

Recherche d'emploi et risques de récurrence du chômage : une analyse des qualifications

Xavier JOUTARD, Michèle RUGGIERO *

RÉSUMÉ. – Nous proposons d'évaluer le comportement des demandeurs d'emploi et les taux de sortie du chômage dans un modèle structural de recherche d'emploi non stationnaire où les agents sont dotés de capacités d'anticipation sur les risques de chômage futur. Nous décrivons l'évolution dans le temps des salaires de réserve en mettant l'accent sur les différences entre qualifications et entre hommes et femmes. La comparaison entre taux de sortie, taux d'arrivée des offres d'emploi et salaires de réserve permet de préciser les inégalités liées au sexe et aux qualifications. On constate, également, une forte sensibilité des résultats à la perception de l'environnement futur.

Job-seeking and Probability of Being Unemployed in the Future: The Impact of Professional Qualification

ABSTRACT. – We analyse job-seeking individuals behaviour and transition rates from unemployment within a nonstationary structural job search model. The model gives the agent the ability to anticipate future risks of unemployment. We estimate reservation wage paths with special attention to skill levels and gender. The combination of transition rates, arrival rates of job offers and reservation wage emphasizes skill and gender inequalities. Results have also a strong sensitivity to future environment anticipation.

* X. JOUTARD : Université de la Méditerranée-GREQAM ; M. RUGGIERO : CNRS-GREQAM.

1 Introduction

L'accroissement des inégalités face à l'emploi constitue l'un des traits majeurs de l'évolution du marché du travail dans les années 80. La progression de l'écart relatif des niveaux de chômage des actifs qualifiés et non qualifiés est une caractéristique particulière de ce phénomène inégalitaire (voir, par exemple, GLYN [1995]). Certaines catégories d'actifs comme les femmes ou les individus des classes d'âge les plus extrêmes connaissent également des situations dégradées sur le marché de l'emploi. Les difficultés que rencontrent certains travailleurs sur le marché peuvent, en fait, tout aussi bien recouvrir des difficultés à conserver leur emploi que des obstacles dans l'accès à un nouvel emploi. Dans le premier cas, les firmes réagissent aux fluctuations de l'activité économique par des mécanismes d'ajustement qui affectent surtout certaines catégories de main-d'œuvre. D'un autre côté, les inégalités sur le marché du travail peuvent également se manifester par des difficultés d'accès à l'emploi pour des populations particulières. Ces difficultés peuvent provenir de mécanismes d'embauche spécifiques qui sont notamment recensés dans FOUGÈRE et KRAMARZ [1997]. Il reste que des comportements individuels de recherche pourraient être, en fait, à l'origine de ces « *inégalités* » observées. Toutes choses égales par ailleurs, on pourrait, par exemple, concevoir que les femmes, supposées dotées d'une préférence plus grande pour le loisir, présentent une exigence salariale pendant leur recherche d'emploi qui les contraint à rester en moyenne plus longtemps au chômage.

Dans ce cadre, identifier les traits constitutifs de la nature de cette dernière forme d'inégalité constitue l'un des enjeux majeurs de l'analyse. Cela passe d'abord par une démarche de nature micro-économique qui s'attache à déterminer les facteurs affectant la sortie du chômage. Il s'agit, alors, de s'inscrire dans un schéma structurel permettant de distinguer l'environnement auquel sont confrontés les agents, qui doit rendre compte des pratiques d'embauche des employeurs, et la stratégie de recherche qu'ils adoptent, ainsi que leur niveau d'exigence. L'utilisation de bases de données individuelles, conjuguée avec une modélisation structurelle de la recherche d'emploi, devrait permettre d'identifier les facteurs environnementaux des facteurs stratégiques personnels.

Depuis les premiers modèles de prospection d'emploi (LIPMAN et MCCALL [1976]), il est possible en effet de représenter formellement l'environnement des agents par un taux d'arrivée des offres d'emploi et une distribution des salaires proposés et de décrire leur stratégie par des calculs d'optimisation intertemporelle dont la solution correspond au choix d'un salaire de réserve¹. Au prix d'une certaine complexité, ces modèles peuvent, en outre, être enrichis en considérant l'environnement du demandeur comme non stationnaire (VAN DEN BERG [1990]), autorisant à partir du calcul d'une trajectoire de salaire de réserve un ajustement des prétentions salariales avec le temps passé à prospecter². Cette

1. L'intensité de la recherche d'emploi, qui n'est pas observée dans les données dont on dispose, ne sera pas distinguée dans l'analyse du taux d'arrivée des offres d'emploi.

2. Voir CASES et LOLLIVIER [1994] et BONNAL, FOUGÈRE et SERANDON [1995] pour une étude en forme structurelle sur données françaises.

modélisation permet, de plus, la prise en compte d'un cadre institutionnel caractérisé par la présence d'indemnités de chômage décroissantes au cours du temps.

Dans cette optique, nous proposons d'évaluer le comportement et les chances de sortie du chômage des demandeurs d'emploi au travers d'un modèle permettant une grille de lecture multiple des résultats. Dans un premier temps, souhaitant mener des investigations empiriques sur la présence d'inégalités face à l'emploi, nous orientons l'analyse sur des aspects liés à la qualification et au sexe des demandeurs d'emploi. Les opportunités d'emploi sont-elles plus grandes pour les plus qualifiés ? Peut-on mettre en évidence des effets de qualification selon le sexe des agents ? Quels sont les ensembles de demandeurs d'emploi les plus exigeants et cela affecte-t-il leurs chances de sortie ? Comment retrouve-t-on dans le modèle de recherche les inégalités salariales constatées en emploi ? Nous tentons de saisir ces divers aspects par l'analyse et la comparaison de modèles de recherche estimés pour différentes catégories de population, triées selon nos critères d'intérêt. Par ailleurs, nous souhaitons doter les agents en recherche d'emploi de capacités d'anticipation sur les risques de chômage futur, encourus après la prise d'emploi. En effet, les modèles de recherche traditionnels supposent, le plus souvent, que l'emploi trouvé à l'issue de l'épisode de chômage est gardé à vie. L'épisode de chômage que vit le demandeur d'emploi est, de ce fait, le seul épisode qu'il envisage, et l'issue qu'il anticipe ne peut être qu'un emploi permanent, ou encore le retrait définitif du marché du travail. La récurrence des épisodes de chômage et la précarité de l'emploi sont cependant une caractéristique essentielle du marché du travail (CSERC [1996]) et il nous paraît capital que le modèle de recherche estimé prenne en compte cette dimension. En d'autres termes, nous souhaitons décrire le comportement d'agents ayant la perception d'un marché du travail relativement instable. À cette fin, le modèle devra permettre aux agents de concevoir la précarité des emplois, et d'envisager les possibilités futures de chômage qui en découlent. Il est clair que les trajectoires des salaires de réserve calculées dans ce modèle intégreront l'éventualité d'un retour au chômage, et il sera intéressant de comparer ces résultats avec ceux des modèles traditionnels.

Nous tirons les données nécessaires à l'étude du Fichier National des Allocataires (FNA) de l'UNEDIC³. Le FNA permet de reconstituer partiellement les trajectoires des demandeurs d'emploi ayant perçu des indemnités de chômage entre 1985 et 1989⁴. Il fournit des renseignements sur les caractéristiques fixes des agents – le sexe, le niveau d'éducation, la qualification, la localisation géographique – et permet également d'observer des variables évoluant au cours des divers épisodes de chômage expérimentés. Le fichier contient une information à deux niveaux sur la procédure d'indemnisation. D'une part, le montant des allocations chômage perçues et la durée effective de leur versement y sont précisément renseignées. D'autre part, le fichier permet de reconstituer *a priori* la totalité de la séquence d'indemnisation attribuée à chaque allocataire⁵,

3. Union pour l'Emploi dans l'Industrie et le Commerce.

4. Il s'agit donc, principalement, de personnes ayant déjà travaillé.

5. Au cours de la période d'observation, le système d'indemnisation français était principalement organisé autour de la délivrance d'une première allocation partiellement fonction du dernier salaire perçu – l'allocation de base – une allocation forfaitaire, intitulée allocation de fin de droits lui succédant. Les durées respectives de chaque allocation variant en fonction du temps d'affiliation s'inscrivaient alors dans l'une des séquences préétablies par le régime d'assurance chômage. On pourra trouver dans JOUTARD et RUGGIERO [1994] une présentation plus détaillée de ces différents schémas d'indemnisation.

ce qui nous permettra de calculer des stratégies de salaires de réserve non stationnaires. Le FNA contient, en outre, quelques informations sur l'emploi occupé avant l'apparition de la personne dans le fichier – salaire ⁶, secteur d'activité, taille de l'entreprise – ce qui permet d'estimer la distribution des salaires.

Si le FNA fournit des renseignements sur les trajectoires individuelles, il est important de remarquer que la première séquence répertoriée dans le fichier n'est pas forcément le tout premier épisode de chômage intervenant dans la carrière d'un salarié, mais plutôt sa première période de chômage indemnisé depuis la mise en place du fichier, au début des années 80. La reconstitution du parcours de chômage des salariés apparaît de fait limitée ; en particulier, les toutes premières recherches d'emploi et les passages en chômage alternant avec des phases d'emploi trop brèves pour donner lieu à indemnités sont manquantes. On peut, néanmoins, faire l'hypothèse que c'est au sein même des premières périodes de chômage indemnisées que les individus forts d'une certaine expérience salariale et disposant d'un revenu de remplacement conçoivent une recherche d'emploi entendue en terme de salaire de réserve ⁷. C'est donc sur cet épisode-là qu'est estimé le modèle structurel de recherche : il s'agira précisément d'estimer les salaires de réserves et le taux d'arrivée des offres relatifs à ce premier épisode de chômage indemnisé, dans un environnement non stationnaire, où, en outre, est anticipée une certaine instabilité de l'emploi.

