

Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum

Laurence Rioux*

Octobre 2000

1. Introduction

Le salaire de réserve est un des déterminants de la probabilité de sortir du chômage vers l'emploi. En effet, cette probabilité est le produit de la probabilité d'avoir une offre d'emploi et de la probabilité que cette offre soit acceptée¹. La théorie du *job search* initiée par Lippman et McCall [1976] suggère que le salaire de réserve dépend lui-même du taux d'arrivée des offres, de la distribution des salaires offerts et du niveau de l'allocation perçue par le chômeur. Les premiers modèles de *job search* se situent dans un cadre stationnaire : le taux d'arrivée des offres et la distribution des salaires offerts restent constants au cours du temps, le montant de l'indemnité chômage ne varie pas avec l'ancienneté au chômage et son versement est illimité. Ces hypothèses permettent d'exprimer explicitement le salaire de réserve sous une forme simple.

Cependant, il est probable que le salaire de réserve varie avec l'ancienneté au chômage et plus probablement à la baisse. Dès 1967 Kasper donne des preuves empiriques de cette diminution du salaire de réserve avec l'ancienneté au chômage. La dégressivité de l'allocation chômage et, plus largement, les contraintes financières représentent une première explication d'une éventuelle baisse du salaire de réserve. Il s'agit là d'un effet indirect de l'ancienneté au chômage. D'autres explications sont possibles : le taux d'arrivée des offres peut diminuer au cours du temps à cause de la stigmatisation qui frappe les chômeurs de longue durée; la distribution des salaires offerts peut varier à cause de la perte de qualification qui accompagne le chômage de longue durée; il est probable par ailleurs que les agents mettent un certain temps à découvrir le salaire

*Insee timbre F340, 18 Bd A. Pinard, 75675 Paris Cedex 14. E-mail: laurence.rioux@insee.fr. Je remercie C. Afsa, D. Guillemot, S. Lollivier et S. Roux pour leurs commentaires.

¹Une offre peut bien sûr être refusée pour d'autres raisons que le niveau du salaire (par exemple à cause des conditions de travail, de l'éloignement...). Cependant, ce refus peut s'interpréter aussi comme le fait que le salaire proposé n'est pas suffisant pour compenser les mauvaises conditions de travail ou l'éloignement, ce qui revient bien à un problème de salaire de réserve.

de réserve qui correspond bien à leurs caractéristiques (phénomène d'apprentissage); enfin, des phénomènes extérieurs comme des changements de politique économique ou des retournements de cycles peuvent aussi intervenir.

En comparant l'évolution des salaires de réserve de chômeurs qui perçoivent, pour certains, une indemnité chômage dégressive et limitée dans le temps, et pour d'autres, un revenu minimum constant et sans limite temporelle, on pourra déterminer si l'ancienneté au chômage a un effet direct sur le salaire minimal demandé, en plus de l'effet indirect via la dégressivité de l'allocation chômage. D'autre part, on se demandera si les agents qui sortent du chômage ont un comportement d'offre de travail différent de celui des agents qui restent chômeurs, par exemple baissent plus fortement leur salaire de réserve avec l'ancienneté au chômage.

L'objectif est donc de déterminer les effets respectifs de l'ancienneté au chômage et de la dégressivité des allocations chômage sur le comportement d'offre de travail. Nous commençons par construire un modèle semi-structurel de recherche d'emploi avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres et la distribution des salaires offerts. La résolution du modèle permet d'exprimer le salaire de réserve en fonction de l'ancienneté au chômage, et inversement. Ainsi, d'un côté, un agent depuis longtemps au chômage a sans doute un salaire de réserve faible, mais d'un autre côté, son ancienneté au chômage s'explique en partie par un salaire de réserve initialement élevé. Il s'agira donc d'estimer un système d'équations simultanées où les variables dépendantes sont le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage. En outre, comme le salaire accepté par un agent qui trouve un emploi est une fonction croissante de son salaire de réserve, on dérive le même type de relations causales entre le salaire finalement accepté et la durée complète de chômage.

Mesurer l'impact de l'ancienneté au chômage sur le comportement d'offre de travail n'est pas nouveau dans la littérature. Ainsi Kasper [1967] régresse le salaire de réserve rapporté au salaire passé sur l'ancienneté au chômage et trouve un coefficient négatif. Le problème est qu'il ne tient pas compte de l'endogénéité de l'ancienneté au chômage. Barnes [1975] reste dans cette optique. Kiefer et Neumann [1979, 1981] testent la constance du salaire de réserve. Ils concluent en rejetant cette hypothèse. Ce travail très intéressant est limité par l'absence de données directes sur les salaires de réserve (les salaires de réserve sont estimés à partir des salaires effectivement acceptés par les chômeurs qui trouvent un emploi).

Par rapport à ces travaux, les données que nous utilisons, tirées de l'enquête RMI et du Panel Européen, présentent plusieurs avantages. Ces deux enquêtes sont facilement comparables parce que les chômeurs y sont interrogés dans les mêmes termes sur leur salaire de réserve. De plus,

le salaire effectivement accepté par les chômeurs qui trouvent un emploi est renseigné, ce qui permet de le comparer avec le salaire minimal demandé à la précédente interrogation. Enfin, la dimension longitudinale du panel Européen permet de suivre l'évolution des salaires de réserve des individus qui restent chômeurs et donc de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle.

