Activité réduite : *le dispositif d'incitation de l'Unedic est-il incitatif ?*

Marc Gurgand (*)

Dans le cadre d'une analyse des causes du chômage mettant l'accent sur l'offre de travail, l'occupation d'emplois à temps partiel ou de courte durée est présentée par certains comme un marchepied vers l'emploi. Le dispositif dit des activités réduites de l'Unedic s'inscrit dans cette approche et vise à encourager la prise de tels emplois par la possibilité de cumuler des gains d'activité et des droits à indemnisation du chômage. Est-il possible d'établir l'effet incitatif de ce dispositif parmi les multiples facteurs qui influent sur les comportements individuels, dont la demande de travail n'est pas le moindre ? Par un travail statistique rigoureux, Marc Gurgand montre que les chômeurs sont effectivement sensibles aux incitations monétaires de ce dispositif. Cependant, s'il est clair pour l'auteur que ce dispositif participe au développement des formes flexibles d'emploi, des travaux de modélisation complémentaires lui apparaissent nécessaires pour évaluer sa contribution à des trajectoires menant à l'emploi stable.

Les situations d'activité réduite, c'est-à-dire, dans une acception très large, la superposition des états de chômage et d'emploi, ont connu un développement rapide au cours des années quatre-vingt-dix (BEL *et al.*, 1998). Cette évolution est inséparable de la multiplication des statuts d'emploi dits " précaires ", emploi à durée indéterminée et intérim pour l'essentiel, et du temps partiel souvent " subi ". Il est naturel que des personnes qui occupent de tels emplois persévèrent dans leur recherche d'emploi et restent inscrites à l'ANPE dans l'attente d'une situation plus stable ou plus satisfaisante.

Cependant, dans sa généralité, la notion d'activité réduite reste floue, car elle renvoie largement à une mesure de la satisfaction, nécessairement sensible aux conditions d'énonciation, ce qui pose à la fois des problèmes conceptuels et de mesure(1). Elle prend pourtant une forme objectivement repérable et mesurable lorsque les chômeurs perçoivent des indemnités : ils bénéficient alors d'un mécanisme d'incitation à la reprise d'activité partielle qui leur permet de cumuler en partie allocations chômage et salaires, lorsqu'ils occupent des emplois ponctuels ou peu payés. Ce dispositif, mis en place par l'Unedic depuis les années quatre-vingt, repose sur l'idée que ces emplois seraient peut-être moins souvent occupés si les chômeurs devaient renoncer entièrement à l'assurance chômage. Par conséquent, il pourrait avoir contribué au développement du travail à temps partiel, s'intégrant dans l'ensemble plus vaste des politiques publiques qui ont poursuivi cet objectif au cours des années quatre-vingt et quatre-vingt-dix et qui ont contribué à faciliter la flexibilité souhaitée par les entreprises. Alors, en dehors des effets de trésorerie pour l'assureur, il ne se justifie pleinement que s'il encourage effectivement la reprise d'emploi *et* si les emplois courts et mal payés constituent bien une étape dans un parcours d'insertion. Nous n'examinons pas ici ce deuxième point(2) et nous nous en tenons à une évaluation de l'effet incitatif(3), dont l'enjeu nous semble important pour deux raisons principales.

Comportements d'activité et incitations financières

D'une part, une réflexion sur la réforme du système de transferts sociaux est en cours (*cf.* le rapport BELORGEY, le rapport PISANY-FERRY ou les rapports du CERC) et a déjà débouché sur la mise en place de la « prime pour l'emploi ». Cette réflexion met à l'examen des dispositifs permettant de cumuler au moins partiellement des ressources de transferts de type RMI avec les revenus du travail, de manière à ne pas décourager la reprise d'emploi de populations dont les salaires potentiels sont probablement faibles. Cette logique ressemble à celle qui guide la disposition de l'assurance chômage dont il est question ici. A ceci près que les populations concernées sont très différentes – et cette réserve ne doit pas être sous-estimée – il reste que le dispositif de l'Unedic s'apparente au crédit d'impôt et que la connaissance de ses effets sur l'emploi des personnes, si on est capable de les mesurer, peut alimenter la réflexion.

---

1. GURGAND (2000) examine cette difficulté en détail.
2. Voir LOLLIVIER (2000) pour une mise en cause de l'effet de l'emploi précaire sur l'insertion des jeunes.
3. Cette recherche a reçu un financement de la Dares. Je remercie l'Unedic qui a mis à ma disposition un extrait complet du Fichier national des Assedic ainsi que Cédric AFSA, Geneviève CANCEILL, Hervé HUYGHUES DESPOINTES, Ana PRIETO, Snej SMETISKO, Daniel SZPIRO et les participants à des séminaires donnés à la Dares pour leur aide ou pour leurs commentaires.

(*) CNRS - Centre d'Études de l'Emploi, email : gurgand@cee.enpc.fr. et CREST (INSEE).

D'autre part, et de façon connexe, le rôle des incitations financières sur les comportements d'activité et notamment sur la reprise d'emploi des chômeurs, est débattu[4]. Il semble que l'offre de travail (la décision de participation) des personnes soit en moyenne sensible à ces incitations, mais cette sensibilité est faible, souvent mal estimée et incertaine (BLUNDELL, 1993). De même la sensibilité du comportement des chômeurs indemnisés par rapport aux niveaux d'indemnisation est délicate à estimer car il faut démêler les contributions respectives sur l'accès à l'emploi des incitations financières, de la pénurie d'emplois et des caractéristiques individuelles, observées et inobservées, qui peuvent affecter ces différents termes, et donc introduire une corrélation artificielle entre eux. En outre, l'incertitude et l'horizon de calcul des personnes sont autant d'éléments qui perturbent l'effet d'une variation immédiate des flux financiers sur les décisions. Les données administratives de l'Unedic que nous utilisons ici permettent pourtant d'aller assez loin dans l'estimation empirique de ces effets, comme en témoigne le travail récent de PRIETO (2000). Celle-ci écarte cependant le problème de l'activité réduite en se restreignant aux épisodes de chômage sans situation de cumul des indemnités et des salaires. Dans une certaine mesure, notre travail complète celui de PRIETO en étudiant le cas spécifique des activités occasionnelles. Le problème que nous devons traiter est cependant beaucoup plus complexe et nous le traitons par une démarche conceptuellement simple qui évacue volontairement une partie du mécanisme et qui est donc, dans sa nature, différente de celle utilisée par PRIETO.

Soulignons pour finir que les mécanismes incitatifs qui agissent sur l'offre de travail ont des effets potentiellement très différents dans une économie à faible taux de chômage assorti d'une forte mobilité sur le marché du travail, comme l'économie américaine – où cette problématique s'est initialement développée – et dans une économie à très hauts taux de chômage des moins qualifiés combinés à de fortes inerties des trajectoires, comme l'économie française. Ainsi, en raison des contraintes que fait peser la demande de travail, l'effet sur le taux d'emploi des dispositifs agissant sur l'offre de travail est probablement plus faible que ne le laisserait prévoir la seule prise en compte des éventuelles réponses individuelles aux incitations monétaires.