Pour ce qui concerne la récurrence observée dans l'échantillon de 4 489 observations tiré du FNA, on constate que 38 % des individus recensés connaissent plus d'un épisode de chômage, ce qui justifie à nos yeux la prise en compte par le modèle des risques futurs de perte d'emploi. Une part non négligeable de l'échantillon – 15 % – connaît plus de trois épisodes de chômage. En revanche, seulement cinq personnes sur cent connaissent quatre épisodes de chômage et plus sur la période considérée. Nous décidons de caler la description de la récurrence envisagée par les agents sur le schéma constaté dans les données. Le modèle de recherche utilisé permettra, en conséquence, la prise en compte de deux épisodes de chômage supplémentaires.

Nous présentons le modèle de recherche dans la deuxième section de l'article. La section suivante est consacrée à la présentation des résultats.

2 Prise en compte du risque de chômage futur

Nous décrivons le comportement d'un agent en recherche d'emploi, qui anticipe que l'emploi trouvé à l'issue de l'épisode de chômage n'est pas un emploi définitif. Le modèle est exprimé en temps discret ⁸, et réduit les capacités d'anticipation de l'agent en recherche d'emploi à l'horizon de trois épisodes de chôma-

6. Les salaires de l'emploi accepté à l'issue de l'épisode de chômage ne sont pas connus.

7. Dans ces conditions, l'ignorance partielle de situations antérieures de chômage ne serait qu'un facteur d'hétérogénéité supplémentaire dont il faudrait en toute rigueur tenir compte.

8. Voir le modèle proposé par WOLPIN [1987] pour la modélisation en temps discret des données du NLS.

ge : l'épisode actuellement expérimenté, qui est aussi celui où les calculs stratégiques sont effectués, et deux épisodes nouveaux, consécutifs à d'éventuelles périodes d'emploi⁹. Cette limite des capacités de calcul est imposée pour simplifier la structure du modèle et permettre l'élaboration effective des calculs¹⁰. Pour les mêmes raisons, des hypothèses fortes seront faites sur le déroulement des épisodes de chômage envisagés dans le futur, puisque nous supposons que, dès l'éventualité d'un deuxième épisode de chômage, l'agent conçoit une stratégie de recherche d'emploi le conduisant à accepter le premier salaire proposé.

Plus précisément, on suppose que l'agent est confronté, lors de l'épisode en cours, à l'environnement non stationnaire proche des modèles usuels de recherche d'emploi. Des propositions d'emploi, caractérisées par une distribution de salaire $F(w)$, lui parviennent à un taux $P_1(t)$ variable au cours du temps. Sa recherche est financée par le versement, de durée limitée, d'allocations de chômage dont le montant $b(t)$ est variable dans le temps. Lors de ce premier épisode de chômage, l'agent en recherche d'emploi adopte une stratégie de salaire de réserve : l'emploi accepté est celui dont la rémunération est au moins égale au salaire qui égalise la valeur du chômage et celle de l'emploi. À la différence des modèles usuels, ces dernières valeurs intègrent l'éventualité d'épisodes de chômage futurs, qui par suite rejaillit sur le salaire de réserve. La stratégie de recherche qu'élabore l'agent est alors contingente à la séquence d'emplois et de périodes de chômage potentielles qu'il envisage.

L'emploi qui est éventuellement accepté à l'issue de ce premier épisode n'est, en effet, pas considéré comme permanent : il existe une probabilité π_1 de le perdre, à chaque unité de temps, et de connaître un nouvel épisode de chômage. La probabilité π_1 peut être la même pour tous, ou complètement individuelle. Comme nous souhaitons orienter l'étude sur les qualifications, nous avons ainsi choisi d'assigner des valeurs de π_1 contingentes au niveau de qualification des individus en recherche d'emploi. On supposera de plus que la perte de l'emploi est subie par l'agent, du fait d'un licenciement ou de la fin d'un contrat de travail à durée limitée : on n'autorise pas de recherche d'emploi au cours d'une période d'activité salariée. Cette restriction permet de conserver une détermination exogène de la probabilité π_1 .

L'environnement associé au nouvel épisode de chômage potentiel est envisagé comme stationnaire : la probabilité P_2 d'y recevoir une proposition d'emploi ne dépend pas du temps. Cette dernière probabilité est aussi celle de trouver un emploi, puisque, dès ce deuxième épisode de chômage, l'agent se contraint à accepter la première offre rencontrée. Ce nouvel emploi, s'il est trouvé, n'est pas plus que le précédent un emploi définitif : il existe un risque π_2 de le perdre et de connaître un troisième épisode de chômage. Cet épisode sera le dernier envisagé : à ce niveau d'anticipation, l'agent envisage une sortie du chômage définitive, qu'il se dirige vers un éventuel nouvel emploi, conservé à vie, ou qu'il décide de se retirer du marché du travail. Cette hypothèse permet de boucler l'horizon de l'agent et d'effectuer les calculs nécessaires à l'élaboration de sa stratégie. Les calculs de l'agent sont opérés en temps discret, en partant du dernier épisode de chômage envisagé pour évaluer ensuite les valeurs de l'épisode non stationnaire.

9. Les retraits du marché du travail ne sont pas envisagés à ce stade de l'analyse.

10. Elle correspond cependant au schéma de récurrence constaté dans l'échantillon tiré du FNA, et permettra de travailler sur des quantités que l'on pourra estimer sur les données.

Le jeu d'hypothèses concernant le troisième épisode de chômage est double : d'une part, l'environnement y est perçu comme stationnaire, avec une probabilité constante P_3 de recevoir une proposition d'emploi. D'autre part, on contraint l'agent à retenir le premier emploi proposé, quel que soit le salaire offert, de sorte que la probabilité P_3 de recevoir une offre d'emploi est également la probabilité de sortir du chômage vers l'emploi. L'emploi trouvé sera, en outre, permanent. Cette structure permet d'explicitier la valeur de la recherche d'emploi au cours du troisième épisode de chômage en :

$$V_3 = b + \delta P_3 E [V_{E_3}(w)] + \delta (1 - P_3) V_3$$

soit

$$V_3 = \frac{\delta P_3 E [V_{E_3}(w)]}{1 - \delta (1 - P_3)} + \frac{b}{1 - \delta (1 - P_3)}$$

où

$E [V_{E_3}(w)] = \frac{E(w)}{(1 - \delta)}$ représente la valeur espérée de l'emploi retrouvé et définitivement conservé après le troisième épisode de chômage

b est une indemnisation forfaitaire anticipée, invariante tout au long de la recherche

δ est un facteur d'actualisation.

L'hypothèse sous-jacente à cette formulation est que l'emploi accepté au cours d'une unité de temps quelconque n'est effectivement occupé et rémunéré qu'au cours de l'unité suivante.

Le même ensemble d'hypothèses définit l'environnement du deuxième épisode de chômage, dont la valeur V_2 s'exprime comme :

$$V_2 = \frac{\delta P_2 E [V_{E_2}(w)]}{1 - \delta (1 - P_2)} + \frac{b}{1 - \delta (1 - P_2)}$$

La différence entre ces deux expressions est que maintenant l'emploi trouvé n'est pas permanent, mais peut être perdu à chaque unité de temps avec la probabilité π_2 . Ainsi est requise la connaissance de la valeur espérée de l'emploi retrouvé après ce deuxième épisode de chômage, $E [V_{E_2}(w)]$, valeur intégrant l'éventualité d'un nouvel épisode de chômage :

$$V_{E_2}(w) = \frac{w}{1 - \delta (1 - \pi_2)} + \frac{\delta \pi_2 V_3}{1 - \delta (1 - \pi_2)}$$

C'est au cours de l'épisode présent, considéré comme le premier épisode de chômage, que l'agent opère ses calculs en intégrant toutes les valeurs futures, selon les diverses possibilités d'emploi et de chômage envisagées. Cette intégration passe par le calcul de la valeur du premier emploi :

$$V_{E_1}(w) = \frac{w}{1 - \delta (1 - \pi_1)} + \frac{\delta \pi_1 V_2}{1 - \delta (1 - \pi_1)}$$

L'environnement de cet épisode est perçu comme non stationnaire, dans la mesure où l'agent connaît parfaitement à la fois le schéma d'indemnisation dont

il bénéficie et l'évolution du taux d'arrivée des offres. La stratégie de recherche optimale relative à cet épisode présente la propriété de salaire de réserve.

On calcule la trajectoire du salaire de réserve selon la démarche usuelle, en égalisant la valeur du chômage à celle de l'emploi. La différence est ici que cette dernière valeur intègre toutes les possibilités d'épisodes de chômage futurs. La trajectoire est calculée par récursivité, en partant d'une date T à partir de laquelle l'environnement sera considéré comme stationnaire et le salaire de réserve constant.