Les principaux résultats sont les suivants :

- L'ancienneté au chômage a un effet direct négatif sur les salaires de réserve déclarés par les chômeurs, que ces derniers perçoivent une indemnité chômage dégressive, un revenu minimum constant au cours du temps ou aucune allocation. Mais l'élasticité du salaire de réserve (resp. salaire accepté) par rapport à l'ancienneté (resp. durée complète) est faible, en particulier pour les allocataires du RMI. En plus de cet effet direct de l'ancienneté, la dégressivité des allocations chômage et, plus largement, toute baisse de revenu subie par les chômeurs tend à réduire les salaires demandés et acceptés.

- Estimé en différence première, l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve est peu différent pour les chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t+1$ et pour les individus au chômage à t et $t+1$. En d'autres termes, quand on tient compte de l'hétérogénéité individuelle, les chômeurs qui sortent du chômage ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que ceux qui y restent.

La suite de ce travail comporte quatre sections. La section 2 montre comment un double système d'équations simultanées entre salaire de réserve (resp. salaire accepté) et ancienneté au chômage (resp. durée complète) peut être dérivée d'un modèle de recherche d'emploi semi-paramétrique. La section 3 présente les données utilisées, tirées de l'Enquête RMI et du Panel Européen. Les résultats des différentes estimations sont présentés ensuite dans la section 4. Enfin la section 5 conclut.

2. Un modèle semi-structurel

Un chômeur perçoit un revenu b_t et reçoit des offres d'emploi avec une probabilité λ_t par unité de temps. Le salaire proposé est tiré aléatoirement d'une distribution salariale $F(w; t)$. A chaque fois qu'une offre d'emploi arrive, le chômeur doit décider s'il l'accepte ou s'il continue à chercher un meilleur emploi. Dans une telle situation, la stratégie optimale est une stratégie de réservation² : accepter l'offre d'emploi si le salaire proposé est supérieur à une certaine valeur w_r (appelée le salaire de réserve) et la refuser dans le cas contraire.

²La démonstration de l'optimalité de la stratégie de réservation se trouve par exemple chez Mortensen [1986].

Si le revenu, la distribution des salaires offerts et le taux d'arrivée des offres sont constants au cours de la période de chômage et l'horizon est infini, le modèle est stationnaire : alors la stratégie optimale ne dépend pas de l'ancienneté au chômage. Dans ce cas, la relation entre le salaire de réserve, le revenu, la distribution des salaires offerts et le taux d'arrivée des offres s'écrit simplement³ : $w_r = b + \frac{\lambda}{\rho} \int_{w_r}^{\infty} \overline{F}(w) dw$.

Le modèle est non stationnaire si au moins une des variables exogènes varie au cours de la période de chômage. C'est le cas par exemple du montant de l'allocation chômage. Mais il existe bien d'autres causes de non stationnarité. Le taux d'arrivée des offres peut diminuer à cause de la stigmatisation qui frappe les chômeurs de longue durée; la distribution des salaires offerts peut varier à cause de la perte de qualification qui accompagne le chômage de longue durée; il est probable par ailleurs que les agents mettent un certain temps à découvrir le salaire de réserve qui correspond bien à leurs caractéristiques (phénomène d'apprentissage); enfin, des phénomènes extérieurs comme des changements de politique économique ou des retournements de cycles peuvent aussi intervenir. Dans le cas non stationnaire, le salaire de réserve optimal varie avec l'ancienneté au chômage. L'agent détermine donc une séquence de salaires de réserve $\{w_r(t)\}_{t=0,\dots,\tau}$ qui maximise son utilité espérée à chaque période.

De quoi dépend cette séquence de salaires de réserve et comment évolue-t-elle avec l'ancienneté au chômage? Pour le déterminer, nous construisons un modèle semi-structurel (cf. Lancaster [1985a]). Plus précisément, nous spécifions des formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres et la distribution des salaires offerts. La résolution du modèle permet alors d'exprimer le salaire de réserve en fonction de l'ancienneté au chômage, et inversement. L'inconvénient de cette méthode est qu'il faut faire des hypothèses sur les formes fonctionnelles; son avantage réside dans sa simplicité.

La forme fonctionnelle choisie pour le salaire de réserve l'autorise à dépendre de manière monotone de l'ancienneté au chômage, soit :

$$w_r(t) = \zeta t^{-\beta_1}$$

où ζ représente le salaire de réserve au début de l'épisode de chômage, t l'ancienneté au chômage et β_1 l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage. ζ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives X_1 auxquelles s'ajoute une hétérogénéité individuelle⁴ η , de sorte que $\zeta = \exp\{X_1\gamma_1 + \eta\}$.

³Voir Lancaster et Chesher [1983] pour la dérivation de cette expression.

⁴Ce terme d'erreur revient à supposer un problème de spécification.

Le taux d'arrivée des offres λ_t est supposé évoluer de manière monotone avec l'ancienneté au chômage : $\lambda_t = \lambda_0 t^{-\delta}$. Le hasard s'écrit donc :

$$\theta(t) = \lambda_0 t^{-\delta} \bar{F}(w_r(t))$$

Enfin, la distribution des salaires offerts est supposée suivre une loi de Pareto⁵, de sorte que dans la région d'acceptation $\bar{F}(w_r(t)) = \left(\frac{w_0}{w_r(t)}\right)^{\beta_2}$. Cette spécification implique que $\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln w_r} = -\beta_2$, c'est à dire que l'élasticité du hasard au salaire de réserve est constante. On suppose de plus que $\lambda_0 w_0^{\beta_2}$ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives X_2 auxquelles est ajouté un terme d'erreur v : $\lambda_0 w_0^{\beta_2} = \exp\{X_2 \gamma_2 + v\}$.

