts, et donnait lieu à un examen trimestriel par une commission Paritaire qui pouvait la supprimer. En revanche l'allocation spécifique (AS) était soumise à des conditions moins strictes. Le calcul peut donc surestimer l'ampleur des réformes du début des années 80, et l'ampleur de la baisse du taux de remplacement.

un salarié qui vient de perdre son emploi encourt une réduction de plus de 20 % de ses ressources ultérieures potentielles (dénommée plus haut sous le terme de « richesse humaine ») En revanche, le taux de remplacement ne rend pas compte des réformes de l'assurance chômage de 1992 et 1993. Sans doute n'ont-elles eu que peu d'effets sur la population relevant du champ de cette étude (cf. graphique VI).

Graphique V
Probabilités de long terme d'être employé, inactif ou chômeur

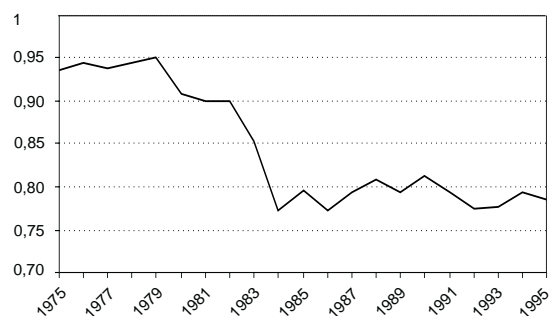


Lecture : la probabilité d'un individu de passer par l'un des états d'employé, de chômeur ou d'inactif atteint une valeur limite lorsque l'on s'affranchit de l'intervalle de temps séparant deux enquêtes (un an, pour l'enquête Emploi). Pour cela, on suppose que cette durée tend vers zéro (il y aurait alors une enquête à chaque instant). Les probabilités ainsi obtenues sont dites de long terme car elles ne dépendent pas des conditions de réalisation de l'enquête (se reporter au texte et à l'encadré 3). Elles sont portées ici en ordonnée : pour les personnes ayant un emploi en 1985, la probabilité de long terme pour qu'elles se trouvent dans le même état est d'environ 92 %.

Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.

Source : calculs des auteurs à partir des données de l'enquête Emploi.

Graphique VI
Taux de remplacement agrégé (1975-1995)



Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.

Source : calculs des auteurs.

Encadré 4

CALCUL DU TAUX DE REMPLACEMENT

Le taux de remplacement est le rapport entre le revenu actualisé d'un chômeur venant de perdre son emploi et le revenu actualisé d'un employé. Le calcul est fait pour chaque année selon une procédure dont les principes généraux ne changent pas, mais dont la mise en œuvre évolue avec le régime d'indemnisation du chômage et la fiscalité sociale en vigueur. On prend pour date initiale ($t = 0$) le 1^{er} juillet de l'année pour laquelle est effectuée l'estimation, et l'on considère les individus concernés par le calcul à cette date. On fait l'hypothèse que leurs anticipations sont statiques : ils supposent que pour les 20 années à venir la matrice d'intensité des transitions emploi, chômage et inactivité, ne changera pas et sera identique à la matrice calculée à partir de la dernière enquête *Emploi* disponible (cf. encadré 3). De même, ils font l'hypothèse que le régime d'indemnisation du chômage et les taux de cotisations sociales les plus récents continueront à s'appliquer à eux sans changement. Enfin, les salaires nominaux et la partie fixe de l'indemnité chômage sont également supposés « gelés » à leur niveau le plus récent. Les résultats ne seraient pas altérés si nous faisons l'hypothèse que ces deux grandeurs, ainsi que le plafond de la Sécurité sociale, étaient indexés sur une même tendance.

Cette hypothèse d'anticipations statiques se justifie tout d'abord par le fait que des anticipations parfaites n'auraient pu être effectuées au mieux que jusqu'en 1999, alors que le calcul se poursuit pour certains individus jusqu'en 2015. Mais surtout, il est peu vraisemblable qu'un individu ait pu prévoir dès 1975 l'ampleur de la détérioration tendancielle que connaîtrait le marché de l'emploi, ainsi que ses mouvements cycliques. Cependant, si cela avait été le cas, le graphique VII-B suggère que les taux de remplacement des premières années auraient été légèrement plus faibles.