À partir de cette date, la valeur du chômage est :

$$V_{1T} = b_T + \delta (1 - P_{1T}) V_{1T} + \delta P_{1T} E_w [\text{Max} \{V_{E_1}(w), V_{1T}\}]$$

Comme la valeur de l'emploi intègre les possibilités de chômage futur, alors le salaire de réserve ϕ_{1T} , qui est solution de l'équation :

$$V_{1T} = \frac{\phi_{1T}}{1 - \delta(1 - \pi_1)} + \frac{\delta \pi_1 V_2}{1 - \delta(1 - \pi_1)}$$

fait intervenir ces mêmes possibilités au travers de π_1 et de la valeur V_2 du nouvel épisode envisagé :

$$\phi_{1T} = \frac{[1 - \delta(1 - \pi_1)]}{1 - \delta} b_T + \frac{\delta}{1 - \delta} P_{1T} \int_{\phi_1}^{\infty} (w - \phi_{1T}) dF(w) - \delta \pi_1 V_2$$

En deçà de la date de stationnarité, la valeur de l'épisode présent à l'instant t devient :

$$V_{1t} = b_t + \delta P_{1t} E_w [\text{Max} \{V_{E_1}(w), V_{1t+1}\}] + \delta (1 - P_{1t}) V_{1t}$$

pour $t < T$

Ce qui permet d'obtenir pour le salaire de réserve la formule récursive :

$$\begin{aligned} \phi_{1t} = & [1 - \delta(1 - \pi_1)] b_t + \delta \phi_{1t+1} - \\ & - \delta (1 - \delta) \pi_1 V_2 + \delta P_{1t} \int_{\phi_{1t+1}}^{\infty} (w - \phi_{1t+1}) dF(w) \end{aligned}$$

La probabilité de sortie du chômage vers l'emploi s'en déduit comme :

$$\theta_1(t) = P_1(t) (1 - F(\phi_1(t)))$$

3 Une étude des qualifications

Nous proposons maintenant de comparer les trajectoires de salaire de réserve et les taux de transition de différents groupes de demandeurs d'emploi, sélectionnés selon le sexe et la qualification. Nous retiendrons le mois comme

unité de temps au cours de l'épisode. Nous fixons la date de stationnarité du premier épisode de chômage à trois ans ¹¹. Nous assignons aux différents groupes d'individus le même coefficient de préférence pour le futur, que nous fixons à la valeur $\delta = 0.9$. Par cette valeur, nous signifions que les agents accordent une importance non négligeable au futur, ce qui permet de prendre réellement en compte les risques de perte d'emploi à venir.

La probabilité escomptée de perte de l'emploi au cours d'un mois donné varie selon les groupes considérés, mais pas selon l'ordre de l'épisode d'emploi ($\pi_1 = \pi_2 = \pi$).

Les taux d'arrivée des offres d'emploi au cours du premier épisode sont explicités en temps discret :

$$P_{1it} = \exp(z'_{1i}\alpha_1 + \Psi(t)) / 1 + \exp(z'_{1i}\alpha_1 + \Psi(t))$$

où

$$\begin{aligned} \Psi(t) = & \tau_1 \times I_{t \leq 3} + (\tau_1 + \tau_2) \times I_{3 < t \leq 6} + (\tau_1 + \tau_2 + \tau_3) \times I_{6 < t \leq 9} \\ & + (\tau_1 + \tau_2 + \tau_3 + \tau_4) \times I_{9 < t \leq 15} + (\tau_1 + \tau_2 + \tau_3 + \tau_4 + \tau_5) \times I_{15 < t \leq 21} \\ & + (\tau_1 + \tau_2 + \tau_3 + \tau_4 + \tau_5 + \tau_6) \times I_{21 < t} \end{aligned}$$

Les paramètres α_1 sont associés à des caractéristiques individuelles fixes dans le temps : la possession d'un diplôme et la classe d'âge au début de l'épisode de chômage. Les paramètres $\tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau_4, \tau_5, \tau_6$ mesurent la dépendance du taux d'arrivée des offres par rapport à la durée du chômage. Ces paramètres, relatifs aux taux d'arrivée des offres, ainsi que la suite des salaires de réserve sont estimés conjointement par maximum de vraisemblance.

TABLEAU 1
Valeur de π

Valeurs de π	Femmes	Hommes
Ouvriers	0.00757	0.00530
Employés	0.00539	0.00345
Professions Intermédiaires	0.00205	0.00247
Cadres	0.00172	0.00113

Source : Insee, 1988¹²

La contribution à la fonction de vraisemblance d'un individu i observé lors de son premier épisode de chômage est donnée par :

11. Dans la plupart des situations individuelles, l'indemnisation est déjà interrompue à l'issue de 36 mois de chômage. Quant aux personnes demeurant indemnisées, elles ne peuvent plus percevoir une indemnité forfaitaire – l'allocation de fin de droits – qui, en pratique, se prolonge le plus souvent par une allocation d'un montant comparable – l'allocation de solidarité – dans la mesure où il s'agit, pour la plupart, de personnes âgées en chômage de longue durée maintenues en indemnisation jusqu'à l'âge de la retraite.

12. Les valeurs de π sont tirées de l'enquête Emploi (Insee [1988]). La structure d'information du FNA ne permet pas leur estimation.

$$L_{1i} = \prod_{t=1}^{t_{1i}-1} [1 - P_{1it} (1 - F(\phi_{it}))][1 - P_{1it_{1i}} (1 - F(\phi_{it_{1i}}))]^{1-\delta_{E_{1i}}} \\ [P_{1it_{1i}} (1 - F(\phi_{it_{1i}}))]^{\delta_{E_{1i}}} \text{ si } t_{1i} < T$$

ou

$$L_{1i} = \prod_{t=1}^{T-1} [1 - P_{1it} (1 - F(\phi_{it}))][1 - P_{1T} (1 - F(\phi_{iT}))]^{t_{1i}-T} \\ [1 - P_{1T} (1 - F(\phi_{iT}))]^{1-\delta_{E_{1i}}} [P_{1T} (1 - F(\phi_{iT}))]^{\delta_{E_{1i}}} \text{ si } t_{1i} \geq T$$

où

t_{1i} est la durée en mois du premier épisode de chômage connu par l'individu i

$\delta_{E_{1i}} = 1$ si l'issue du premier épisode de chômage est l'emploi

$\delta_{E_{1i}} = 0$ sinon

La vraisemblance fait intervenir, par l'intermédiaire du salaire de réserve actuel, tous les termes relatifs aux épisodes de chômage futurs : taux d'arrivée des offres d'emploi, distribution des salaires offerts, indemnités de chômage anticipées. En l'absence d'information parfaite sur les événements futurs, les agents sont supposés baser leurs anticipations sur les réalisations précédentes. L'anticipation de l'indemnisation forfaitaire lors des épisodes futurs repose ainsi sur la connaissance de l'indemnisation réalisée lors du premier épisode : précisément, son taux est fixé au niveau prévalant au début de la première période de chômage observée. De la même façon, l'estimation de la distribution des salaires offerts, détaillée dans la section suivante, s'appuiera sur l'observation des salaires précédemment réalisés.

3.1 Distribution des salaires et environnement des épisodes futurs

Nous estimons la distribution conditionnelle des salaires à partir des informations relatives aux emplois précédemment occupés par les agents, c'est-à-dire les derniers salaires perçus¹³ ainsi que des variables conditionnantes caractéristiques de l'emploi occupé. Nous supposons que cette distribution conditionnelle est celle utilisée par l'ensemble des agents lors de leurs calculs d'optimisation. Tout se passe, en fait, comme si les agents en situation d'information imparfaite, et confrontés à la nécessité d'anticiper le plus correctement possible la distribution des salaires à venir, utilisaient pour l'inférer l'ensemble des variables réalisées et déterminantes pour le processus salarial. Pour cette raison, plusieurs facteurs explicatifs sont introduits dans la régression, notamment la taille d'entreprise, le secteur industriel et la qualification du dernier

13. Cette démarche est également celle retenue par NARENDRANATHAN et NICKELL [1985], bien qu'on ne puisse en toute rigueur assimiler la distribution des salaires perçus à celle des salaires offerts (BURDETT et MORTENSEN [1998]).

emploi occupé. Cela ne signifie pas que, lorsqu'ils élaborent leur stratégie de recherche d'emploi, les agents anticipent la taille de l'entreprise ou le secteur d'activité d'où va émaner l'offre. Cela signifie que, dans la nécessité d'inférer la distribution des salaires attendus, ils doivent attribuer une valeur à l'ensemble des variables déterminant le salaire, et en l'absence d'informations plus précises, leur affectent les valeurs précédemment réalisées. Par ailleurs, utiliser les derniers salaires perçus suppose implicitement que la distribution des salaires offerts est stationnaire. Si cette hypothèse permet d'estimer l'espérance du salaire offert sans considérer leur variation au cours du temps, elle ne résout pas le problème de l'estimation à partir d'une distribution tronquée. Les résultats d'estimation, obtenus par une spécification Weibull, sont cependant en

TABLEAU 2
Distribution des salaires

Variabes	Paramètres	Écarts-types
Constante	5.5575	0.0530
Âge	0.0362	0.0026
Âge ²	- 0.0003	0.00003
Sexe masculin	0.1540	0.0103
<i>Secteurs Industriels</i>		
Agriculture et agro-alimentaire	- 0.0523	0.0235
Industrie lourde et équipement	non significatif	
Biens de consommation	non significatif	
Métallurgie	non significatif	
Commerce	- 0.1199	0.0128
Services et transports	référence	
<i>Taille d'entreprise</i>		
Moins de 10 employés	- 0.1942	0.0216
De 10 à 50 employés	- 0.1132	0.0222
De 50 à 100 employés	- 0.1184	0.0259
De 100 à 500 employés	- 0.0459	0.0229
Plus de 500 employés	référence	
<i>Qualification</i>		
Ouvriers	- 0.9402	0.0214
Employés	- 0.8171	0.0215
Professions intermédiaires	- 0.5336	0.0249
Cadres	référence	
Aucun diplôme scolaire	- 0.1046	0.0103
Aucun diplôme professionnel	- 0.0386	0.0110
Habite Paris	0.1051	0.0112

Log-vraisemblance : - 2197.383

Estimation sur l'échantillon des 4 680 allocataires ayant précédemment perçu un salaire.

accord avec ce qui est habituellement attendu : importance de la taille d'entreprise, de la qualification, de l'âge et du diplôme. Les manœuvres, les salariés issus d'entreprises de moins de dix employés, les individus ne possédant aucun diplôme, ainsi que les personnes résidant en Province doivent s'attendre à la distribution de salaires la moins favorable. Les secteurs les plus défavorisés sont ceux des activités du commerce et de l'agro-alimentaire.

Les taux d'arrivée des offres au cours des épisodes futurs, variables théoriquement anticipées par chaque agent dans le modèle, sont également remplacés dans la vraisemblance par des estimations. Ces dernières sont effectuées à partir des contributions à la vraisemblance des deuxièmes et troisièmes épisodes de chômage.