Dans cet article, les effets de demande sont présents, mais de façon implicite, et nous ne cherchons à aucun moment à évaluer l'effet du régime d'activité réduite sur les taux d'emploi en activité réduite. Etant donné la complexité du problème, en effet, nous nous limitons ici à un objectif très simple : mettre en évidence *l'existence* d'effets incitatifs du dispositif de l'Unedic sur les comportements des chômeurs, de manière à pouvoir soutenir qu'il contribue à expliquer le recours massif aux activités réduites. Nous ne prétendons pas quantifier ces effets, ni dire quelle pourrait être la conséquence sur le volume d'activité réduite d'une modification des règles ou de la suppression du dispositif, par exemple. La modestie de nos résultats est le prix de la relative simplicité de notre démarche et la mise en place d'une modélisation plus complète s'inscrit dans un programme de recherche à plus long terme. Nos estimations sont nettes et robustes : les effets incitatifs existent et les coefficients que nous obtenons sont forts. Dans ces conditions, il est difficile de penser que des modifications, même relativement faibles, du système d'incitation n'entraîneraient pas des ajustements sensibles des comportements.

Démarche et méthode

Il est utile de préparer le lecteur à l'exposé détaillé de la démarche et des résultats en présentant de façon générale et intuitive la nature du test que nous mettons en oeuvre. Nous exploitons la propriété suivante du dispositif d'indemnisation : la situation de cumul de l'indemnisation et de salaires un mois donné (« activité réduite ») est d'autant plus attractive financièrement (par rapport au chômage complet) que le taux de remplacement des allocations chômage est faible. Cela tient à la fois au fait que les jours non indemnisés dans le mois, du fait de l'activité, ont moins de valeur et au fait que (à travers une règle qui sera précisée) le nombre de jours non indemnisés est également plus faible. Il suffit donc de montrer dans les données *que la proportion de mois en cumul par rapport aux mois en indemnisation pure est plus grande lorsque le taux de remplacement en vigueur durant ces différents mois est plus faible.*

Cependant, on ne peut pas *interpréter* directement une telle corrélation comme le signe d'un effet incitatif, c'est-à-dire d'une réponse des comportements individuels aux conditions monétaires. Il faut d'abord que cette corrélation ne soit pas liée à un ensemble de caractéristiques des personnes qui affecteraient à la fois les taux de remplacement et la propension à faire des activités réduites. Or, si on compare les mois disponibles dans les données et qui contiennent divers taux de remplacement, on compare en partie les individus qui, en raison de leurs parcours antérieurs, ont systématiquement des taux de remplacement plus faibles ou plus élevés ; ces personnes peuvent aussi faire systématiquement plus ou moins d'activité réduite et une corrélation peut donc être

4. On pensera au débat autour de l'article de LAROQUE et SALANIÉ (2000) pour un exemple récent.

observée, même en l'absence de tout effet incitatif. La solution consiste à comparer les différents mois *à l'intérieur* d'une même séquence d'indemnisation (« ouverture de droit ») pour un même individu : lorsque le taux de remplacement diminue dans cette ouverture de droit, l'activité réduite devient-elle plus probable ? Naturellement, nous ne procédons pas ouverture de droit par ouverture de droit, car il n'y a pas assez d'observations dans un même droit. Nous introduisons une variable muette pour chaque ouverture de droit qui capture tout ce qui est propre à la séquence et à l'individu et qui peut potentiellement affecter le recours aux activités réduites.

Qu'est-ce qui permet alors d'interpréter cette corrélation comme le témoignage d'un effet d'offre de travail ? Toutes sortes de caractéristiques ou d'événements peuvent expliquer qu'une activité réduite soit ou non effectuée un certain mois, au premier rang desquels le fait d'avoir reçu ou non une proposition d'emploi. Mais, dans la mesure où la variation du taux d'indemnisation est indépendante de ces caractéristiques ou événements, son effet sur la *probabilité* d'exercer une activité réduite ne peut venir que de son rôle incitatif. En d'autres termes, il suffit d'admettre que ce taux n'affecte que les comportements des agents, leur propension à rechercher et à accepter un emploi à temps partiel et peu payé, à l'exception de tout autre événement qui ne relève pas directement de ces comportements. De ce point de vue, le test que nous proposons est très général, puisqu'il ne suppose aucune autre hypothèse, ni sur les propositions d'emploi de la part des employeurs, ni sur les préférences des personnes (aversion pour le travail, aversion pour le risque, etc.) et il n'introduit aucune modélisation économique spécifique. Toutefois, comme les propositions d'emploi peuvent varier avec l'ancienneté au chômage de la personne et que, dans le régime de l'AUD (allocation unique dégressive), le taux de remplacement varie également avec le temps, nous prendrons soin d'introduire le temps d'indemnisation écoulé dans l'estimation, de manière à ce que l'effet du taux de remplacement soit à ancienneté donnée et que ses variations ne capturent pas, de fait, des variations dans les propositions d'emploi au cours du temps.

Dans la suite de cet article, nous décrivons d'abord les règles de cumul telles qu'elles sont en vigueur sur la période couverte par les données et en déduisons la démarche statistique qui peut être suivie. Nous montrons ensuite que l'incitation financière mise en place par le régime d'assurance chômage conduit effectivement les demandeurs d'emploi à exercer plus souvent des activités réduites : nous détaillons d'abord la démarche d'estimation puis, après avoir décrit les données issues du Fichier national des Assedic, nous présentons les résultats.

Le mécanisme d'incitation à la reprise d'activité partielle

Après une description succincte des règles organisant le cumul d'une indemnisation du chômage avec des gains d'activité réduite, le mécanisme de l'incitation financière sera présenté.

Le dispositif de cumul des allocations chômage et des revenus d'activité

Tout bénéficiaire de l'assurance chômage dans le régime général et en dehors des dispositions spécifiques (5) peut, lorsqu'il perçoit des revenus salariaux d'un montant inférieur ou égal à 70 % du salaire qui a donné lieu à son ouverture de droit et à condition de travailler au plus 136 heures dans le mois, cumuler, au titre du mois concerné, une partie de ses indemnités avec le ou les salaires perçus. Les droits qui n'ont pas été versés sont alors reportés. Si l'un des deux seuils est dépassé, aucune indemnité n'est versée, et les droits sont entièrement reportés (nous parlerons de « décalage complet »). Cette disposition a été mise en place, dans son principe actuel, depuis les années quatre-vingt et régulièrement élargie depuis cette période, notamment par un report du seuil de 47 % du salaire antérieur à 70 % et par la réduction du rôle de la commission paritaire dans le contrôle des situations (Smetisko, 1996). Cette évolution répond clairement à l'objectif de favoriser de plus en plus l'occupation d'emplois peu payés, typiquement à temps partiel ou sur des durées très courtes.

La règle du décalage consiste à créer, à partir du revenu salarial perçu dans le mois, un équivalent en jours : seuls les jours résiduels sont indemnisés. Cet équivalent est calculé en prenant pour référence le salaire journalier de référence (*sjr*) qui synthétise le niveau des salaires qui ont donné lieu à l'accumulation de droits. Si le revenu mensuel en activité réduite est noté W, le décalage est de (W/sjr) jours, soit le nombre de jours de travail nécessaires pour obtenir W si on touchait exactement le salaire journalier *sjr*. Pour les plus de 50 ans, ce nombre de jours est ramené à $0.8(W/sjr)$, ce qui augmente le nombre de jours indemnisés de 20 %. Enfin, la situation de cumul ne peut pas se produire plus de 18 mois au cours d'une ouverture de droit.

Ce mécanisme introduit une grande souplesse dans l'indemnisation en abolissant les divisions arbitraires du temps liées aux durées de travail hebdomadaire : il

5. Certains bénéficiaires qui relèvent des Annexes (comme les VRP, les intérimaires, les intermittents du spectacle) ou de Dispositions (comme les travailleurs saisonniers) ont des règles spécifiques que nous n'étudions pas.

supprime la différence qu'il pourrait y avoir entre l'exercice d'un mi-temps pendant un mois, qui pourrait interrompre l'indemnisation durant l'intégralité du mois et l'exercice d'un temps plein sur 15 jours qui pourrait être suivi d'une reprise d'indemnisation par un retour au chômage « à temps plein ». Il simplifie également, via les décalages complets, les transitions fréquentes entre emploi et chômage indemnisé(6).