Revenu actualisé d'un employé

Soit un individu employé à la date initiale ($t = 0$). Le vecteur colonne $e_1 = [1 \ 0 \ 0]$ reflète l'état dans lequel se trouve cet individu : il est employé (1) et donc n'est ni chômeur (0), ni inactif (0). Les probabilités qu'il a d'être dans chacun de ces trois états à la date t , sont données par le vecteur colonne :

$$p_1(t) = (\exp(Qt))' e_1, \text{ avec } \exp(Qt) = A \exp(D_Q t) A^{-1}$$

L'indemnité qu'il percevra s'il est chômeur à la date t dépendra de son ancienneté τ dans cet état ainsi que de la durée pendant laquelle il aura été employé et aura cotisé avant de perdre son emploi.

La probabilité d'être chômeur le mois futur t avec une ancienneté dans le chômage inférieure à τ mois est :

$$F(t, \tau) = \frac{1 - \exp(q_{22}\tau)}{1 - \exp(q_{22}t)} \quad \text{Si } \tau \geq t$$

$$= 1 \quad \text{si } \tau < t$$

La probabilité d'avoir été employé pour une durée moindre que τ avant de devenir chômeur est approchée par l'intensité de transition courante (en toute rigueur celle-ci devrait s'appliquer pour les dates postérieures à la date initiale, c'est-à-dire pour le futur anticipé, mais pas pour les dates antérieures, c'est-à-dire pour le passé constaté). L'expression de cette probabilité s'écrit :

$$G(\tau) = 1 - \exp(-q_{11}\tau)$$

Ainsi, parmi les individus employés à la date 0 et chômeurs à la date t , une proportion :

$$[F(t, \tau_2) - F(t, \tau_1)] [G(\tau_2) - G(\tau_1)] ,$$

a une ancienneté de chômage comprise entre τ_1 et τ_2 et a cotisé pendant une durée comprise entre τ_1 et τ_2

Les 20 années futures sont alors fractionnées en 240 mois. Pour le mois t on dispose de la probabilité que le salarié a d'être employé, inactif et chômeur, et dans les deux premiers cas de son revenu (salaire moyen net et aides sociales approchés par l'ASS simple). S'il est chômeur, l'indemnité qu'il percevra dépendra de son ancienneté dans le chômage et de la durée de ses cotisations dans la période d'emploi qui a précédé. On calcule alors la moyenne de toutes ces indemnités, pondérées par la probabilité d'y avoir droit donnée par la formule ci-dessus. L'espérance des revenus futurs résulte ensuite de la sommation sur les 240 mois des revenus espérés associés, après actualisation.

Revenu actualisé d'un chômeur

Soit maintenant un individu qui vient de perdre son emploi à la date initiale $t = 0$. Le vecteur d'état est alors $e_2 = [0 \ 1 \ 0]$. Les probabilités que cet individu a d'être dans chacun des trois états d'employé, de chômeur ou d'inactif à la date t , sont données par le vecteur colonne :

$$p_2(t) = (\exp(Qt))' e_2$$

On fait alors une hypothèse simplificatrice sur les anticipations de cet individu : il considère que, s'il est chômeur à l'instant t , les organismes d'indemnisation du chômage lui compteront une ancienneté dans le chômage égale à t . Mieux prendre en compte la comptabilisation effectivement pratiquée en cas de va-et-vient successifs entre chômage et emploi est, en effet, beaucoup trop lourd. On suppose aussi que la probabilité qu'il ait cotisé alors qu'il était employé, pour une durée inférieure ou égale à τ est $G(\tau)$. Il est alors facile de calculer pour chacun des 240 mois futurs l'espérance de son revenu, s'il est encore chômeur à cette date. Celle-ci est la moyenne de l'indemnité de chômage perçue pour chaque classe de durée de cotisation, pondérée par la probabilité d'être dans cette classe. Puis, comme pour un employé, le revenu espéré le mois t est ensuite calculé en utilisant les probabilités d'être dans les trois états de chômeur, employé et inactif. Ces revenus sont enfin capitalisés sur 20 ans.

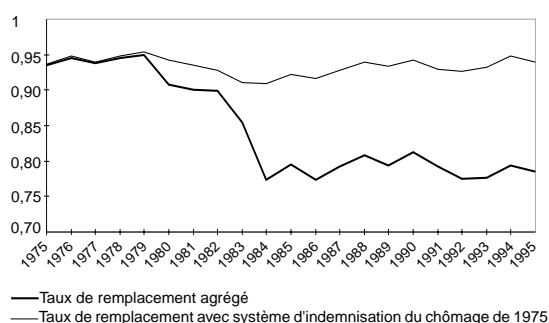


Afin d'apprécier l'impact relatif de chacun des trois facteurs susceptibles de jouer sur le taux de remplacement, on a déterminé l'évolution de ce dernier en laissant successivement inchangés, en leur état de 1975, le système d'indemnisation, les probabilités de transition d'un état à l'autre, et les taux de cotisations sociales. Dans chacun de ces trois scénarios fictifs, on attribue aux deux autres facteurs leur évolution effective (cf. graphique VII).