Rappelons que le comportement individuel de recherche d'emploi consiste à retenir le premier emploi proposé lors des épisodes de chômage successifs, à savoir le deuxième et troisième. À supposer que l'environnement soit stationnaire, la contribution à la vraisemblance d'un individu retrouvant un emploi à l'issue d'une durée t_{ki} au cours du k^{ieme} épisode de chômage est simplement donnée par $[1 - P_{ki}]^{t_{ki}-1} P_{ki}$ où P_{ki} est le taux individuel d'arrivée des offres au moment de l'épisode pour l'individu i . Les fonctions de vraisemblance tenant compte des cas de censure s'en déduisent :

$$\prod_{i \in C_2} [1 - P_{2i}]^{t_{2i}-1} [1 - P_{2i}]^{1-\delta_{E_{2i}}} [P_{2i}]^{\delta_{E_{2i}}}$$

et

$$\prod_{i \in C_3} [1 - P_{3i}]^{t_{3i}-1} [1 - P_{3i}]^{1-\delta_{E_{3i}}} [P_{3i}]^{\delta_{E_{3i}}}$$

où

$$P_{3i} = \exp(z_{3i}\alpha_3) / (1 + \exp(z_{3i}\alpha_3))$$

$$P_{2i} = \exp(z_{2i}\alpha_2) / (1 + \exp(z_{2i}\alpha_2))$$

z_{ki} sont les variables caractérisant l'individu au cours du k^{ieme} épisode de chômage, $k = 2, 3$

C_k est l'ensemble des individus ayant connu k épisodes de chômage,

t_{ki} est la durée du k^{ieme} épisode de chômage connu par l'individu i

$\delta_{E_{ki}} = 1$ si l'issue du k^{ieme} épisode de chômage est l'emploi

$\delta_{E_{ki}} = 0$ sinon

Ces expressions peuvent s'écrire comme les fonctions de vraisemblance d'un modèle à choix binaire de type logit ; dans ce dernier cas, les observations sont constituées de toutes les combinaisons entre l'individu et les différents mois de sa durée de chômage :

$$\prod_{j=1}^{N_k} [P_{kj}]^{d_{kj}} [1 - P_{kj}]^{1-d_{kj}}$$

où

$$N_k = \sum_{i \in C_k} t_{ki}$$

et d_{kj} est l'indicateur de censure pour le couple mois/individu.

TABLEAU 3

Estimation du taux d'arrivée des offres d'emploi – 3^{ème} épisode

Variables	Paramètres	Écart-types
Constante	- 1.9338	0.1813
Âge	- 0.0199	0.00642
Sexe Masculin	0.5690	0.1151
<i>Secteurs industriels*</i> :		
Métallurgie	0.8599	0.2578
<i>Motif d'arrêt de travail**</i> :		
Licenciement	- 0.4195	0.1739

* référence : services

** référence : Autres motifs d'arrêt de travail

Estimation sur l'échantillon des 673 allocataires ayant expérimenté au moins trois épisodes de chômage.

Seuls les effets significativement différents de 0 sont reportés dans le tableau.

TABLEAU 4

Estimation du taux d'arrivée des offres d'emploi – 2^{ème} épisode

Variables	Paramètres	Écart-types
Constante	- 2.5228	0.1033
Âge ²	- 0.00035	0.000064
Sexe Masculin	0.5271	0.0771
Habite Paris	0.2293	0.1017
<i>Motif d'arrêt de travail</i> :		
Fin de contrat	0.4595	0.0771
<i>Secteurs industriels</i> :		
Industrie lourde	0.3092	0.1408
<i>Qualification*</i> :		
Employés	- 0.2215	0.00774
<i>Éducation</i> :		
Sans diplôme scolaire	- 0.3440	0.0735

* référence : cadres

Estimation sur l'échantillon des 1 727 allocataires ayant expérimenté au moins trois épisodes de chômage.

Seuls les effets significativement différents de 0 sont reportés dans le tableau.

Les variables explicatives introduites dans la régression sont l'âge, l'âge élevé au carré, la nationalité, la possession d'un diplôme scolaire et professionnel, la qualification, la situation géographique par l'opposition entre Paris et Province, le secteur industriel du dernier emploi occupé et l'expérience dans l'emploi ¹⁴.

On relève l'importance de l'âge dont l'effet se révèle pénalisant aussi bien au deuxième épisode, à travers le carré de la variable, qu'au cours du troisième épisode de chômage. Autre effet systématique, les femmes en recherche d'emploi ont relativement plus de difficultés à accéder à des offres d'emploi : cette situation inégalitaire, qui sera même constatée lors des analyses des premières périodes de chômage, se renforce au cours du troisième épisode.

À travers les motifs d'arrêt de travail à l'origine de l'épisode de chômage, plusieurs populations se dessinent : les personnes en fin de contrat de travail semblent moins pénalisées lors du deuxième épisode, alors que les licenciés rencontrent de plus grandes difficultés à sortir d'un troisième épisode. Justifier précisément ces résultats est un exercice délicat dans la mesure où la connaissance des emplois recouverts semble ici cruciale. Il est, par exemple, probable que les opportunités d'emplois d'un certain type – contrats à durée déterminée ou contrats d'intérim – deviennent prépondérantes avec le nombre d'épisodes de chômage passés. La prise en compte d'une diversité des emplois obtenus devrait permettre également de mieux apprécier l'impact du secteur industriel, en particulier, l'influence positive sur la probabilité de recevoir une offre d'emploi des secteurs de la métallurgie (troisième épisode) et de l'industrie lourde (deuxième épisode) où la part d'emplois précaires est importante.

Concernant le deuxième épisode, les employés paraissent relativement défavorisés par rapport aux autres qualifications, cadres et ouvriers. L'absence de diplôme scolaire se révèle pénalisante pour ce qui concerne les propositions d'emploi.

3.2 Environnement et salaires de réserve du premier épisode de chômage

3.2.1 Taux d'arrivée des offres et caractéristiques fixes

Le taux d'arrivée des offres lors du premier épisode de chômage dépend à la fois de paramètres décrivant la dépendance temporelle et de caractéristiques personnelles fixes, les variables z_{1i} intervenant dans la spécification :

$$P_{1it} = \exp(z_{1i}\alpha_1 + \Psi(t)) / 1 + \exp(z_{1i}\alpha_1 + \Psi(t))$$

Nous avons choisi d'introduire dans le modèle deux caractéristiques de l'individu : la possession d'un diplôme scolaire ou professionnel et la classe d'âge ¹⁵.

14. Il n'est pas tenu compte de termes d'hétérogénéité non observable.

15. Nous retenons trois classes d'âge : moins de trente ans, entre trente et quarante ans, et plus de quarante ans.

Diplôme et qualification se conjuguent pour exercer un rôle discriminant dans l'accès à l'emploi. On remarque en effet que, pour les hommes comme pour les femmes, le diplôme joue d'autant plus que la qualification est élevée. L'impact du diplôme est, en outre, plus important pour les femmes que pour les hommes, à l'exception des ouvrières. L'analyse des effets de l'âge révèle des inégalités face à l'emploi qui peuvent être imputées au genre et à la qualification. Les plus de quarante ans des deux sexes sont systématiquement confrontés à un taux d'arrivée des offres moins favorable que les plus jeunes. Cet effet n'est pas significatif pour le groupe de femmes dont le niveau de qualification est le plus élevé¹⁶. Pour l'ensemble des ouvriers, la fréquence des offres d'emploi est par

TABLEAU 5

Estimation du taux d'arrivée des offres d'emploi au cours de l'épisode courant – Femmes

$\delta = 0.9$	Ouvrières <i>N</i> = 728	Employées <i>N</i> = 1 209	Cadres et professions intermédiaires <i>N</i> = 147
Sans diplôme	non significatif	- 0.735 (0.15)	- 1.15 (0.53)
Moins de 30 ans*	1.791 (0.27)	1.376 (0.17)	non significatif
30-40 ans	1.27 (0.29)	0.985 (0.21)	non significatif
Plus de 40 ans	référence	référence	référence

* Au début de l'épisode de chômage

TABLEAU 6

Estimation du taux d'arrivée des offres d'emploi au cours de l'épisode courant – Hommes

$\delta = 0.9$	Ouvriers <i>N</i> = 1 384	Employés <i>N</i> = 711	Cadres et professions intermédiaires <i>N</i> = 310
Sans diplôme	- 0.474 (0.24)	- 0.495 (0.23)	- 1.023 (0.37)
Moins de 30 ans*	1.628 (0.31)	0.917 (0.24)	1.590 (0.33)
30-40 ans	1.413 (0.32)	1.575 (0.57)	2.008 (0.41)
Plus de 40 ans	référence	référence	référence

* Au début de l'épisode de chômage

16. L'effectif de ce groupe est toutefois assez faible.

opposition la plus importante au sein des moins de trente ans. En revanche, pour les employés et les cadres de sexe masculin, ce sont les catégories d'âge intermédiaire qui auraient les meilleures opportunités d'emploi. Peut-être faut-il voir là l'effet indirect d'une certaine expérience professionnelle, qui ne bénéficierait qu'aux hommes les plus qualifiés.

3.2.2 Dépendances temporelles

La modélisation structurelle autorise une variation non monotone du taux d'arrivée des offres d'emploi, du salaire de réserve, et du taux de transition vers l'emploi en fonction du temps. Les paramètres τ_1, \dots, τ_6 estimés en même temps que α rendent compte de cette dépendance. Ils permettent de représenter les trajectoires individuelles de salaires de réserve et de tracer l'évolution des taux d'arrivée des offres et de transition. La dépendance, à l'égard de la durée des taux de transitions vers l'emploi, résulte des dynamiques des trajectoires de salaire de réserve et des taux d'arrivée des offres, puisque pour chaque agent i la probabilité de prendre un emploi est $P_{1it} (1 - F(\phi_{it}))$.