L'incitation à effectuer des activités réduites varie avec le taux de remplacement

La forme de l'incitation financière produite par ce dispositif est représentée dans la figure 1. Nous plaçons en abscisse les heures travaillées dans le mois (h) et en ordonnée le revenu disponible(7). Le montant journalier des indemnités chômage est noté b et n est le nombre de jours dans le mois : nb représente donc le revenu mensuel en dehors de toute activité. Supposons que la personne a la possibilité d'exercer un emploi au taux de salaire (horaire) w : son revenu salarial est alors $W=wh$ et le passage du temps de travail au revenu est représenté par la droite qui part de l'origine et dont la pente est w. En l'absence du système d'incitation, les ressources maximum en fonction du nombre d'heures de travail sont représentées par la partie des courbes en trait épais. Sous un certain seuil, l'indemnité chômage rapporte davantage puis, pour les temps de travail assez élevés, le salaire est plus favorable. Cette situation n'encourage pas l'exercice d'activités à temps très partiel. Avec un taux de salaire plus faible (donc une pente plus basse), la zone où l'allocation chômage est financièrement préférable se trouve élargie.

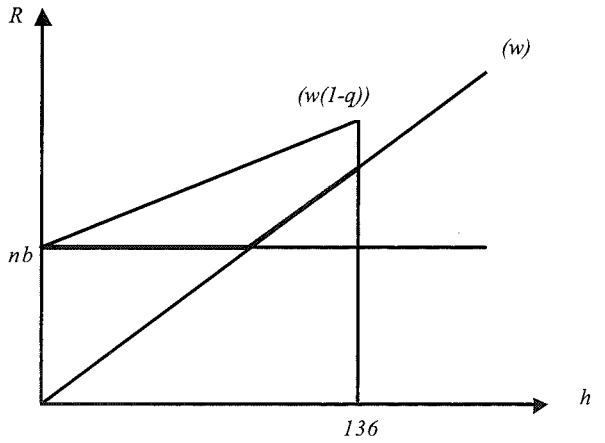
Le système d'incitation modifie cette contrainte budgétaire. Si on se maintient sous le seuil des 136 heures (et en supposant que la contrainte de 70 % est également respectée), le nombre de jours indemnisés est amputé de (W/sjr) si bien que les allocations perçues s'élèvent à $b(n-(W/sjr))$. On peut donc écrire le revenu disponible comme suit :

$$R = b(n-(W/sjr)) + W = nb + W(1-(b/sjr)) = nb + W(1-q) = nb + (1-q)wh$$

où q est le taux de remplacement, c'est-à-dire b/sjr. On voit que ce revenu correspond à l'intégralité des

Figure 1

Contraintes budgétaires avec et sans le dispositif de cumul



allocations chômage plus les revenus salariaux, taxés au taux marginal q(8). La contrainte budgétaire correspondante est représentée sur la figure par la droite de pente $(1-q)w$ et valant nb à l'origine. Il est à noter que la pente de cette courbe est moins forte que celle de la courbe correspondant au salaire plein, en raison de la taxation marginale implicite. Mais, comme les allocations chômage s'ajoutent au revenu salarial, le revenu disponible est toujours plus élevé qu'en l'absence de système incitatif(9). En outre, le travail, même à temps très partiel, est toujours financièrement intéressant.

Méthode d'identification de l'effet incitatif

Le mécanisme que nous venons de présenter a la propriété suivante : *l'incitation financière à faire de l'activité réduite (sous les seuils de 136 heures et 70 %) augmente quand le taux de remplacement q diminue*. Formellement, le gain financier à effectuer une activité réduite plutôt qu'à conserver l'indemnisation pleine est simplement $(1-q)W$, qui décroît bien avec q. De fait, le taux marginal de taxation implicite du salaire est alors plus faible. Deux effets peuvent être à l'œuvre : pour un niveau d'indemnisation donné, b, une hausse du salaire de référence, sjr, diminue le nombre de jours non indemnisés ; et pour un sjr donné, une baisse de b réduit la valeur des jours non indemnisés. Cette propriété est illustrée

6. On évite les démarches administratives de réinscription et le différé de paiement au début d'un nouveau droit.

7. Il est entendu que nous ne décrivons que ce qui est propre au dispositif. Les variations de revenu donnent lieu à des modifications d'autres transferts, notamment de l'allocation logement : nous ne tenons pas compte de ces effets dans l'ensemble de ce texte et notre notion de revenu disponible doit être comprise dans ce sens.

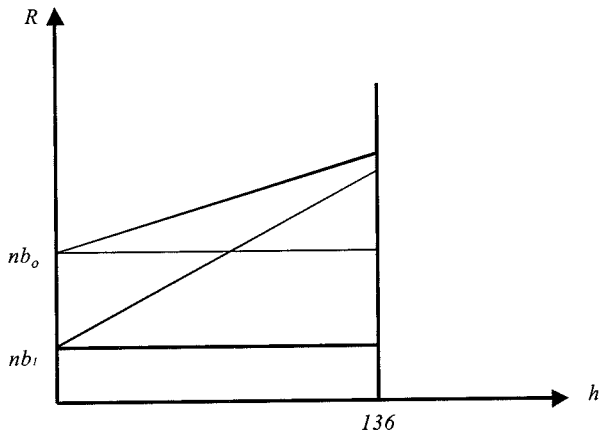
8. Nous empruntons cette expression du revenu disponible à GRANIER et JOUTARD (1999).

9. La courbe de cumul reste plus haute tant que $nb + w(1-q)h>wh$ soit $h < n(sjr/w)$ qui, notons-le, ne dépend pas du niveau d'indemnisation b (cette propriété sera utilisée plus loin). Comme la situation ne se présente que lorsque le salaire est inférieur à 70 % du revenu antérieur, on a $hw < 0.7\ n.sjr$. Par conséquent, $h < 0.7\ n(sjr/w)<n(sjr/w)$.

dans la figure 2([10]) pour deux niveaux d'indemnisation $b_o > b_1$ et les deux taux de remplacement correspondants, $q_o > q_1$. Lorsqu'on passe de la situation 0 à la situation 1, l'écart entre l'indemnisation pure et le cumul s'accroît (pour tous les temps de travail h). Par conséquent, quelles que soient les préférences des agents, pourvu que ceux-ci répondent aux incitations financières, l'activité réduite a toujours plus de chances de se produire dans la situation 1 que dans la situation 0, du seul fait de la variation du gain financier $(1-q)W$. Cette propriété ne nécessite aucune hypothèse forte sur les préférences des agents et sur la nature du calcul auquel ils procèdent : il suffit que l'on préfère toujours un gain fort à un gain faible, *pour un même travail*([11]).

Figure 2

Effet d'une variation du taux de remplacement



La stratégie empirique que nous proposons consiste à tester la réponse des chômeurs à l'incitation financière mise en place par le régime en mesurant la sensibilité de l'exercice d'activités réduites par rapport au niveau du taux de remplacement q. La probabilité, mesurée dans les données, d'exercer des activités réduites plutôt que de conserver l'indemnisation pleine doit augmenter quand q diminue. En procédant ainsi, on ne teste pas directement l'effet du dispositif de cumul par opposition à une situation où ce dispositif n'existerait pas([12]), ce qui est pourtant le véritable enjeu de cette problématique. Mais notre approche a une portée générale sous la conjecture suivante : si les comportements sont sensibles aux petites variations de taux de remplacement, ils répondent aux incitations financières et ils seraient sensibles à l'importante variation que constituerait la suppression du dispositif.