Il est possible alors de dériver un double système d'équations simultanées : un premier système relie le salaire de réserve à l'ancienneté au chômage; un deuxième système relie le salaire finalement accepté par les anciens chômeurs à leur durée complète de chômage.

La densité de l'ancienneté au chômage est la suivante :

$$p(t) = \frac{\exp\left\{-\int_0^t \theta(u) du\right\}}{\int_0^\infty \exp\left\{-\int_0^t \theta(u) du\right\} dt}$$

Or $\theta(u) = \lambda_0 \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2} w^{\beta_1 \beta_2 - \delta}$, ce qui donne que $\int_0^t \theta(u) du = \frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2} t^a$, où $a = \beta_1 \beta_2 - \delta + 1$.

On peut donc réécrire ainsi la densité de l'ancienneté au chômage :

$$p(t) = \frac{\left(\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2}\right)^{a-1} \exp\left\{-\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta}\right)^{\beta_2} t^a\right\}}{\Gamma(1 + a^{-1})}$$

D'où il suit que

$$E(\ln t) = \frac{1}{a} \left[\Psi(a^{-1}) - a^{-1} \ln \left(\frac{\lambda_0}{a} \left(\frac{w_0}{\zeta} \right)^{\beta_2} \right) \right]$$

où $\Psi(\cdot)$ est la fonction digamma.

On en déduit que

$$E(\ln w_r(t)) = \ln \zeta - \frac{\beta_1}{a} \left[\Psi(a^{-1}) - \ln \left(\frac{\lambda_0}{a} \right) - \beta_2 \ln \left(\frac{w_0}{\zeta} \right) \right]$$

On remplace alors $\lambda_0 w_0^{\beta_2}$ et ζ par leur expression. Pour obtenir la forme réduite du modèle, il suffit d'ajouter un terme d'erreur dans chaque équation. La forme semi-structurale est obtenue

⁵L'alternative serait de supposer que la distribution des salaires offerts suit une loi log-normale, de sorte que $\bar{F}(w) = 1 - \Phi(\log w - \mu)$. Mais dans ce cas il n'est plus possible d'exprimer explicitement la double relation causale entre t et w .

à partir de cette forme réduite en additionnant $\beta_1 \ln t$ et $\ln w_r(t)$, et en soustrayant $\ln t$ et $\beta_2 \ln w_r(t)$. On obtient donc un premier système d'équations simultanées reliant l'ancienneté au chômage et le salaire de réserve :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + X_1 \gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + X_2 \gamma_2 + k_2 + \omega_2 \end{cases} \quad (2.1)$$

où ω_1 et ω_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et v .

Ce système d'équations s'interprète ainsi. D'un côté, un salaire de réserve élevé diminue la probabilité de sortir du chômage. Inversement, un agent depuis longtemps au chômage a sans doute révisé à la baisse le salaire qu'il demande.

Une démonstration similaire permet d'établir le même type de relations causales entre le salaire finalement accepté (w) et la durée complète de chômage (τ) qu'entre le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage. D'où un deuxième système d'équations simultanées :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + X_2 \gamma_2 + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (2.2)$$

où ε_1 et ε_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et v .

Le modèle log-linéarisé s'écrit donc sous la forme d'un double système standard d'équations simultanées, où les mêmes variables explicatives déterminent à la fois le salaire de réserve d'un chômeur et le salaire accepté par ce chômeur quand il trouve un emploi. Le modèle implique donc que les paramètres β_1 , γ_1 , β_2 et γ_2 soient les mêmes pour un même individu d'abord chômeur puis qui retrouve un emploi.

L'objectif est d'estimer les paramètres β_1 et γ_1 dans l'équation du salaire de réserve des chômeurs et dans celle du salaire accepté par les chômeurs qui viennent de trouver un emploi. Chacune des équations sera donc estimée sur une population différente. On veut savoir si les paramètres estimés, et en particulier le paramètre β_1 qui mesure l'élasticité du salaire de réserve (resp. du salaire accepté) par rapport à l'ancienneté au chômage (resp. la durée complète de chômage), diffèrent selon les populations. Un paramètre β_1 plus élevé pour les anciens chômeurs suggérerait que ces derniers ont eu un comportement d'offre différent des personnes encore au chômage.

Notons que la double relation entre le salaire de réserve (resp. le salaire accepté) et l'ancienneté (resp. la durée complète) pose un problème d'endogénéité. La méthode des moments généralisées (GMM) appliquée aux équations simultanées permet de tenir compte de ce problème et de construire des estimateurs de β_1 et γ_1 convergents et efficaces sans avoir à faire d'hypothèses sur la structure des erreurs. Le problème est de disposer d'instruments rendant possible l'identification de l'effet de l'ancienneté au chômage (resp. la durée complète de chômage) sur le salaire de réserve (resp. le salaire accepté).

3. Les données

Les données sont tirées de deux enquêtes, l'enquête sur les sortants du RMI menée par l'Insee en 1998 et le Panel Européen (vagues de 1994, 1995 et 1996). L'enquête sur les sortants du RMI interroge à deux dates (janvier et septembre 1998) le même groupe de 3022 personnes représentatives des allocataires du RMI de décembre 1996 sur leur emploi ou sur leurs démarches de recherche d'emploi. Ainsi aux deux dates sont connus l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi, le salaire obtenu par les personnes qui viennent de trouver un emploi et leur durée complète de chômage. En revanche, le salaire de réserve des demandeurs d'emploi n'est renseigné qu'en janvier 1998. Le Panel Européen interroge successivement en octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996 le même groupe de personnes sur leur emploi ou sur leur recherche d'emploi. Ainsi aux trois dates on connaît l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi et leur salaire de réserve, le salaire obtenu par les personnes qui viennent de trouver un emploi et la durée complète de l'épisode de chômage.