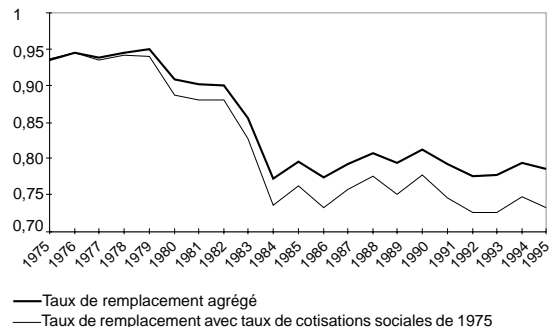
L'évolution du taux de remplacement et notamment sa baisse, sont presque entièrement expliquées par les réformes du système d'indemnisation (cf. graphique VII - A). La dégradation du marché de l'emploi a sensiblement détérioré la situation relative des chômeurs (cf. graphique VII - B) mais cet effet a été compensé par le fait que les cotisations sociales payées par les employés ont beaucoup plus augmenté que celles affectant les

Graphique VII
Déterminants du taux de remplacement

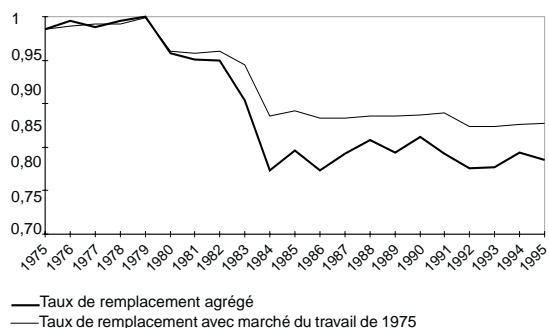
A - Rôle du système d'indemnisation chômage



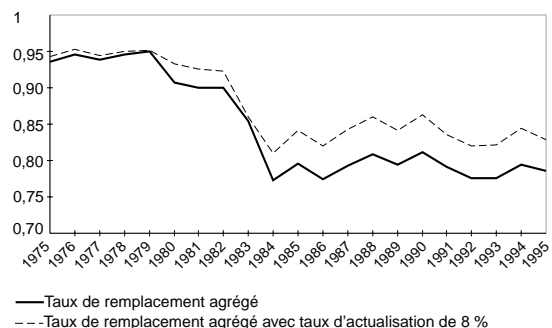
C - Rôle du coin social



B - Rôle des probabilités de transition entre emploi, inactivité et chômage



D - Rôle du taux d'actualisation



Lecture : pour la signification de chaque graphique, se reporter au texte.
Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.
Source : calculs des auteurs.

Encadré 4 (fin)

Hypothèses diverses

Les revenus calculés sont hebdomadaires et prennent en compte le taux de salaire horaire net et la durée hebdomadaire du travail dans la branche. Les indemnités chômage comprennent le plus souvent une partie fixe et une partie proportionnelle au salaire (cf. encadré 2). Ce dernier est mesuré par le taux de salaire moyen courant de la branche étudiée. On calcule les espérances mathématiques à l'instant 0 des revenus perçus à la date t ce qui revient à supposer implicitement une neutralité par rapport au risque. On néglige le fait que les temps de loisir d'un chômeur et d'un inactif sont

différents de ceux d'un employé, ces derniers ayant d'ailleurs tendance à augmenter au cours du temps. Le taux d'actualisation retenu (20% par an sur une durée de 20 ans) peut sembler excessif, mais rend compte de la forte préférence pour le présent des syndicats lors des négociations collectives. De toute manière, on a testé la sensibilité du taux de remplacement et de son évolution au choix du taux d'actualisation (on se reportera au texte). Elle s'avère faible. Enfin, les revenus et les probabilités anticipées sont égaux à leurs valeurs courantes. Autrement dit, nous supposons des anticipations statiques, ce qui est évidemment une hypothèse forte.

prestations chômage (cf. graphique VII - C). Chacun des trois profils fictifs du taux de remplacement enregistre avec la même netteté la baisse du taux de remplacement consécutive aux réformes de 1980, 1983 et 1984. En revanche, la création de l'AUD en 1992 et sa réforme en 1993 n'ont eu qu'un faible effet, ce qui confirme les conclusions tirées de l'évolution du taux agrégé.