Nous représentons et commentons ici les trajectoires moyennes, calculées sur les six groupes étudiés. Nous proposons d'analyser les trajectoires estimées selon trois grilles de lecture différentes. Nous opposerons d'abord, à qualification donnée, les hommes et les femmes. Nous comparerons ensuite, pour des groupes de même genre, les situations liées aux différents niveaux de qualification. Finalement, nous comparerons ces résultats à ceux obtenus dans le modèle traditionnel correspondant à l'absence totale de risque de chômage futur, où l'emploi trouvé à l'issue du premier épisode est gardé à vie – cas limite où $\pi = 0$.

• Comparaisons par genre à qualification donnée

C'est pour les ouvriers que les différences entre hommes et femmes sont les plus fortes, que ce soit du point de vue du comportement ou des opportunités d'emploi.

En premier lieu, les ouvrières se fixent à tout moment de l'épisode de chômage un salaire de réserve plus bas que les hommes¹⁷. Il n'excède pas 140 Francs par jour, soit à peu près 4 200 Francs par mois, alors que les hommes auraient, au début de l'épisode de chômage, des prétentions salariales de l'ordre de 6 000 Francs par mois.

Les taux d'arrivée des offres sont également très inférieurs pour les femmes, principalement au début de l'épisode de chômage : durant le premier trimestre de l'épisode, les ouvriers auraient 20 % de chances de recevoir une proposition d'emploi chaque mois, et les femmes seulement 8 % de chances de rencontrer une offre. Cette différence s'estompe avec le temps, dans la mesure où les ouvriers voient le taux d'arrivée des offres chuter très sensiblement lors de la première année de chômage. D'une certaine façon, les opportunités d'emploi se

17. Les graphiques suivants représentent les trajectoires moyennes de salaire de réserve – en trait gras – assorties des bandes de confiance – en trait fin – obtenues à partir des écarts-types estimés.

FIGURE 1
Qualification : ouvriers

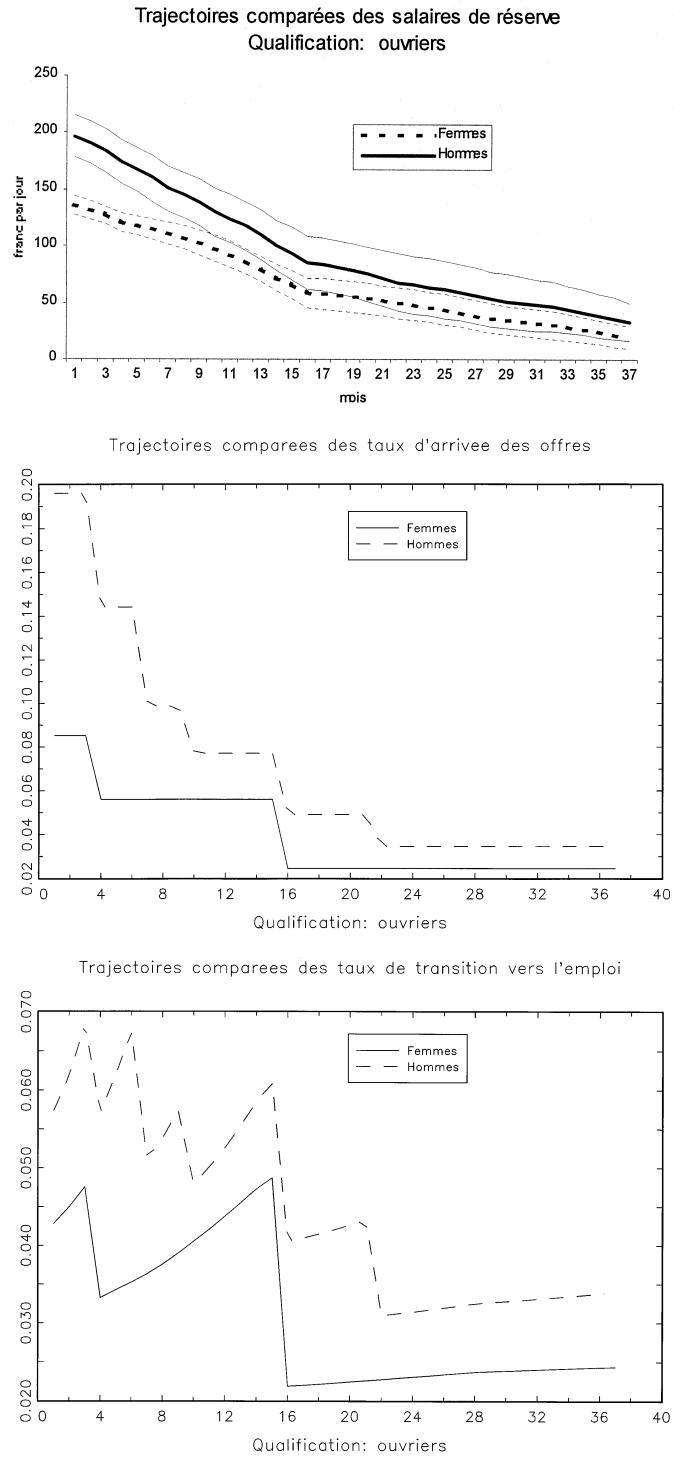
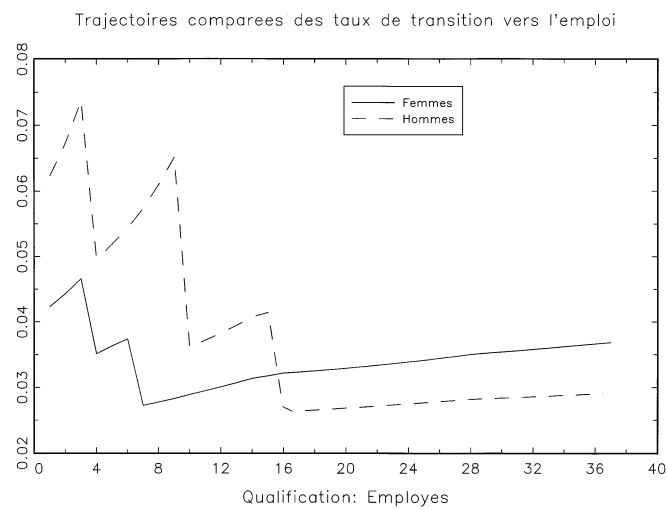
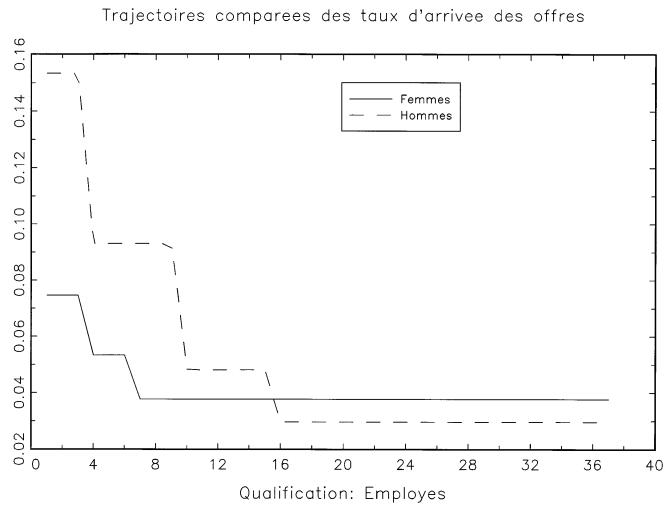
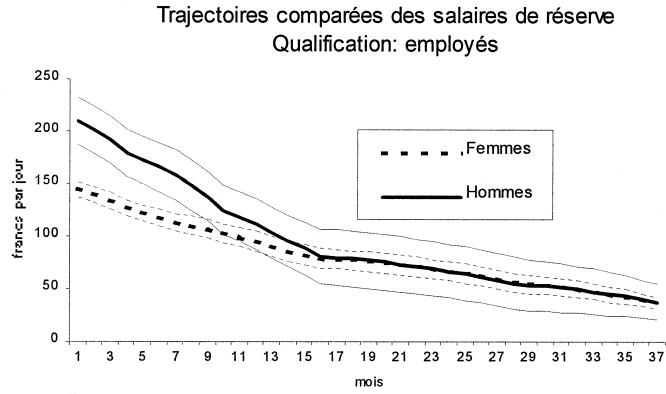


FIGURE 2
Qualification : employés



dégradent plus rapidement avec la durée de chômage pour les ouvriers – encore leurs restent-elles en permanence plus favorables.

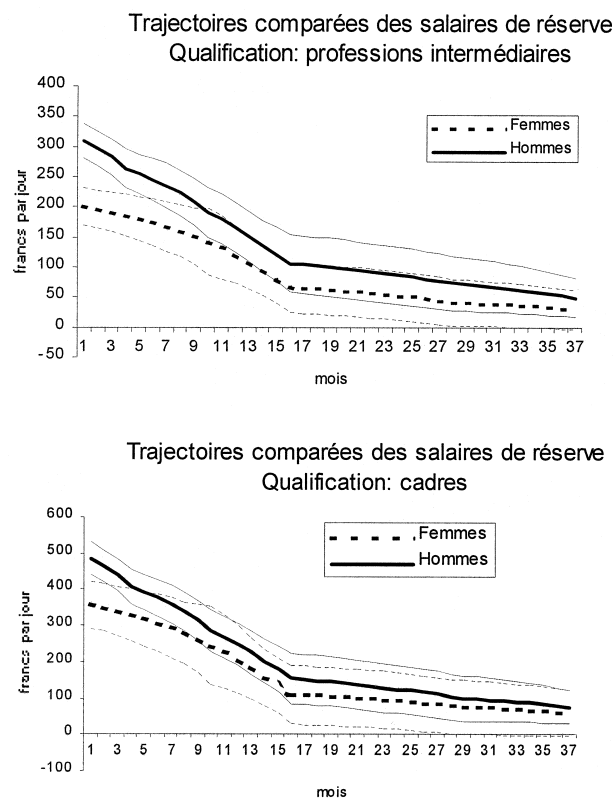
Cette différence d'opportunités d'emploi fragilise considérablement les femmes, puisque *le taux de transition vers l'emploi des ouvrières est très nettement inférieur à celui des ouvriers, alors même que leurs prétentions salariales sont moindres*. Il semble que, au sein même de la catégorie la moins qualifiée, des pratiques discriminatoires dans l'accès à un nouvel emploi s'exercent à l'encontre des femmes.