Ces deux enquêtes présentent l'avantage de poser la même question sur le salaire de réserve des chômeurs. Cette question est posée en deux temps : les chômeurs sont interrogés d'abord sur le nombre d'heures qu'ils souhaiteraient travailler par semaine, puis sur le salaire minimal qu'ils accepteraient pour le nombre d'heures qu'ils viennent de déclarer. Ainsi, c'est le salaire minimal accepté pour le nombre d'heures souhaitées qui est renseigné. En revanche, ni le nombre d'heures minimal à partir duquel les chômeurs acceptent un emploi ni le salaire minimal correspondant à ce nombre d'heures minimal ne sont connus. On supposera cependant par la suite que le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaitées rapporté à ce nombre d'heures définit un salaire de réserve horaire⁶.

⁶ Autrement dit, on suppose qu'un chômeur qui souhaite travailler h heures et demande un salaire minimal w acceptera n'importe quel emploi rémunéré au taux horaire $\frac{w}{h}$. Cette hypothèse est évidemment forte. Il faudra donc rester prudent dans les interprétations. L'autre solution serait de travailler sur les rémunérations mensuelles minimales, mais comme seuls 15% des chômeurs souhaitent travailler à temps partiel, les résultats seraient peu

Ce salaire minimal déclaré par le chômeur peut-il être considéré comme son vrai salaire de réserve? En d'autres termes, est-on sûr qu'un chômeur qui reçoit une offre salariale légèrement en dessous du salaire de réserve déclaré la refusera? Sans doute pas. En fait plusieurs problèmes se posent. Le premier problème, on vient de le souligner, est celui du nombre d'heures. Un chômeur qui demande un temps plein au smic est supposé accepter un emploi rémunéré au smic horaire quel que soit le nombre d'heures. D'autre part, pour ne pas se dévaloriser aux yeux de l'enquêteur, la personne interrogée peut déclarer un salaire minimal supérieur à son vrai salaire de réserve. L'attitude inverse qui consiste à minimiser son salaire de réserve pour ne pas passer pour un "assisté" aux yeux de l'enquêteur peut se produire aussi. Ainsi 4% des allocataires du RMI déclarent accepter n'importe quel salaire. Troisièmement, les salaires demandés par les chômeurs et acceptés par les anciens chômeurs sont souvent arrondis: il y a sans doute des problèmes d'erreurs de déclaration dont il faudra tenir compte. Enfin et surtout, le salaire demandé en l'absence de toute offre reste une exigence *théorique*. L'agent peut la réviser fortement quand il fait face à une offre ferme, car cette offre lui donne une information sur sa valeur sur le marché du travail.

A cause de ces différents problèmes, le salaire minimal déclaré par le demandeur d'emploi ne peut sans doute pas être considéré comme son "vrai" salaire de réserve. Néanmoins, il s'agit certainement d'un bon proxy de ce "vrai" salaire de réserve. Notons d'abord que le taux de réponse à cette question difficile est élevé : ainsi seuls 14% des allocataires du RMI ont refusé de répondre, 82% donnant un salaire précis et utilisable. Surtout, la suite de ce travail montrera que ces salaires de réserve dépendent des mêmes variables explicatives que les salaires obtenus, avec des paramètres proches.

En dehors de cette question sur les salaires de réserve, ces deux enquêtes ne sont pas toujours facilement comparables. D'une part, elles ne portent pas sur la même période : 1994, 1995 et 1996 d'un côté, 1998 de l'autre. Or la conjoncture économique est bien différente à ces deux périodes. D'autre part, les deux populations sont assez différentes. Les principales différences entre les deux populations portent sur l'ancienneté au chômage, le salaire de réserve et l'importance des problèmes de santé. Les différences d'ancienneté au chômage sont considérables. Dans l'enquête RMI, les demandeurs d'emploi encore au chômage en janvier 1998 le sont depuis en moyenne quatre ans⁷. Les chômeurs du Panel Européen sont depuis moins longtemps au chômage : pour la moitié depuis moins de six mois. Un tiers des allocataires du RMI déclarent

différents.

⁷Par construction de l'échantillon, ils sont depuis au moins un an au chômage.

avoir des problèmes de santé qui les empêchent de travailler au moins de temps en temps alors que ce n'est le cas que de 16% des chômeurs du Panel Européen. En revanche, la distribution des qualifications n'est pas très différente. En particulier, la part des diplômés du supérieur est la même dans les deux populations.

Le salaire minimal moyen demandé par les allocataires du RMI et le salaire finalement accepté par les anciens allocataires apparaissent nettement plus faibles que le salaire de réserve des chômeurs du Panel Européen et le salaire que ces anciens chômeurs obtiennent. Les différences entre les deux populations se confirment quand on regarde plus précisément les distributions des salaires (salaire de réserve et salaire obtenu). Pour chaque population, on s'intéresse d'une part au salaire horaire (ramené à un plein temps) et, d'autre part, à la rémunération mensuelle. Les densités salariales sont estimées en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.