L'identification repose sur les variations du taux d'indemnisation au sein d'une même ouverture de droit

Pour identifier l'effet du taux d'indemnisation nous utilisons ses variations au sein d'une même ouverture de droit (c'est-à-dire une période de chômage indemnisée au titre d'un ensemble de droits accumulés). En d'autre termes nous n'exploitons pas les variations de q entre différentes personnes ou entre différentes ouvertures de droits. Ce serait omettre par exemple que les variations dans la pratique de l'activité réduite entre les personnes peuvent être directement liées à toutes sortes de caractéristiques qui affectent également les deux déterminants de q : le salaire de référence et la filière d'indemnisation dans laquelle les personnes se trouvent. C'est pourquoi nous ne devons exploiter que la corrélation entre les variations de q d'une part et la propension à exercer des activités réduites *au sein d'une ouverture de droit* d'autre part, ce qui permet d'éliminer les effets systématiques propres à l'individu et à chaque ouverture de droit. Cette stratégie empirique nous interdit de distinguer les variations du *taux* de remplacement, q, des variations du *montant* de l'indemnisation, b, car ils varient ensemble au sein de chaque ouverture de droit.

Naturellement, la probabilité d'effectuer des activités réduites dépend des propositions d'emploi reçues et non du seul choix des personnes en fonction des conditions financières et de leurs préférences. Par conséquent, la corrélation que nous allons estimer entre activité réduite et taux d'indemnisation s'interprète comme un effet d'offre de travail (une réponse aux incitations) à condition d'admettre que les propositions d'emploi de la part des entreprises ne dépendent pas du taux d'indemnisation. Cette hypothèse nous paraît raisonnable à ceci près que les employeurs peuvent être sensibles à l'ancienneté de l'épisode de chômage. Or, dans le régime d'allocation unique dégressive (AUD), q est corrélé avec la durée de l'ouverture de droit. Il faut donc ajouter la durée écoulée comme variable de contrôle dans l'estimation. Si toutefois l'effet de la durée sur les propositions d'emploi se trouvait strictement coordonnée avec les paliers de l'AUD, on ne pourrait pas distinguer son effet et l'effet de q. Il faut donc introduire une ultime hypothèse identificatrice : l'effet propre

10. Pour tracer le graphique, nous avons utilisé le fait que toutes les courbes $nb + w(1-q)h$ croisent la courbe wh au point $h = n(sjr/w)$ (voir note 9), ce point étant indépendant du niveau de b.

11. Cette restriction, « pour un même travail », n'affecte en rien l'analyse si on admet que les emplois proposés par les employeurs potentiels ne dépendent pas du taux de remplacement courant. Cette hypothèse est présentée plus loin.

12. On pourrait imaginer de le faire en utilisant les personnes qui ont bénéficié du dispositif pendant plus de 18 mois et n'y ont donc plus droit, mais ces situations restent très rares.

de la durée sur les chances d'obtenir des emplois occasionnels est continu et ne procède pas par paliers (en pratique, nous introduirons une forme flexible)(13). L'approche de régression multivariée que nous allons suivre permet précisément de distinguer l'effet des variations discontinues de q et l'effet continu de la durée en tant que telle. L'intuition est que des variations « soudaines » de la probabilité de cumul, si elles sont systématiquement concomitantes avec les changements de palier, peuvent leur être affectées.

Spécification économétrique

La démarche économétrique consiste à former un échantillon de tous les mois indemnisés dans le cadre du régime général (en dehors des Dispositions spécifiques et des épisodes de formation et autres situations particulières) en distinguant les mois de cumul d'indemnités et de salaires et les mois d'indemnisation pure. On pose que la probabilité qu'un mois soit en activité réduite dépend du taux de remplacement, q, d'une fonction de la durée écoulée, $f(d)$, et d'un effet propre à l'ouverture de droit, u, qui capture les effets de toutes les caractéristiques constantes de la période qu'elle qu'en soit leur nature :

$$P(AR) = F(q, f(d), u)$$

Nous adoptons pour F une forme logistique, parce qu'elle permet de traiter techniquement la présence du terme u sans devoir estimer explicitement la valeur de chacun des nombreux effets spécifiques (un par ouverture de droit), ce qui n'est pas numériquement possible. Cette technique, dite " logit à effet fixe ", est analogue à celle qui consiste à estimer des variations par rapport à la moyenne sur des données de panel (voir encadré technique).

Avant de présenter les résultats, il est nécessaire de discuter un ultime point de méthode. Nous estimons la probabilité de se trouver dans une situation parmi deux : cumul ou indemnisation pure. En fait, il existe trois situations car il faut ajouter le décalage complet et aussi, de façon équivalente, la sortie de l'assurance chômage vers l'emploi(14).

Ainsi, la procédure que nous proposons consiste à mesurer l'effet du taux de remplacement sur la probabilité d'être en cumul, *conditionnellement* au fait de ne pas être en décalage complet. Il suit que, si on procédait à une expérience consistant à baisser les taux de remplacement, on pourrait observer une hausse plus faible des activités réduites en cumul que ce qu'implique l'effet que nous allons estimer. Non seulement les personnes préfèreraient plus souvent l'activité réduite que l'indemnisation pure (l'effet que nous mesurons) mais elles préfèreraient aussi plus souvent le décalage complet que l'activité réduite. En conclusion, nous ne prétendons pas mesurer l'effet des variations de q sur le volume d'activité réduite exercées ; en revanche, notre approche reste valide comme test d'une sensibilité des comportements à la structure incitative (voir encadré).

Construction des données à partir d'une source administrative

Nous utilisons une source administrative(15) : le Fichier national des Assedic (FNA). Il contient le relevé de tous les épisodes d'indemnisation, de report d'indemnisation au titre de l'activité réduite ainsi que des autres épisodes tels que la carence, le passage en formation etc. Chaque période est toujours repérée au jour près. Au sein d'une période, nous connaissons le montant journalier d'allocation éventuellement versé, le rang de dégressivité (c'est-à-dire le palier de l'AUD) et le coefficient de dégressivité correspondant au changement de palier. Nous avons également toute l'information pour déterminer les droits ouverts, y compris le salaire journalier de référence sur la base duquel les allocataires sont indemnisés. Cette source nous permet donc de repérer avec exactitude l'ensemble des éléments dont nous avons besoin. En particulier, il serait illusoire d'espérer des informations précises sur les niveaux d'indemnisation mois par mois à partir de données d'enquête.

Nous utilisons un extrait de ce fichier qui concerne la cohorte des chômeurs suivis par l'enquête de la DARES, Trajectoire de demandeurs d'emploi (TDE). Cette enquête a échantillonné un flux de chômeurs qui se sont inscrits à l'ANPE au cours du printemps 1995 et nous suivons ceux d'entre eux qui ont bénéficié d'une ouverture de droits aux allocations chômage depuis cette date(16) pendant au maximum 35 mois. Tous les états d'activité sont observés dans l'enquête, mais nous n'utiliserons que les mois en indemnisation avec ou sans cumul, sans référence à une définition du chômage et de l'emploi. Bien que l'enquête TDE nous renseigne sur les individus, la

13. En conditionnant à la fois sur l'ouverture de droit et sur la durée d'indemnisation écoulée, on capture par la même occasion les effets conjoncturels qui pourraient agir et être corrélés avec q via les modifications de barèmes. On sait en effet que le recours aux activités réduites a cru tendanciellement sur la période.