Les différences sont moins marquées pour les autres niveaux de qualification. Ainsi, l'écart entre les salaires de réserve des employés des deux sexes finit par s'effacer après plus d'une année passée au chômage.

L'écart entre les taux d'arrivée des offres est d'abord nettement favorable aux hommes, puis légèrement favorable aux femmes après 16 mois de chômage. De ce fait, les taux de transition vers l'emploi finissent par se croiser, faisant contraster la situation des employés des deux sexes avec le temps passé au chômage. On peut faire pour les employés la même remarque que pour le niveau de qualification précédent : les opportunités d'emploi des hommes se dégradent davantage que celles offertes aux femmes. La probabilité qu'un employé se voit proposer une offre d'emploi chute ainsi de 16 % à 5 % avant la fin de la première

FIGURE 3

Qualification : cadres et professions intermédiaires



année de chômage. Il semble que les employées soient confrontées à un environnement relativement plus stable, puisque la même probabilité passe d'abord de 8 % à 4 %, puis reste constante dès la fin du premier semestre de chômage.

Pour ce qui concerne les cadres et les professions intermédiaires, on retrouve, dans un premier temps, un écart très net entre les prétentions salariales des hommes et des femmes. Par exemple, les cadres masculins se fixent au tout début de l'épisode de chômage un salaire de réserve de l'ordre de 14 000 Francs par mois, alors que les femmes prétendraient en moyenne à moins de 11 000 Francs mensuels. Si les salaires baissent conjointement avant le seizième mois de l'épisode – principalement du fait de la chute anticipée des allocations chômage finançant la recherche – les prétentions salariales des cadres de sexe féminin restent toujours moindres que celles de hommes.

Pour les cadres et professions intermédiaires, les taux d'arrivée des offres auxquels sont confrontées les femmes sont presque toujours les moins élevés, même si la différence s'affaiblit avec le temps. En revanche, et contrairement à ce qui était observé dans le cas des ouvriers et des ouvrières, les salaires de réserve plus bas des femmes leur permettent de bénéficier temporairement d'un taux de transition vers l'emploi plus élevé – mais seulement sur une période de six à sept mois.

Finalement, *les opportunités d'emploi sont globalement meilleures pour les hommes, mais elles se dégradent davantage avec le temps passé au chômage.*

FIGURE 3 (Suite)

Qualification : cadres et professions intermédiaires

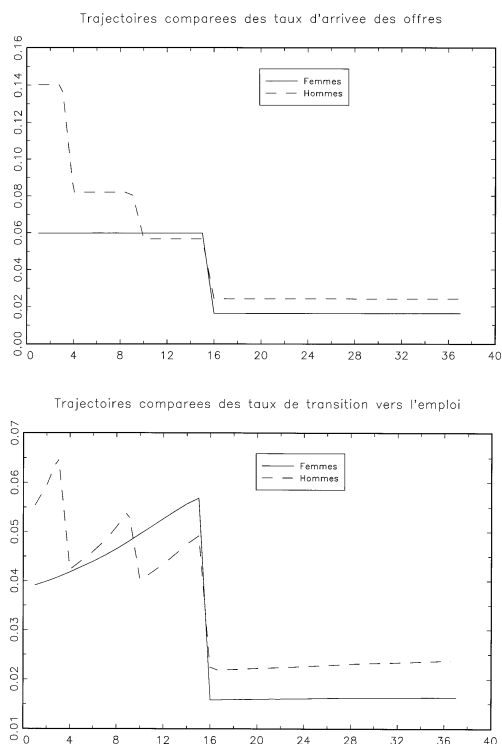
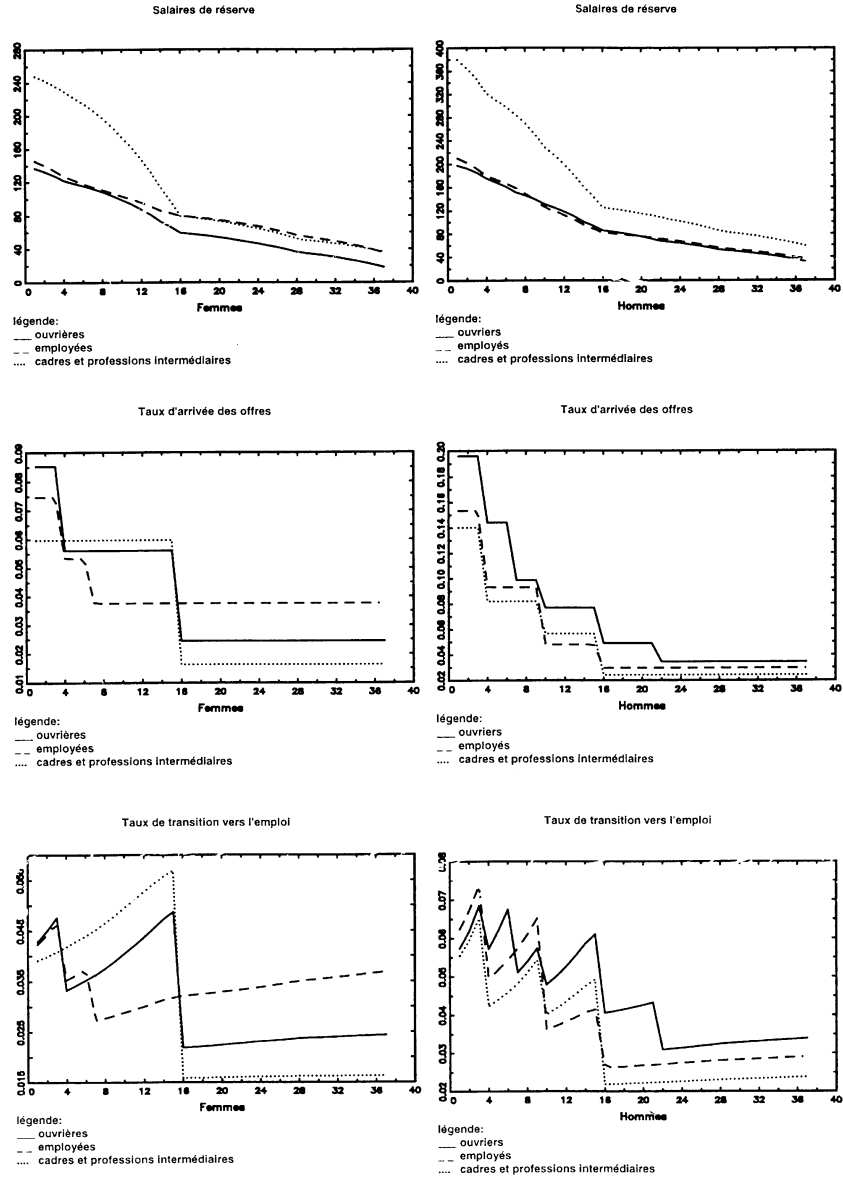


FIGURE 4
Comparaisons par qualification



Cette différence de sensibilité à la durée est un phénomène purement lié au sexe : elle n'apparaît pas lors des comparaisons par qualification.

• Comparaison par qualification

Ce sont les cadres et professions intermédiaires, hommes ou femmes, qui ont les prétentions salariales les plus élevées. Il y a une différence de près de 200 Francs par jour, pour ce qui concerne les hommes, entre les salaires des cadres et des employés, au début de l'épisode de chômage. Cette différence est moindre pour les femmes – à peu près 100 Francs par jour en début d'épisode – et s'atténue dans les deux cas au cours du temps. Si les prétentions salariales des employés et des ouvriers de sexe masculin sont quasiment identiques à tout moment, les employées et les ouvrières se distinguent nettement dans le choix du salaire de réserve, et cela d'autant plus que le temps passé au chômage s'écoule.

Les taux d'arrivée des offres sont plus favorables aux ouvriers qu'aux employés et aux cadres – mais il faut garder à l'esprit que nous ne pouvons distinguer entre les différents types d'emploi. Parmi les femmes, se sont également les ouvrières qui auraient le plus d'opportunités d'emploi, mais seulement au tout début de l'épisode de chômage. Les cadres et professions intermédiaires bénéficient des plus grandes chances de proposition d'emploi après le premier trimestre et avant le quinzième mois de chômage, et les employées sont le groupe le moins défavorisé en fin d'épisode. Ce sont, par ailleurs, les employées qui ont le taux de transitions vers l'emploi le plus élevé en fin d'épisode de chômage.