Le graphique 2.1 représente d'une part la distribution des rémunérations perçues mensuellement par les anciens allocataires du RMI, actifs occupés de janvier 1998, et d'autre part, la distribution des salaires mensuels souhaités par les allocataires du RMI encore au chômage. Les rémunérations mensuelles souhaitées par les allocataires du RMI apparaissent assez éloignées des salaires qu'ils peuvent effectivement obtenir. Mais l'écart vient essentiellement du nombre d'heures travaillées et pas des salaires horaires. En effet, 85% des allocataires déclarent vouloir travailler à plein temps alors que seuls 40% des anciens allocataires du RMI de décembre 1996, actifs occupés en janvier 1998, sont dans ce cas. Ce chiffre s'explique en particulier par la part importante des emplois aidés (37%), par définition à temps partiel. Mais même les autres emplois sont rarement à temps plein : seuls 55% des CDI et des CDD (au sens strict, hors intérim) sont dans ce cas. Du fait notamment de la part importante des emplois à temps partiel, la rémunération mensuelle moyenne est faible : 4021 francs. Elle est cependant légèrement supérieure à 5000 francs pour les CDI comme pour les CDD. 42% des actifs occupés sortis du RMI gagnent moins de 3500 francs, alors que 48,5% dépassent 5000 francs.

Le graphique 2.2 représente d'une part la distribution des salaires de réserve horaires des allocataires du RMI au chômage et d'autre part la distribution des salaires horaires effectifs des anciens allocataires. Ces deux distributions, unimodales, sont très proches. Ainsi, les deux tiers des allocataires du RMI déclarent accepter un salaire horaire inférieur ou égal au smic, 59% demandant exactement un smic horaire. La réponse massive à la question sur le salaire de réserve a donc été le smic. D'un autre côté, une partie importante des anciens allocataires perçoit également un smic horaire. Les salaires de réserve horaires sont légèrement supérieurs

aux salaires effectifs dans le haut de la distribution, et inférieurs au milieu⁸.

Le graphique 2.3 représente d'une part la distribution des rémunérations perçues mensuellement par les anciens chômeurs du Panel Européen, et d'autre part, la distribution des salaires mensuels souhaités par les chômeurs. Les salaires mensuels souhaités par les chômeurs du Panel Européen semblent plus proches de ce qu'ils peuvent effectivement obtenir. Mais eux aussi sont plus souvent employés à temps partiel qu'ils ne le souhaiteraient (40% sont employés à temps partiel alors que seuls 19% des chômeurs souhaiteraient obtenir un temps partiel). Le graphique 2.4 représente d'une part la distribution des salaires de réserve horaires des chômeurs et d'autre part la distribution des salaires horaires effectifs des anciens chômeurs. 11% des chômeurs sont prêts à travailler en dessous du smic horaire, 25% ont un salaire de réservation aux environs du smic horaire et 64% demandent plus que le smic horaire.

La comparaison entre salaires de réserve et salaires effectifs nous renforce dans l'idée que le salaire de réserve horaire (calculé comme le ratio du salaire minimal exigé pour le nombre d'heures souhaité sur ce nombre d'heures) est la variable d'intérêt.

4. Les résultats

4.1. Les déterminants du salaire de réserve et du salaire obtenu

L'objectif est d'estimer les équations du salaire de réserve des chômeurs et du salaire accepté par les anciens chômeurs :

$$\begin{aligned}\ln w_r(t) &= \beta_1 \ln t + X_1 \gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln w(\tau) &= \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1\end{aligned}$$

Les variables $w_r(t)$, t , $w(\tau)$ et τ sont des variables endogènes. Les variables X_1 sont exogènes et comprennent les caractéristiques individuelles (sexe, âge, statut matrimonial, niveau de formation, santé, nombre d'enfants...), des variables décrivant la catégorie socio-professionnelle professionnelle, des variables décrivant la situation financière des chômeurs (revenu du ménage, montant de l'allocation chômage ou du revenu minimum). La situation sur le marché du travail local⁹ est également prise en compte (proportion d'allocataires du RMI dans la zone d'emploi,

⁸Cette différence dans le milieu de la distribution s'explique sans doute par le fait que le salaire de réserve déclaré s'apparente souvent à un salaire conventionnel.

⁹Ces variables sont tirées de la Base de données locales qu'on a apparié avec le panel Européen et avec l'Enquête RMI. A chaque individu des deux enquêtes on a donc associé une zone d'emploi.

part des fins de contrats précaires dans les entrées au chômage, taux de chômage local de longue durée, taux de création pure d'emploi...).

Les variables X_2 de l'équation d'ancienneté (resp. durée complète) sont exogènes et comprennent des caractéristiques individuelles (le sexe, l'âge ...), des variables décrivant l'expérience professionnelle et des variables décrivant la situation sur le marché du travail local. De plus, pour instrumenter l'ancienneté au chômage des chômeurs et la durée complète de chômage des anciens chômeurs, on utilise les diplômes obtenus par les deux parents et leur catégorie socio-professionnelle sous forme de variables dichotomiques¹⁰ dans l'enquête RMI (soient) et leur catégorie socio-professionnelle dans le panel Européen (soient 10 instruments). L'estimation montre que ces variables ont un effet significatif sur l'ancienneté au chômage, même si la justification économique de cet effet manque.

Ces deux équations sont estimées à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) décrite en annexe. La validité des instruments est testée à l'aide d'un test de Sargan. Dans tous les cas, l'hypothèse nulle de validité des instruments et de bonne spécification du modèle n'est pas rejetée par les données. La valeur objective (la statistique de Sargan) est toujours inférieure au $\chi^2(.95, 10) = 18,37$. Nous fournissons également les résultats de l'estimation par les doubles moindres carrés (2SLS) (cf. annexe). Enfin, pour tenir compte des probables erreurs de déclaration dans les salaires de réserve et salaires obtenus¹¹, le modèle est estimé après instrumentation par la méthode des résidus simulés (2SLS avec correction des erreurs de mesure) (cf. annexe). Dans ces deux derniers cas, la validité des instruments est testée à l'aide d'un test d'Hausman.