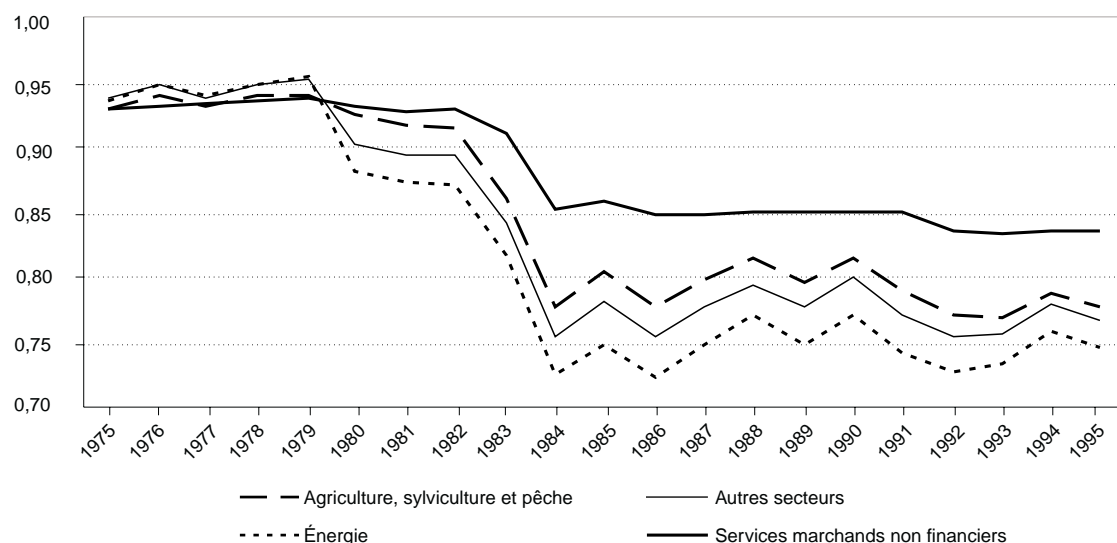
Afin de simplifier le calcul du taux de remplacement, on suppose que les agents anticipent des revenus futurs constants, égaux à leur salaire courant s'ils sont employés, ou assis sur celui-ci s'ils deviennent chômeurs, et qu'ils les actualisent à un taux donné. Pour les estimations précédentes, on a fait l'hypothèse que ce taux d'actualisation était de 20 %, ce qui peut se justifier par l'incertitude sur le futur. En effet, dans le cas des rendements d'actifs financiers il est facile pour l'épargnant d'éliminer une part notable du risque en diversifiant son patrimoine entre un grand nombre d'actifs. Le salarié ne peut pas s'assurer de cette façon contre la variabilité du revenu que lui procurera son travail au cours de sa vie. Il est donc normal qu'il inclue dans son taux d'actualisation une prime de risque plus grande que celle des marchés financiers. Un autre argument en faveur d'un taux d'actualisation aussi élevé réside dans la forte préférence des syndicats pour le présent lors des négociations collectives. Il a cependant paru nécessaire de tester la sensibilité du taux de remplacement agrégé au taux d'actualisation : avec une valeur de ce dernier de 8 %, le profil en est relativement peu modifié (cf. graphique VII - D). Son niveau au lendemain de la baisse de 1980-1984 est cependant plus élevé

(83,6 % contre 78,9 %). La raison en est qu'un taux d'actualisation plus faible correspond à une plus grande valorisation du futur et donc à une plus grande prise en compte de la possibilité de retrouver un emploi. Le handicap relatif que représente une situation de départ au chômage est alors amoindri même si la perte de richesse humaine que subit un salarié qui vient de perdre son emploi demeure très importante.