• Comparaison avec le modèle limite

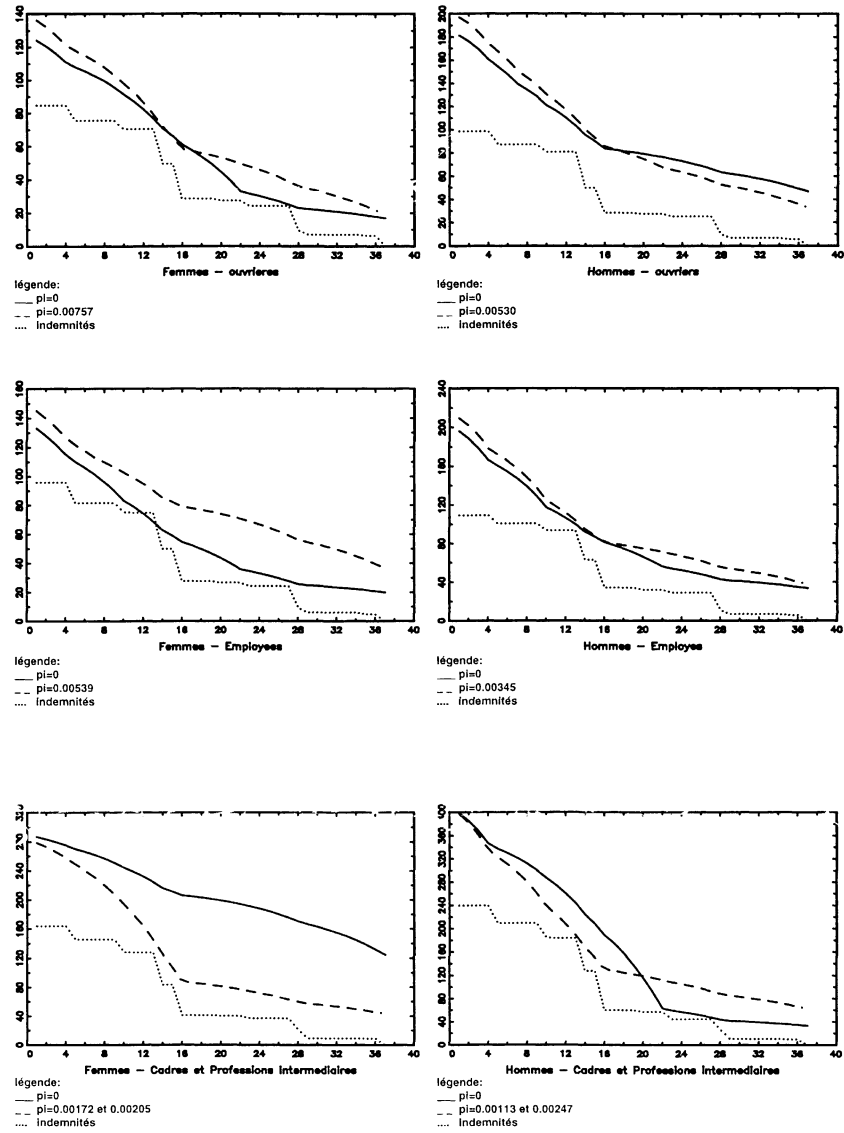
La probabilité anticipée π de perte de l'emploi intervient directement dans le calcul des trajectoires de salaire de réserve, de même que la valeur du deuxième épisode de chômage éventuel. Les résultats du modèle que nous avons développé devraient donc contraster avec ceux du modèle de recherche traditionnel, où l'emploi trouvé à l'issue de l'épisode de chômage est conservé à vie¹⁸. L'opposition des résultats des deux modèles devrait permettre d'appréhender sommairement les répercussions de la prise en compte de l'instabilité relative de l'emploi trouvé sur la formation du salaire de réserve.

Pour les hommes de qualification ouvrière, les trajectoires de salaires de réserve en l'absence et en présence de risques de chômage futur se coupent. Dans un premier temps, les ouvriers seraient plus exigeants en matière salariale lorsqu'ils anticipent une perte d'emploi possible, mais cette tendance s'inverserait, au bout d'une quinzaine de mois. Ce résultat qui peut paraître surprenant reflète une différence d'inclinaison entre les deux trajectoires, *le salaire de réserve en présence de risque est plus élevé que celui correspondant à un emploi à vie au début de l'épisode de chômage, mais il décroît plus rapidement avec le temps.*

18. Le salaire de réserve est dans ce cas :

$$\phi_{1t} = (1 - \delta) b_t + \delta \phi_{1t+1} + P_{1t} \delta \int_{\phi_{1t+1}}^{\infty} (w - \phi_{1t+1}) dF(w)$$

FIGURE 5
Trajectoires comparées des salaires de réserve

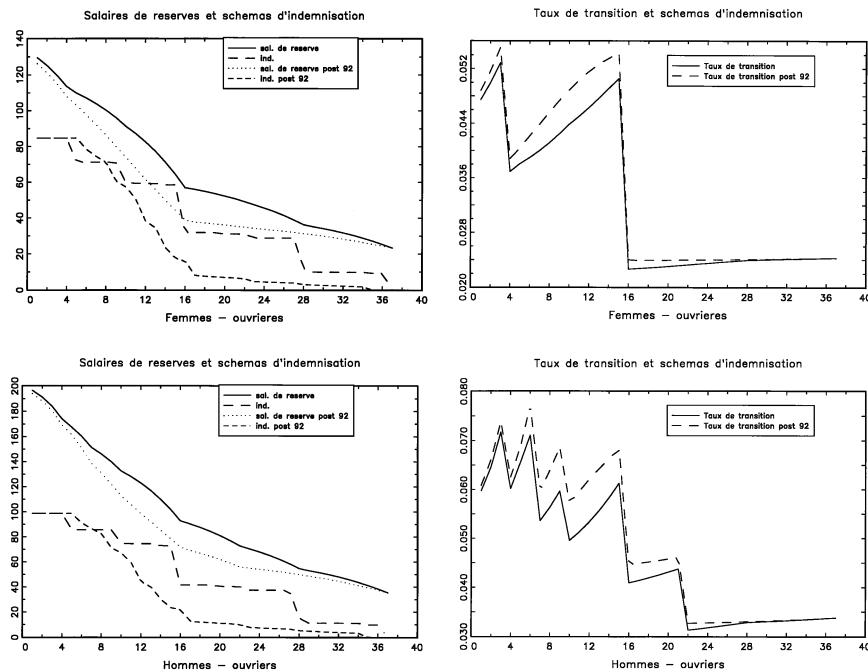


Pour les employés – qui sont confrontés à un taux d'arrivée des offres différent – les courbes n'intersectent pas. *Les employés, et plus spécialement les femmes, sont en permanence plus exigeants en matière de salaire lorsqu'ils considèrent que l'emploi proposé n'est pas définitif.*

Les trajectoires de salaires de réserve des cadres et professions intermédiaires de sexe féminin sont nettement différentes selon qu'un risque de perte d'emploi est anticipé ou non. Les salaires de réserve calculés en présence d'un risque futur de chômage décroissent plus rapidement avec le temps, de sorte que les salaires de réserve en l'absence de risque leurs sont toujours supérieurs. En revanche, les courbes calculées par les hommes intersectent aux alentours du vingtième mois. Néanmoins, *les cadres et les professions intermédiaires, quel que soit le sexe, se différencient fondamentalement des autres qualifications par le fait qu'ils présentent une plus forte exigence en matière salariale pour des emplois permanents, tout au moins durant les vingt premiers mois de chômage.*

Il apparaît que la valeur de l'emploi, en présence d'instabilité du marché du travail, est dégradée pour les travailleurs les moins qualifiés. Tout se passe comme si la mobilité était perçue comme un facteur de précarité pour les moins qualifiés et représentait, au contraire, l'opportunité de meilleures rétributions pour les cadres et professions apparentées. Cette interprétation reste toutefois purement micro-économique, et fait abstraction des éventuelles interactions entre le taux de chômage et les distributions de salaire offert.

FIGURE 6
Comparaisons entre deux schémas d'indemnisation



• Comparaison de deux systèmes d'indemnisation

L'estimation des trajectoires des salaires de réserve et des taux de sortie permet d'effectuer une simulation sommaire du système d'indemnisation en vigueur depuis 1993. À cette date, la double indemnisation – allocation de base suivie d'une allocation forfaitaire – a été remplacée par une allocation unique dégressive. Si la baisse d'indemnisation survenait initialement tous les quatre mois, la dégressivité a été ralentie en 1996, et ne survient plus désormais que tous les six mois, à un taux variable selon les individus. C'est ce système que nous comparons à celui prévalant jusqu'à 1992.

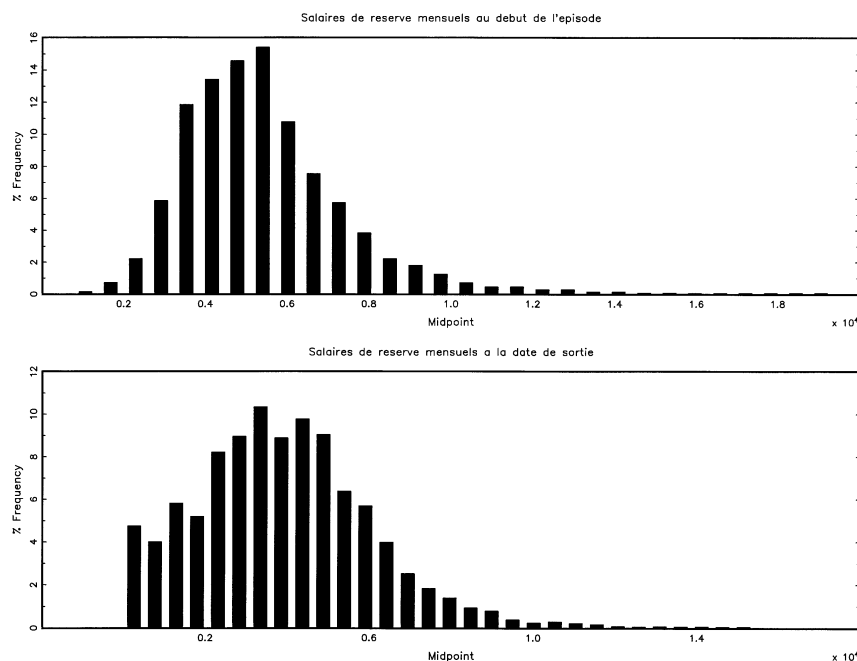
Les salaires de réserve des différentes populations s'ajustent à la baisse des indemnités consécutive au changement de réglementation. À titre d'exemple, le salaire de réserve calculé par les ouvriers diminue de 30 % autour du quinzième mois de l'épisode, tandis que le salaire des ouvrières chute de près de 40 %. Ces variations sont prévisibles, car liées au mode de calcul du salaire de réserve, et elles se répercutent sur les taux de transition : 11 % d'augmentation pour les hommes et 4 % pour les femmes autour du quinzième mois de chômage. On remarquera de nouveau que, en dépit d'une plus forte révision des prétentions salariales, l'augmentation des taux de transition des femmes reste plus discrète, comparée au cas des hommes de même qualification.