L'équation du salaire de réserve est estimée sur différentes sous-populations : tous les chômeurs du Panel Européen, les chômeurs du Panel Européen qui perçoivent une allocation¹² (allocation chômage ou revenu minimum), les bénéficiaires du revenu minimum de l'enquête RMI. Les résultats de l'estimation des déterminants du salaire de réserve sont donnés dans le tableau 1 (Annexe).

Les principales différences entre les allocataires du RMI au chômage, les chômeurs indemnisés du Panel Européen et l'ensemble des chômeurs du Panel Européen concernent l'effet de l'ancienneté au chômage et l'impact de l'allocation. Ainsi, l'élasticité du salaire de réserve par

¹⁰Indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier, au foyer.

¹¹Les salaires sont souvent des arrondis avec des pics autour des multiples de 500.

¹²La perception d'une allocation apparaît sous déclarée dans le Panel Européen. Seuls 821 chômeurs sur les 1260 qui répondent à la question sur le salaire de réserve déclarent le montant de leur allocation (qu'il s'agisse de l'AUD, de l'ASS ou du RMI). Les allocataires du RMI du Panel Européen ayant répondu à la question sur le salaire de réserve ne sont qu'une centaine.

rapport à l'ancienneté vaut -0.16% pour l'ensemble des chômeurs du Panel. L'élasticité n'est plus que de -0.11% sur le sous-échantillon des chômeurs déclarant être indemnisés, et de -0.051% pour les bénéficiaires du revenu minimum de l'enquête RMI. C'est donc pour les chômeurs qui ne perçoivent ni indemnité chômage, ni revenu minimum que l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté est la plus forte¹³. Mais même pour eux, l'effet de l'ancienneté sur le salaire de réserve est faible.

Le revenu affecte bien différemment le comportement d'offre de travail des chômeurs indemnisés et des bénéficiaires d'un revenu minimum. Le revenu n'intervient pas dans la détermination du salaire de réserve des allocataires du RMI. En revanche, il exerce un effet positif et significatif sur le salaire minimal demandé par les chômeurs indemnisés, une baisse de 1% du revenu se traduisant par une diminution de 0.1% du salaire de réserve. Plus généralement, pour l'ensemble des chômeurs, percevant ou non une allocation, l'élasticité du salaire de réserve par rapport au revenu est de 0.07%.

L'effet *pur* de l'ancienneté (hors variation du revenu) sur le salaire de réserve est donc plus élevé pour les chômeurs indemnisés que pour les bénéficiaires du RMI. Comme les premiers connaissent aussi une baisse de leur revenu au cours du temps, on en déduit que l'effet total de l'ancienneté (effet *pur* plus effet indirect via la dégressivité de l'allocation chômage) est beaucoup plus prononcé pour eux. Ce résultat n'est pas en contradiction avec les autres faits observés. D'une part l'ancienneté moyenne des bénéficiaires du RMI est nettement plus élevée que celle des chômeurs indemnisés. Or le rythme de baisse du salaire de réserve semble décroître au cours du temps. D'autre part, les allocataires du RMI annoncent plus souvent que les autres chômeurs un salaire de réserve proche du smic, ce qui limite les possibilités ultérieures d'ajustement à la baisse.

Pour le reste, on n'observe pas de différences notables entre les deux catégories de chômeurs. Leur offre de travail semble influencée par les mêmes variables individuelles (âge, sexe, niveau de qualification) ou socio-professionnelles : les salaires de réserve sont plus élevés pour les hommes que pour les femmes, et augmentent à la fois avec le niveau de diplôme et avec l'âge.

L'équation du salaire accepté est estimée sur différentes sous-populations : les anciens chômeurs du panel Européen et les anciens allocataires du RMI de l'enquête RMI. Les résultats sont donnés dans le tableau 2 (Annexe). L'élasticité du salaire accepté par rapport à la durée complète de l'épisode de chômage vaut $\beta_1 = -0.22$ pour les anciens chômeurs du panel

¹³Il faut faire attention à la sous-déclaration des allocations chômage et RMI dans le panel Européen.

Européen. Elle est donc plus élevée que l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage des chômeurs ($\beta_1 = -0.16$). C'est aussi le cas pour les bénéficiaires du revenu minimum de l'enquête RMI : β_1 vaut -0.07 pour les anciens allocataires du RMI contre -0.051 pour les allocataires.

Pour compléter les résultats, on estime l'équation du salaire de réserve sur deux populations différentes du panel Européen : les chômeurs à t au chômage sans interruption entre t et $t+1$; les chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t+1$. Le paramètre β_1 vaut -0.17 pour les premiers, contre -0.22 pour les seconds. Ainsi, les futurs sortants semblent avoir baissé plus fortement que les autres leur salaire de réserve. De plus, comme le suppose le modèle semi-structurel développé dans la section 2, le paramètre β_1 est le même dans les équations du salaire de réserve et du salaire accepté pour un individu chômeur à t qui trouve un emploi avant $t+1$.

Ces différents résultats en coupe vont dans le même sens et semblent suggérer que les anciens chômeurs avaient, quand ils étaient au chômage, un comportement d'offre différent des personnes durablement au chômage. Cependant, instrumenter en coupe ne suffit certainement pas à contrôler toute l'hétérogénéité individuelle. La dimension longitudinale nous permettra de prendre en compte les effets individuels et de voir si les anciens chômeurs avaient vraiment, quand ils étaient chômeurs, une élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté plus élevée que les autres.