Les taux de remplacement sectoriels reflètent la hiérarchie des salaires

En toute rigueur, les disparités sectorielles auraient dû être appréhendées au travers des écarts de taux de salaire horaires et de durée du travail. Dans cet article, elles n'ont pu être prises en compte qu'au niveau des salaires nets hebdomadaires. Pour appréhender les disparités de taux de remplacement ainsi obtenues (cf. graphique VIII), il faut se rappeler que plus le salaire moyen d'un secteur est élevé, plus le taux de remplacement correspondant est bas. En effet, seule une partie de l'indemnité chômage est indexée sur le salaire sectoriel, le reste étant constitué d'un montant fixe (cf. *supra*), et cette partie n'est perçue qu'au cours d'une durée relativement brève. En conséquence, un niveau de salaire plus élevé tend à augmenter davantage le dénominateur que le numérateur du taux de remplacement. C'est dans les services marchands non financiers que le taux de remplacement atteint son niveau maximum et dans l'énergie qu'il est le plus bas, prenant une valeur intermédiaire dans le secteur de l'agriculture. Il est légèrement inférieur à ce

Graphique VIII
Taux de remplacement par secteur



Champ : hommes de 25-39 ans hors militaires du contingent et étudiants.
Source : calculs des auteurs.

ESTIMATION D'UNE ÉQUATION DE SALAIRES DE TYPE WS

L'Horty et Sobczak (1997) ont estimé une équation de salaires pour la France du type WS. Il nous a semblé intéressant de reprendre leur étude en utilisant notre série de taux de remplacement. Ces auteurs considèrent qu'à l'équilibre, le coût réel du travail ($w-p$) est fonction du taux de chômage et de sa composante de longue durée, du *mismatch*, du cumul des coups de pouce sur le smic, des taux de cotisations sociales employeurs et salariés, des termes de l'échange intérieurs ($pc-p$), de la progressivité du coin fiscal et du taux de remplacement (*rem*). L'ajustement dynamique est formalisé par un modèle à correction d'erreur estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires sur données trimestrielles allant du premier trimestre 1970 au second trimestre 1993.

Les résultats sont les suivants : dans l'équation de long terme, l'indexation du coût du travail aux cotisations sociales employeurs et employés et aux termes de l'échange est quasi unitaire ; le taux de chômage de longue durée n'a pas d'effet significatif ; le *mismatch*, le cumul des coups de pouce sur le smic et le taux de remplacement ont un impact positif sur le coût du travail ; le taux de chômage a un impact négatif. Par ailleurs, le coefficient du terme de rappel, qui mesure la proportion du déséquilibre entre la situation courante et l'équilibre de long terme, qui est résorbé chaque trimestre, vaut 0,18.

Après avoir trimestrialisé la série agrégée de taux de remplacement présentement calculée, on a estimé une équation similaire sur une période plus récente allant du quatrième trimestre 1975 au quatrième trimestre 1995 (1). Dans la mesure où le taux de remplacement intègre la situation prévalant sur le marché de l'emploi, on peut s'attendre à ce que le taux de chômage disparaisse de l'équation de long terme (2). Compte tenu des hypothèses fortes retenues pour le calcul du taux de remplacement mais également du *mismatch* et de la progressivité du coin fiscal, les résultats doivent être interprétés avec prudence.

Le coefficient du terme de rappel est de - 0,11 avec un ratio de Student de -2,9 (3). Le taux de chômage et sa composante de longue durée, le cumul des coups de pouce sur le smic, les taux de cotisations sociales employeurs et employés et la progressivité du coin fiscal n'apparaissent pas significativement dans la relation de long terme, qui revêt l'aspect suivant :

$$w - p = 0,32 * rem + 0,49 * (pc - p) + 0,62 * mismatch$$

(1,74) (1,06) (1,73)

$$+ 0,0032 * t \quad (1)$$

(2,43)

Dans la mesure où les variables qui apparaissent dans cette équation sont non stationnaires, les statistiques de Student mentionnées entre parenthèses ne suivent pas des lois usuelles. Elles ne peuvent donc pas être

utilisées afin de tester la validité de la relation de long terme susceptible d'exister entre ces variables (autrement dit si elles sont ou non coïntégrées). La statistique de Boswijk (1994) permet de tester l'absence de coïntégration. Dans notre étude, elle est égale à 26,62. Elle est donc supérieure au seuil à 2,5 % qui vaut 25,54, ce qui permet de rejeter l'hypothèse nulle de non-coïntégration (4).

Le fait que le coût du travail répercute intégralement toute variation des cotisations sociales et pour moitié les mouvements des termes de l'échange est conforme aux résultats de Cotis et Loufir (1990) mais diffère de ceux de L'Horty et Sobczak. Finalement, une baisse de 1 point du taux de remplacement réduit le coût réel du travail de 0,32 %.