14. Nous excluons de cette discussion, ce qui revient à la traiter comme exogène, la sortie pour fin de droits.

15. Des détails techniques supplémentaires sont donnés dans le document de travail correspondant à ce texte, GURGAND (2001).

16. Cet échantillon se concentre sur une série de zones d'emploi et n'est donc pas représentatif de l'ensemble de la population.

Encadré technique

Nous écrivons la probabilité d'être en activité réduite plutôt qu'en indemnisation pure un mois donné (t) à l'intérieur d'une ouverture de droit donnée (od) comme une fonction du taux de remplacement ($q_{od,t}$), de la durée écoulée ($d_{od,t}$) et d'un effet fixe qui contient toutes les caractéristiques de l'ouverture de droit (par conséquent aussi de son bénéficiaire) qui ne varient pas dans le temps (u_{od}). Il n'est pas nécessaire d'écrire la liste exhaustive de ces caractéristiques fixes : on les résume dans la variable muette u_{od} et toute caractéristique fixe qui augmente la probabilité d'activité réduite augmente aussi la valeur de u_{od}. Nous supposons que cette probabilité a une forme logistique, soit, en prenant une forme fonctionnelle quadratique de la durée écoulée :

$$P(AR_{od,t})=exp(a.q_{od,t} + b.d_{od,t} + c.(d_{od,t})^2 + u_{od}) / [1 + exp(a.q_{od,t} + b.d_{od,t} + c.(d_{od,t})^2 + u_{od})]$$

Dans cette expression on estime les paramètres a, b et c (à une normalisation près, et c'est ce qui rend les coefficients peu comparables entre spécifications). Si la probabilité de faire de l'activité réduite augmente quand le taux de remplacement diminue, a doit être négatif. La valeur de u_{od} ne peut pas être directement estimée pour chaque ouverture de droit : on utilise une procédure dite du maximum de vraisemblance conditionnelle qui permet d'estimer tous les paramètres sans devoir évaluer directement les u_{od} (voir GREENE, 1997, pour une présentation rapide de cette méthode et HSIAO, 1986, pour un exposé plus technique, notamment sur les aspects d'identification). Il faut souligner que la forme logistique, quoique habituelle, est arbitraire. La raison de son usage ici tient au fait qu'elle permet d'estimer ce modèle à effet fixe par la vraisemblance conditionnelle, ce que ne permet pas, par exemple, le modèle probit(1).

Cette modélisation est analogue à celle qui consisterait à estimer des écarts à la moyenne sur des données non plus discrètes mais continues. Imaginons un modèle du type :

$$y_{od,t} = a.x_{od,t} + u_{od}$$

En notant y_{od} et x_{od} les valeurs moyennes de ces deux variables sur l'ensemble de l'ouverture de droit, on peut réécrire le modèle sous la forme :

$$y_{od,t} - y_{od} = a.(x_{od,t} - x_{od})$$

où l'effet fixe a disparu. La corrélation ne tient compte que des écarts à la moyenne à l'intérieur de chaque ouverture de droit : les différences globales entre les différentes ouvertures de droit n'interviennent pas. Le logit à effet fixe suit le même principe dans un contexte moins intuitif.

Nous ne décrivons, par cette méthode, que le choix entre deux possibilités, indemnisation pure et activité réduite avec cumul. En réalité, une troisième possibilité se présente : ne plus percevoir d'indemnisation, soit en raison d'une sortie pure et simple de l'état de chômage, soit par une situation de décalage complet. Pour traiter simultanément les trois états, il faudrait utiliser un logit multinomial conditionnel, ce que nous ne proposons pas dans cet article. Cependant, sous l'hypothèse qu'impose le logit multinomial, à savoir l'indépendance des alternatives non pertinentes, le logit simple que nous utilisons ici et le logit multinomial fournissent les mêmes estimations des paramètres (HAUSMAN et MCFADDEN, 1984). Par conséquent, si nous n'avons qu'une vision partielle des états d'activité, nous n'introduisons pas pour autant de biais dans la description du sous-ensemble qui nous intéresse.

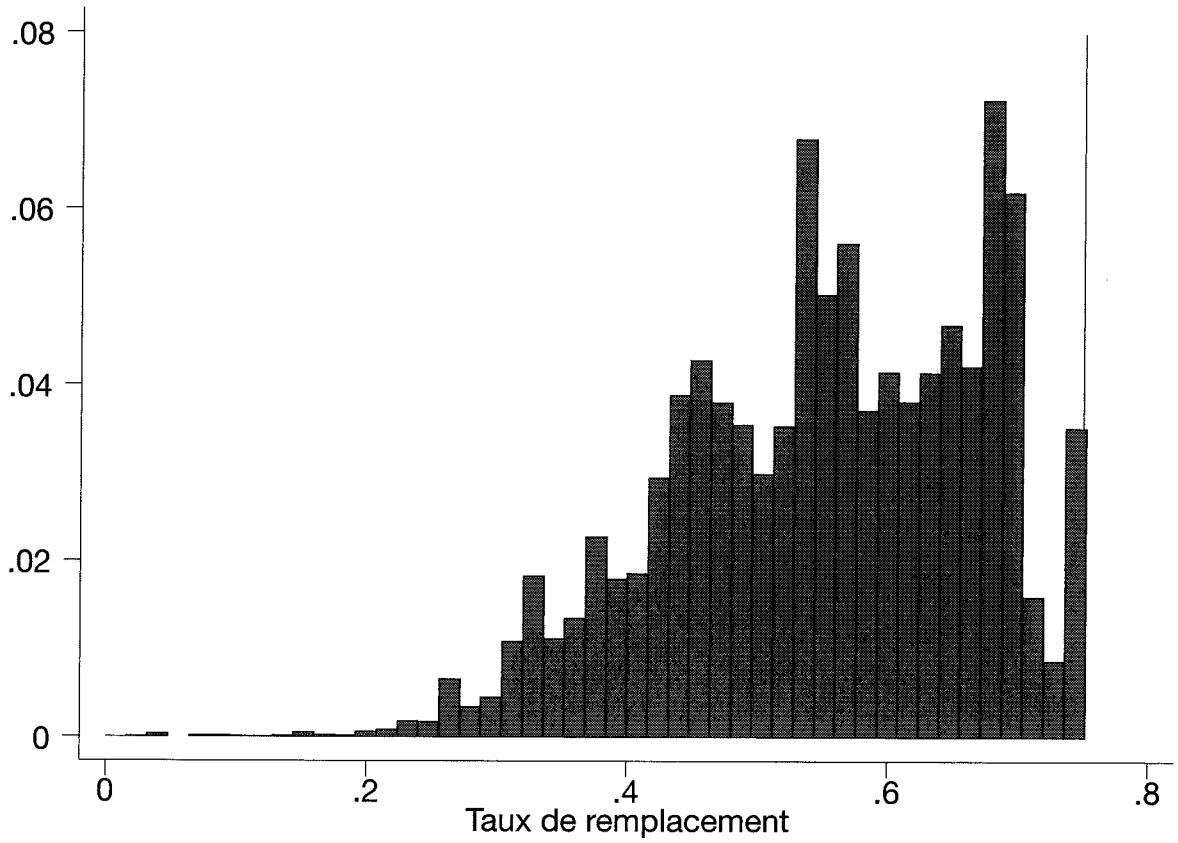
1. De manière générale, des formes moins paramétriques rendraient difficile le traitement d'une hétérogénéité individuelle pouvant être corrélée avec des variables explicatives.

méthode présentée au paragraphe précédent permet d'utiliser exclusivement le FNA car toutes les caractéristiques des individus au moment de l'ouverture du droits sont résumées dans l'effet fixe et les seuls éléments variables qui sont ensuite véritablement pertinents, durée et taux de remplacement, sont enregistrés dans le fichier.