3.2.3 Salaires de réserve et salaires en emploi

Une validation sommaire du modèle peut se trouver dans la comparaison des salaires de réserve qu'il calcule avec les salaires effectivement acceptés. En pratique, ces derniers ne sont pas recueillis, de sorte que dans le fichier, les

FIGURE 7

Salaires de réserve mensuels



salaires acceptés sont inconnus. Une information très partielle demeure néanmoins disponible : pour les salariés présentant un deuxième épisode de chômage à l'issue d'une durée d'emploi suffisamment importante pour que de nouveaux droits leur soient ouverts, on dispose de salaires perçus au cours de la période d'emploi intercalée servant au calcul des nouvelles indemnités de chômage. Il est, malheureusement, impossible de valider ce salaire comme étant précisément le salaire accepté à la sortie du premier épisode. On peut, en effet, penser que par rapport à ce dernier, il correspond plutôt à un montant ayant incorporé revalorisations et promotions salariales. Malgré cela, cette information peut permettre une certaine évaluation de la qualité du modèle : pour une part de l'échantillon, il devient, en effet, possible de confronter les salaires de réserve individuels estimés au cours du premier épisode de chômage au salaire accepté – quoique majoré.

Sur les 4 489 individus composant l'échantillon, seuls 695 d'entre eux connaissent effectivement une seconde période de chômage indemnisé donnant lieu à une nouvelle ouverture de droits : dans ce dernier cas, on dispose naturellement du dernier salaire perçu avant cette nouvelle entrée au chômage – niveau devant servir au calcul de la nouvelle allocation de chômage. Nous avons procédé à deux comparaisons : le salaire accepté est ainsi comparé aux salaires de réserve estimés respectivement lors du premier mois de chômage et lors de la sortie de l'épisode de chômage. Les résultats semblent encourageants : la proportion de cas pour lesquels le salaire accepté est supérieur ou égal au salaire de réserve passe de 56.7 % à 76.1 % lorsqu'on considère le salaire de réserve à la sortie du chômage et non plus à l'entrée de l'épisode. Que cette proportion puisse différer significativement entre l'entrée et la sortie du chômage valide d'une certaine manière les niveaux mêmes des salaires de réserve ; ils semblent, en tout cas, confirmer que la sortie du chômage et l'acceptation d'un emploi n'interviendraient pas immédiatement pour des raisons qui relèvent peut-être d'une certaine exigence salariale.

Un autre travail de validation portant sur la perception de l'environnement futur des agents a également été entrepris. Alors que l'agent évolue dans un environnement changeant au cours de l'épisode de chômage courant, on lui a néanmoins prêté, jusqu'à présent, une perception parfaitement statique de l'environnement auquel il serait confronté lors d'épisodes futurs. Autrement dit, il n'envisage pas d'intégrer dans ses calculs les probables baisses d'indemnités et les éventuelles évolutions du taux d'arrivée des offres d'emploi au cours des épisodes qu'il anticipe. Sans qu'il soit possible de valider réellement ce schéma d'anticipation – celui-ci est posé implicitement comme rationnel – nous relâchons l'hypothèse de stationnarité en permettant aux taux d'arrivée des offres futurs de dépendre de la durée de chômage écoulée au cours des douze premiers mois de recherche. Sur un plan théorique, la considération d'un environnement non stationnaire au cours des épisodes futurs devrait effectivement modifier les valeurs de recherche d'emploi attachées à ces derniers ¹⁹. Or, les

19. Si on note T_b la durée à partir de laquelle l'environnement devient stationnaire, la valeur de la recherche d'emploi au cours du i ème épisode est donnée par :

$$V_i = b + b \sum_{t=1}^{T_i-1} \delta^t (1 - P_{i1}) \dots (1 - P_{it}) + E[V_{E_i}] \sum_{t=1}^{T_i-1} \delta^t (1 - P_{i1}) \dots (1 - P_{i,t-1}) P_{it} + V_{iT}$$

où

$$V_{iT} = \delta^{T_i-1} (1 - P_{i1}) \dots (1 - P_{i,T_i-1}) (P_{iT_i} E[V_{E_i}] + b) / (1 - (1 - P_{iT_i}) \delta)$$

valeurs estimées ne sont en pratique que très sensiblement modifiées et les représentations des différentes trajectoires de salaires de réserve et des taux de sortie restent pratiquement inchangées.

4 Conclusion

À la lumière des résultats précédents, il semble bien que la qualification et le genre jouent à des degrés divers sur le salaire de réserve calculé par les agents en recherche d'emploi, ainsi que sur le taux d'arrivée des offres auquel ils sont confrontés.

Les effets d'éducation varient nettement avec la qualification, puisque la possession d'un diplôme améliore d'autant plus le taux d'arrivée des offres que la qualification est élevée.

Les effets de qualification tendent, en outre, à accentuer les effets de genre, puisque c'est pour les groupes les moins qualifiés que les différences entre les hommes et les femmes sont les plus grandes. Les ouvrières sont, en effet, le seul groupe dont le taux de transition vers l'emploi est en permanence inférieur à celui des hommes de même qualification, et cela malgré un salaire de réserve moins élevé. Ce résultat est probablement la combinaison d'inégalités salariales et de difficultés accrues sur le marché du travail. Les résultats sont plus nuancés pour des niveaux de qualifications élevés – employés, professions intermédiaires et cadres, même si le salaire de réserve des hommes n'est jamais inférieur à celui des femmes. Par le jeu combiné des différences d'exigences salariales et des taux d'arrivée des offres, les femmes bénéficient parfois d'un taux de sortie vers l'emploi supérieur au cours de l'épisode de chômage. Cet avantage est net durant les derniers mois de chômage des employés, cadres et professions intermédiaires, plus bref – sept à huit mois – pour ce qui concerne les cadres.

Un effet propre au sexe semble être la différence du degré de dépendance temporelle constatée sur les taux d'arrivée des offres : *les hommes bénéficient au début de l'épisode de chômage de meilleures opportunités d'emploi, mais ces dernières se dégradent plus rapidement au cours du temps.*

Les effets propres à la qualification sont plus difficiles à discerner. Au sein de la population des chômeurs indemnisés, les inégalités d'emploi entre les travailleurs de différentes qualifications – tout au moins en ce qui concerne l'accès à un nouvel emploi – ne semblent pas flagrantes : les taux de sortie du chômage restent assez comparables. Bien au contraire, la combinaison de salaires de réserve de faibles niveaux et de fréquences d'emplois proposés plus élevées explique la position relativement « *avantageuse* » des travailleurs les moins qualifiés – la connaissance des formes d'emploi devrait permettre toutefois de nuancer ce constat. Il reste que les exigences salariales, limitées de toute évidence, n'accréditent pas la thèse de stratégies de recherche d'emploi inadaptées au marché du travail.

On constate, finalement, une forte sensibilité des résultats à la perception de l'environnement futur même si les effets sont très contrastés suivant la qualification et le sexe et évoluent avec le temps passé au chômage. En conséquence,

ce travail laisse ouvertes un certain nombre de possibilités permettant de mieux apprécier cette sensibilité. Des variantes du modèle pourraient alors être estimées en diversifiant le jeu d'hypothèses : divers degrés de préférence pour le présent, ou différentes valeurs du revenu de remplacement lors des épisodes futurs de chômage. Il serait, notamment, intéressant d'envisager un environnement des épisodes futurs où l'hypothèse de stationnarité serait relâchée et où la stratégie de salaire de réserve serait maintenue lors des épisodes futurs.

• Références bibliographiques

- BONNAL L., FOUÈRE D., SERANDON A. (1995). – « Une modélisation du processus de recherche d'emploi en présence de mesures publiques pour les jeunes », *Revue Économique*, Vol. 46, n° 3, pp. 537-547.
- BURDETT K., MORTENSEN D.T. (1998). – « Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment », *International Economic Review*, Vol. 39, n° 2, pp. 257-273.
- CASES C., LOLLIVIER S. (1994). – « A Structural Model of Transition from Unemployment with Multiple Destinations », *Document de Travail* du CREST.
- CSERC (1996). – *Inégalités d'emploi et de revenu : les années 90*, La documentation Française.
- DAVIDSON R., MACKINNON J.G. (1993). – « Estimation and Inference in Econometrics », *Oxford University Press*.
- FOUÈRE D., KRAMARZ F. (1997). – « Le marché du travail en France : quelques pistes d'analyse », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 51-60.
- GLYN A. (1995). – « Unemployment and Inequality », *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 11, n° 1, pp. 1-25.
- INSEE (1988). – « Enquête sur l'emploi de mars 1988 ».
- JOUTARD X., RUGGIERO M. (1994). – « Taux de sortie du chômage à l'approche de la fin des droits à l'indemnisation : Étude de périodes atypiques durant l'épisode de chômage », *Économie et Prévision*, n° 113-114, pp. 189-205.
- LANCASTER T. (1990). – « The Econometric Analysis of Transition Data », *Econometric Society Monograph* – Cambridge University Press.
- LIPMAN S.A., MCCALL J.J. (1976). – « The Economics of Job Search: A Survey » *Economic Inquiry*, Vol. 14, n° 2, pp. 155-189.
- NARENDRANATHAN W., NICKELL S. (1985). – « Modelling the Process of Job Search », *Journal of Econometrics*, n° 28, pp. 29-49.
- VAN DEN BERG G. J. (1990). – « Nonstationarity in Job Search Theory », *Review of Economic Studies*, n° 57, pp. 255-277.
- WOLPIN K.I. (1987). – « Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work », *Econometrica*, n° 4, Vol. 55, pp. 801-817.