Il reste aussi le problème du biais de sélection : il est probable que les mêmes caractéristiques individuelles inobservables déterminent à la fois la probabilité de trouver un emploi et le salaire de réserve. En effet, les chômeurs qui annoncent un salaire de réserve élevé compte-tenu de leurs caractéristiques observables restent en moyenne plus longtemps au chômage. Si ces agents baissent plus vite que les autres leur salaire de réserve, l'estimation en coupe risque de surestimer l'élasticité. A l'inverse, si les chômeurs qui trouvent rapidement un emploi sont ceux qui ont diminué plus que les autres leur salaire de réserve, l'effet *pur* de l'ancienneté sera sous-estimé. Pour corriger ce biais de sélection, on pourrait utiliser la méthode de Heckman, mais le problème est de trouver des instruments valables.

4.2. La dimension longitudinale

4.2.1. L'évolution des salaires de réserve avec l'ancienneté au chômage

Les individus du Panel Européen sont interrogés à trois dates successives. La perturbation peut donc se décomposer en deux termes, un effet individuel invariant au cours du temps et un terme

aléatoire : $\alpha_i + \omega_{it}$, où α_i est un effet individuel et ω_{it} la perturbation. Le système d'équations simultanées (2.1) peut alors se réécrire ainsi :

$$\begin{cases} \ln w_{rit} = \beta_1 \ln t_{it} + X_{1it} \gamma_1 + Z_{1i} \delta_1 + k_1 + \alpha_i + \omega_{1it} \\ \ln t_{it} = \beta_2 \ln w_{rit} + X_{2it} \gamma_2 + Z_{2i} \delta_2 + k_2 + \alpha_i + \omega_{2it} \end{cases} \quad (4.1)$$

Les variables $\ln w_{rit}$ et $\ln t_{it}$ sont des variables endogènes corrélées avec la perturbation ω_{it} et avec l'effet individuel α_i . D'où $E(\alpha_i / \ln w_{rit}) \neq 0$, $E(\omega_{it} / \ln w_{rit}) \neq 0$, $E(\alpha_i / \ln t_{it}) \neq 0$ et $E(\omega_{it} / \ln t_{it}) \neq 0$. Les variables explicatives X_{it} sont exogènes, mais peuvent être ou non corrélées avec l'effet individuel. Elles comprennent le niveau de l'allocation, le revenu du ménage et les variables décrivant la situation locale de l'emploi. Les variables Z_i sont invariantes au cours du temps. on suppose que $E(\omega_{it} / X_{it}) = E(\omega_{it} / Z_i) = 0$.

En différence première, l'effet fixe individuel α_i disparaît et l'équation du salaire de réserve se réécrit :

$$\ln \frac{w_{ri}(t+1)}{w_{ri}(t)} = \beta_1 \ln \left(1 + \frac{1}{t} \right) + (X_{i,t+1} - X_{i,t}) \gamma_1 + \omega_{it,t+1} - \omega_{it}$$

On estime cette équation en différence première par les GMM (comme les variables sont en logarithme, cela revient à estimer des taux de croissance). On utilise comme variables instrumentales pour l'ancienneté la catégorie socio-professionnelle des parents. On s'intéresse à l'ensemble des individus du Panel Européen au chômage à t et $t+1$ et à la sous-population de ces chômeurs qui perçoivent une indemnité chômage.

Les résultats sont donnés dans le tableau 3 (Annexe). La prise en compte de l'hétérogénéité individuelle réduit considérablement l'impact de l'ancienneté sur le salaire de réserve. C'est vrai surtout pour l'ensemble des chômeurs pour qui le paramètre β_1 ne vaut plus -0.028. Pour les chômeurs indemnisés, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté vaut environ -0.065%. L'effet reste néanmoins significatif.

Notons que la prise en compte de la dimension longitudinale permet de mieux contrôler l'hétérogénéité individuelle, mais qu'elle ne règle pas le biais de sélection. On est en effet obligé de se restreindre aux individus qui restent longtemps au chômage ou qui sont souvent au chômage. Les durées longues de chômage sont donc sur-représentées dans cette population.

4.2.2. Salaire de réserve et salaire finalement obtenu

Les chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t+1$ ont-ils eu ou non le même comportement d'offre de travail que ceux qui restent au chômage? Pour répondre à la question, il convient d'estimer le même système d'équations simultanées (4.1) avec hétérogénéité individuelle pour

les chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t + 1$ que précédemment pour les personnes qui restent au chômage. Le salaire accepté par les chômeurs de la date t qui trouvent un emploi à la date $t + \Delta t$, l'allocation qu'ils perçoivent à cette date et le salaire minimal qu'ils demandaient à t pour travailler sont connus. En revanche leur salaire de réserve à la date $t + \Delta t$ n'est pas observable. Pour estimer quand même le paramètre β_1 dans un modèle avec hétérogénéité individuelle, on utilise la propriété d'égalité des paramètres structurels des deux systèmes d'équations simultanées reliant, d'une part, le salaire finalement accepté et la durée complète de chômage, et, de l'autre, le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage. En effet, si le modèle est bien spécifié, le salaire de réserve à t et le salaire accepté à $t + \Delta t$ s'écrivent ainsi :

$$\ln w_{ri}(t) = \beta_1 \ln(t) + X_{i,t}\gamma_1 + Z_i\delta_1 + k_1 + \alpha_i + \omega_{i,t}$$

$$\ln w_i(t + \Delta t) = \beta_1 \ln(t + \Delta t) + X_{i,t+\Delta t}\gamma_1 + Z_i\delta_1 + c_1 + \alpha_i + \varepsilon_{i,t+\Delta t}$$