Nous n'avons retenu que les épisodes qui s'inscrivent dans le régime général et avons exclu l'ensemble des ouvertures de droits qui comprennent un passage par une autre allocation que l'AUD (comme les AFR par exemple). Nous avons utilisé pour sjr le salaire journalier revalorisé plafonné, qui constitue la base de calcul des indemnités, et pour b (donc pour $q=b/sjr$) le montant journalier net d'allocation qui est le montant effectivement perçu par les allocataires. D'autre part, q est multiplié par 0.8 lorsque l'allocataire a atteint 50 ans.

Le fichier que nous obtenons ainsi contient 71301 mois qui correspondent à 5708 ouvertures de droit et 4265 individus, si bien que nous avons éliminé un quart des personnes qui figuraient initialement dans le fichier, à l'occasion des différentes restrictions sur les filières d'indemnisation. En raison du contrôle des effets fixes, cette sélection de l'échantillon n'introduit pas de biais sur l'estimation de l'effet du taux

Figure 3
Distribution des taux de remplacement



de remplacement, à l'intérieur de la population des 4265 ([17]). La plus grande partie des mois (80 %) sont en indemnisation pure, 9 % sont en situation de cumul et 11 % sont en décalage complet. Notre analyse principale porte donc sur un peu plus de 63000 mois.

La distribution des taux de remplacement est décrite dans la figure 3. La ligne verticale indique le seuil de 0.75 qui correspond au taux de remplacement le plus élevé. La distribution présente deux modes, l'un vers 57 %, l'autre vers 70 %. Surtout, il faut souligner la grande diversité des situations. Une part de cette diversité, cependant, correspond aux variations entre ouvertures de droits et entre personnes, lesquelles ne sont pas utilisées pour identifier l'effet que nous recherchons.

Résultats d'estimation

Nous présentons dans le tableau 1 les distributions des taux de remplacement à l'intérieur des mois en indemnité pure et à l'intérieur des mois en cumul. Il fait apparaître une différence manifeste entre les deux types de mois, et ceci sur l'ensemble de la distribution : les taux de remplacement sont plus faibles parmi les mois en activité réduite avec cumul de salaires et d'allocation. Les différences sont très significatives étant donné les tailles des échantillons. Les distributions sont très peu sensibles à l'utilisation du taux maximum ou minimum lorsqu'il y a plusieurs taux de remplacement dans un même mois.

La probabilité d'exercer des activités réduites augmente lorsque le taux d'indemnisation diminue

Cette régularité est confirmée par l'estimation du modèle que nous avons présenté plus haut. Dans le tableau 2, nous avons estimé le modèle sans inclure d'effet spécifique à chaque ouverture de droit (« effets fixes »), puis en introduisant ces effets, ce qui permet alors d'interpréter le coefficient de q comme l'effet des incitations financières sur les comportements. Les deux méthodes correspondent au haut et au bas du tableau respectivement. Dans la spécification (1) sans effet fixe, nous n'avons introduit que le

17. On ne peut évidemment rien faire contre le fait que les 25 % exclus pourraient être justement des personnes totalement insensibles aux incitations financières.

Tableau 1

Distribution des taux de remplacement selon la nature du mois

	Taux de remplacement du mois (max si plusieurs)		Taux de remplacement du mois (min si plusieurs)	
	Indemnisation	**Cumul**	**Indemnisation**	**Cumul**
Moyenne	0.56	0.54	0.56	0.54
Ecart-type	0.12	0.12	0.12	0.12
Médiane	0.57	0.56	0.57	0.55
1er quartile	0.47	0.46	0.46	0.46
3ème quartile	0.66	0.64	0.66	0.64
Nombre d'observations	56952	6475	56952	6475

taux de remplacement : le coefficient négatif indique que la probabilité qu'un mois soit en cumul plutôt qu'en indemnisation pure diminue quand q augmente. Le coefficient est statistiquement très significatif([18]). Les faibles taux de remplacement entraînent donc davantage de situations de cumul et cette relation reflète bien l'efficacité du mécanisme incitatif. Dans la spécification (2), nous ajoutons l'effet de la durée d'indemnisation écoulée, de manière à ne pas confondre l'effet direct de cette durée et les variations de q au cours du temps. L'effet de la durée est introduit sous une forme flexible et on voit qu'il est non-linéaire dans cette spécification. Le coefficient de q est toujours négatif et très significatif. Dans les spécifications (1) et (2), le taux de remplacement est introduit sous forme linéaire ; il se peut cependant que son effet soit fort pour de petites valeurs et faible pour de grandes valeurs, ou l'inverse, ou que son effet change de signe selon que q est fort ou faible, ou n'importe quelle autre combinaison. Nous avons donc créé un jeu d'indicatrices pour un ensemble de valeurs de q, de manière à donner plus de souplesse au modèle. Dans la spécification (3), les coefficients sont toujours très significatifs et l'effet de q est toujours décroissant, sauf lorsqu'on passe de la classe 45 %-55 % à la classe 40 %-45 %.

Les résultats sont partiellement modifiés lorsqu'on introduit les effets fixes. La valeur des effets fixes pour chaque ouverture de droits n'est pas explicitement calculée mais les autres coefficients tiennent tout de même compte de leur présence([19]). On observe, dans les spécifications (4) et (5) que la valeur absolue du coefficient augmente nettement, ce qui ne peut pas s'interpréter à ce niveau car, dans ces modèles qualitatifs, les coefficients ne sont pas directement comparables d'une spécification à l'autre. L'important est que l'effet négatif et fortement significatif persiste lorsqu'on applique cette méthoe([20]). La corrélation négative n'était donc *pas* due à des différences systématiques entre les personnes qui font de l'activité réduite et auraient, imaginons, des taux de remplacement faibles en moyenne et les personnes de caractéristiques inverses. L'effet négatif que nous obtenons ici s'interprète bien comme l'effet direct d'une variation de q sur la propension à effectuer des activités réduites avec cumul, pour une personne donnée, à l'intérieur d'une ouverture de droit donnée. La spécification par intervalle du taux de remplacement (6) confirme maintenant l'effet monotone de q : la probabilité de cumul augmente bien lorsque q diminue et ceci est vrai pour tous les changements d'intervalles. Enfin, l'effet propre de la durée est positif et, si on trace un graphique à partir des coefficients estimés, presque linéaire, car les coefficients des termes au carré et au cube sont faibles et se compensent. Des tests supplémentaires de robustesse n'affectent pas ces résultats (voir GURGAND, 2001).

La prise en compte de l'auto-corrélation des activités réduite ne modifie pas le résultat

Jusqu'à ce point, nous avons laissé de côté une difficulté qu'il est délicat d'intégrer explicitement dans la modélisation. Il y a vraisemblablement une forte auto-corrélation dans l'exercice d'activités réduites, car on peut penser qu'une personne qui en a exercé un mois a de plus fortes chances d'en exercer le mois

18. La statistique de Student est supérieure à 2 en valeur absolue, ce qui correspond à un risque d'erreur inférieur à 5 %.

19. Ce qui revient à dire, rappelons-le, qu'ils sont estimés en n'utilisant que les variations au sein des ouvertures de droits. La constante se trouve exclue de ce modèle parce qu'elle est absorbée par les effets fixes.