Les tests d'absence d'autocorrélation des erreurs, d'absence d'ARCH et d'hétéroscédasticité des erreurs et de normalité des résidus, donnent des résultats satisfaisants. Il en est de même des tests de Chow récursifs sur la stabilité des coefficients.

On a vu qu'un salarié moyen perdait, lors de son licenciement, de l'ordre de 6 % de sa richesse humaine dans la seconde moitié des années 70, et environ 20 % depuis 1984. Si l'on se réfère à l'équation (1), cette détérioration du taux de remplacement a eu pour effet, toutes choses égales par ailleurs, de réduire le coût réel du travail de 4,5 %.

1. Soit 80 points, dont il faut déduire le retard maximum de l'équation.

2. Dans une première étape, on a fait figurer dans l'équation le taux de remplacement et le taux de chômage, et on a testé la significativité de leurs coefficients. La statistique de Student n'a pas dans ce cas une distribution classique. Sa faible valeur pour le taux de chômage justifie qu'on élimine par la suite cette variable de l'équation. Cette procédure de tests emboîtés est plus simple que celle qui aurait consisté à estimer deux équations concurrentes, une avec le taux de remplacement et une avec le taux de chômage, et à comparer ces deux équations.

3. La statistique de Student indique si la présence d'une variable X dans une équation visant à expliquer la détermination d'une variable Y est significative. La valeur de cette statistique dépend de la taille de l'échantillon sur laquelle l'estimation est conduite (plus elle est élevée, plus l'information est sûre). Lorsque cet échantillon est grand, la variable X est jugée significative si la valeur absolue de la statistique de Student obtenue est supérieure à 1,96. Cependant, lorsque les variables X et Y sont non stationnaires, les statistiques de Student ne suivent pas des lois classiques de sorte que leur valeur ne peut être utilisée pour vérifier l'existence d'une relation entre X et Y.

4. Lorsqu'il existe entre les variables X et Y une relation de long terme, on dit qu'elles sont coïntégrées ou encore qu'elles sont liées par une relation de coïntégration. Dans la mesure où il n'est pas possible de tester la validité d'une telle relation à partir des statistiques de Student lorsque X et Y sont non stationnaires, on a recours à la statistique de Boswijk. Cette dernière permet de tester l'absence de coïntégration. Si la valeur estimée de cette statistique est supérieure à sa valeur théorique (cette valeur dépend de plusieurs paramètres et notamment de la marge d'erreur tolérée, encore appelée seuil), on rejette la non-coïntégration.

dernier et sensiblement identique dans les autres secteurs. Cette hiérarchie concorde avec celle des salaires hebdomadaires sectoriels.

Le taux de remplacement peut remplacer le taux de chômage pour expliquer le coût du travail

Il restait à tester l'hypothèse sur laquelle repose la notion de taux de remplacement adoptée dans cet article, à savoir son rôle explicatif dans la détermination des salaires tel qu'il est défini dans le cadre du modèle *WS-PS*. Pour cela, on a estimé une équation de salaire sur la période allant du dernier trimestre 1975 au dernier trimestre 1995, après avoir trimestrialisé le taux de remplacement. Pour cet exercice, il a paru intéressant de prendre pour point de départ la spécification retenue par L'Horty et Sobczak (1997) qui fait apparaître comme variables explicatives du coût réel du travail, le taux de chômage et sa composante de longue durée, le *mismatch* (9), le cumul des coups de pouce sur le Smic (10), les taux de cotisations sociales employeurs et salariés, les termes de l'échange intérieurs (11), la progressivité du coin fiscal et le taux de remplacement. Comme le taux de remplacement calculé dans cet article intègre une information plus riche que celle que contient le taux de chômage, on s'attend à ce que ce dernier ne soit pas retenu comme variable explicative du coût du travail dans l'équation de salaires calculée. L'ajustement dynamique est formalisé par un modèle à correction d'erreur (cf. encadré 5). On obtient finalement comme relation de long terme :

$$w - p = 0,32 * remp + 0,49 * (pc - p) + 0,62 * mismatch + 0,0032 * t \quad (I)$$

(1,74) (1,06) (1,73) (2,43)

où $w - p$ est le logarithme du coût réel du travail,
 $remp$ le taux de remplacement trimestrialisé,
 $pc - p$ le logarithme des termes de l'échange intérieurs,
 et t , le temps.

Le commentaire détaillé de cette équation figure dans l'encadré 5.