En soustrayant ces deux équations, l'effet fixe individuel α_i disparaît et on obtient :

$$\ln \frac{w_i(t + \Delta t)}{w_{ri}(t)} = \beta_1 \ln \left(1 + \frac{\Delta t}{t} \right) + (X_{i,t+\Delta t} - X_{i,t})\gamma_1 + \varepsilon_{i,t+\Delta t} - \omega_{it} + cte$$

Notons que la soustraction des deux équations supprime l'effet individuel mais pas la constante, alors que la transformation *within* précédente avait supprimé les deux. Les termes d'erreurs des deux équations sont supposés indépendants, de sorte que $E(\omega_{it} \varepsilon_{i,t+\Delta t})=0$. La variable $(X_{i,t+\Delta t} - X_{i,t})$ est exogène. Par contre, le problème d'endogénéité de la variable de durée $\ln \left(1 + \frac{\Delta t}{t} \right)$ demeure. Cette équation de salaire transformée est estimée par les GMM. On utilise comme variables instrumentales pour l'ancienneté la catégorie socio-professionnelle des parents. On s'intéresse à l'ensemble des chômeurs du Panel Européen et aux allocataires du RMI de l'enquête RMI.

Les résultats sont donnés dans le tableau 4 (Annexe). Une fois encore, la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle réduit considérablement l'impact de la durée sur le salaire. En effet, pour la population qui nous intéresse, les agents du Panel Européen chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t + 1$, le paramètre β_1 vaut maintenant -0.044 alors que l'estimation en coupe avait donné une élasticité proche de -0.22% . La durée de chômage a donc un effet significatif, mais très faible, sur le salaire demandé et accepté. De plus, le paramètre β_1 est peu différent pour les chômeurs à t qui trouvent un emploi avant $t + 1$ et pour les individus au chômage à t et $t + 1$: -0.044 contre -0.028 . En d'autres termes, quand on tient compte de l'hétérogénéité

individuelle, les chômeurs qui sortent du chômage ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que ceux qui y restent.

Enfin, pour les allocataires du RMI au chômage à t et qui travaillent à $t + 1$, le coefficient β_1 n'est plus significatif quand on contrôle l'hétérogénéité individuelle. Ainsi, ce n'est pas parce qu'ils auraient plus baissé leur salaire de réserve que les autres chômeurs qu'ils sont sortis du chômage.

5. Conclusion

Ce travail montre que l'ancienneté au chômage a un effet direct négatif mais faible sur les salaires de réserve des chômeurs. La révision à la baisse du salaire de réserve est encore plus faible pour les bénéficiaires du RMI que pour les autres chômeurs. En plus de cet effet direct de l'ancienneté, la dégressivité des allocations chômage et, plus largement, toute baisse de revenu subie par les chômeurs tend à réduire nettement les salaires de réserve. Ce travail montre d'autre part que les individus qui sortent du chômage n'ont pas plus baissé leur salaire de réserve que les autres, une fois pris en compte l'effet individuel.

References

- [1] Barnes W. (1975) "Job search models, the duration of unemployment, and the asking wage: some empirical evidence", *Journal of Human Resources*, 10, 230-240.
- [2] Breush T., Mizon G. et Schmidt P. (1989) "Efficient estimation using panel data", *Econometrica*, 57, 695-700.
- [3] Cornwell C., Schmidt P. et Wyhowski D. (1992) "Simultaneous equations and panel data", *Journal of Econometrics*, 51, 151-181.
- [4] Hausman J. et Taylor W. (1981) "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- [5] Jones S. (1988) "The relationship between unemployment spells and reservation wages as a test of search theory", *Quarterly Journal of Economics*, 103, 741-765.
- [6] Jones S. (1989) "Reservation wages and the cost of unemployment", *Economica*, 56, 225-246.

- [7] Kasper H.(1967) "The asking price of labor and the duration of unemployment ", *Review of Economics and Statistics*, 49, 165-172.
- [8] Kiefer N. et Neumann G. (1979) "An empirical job-search model, with a test of the constant reservation-wage hypothesis", *Journal of Political Economy*, 87, 89-107.
- [9] Kiefer N. et Neumann G. (1981) "Individual effects in a non-linear model: Explicit treatment of heterogeneity in the empirical job-search model", *Econometrica*, 49, 965-979.
- [10] Lancaster T. (1985a) "Simultaneous Equations Models in Applied Search Theory", *Journal of Econometrics*, 28, 113-126.
- [11] Lancaster T. (1985b) "Generalised residuals and heterogeneous duration models: With applications to the Weibull model", *Journal of Econometrics*, 28, 155-169.
- [12] Lancaster T. et Chesher A. (1983) "An Econometric Analysis of Reservation Wages", *Econometrica*, 51, 1661-1676.
- [13] Lippmann S. et McCall J. (1976) "The Economics of Job Search: A Survey", *Economic Inquiry*, 14, 155-189.
- [14] Van Den Berg G. (1990) "Non Stationarity in Job Search Theory", *Review of Economics Studies*, 57, 255-277.
- [15] Van Den Berg G. (1995) "Explicit expressions for the reservation wage path and the unemployment duration density in nonstationary job search models", *Labour Economics*, 2, 187-198.