20. Pour illustrer la précision de l'estimation, on peut indiquer que l'intervalle de confiance du coefficient de q dans la spécification (5) est (-5.22 ; -3.21), c'est-à-dire qu'il a 95 % de chances de se trouver dans cet intervalle.

Tableau 2

Probabilité qu'un mois soit en cumul
Régression logistique

	Modèle sans effet fixe d'ouverture de droits (u_{od})					
	(1)		(2)		(3)	
	Coefficient	*Student*	*Coefficient*	*Student*	*Coefficient*	*Student*
Taux de remplacement (q)	-1.2799	-11.924	-1.9069	-14.902		
Durée écoulée (jours)			-0.0016	-5.442	-0.0015	-4.978
Durée écoulée au carré			$0.002.10^{-3}$	3.450	$0.003.10^{-3}$	3.875
Durée écoulée au cube			$-0.001.10^{-6}$	-3.196	$-0.002.10^{-6}$	-3.747
q >= 0.65 (ref.)					-	-
0.55 <= q < 0.65					0.5052	13.617
0.45 <= q < 0.55					0.5732	14.568
0.40 <= q < 0.45					0.4851	8.936
0.30 <= q < 0.40					0.6682	12.024
q < 0.30					0.7852	7.962
Constante	-1.4664	-24.429	-0.8761	-10.413	-2.4008	-61.202
Nombre d'observations	63427		63427		63427	
	Modèle avec effet fixe d'ouverture de droits (u_{od})					
	(4)		(5)		(6)	
	Coefficient	*Student*	*Coefficient*	*Student*	*Coefficient*	*Student*
Taux de remplacement (q)	-9.4154	-3469	-4.2138	-8.238		
Durée écoulée (jours)			0.0025	4.706	0.0028	5.213
Durée écoulée au carré			$0.002.10^{-3}$	1.960	$0.002.10^{-3}$	2.023
Durée écoulée au cube			$-0.003.10^{-6}$	-3.806	$-0.003.10^{-6}$	-4.042
q >= 0.65 (ref.)					-	-
0.55 <= q < 0.65					0.1835	1.731
0.45 <= q < 0.55					0.6167	4.833
0.40 <= q < 0.45					0.6733	4.132
0.30 <= q < 0.40					1.0292	5.487
q < 0.30					1.6944	6.053
Nombre d'obs. utiles	22721		22721		22721	

Dans le modèle avec effet fixe, seule l'information concernant les ouvertures de droits qui contiennent à la fois des mois avec cumul et des mois sans est véritablement exploitée : le nombre d'observations " utiles " correspond au nombre de mois appartenant à de telles ouvertures de droits.

suivant, en raison du lien qui s'est tissé avec l'employeur, du réseau qui s'étend etc. Par conséquent, un mois en activité réduite est souvent précédé d'un mois d'activité réduite. Comme l'exercice d'activités réduites a pour effet de retarder la décroissance du taux d'indemnisation (parce que le changement de palier d'AUD ne dépend que du nombre de jours effectivement indemnisés), cette dynamique pourrait introduire un biais de variable manquante dans nos estimations. En effet, le mois suivant un mois en activité réduite peut être plus souvent un mois d'activité réduite et le taux de remplacement y est relativement plus élevé : cela introduit une corrélation positive entre la probabilité d'activité réduite et q. En présence d'un tel biais, nous sous-estimerions l'effet incitatif des variations du taux de remplacement, ce qui ne mettrait pas en cause notre conclusion. Il est toutefois difficile de dire dans quel sens irait ce biais lorsqu'on tient compte de la présence de la variable de durée et des effets fixes d'ouverture de droits dans le modèle.

Tableau 3

Probabilité qu'un mois soit en cumul
Régression logistique, avec variable de retard

	Modèle avec effet fixe d'ouverture de droits (u_{od})					
	(7)		(8)		(9)	
	Coefficient	*Student*	*Coefficient*	*Student*	*Coefficient*	*Student*
Cumul le mois précédent	1.7440	45.530			1.5607	39.448
Taux de remplacement (q)			-1.7433	-2.407	-2.3082	-3.036
Taux de remplacement x durée écoulée			-0.0061	-5.095	-0.0037	-3.028
Durée écoulée (jours)			0.0085	9.026	0.0052	5.438
Durée écoulée au carré			$-0.003.\ 10^{-3}$	-8.309	$-0.002.10^{-3}$	-4.901

Pour avoir une idée des conséquences de ce problème sur nos estimations, une solution simple consiste à rajouter une indicatrice qui vaut 1 si le mois précédent était en cumul. Le tableau 3 présente les résultats de cet examen. Nous avons d'abord estimé l'effet de l'activité réduite retardée sur l'activité réduite courante, ce qui illustre l'existence d'une forte auto-corrélation positive. Nous avons ensuite ajouté cette indicatrice au modèle initial (spécification (9) à comparer à (8)). On observe d'une part que son effet est toujours très significatif, d'autre part que sa présence modifie légèrement les coefficients sur le taux de remplacement, mais en préservant le fort effet négatif. Il ne s'agit ici que d'un rapide test de sensibilité car un traitement explicite du problème tiendrait compte de l'endogénéité de la variable retardée, ce qui nous entraînerait dans une modélisation totalement différente et très complexe.

Présentation des résultats par simulations

Comme les coefficients estimés dans les logits ne s'interprètent pas en valeur absolue, il est difficile de se figurer l'ampleur des corrélations que nous avons présentées. Le fait que les coefficients soient statistiquement significatifs n'implique pas qu'ils soient forts et véritablement dignes d'intérêt. Au demeurant, la précision des estimations tient à la grande taille de nos échantillons et, dans ces conditions, l'attention doit porter davantage sur la valeur du coefficient que sur sa significativité.

Pour évaluer l'importance du rôle de q sur la probabilité de cumul, nous proposons de calculer d'abord cette probabilité prédite par le modèle pour les valeurs de q et des durées, telles qu'elles se trouvent dans l'échantillon. A chaque mois-individu on associe une probabilité[21], soit, pour le mois-individu i (et pour une spécification linéaire dans la durée) :

$$P(AR_i) = F(a.q_i,\ b.dur_i)$$

où a et b sont des coefficients estimés et q_i et dur_i le taux de remplacement et la durée observés au mois i. La moyenne de toutes ces probabilités,

$$(1/n)\ \Sigma_i\ Prob(AR_i)$$

est identique à la proportion de mois en cumul parmi les mois qui ne sont pas en décalage complet[22] : elle vaut exactement 10.2 %. Nous procédons ensuite à l'exercice suivant : nous baissons tous les taux de remplacement observés de 10 % et nous calculons la nouvelle probabilité moyenne prédite par le modèle pour ces valeurs fictives de q. Une telle baisse doit entraîner une hausse de la probabilité. Nous voyons dans le tableau 4 que tel est bien le cas. Les valeurs obtenues sont plus fortes pour le modèle à effet fixe (spécifications (5), (8) et (9) par opposition à (2)) mais elles changent très peu avec la spécification, ce qui confirme notamment que les effets non-linéaires de q ne sont pas quantitativement importants. La prise en compte de la variable de retard (spécification (9)) n'affecte pas les résultats. La proportion de mois en cumul estimés passe de 10 % à 11-12 % environ, ce qui représente une hausse de 10-20 % en réponse à la baisse de 10 % du taux de remplacement. On répète l'exercice en appliquant une baisse de 20 % de

21. *Note technique* : le modèle à effet fixe estimé en maximisant une vraisemblance conditionnelle ne contient pas de constante. Cette constante est pourtant nécessaire pour calculer des probabilités mois par mois, non conditionnelles aux effets fixes. Nous obtenons cette constante en estimant un logit simple avec tous les coefficients imposés aux valeurs obtenues dans le modèle à effet fixe. Cette constante correspond à l'espérance de la distribution des effets fixes.