Deux résultats importants se dégagent de cette estimation. Le premier est la disparition du taux de chômage de l'équation de salaire. Autrement dit, le taux de remplacement calculé comme l'espérance de revenus futurs actualisés d'un chômeur récent relativement à celle d'un salarié constitue un indicateur pertinent des tensions existantes sur le marché du travail qui est susceptible de mieux rendre compte de la détermination du coût du travail que le taux de chômage. Le second est la valeur du coefficient associé à cet indicateur. Elle signifie qu'une baisse de un point du taux de remplacement réduit le coût réel du travail de 0,32 %. Cependant, ce résultat étant obtenu en équilibre partiel, il ne faut pas oublier qu'il ne prend pas en compte les effets bénéfiques que la réduction du coût du travail peut avoir sur l'emploi et qui sont susceptibles d'améliorer le taux de remplacement en abrégant la durée du chômage. En outre, il faut se rappeler que le taux de remplacement mesure le sort relatif d'un chômeur récent moyen, qui peut fortement différer de celui d'un chômeur plus ancien et/ou plus âgé. Avec toutes les réserves qu'impliquent les hypothèses très fortes adoptées dans cet article, l'équation (I) semble indiquer que la détérioration des perspectives d'un chômeur relativement à celles d'un employé, sur le long terme, telle qu'elle est reflétée par l'inflexion à la baisse du taux de remplacement au début des années 80, a eu pour effet, toutes choses égales par ailleurs, de réduire le coût réel du travail de 4,5 % (0,32 x 14). □

9. On entend par *mismatch* une variable synthétique résumant l'inadéquation entre l'offre et la demande d'emploi (inadéquation géographique ou bien liée à la distorsion entre qualification et emploi).

10. Augmentations du niveau du Smic décidées par le gouvernement.

11. Il s'agit du rapport du prix à la consommation, TVA incluse, au prix à la production, qui mesure la relation entre le coût de la vie pour le consommateur et le prix de vente des entreprises.

Les auteurs remercient J.-M. Astor, M.-A. Estrade, Y. Guegano, Y. L'Horty et les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs conseils, et A. Vériter du service juridique de l'Unedic pour avoir relu les développements relatifs à l'évolution du système d'indemnisation chômage.

BIBLIOGRAPHIE

- Arrow (1974)**, *Choix collectifs et préférences individuelles*, Paris, Calmann-Lévy.
- Astor J.-M. (1996)**, « Évolution des barèmes sociaux depuis 1980 », note D3-96191, direction de la Prévision, bureau des Transferts sociaux.
- Astor J.-M. (1997)**, « Évolution des taux de cotisations sociales (1970-1997) à la charge des salariés et des employeurs du régime général », *Note D367-014*, direction de la Prévision, bureau des Transferts sociaux.
- Bolot-Gittler A. (1992)**, « Le système d'indemnisation du chômage : évolution de ses caractéristiques entre 1979 et 1991 », *Dossiers statistiques du travail et de l'emploi*, n° 84, pp. 33-80.
- Boswijk H.P. (1994)**, « Testing for Unstable Root, in Conditional and Structural Error Correction Models », *Journal of Econometrics*, vol. 63, pp. 37-60.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (1998)**, « Le modèle WS-PS », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 53, pp. 1-30
- Cases C. et Lollivier S. (1994)**, « Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 177-187.
- Cerc (1985)**, *Document du Cerc*, n° 77.
- Cerc (1986)**, *Document du Cerc*, n° 80.
- Cotis J.-P. et Loufir R. (1990)**, « Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 97-110.
- Dares (1995)**, « Durée du travail et conjoncture : problématique et impact du chômage partiel », *Première Synthèse*, 95.09, n° 82.
- Dreze J. et Modigliani F. (1981)**, « The Trade-off Between Real and Employment in an Open Economy », *European Economic Review*, vol. 15, pp. 1-40.
- Fougère D. et Kamionka T. (1992)**, « Un modèle markovien du marché du travail », *Annales d'Économie et de Statistiques*, n° 27, pp. 149-188.
- Insee (1981)**, « Indemnisation du chômage total », *Données Sociales*, pp.325-333.
- Jackobsson U. (1976)**, « On the Measurement of the Degree of Progression », *Journal of Public Economics*, n° 5, pp. 161-168.
- Layard R., Nickell S. et Jackman R. (1991)**, *Unemployment : Macroeconomic Performance and Labour Market*, Oxford University Press.
- Législation Sociale (1993)**, « Assurance chômage. Accord paritaire du 22-23 juillet 1993 », n° 6886, pp. 1-6.
- Législation Sociale (1997)**, « Assurance chômage », n° D-271, pp. 1-6.
- L'Horty Y. (1997)**, « Les flux entre emploi, chômage et inactivité : leurs effets sur les variations du chômage », *Économie et Statistique*, n° 306, pp. 57-75.
- L'Horty Y. et Sobczak N. (1996)**, « Une estimation d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles françaises », *Économie et Prévision*, n° 127, pp. 101-116.
- L'Horty Y., Meary R. et Sobczak N. (1995)**, « Le coin salarial en France depuis 1970 », *Économie et Prévision*, n° 115, pp. 93-106.
- Mac Donald I.M. et Solow R.M. (1981)**, « Wage Bargaining and Employment », *American Economic Review*, vol. 72 (5), pp. 896-908.
- Martin J.-P. (1996)**, « Indicateurs de taux de remplacement aux fins de comparaisons internationales », *Revue économique de l'OCDE*, n° 26, pp. 115-132.
- Oswald A.J. (1982)**, « The Microeconomic Theory of The Trade Union », *Economic Journal*, vol. 92, pp. 576-595.
- Revoil J.-P. (1984)**, « L'indemnisation du chômage et de la préretraite », *Données Sociales*, pp. 196-207.
- Stepnik H. (1992)**, « Évolution du taux moyen d'indemnisation en allocation de base de 1982 à 1991 », *Note D3-92021*, direction de la Prévision, bureau des Transferts sociaux.
- Unedic (1997)**, « Remarques sur le rapport OCDE 1996 sur l'emploi : quelle mesure du taux de remplacement ? », *Bulletin de liaison*, n° 145, pp. 87-90.

SOURCES DES DONNÉES

1. Les taux de salaire horaire moyens bruts par branche en francs courants sont issus des comptes trimestriels. On a calculé leur moyenne annuelle.
 2. Les durées hebdomadaires du travail par branche ont été fournies par les comptes trimestriels. Ces données concernent cependant plus la durée offerte que la durée effective du travail : elles prennent mal en compte les heures supplémentaires, le chômage partiel et le travail à temps partiel. La Dares a calculé une série ne présentant pas ce défaut mais agrégée. Le profil en permet de corriger les données des comptes trimestriels, dont on prend ensuite la moyenne annuelle.
 3. Pour passer des salaires bruts aux salaires nets et pour calculer les indemnités de chômage nettes des cotisations sociales à la charge des chômeurs, on a utilisé les séries de taux de cotisations sociales et de plafonds reconstruites par Astor de la direction de la Prévision.
 4. Les matrices de transition année par année entre les trois états d'employé, de chômeur et d'inactif ont été fournies par Estrade de l'Insee. Elles sont relatives aux hommes de 25 à 39 ans à l'exclusion des militaires du contingent et des étudiants. Elles proviennent des enquêtes *Emploi* de mars.
 5. La série de *mismatch* a été fournie par L'Horty. Elle correspond à la part du chômage d'inadéquation par qualification.
 6. La série de coups de pouce sur le smic correspond au cumul des coups de pouce sur le smic dont la chronologie a été fournie par le bureau Emploi-Salaires de la direction de la Prévision.
 7. Le prix de la valeur ajoutée utilisé pour calculer le coût réel du travail correspond au secteur marchand non financier non agricole. Il est issu des comptes trimestriels.
 8. Le déflateur de la consommation marchande des ménages provient des comptes trimestriels.
 9. Le taux de chômage (au sens du BIT) provient de la banque de données macroéconomique (BDM).
 10. Les séries de progressivité ont été calculées à partir de la définition proposée par Jakobsson (1976) qui a été appliquée sur données françaises par L'Horty, Meary et Sobczak (1994).
 11. Le salaire brut nominal trimestriel provient des comptes trimestriels.
 12. Les taux de cotisations moyens (y compris CSG et CRDS) ont été fournis par Astor de la direction de la Prévision. Ils concernent l'ensemble des salaires et reposent sur l'hypothèse que la masse salariale sous plafond représente 80 % de la masse salariale totale. Le taux de cotisation moyen faisant l'objet du graphique I a été calculé par les auteurs à partir des taux de salaires moyens par branche et des taux de cotisations marginaux. Il a été agrégé par pondération par les effectifs de ces branches.
 13. Les termes de l'échange intérieurs correspondent au ratio des prix à la consommation au prix de la valeur ajoutée.
-