22. La méthode du maximum de vraisemblance utilisée pour estimer ces modèles produit par construction cette égalité entre la moyenne des probabilités estimées et la proportion empirique.

Tableau 4

Probabilités moyennes de cumul lorsqu'on fait varier le taux de remplacement

	Modification apportée au taux de remplacement				
	0.8 q	**0.9 q**	**q**	**1.1 q**	**1.2 q**
Spécification :					
(2), tableau 2	0.1228	0.1120	0.1021	0.0930	0.0847
(5), tableau 2	0.1414	0.1202	0.1021	0.0867	0.0736
(8), tableau 3	0.1393	0.1195	0.1021	0.0869	0.0738
(9), tableau 3	0.1356	0.1178	0.1021	0.0883	0.0763
Equivalent de (5) avec *q* minimum	0.1236	0.1124	0.1021	0.0927	0.0842
Equivalent de (8) avec *q* minimum	0.1228	0.1120	0.1021	0.0931	0.0849

q, puis une hausse de 10 % puis de 20 %. Les effets sont toujours peu sensibles à la spécification et toujours très forts.

Enfin, dans la dernière partie du tableau, nous avons effectué ces simulations à partir des modèles qui utilisent le taux de remplacement *minimum* lorsqu'il y a deux taux à l'intérieur d'un même mois. Nous ne présentons pas les estimations elles-mêmes, car les coefficients ne sont pas directement comparables aux autres résultats. En revanche, la simulation permet de comparer les modèles et on constate que l'utilisation du taux minimum réduit légèrement l'ampleur des effets incitatifs, sans toutefois modifier l'impression générale.

Il faut rester très prudent dans l'interprétation de cet exercice : *il ne s'agit en aucun cas d'une simulation de politique économique*. Si les taux de remplacement baissaient de 10 %, la proportion de mois en cumul n'augmenterait peut-être pas de 10 à 20 %. En effet, nous avons souligné plus haut qu'une baisse des taux de remplacement peut entraîner aussi une hausse des mois en décalage complet et donc, peut-être, une baisse des mois en cumul. Le mécanisme d'ensemble n'est pas estimé dans notre approche et l'exercice ci-dessus est donc mené à nombre de mois en décalage complet inchangés. Au demeurant, la variable de durée s'ajusterait également si on modifiait les taux de remplacement. Il ne s'agit donc de rien de plus que d'un procédé pour présenter les coefficients estimés de façon parlante et pour évaluer la force de l'effet mesuré.

*
* *

Nous avons retenu une approche qui simplifie au maximum l'analyse statistique et qui n'introduit aucune structure économique contraignante, en particulier aucune hypothèse sur la forme des préférences et la nature du calcul qui pourrait guider le comportement des agents. Nous utilisons le fait que, si pour un certain taux de remplacement, il y a une certaine probabilité de faire de l'activité réduite alors, lorsque ce taux diminue et s'il n'affecte rien d'autre que les conditions financières, la même probabilité doit augmenter. L'hypothèse centrale est ici que les variations de taux, *conditionnellement à l'effet fixe d'ouverture de droit et à la durée écoulée*, n'affectent que le comportement des personnes à la recherche d'un emploi, notamment leur propension à rechercher ou à accepter des activités occasionnelles ou peu payées.

Dans ce cadre, l'effet du taux de remplacement sur la probabilité qu'un mois soit en cumul d'indemnité et de salaire plutôt qu'en indemnisation pure est visible à tous les niveaux, depuis le tri à plat jusqu'au modèle le plus robuste. Il semble ainsi que les baisses de ce taux conduisent les chômeurs à accepter plus facilement les emplois en activités réduite qui peuvent leur être proposés, sous le seuil des 136 heures et des 70 %. Ce résultat est compatible avec ceux de Prieto (2000). Les chômeurs sont sensibles aux incitations monétaires qui leurs sont proposées et, si on utilise nos estimations les plus assurées, l'effet que nous mesurons est fort, avec une élasticité au-dessus de 1. Si les chômeurs répondent (en moyenne) fortement aux incitations financières, il est vraisemblable que le dispositif joue effectivement son rôle, qui est d'entraîner un recours plus large aux activités réduites. On ne peut pas exclure qu'il ait contribué au développement du travail à temps partiel et plus généralement du travail précaire en encourageant les chômeurs à accepter des postes de plus en plus offerts par les entreprises.

Par conséquent, cet article appelle dans son prolongement une réflexion sur deux points. Cet encouragement à l'emploi précaire est-il bénéfique en terme d'insertion sur le marché du travail ? Les

approches statistiques de cette question restent rares et n'apportent pas de réponse très franche([23]). Dans le cas contraire, le dispositif de prise en charge des activités réduites aura joué comme une assurance de l'instabilité *structurelle* des états sur le marché du travail d'une catégorie de la population active. Est-ce véritablement son rôle et, si cette propriété du marché devait perdurer, ne faut-il pas concevoir une réponse spécifique ?

Il reste que notre approche est incomplète parce qu'elle ne permet pas d'évaluer les effets réels d'une variation du dispositif (donc de mesurer son rôle sur l'équilibre observé) et ne se prête pas à une interprétation économique explicite. Au demeurant, nous n'analysons pas la dimension longitudinale du phénomène, notamment les processus de transition et les trajectoires. Un traitement explicite de tous ces aspects serait complexe, mais il n'est pas hors de portée : il nécessiterait de recourir à des hypothèses de modélisation plus fortes, ce qui est en quelque sorte le coût à payer pour avoir des résultats plus complets.

Bibliographie

BEL P., BÉRAUD M., CANCEILL G. et LEMERLE S., " Les demandeurs d'emploi en activité réduite ou occasionnelle ", *Premières informations et premières synthèses*, Anpe-Dares, n. 45.1, novembre, 1998.

BLUNDELL R., « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature », *Economie et prévision*, n. 108, 1993-2, 1-18, 1993.

GRANIER P. et JOUTARD X., " L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage ? ", *Economie et statistique*, n. 321, janvier, 1999.

GREENE W., *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, 1997.

GURGAND M., *Activité réduite: problèmes de mesure, problèmes d'incitation*, rapport pour la Dares, décembre, 2000.

GURGAND M., *Activité réduite : le dispositif d'incitation de l'Unedic est-il incitatif ?* Document de travail du Centre d'études de l'emploi, n° 12, 2001.

HAUSMAN J. et MCFADDEN D., « Specification Tests for the Multinomial Logit Model », *Econometrica*, vol. 52, n. 5, September, 1219-1240, 1984.

HSIAO C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.

LAROQUE G. et SALANIÉ B., « Une décomposition du non-emploi en France », *Economie et statistique*, n. 331, 2000-1, 47-66, 2000.

LOLLIVIER S., " Récurrence du chômage dans l'insertion des jeunes : des trajectoires hétérogènes ", *Economie et statistique*, n. 334, 2000-4, 2000.

PRIETO A., " L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi " *Revue économique*, vol. 51, n. 3, 523-534, mai, 2000.

SMETISKO SNEJ, *Activité réduite et durée de chômage*, mémoire de DEA, Université Paris X, 1996.

23. On pensera par exemple aux résultats de GRANIER et JOUTARD (1999) et à l'article déjà cité de LOLLIVIER (2000).