

Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion

Laurence Rioux*

Même si le salaire proposé n'est pas le seul motif de refus possible, un emploi mal rémunéré est plus difficilement accepté. La notion de « salaire de réserve » rend compte de ce fait : le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, joue un rôle important dans la sortie du chômage. Or l'information directe sur les salaires de réserve est rare. En France, seules deux enquêtes de l'Insee interrogent les chômeurs sur le salaire horaire minimal qu'ils demandent pour accepter un emploi.

Les chômeurs au RMI ont un salaire de réserve plus faible que les autres chômeurs : deux sur trois demandent au plus le Smic horaire pour travailler, alors que les deux tiers des autres chômeurs demandent au moins le Smic horaire. De même, les allocataires du RMI qui trouvent un emploi acceptent des salaires beaucoup plus faibles que les autres chômeurs.

Le salaire de réserve baisse quand l'épisode de chômage se prolonge. Mais cette baisse est limitée, encore plus pour les allocataires du RMI que pour les autres chômeurs. Enfin, l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve ne distingue pas sensiblement les chômeurs qui trouvent un emploi de ceux qui restent au chômage : les premiers ont à peine plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les seconds.

* Au moment de la rédaction de cet article, Laurence Rioux appartenait à la division Conditions de vie des ménages de l'Insee et au Crest-Insee.

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

Un chômeur qui reçoit une offre d'emploi peut l'accepter ou la refuser. De mauvaises conditions de travail, l'éloignement du lieu de travail par rapport au domicile, des heures de travail trop réduites ou mal réparties, ou des problèmes de garde d'enfants peuvent expliquer un refus. Mais le principal motif de refus concerne le niveau de la rémunération proposée : toutes choses égales par ailleurs, un emploi mal rémunéré sera plus difficilement accepté. Pour rendre compte de ce fait, la théorie de la recherche d'emploi (1) utilise la notion de « salaire de réserve ». Le salaire de réserve d'un chômeur, défini comme le salaire minimal en dessous duquel ce chômeur refuse une offre d'emploi, dépend de plusieurs facteurs : le niveau du revenu de substitution au travail, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts.

Le salaire de réserve est donc un déterminant important de la probabilité de sortir du chômage. Néanmoins, l'information directe sur le salaire de réserve est rare : peu de bases de données fournissent une contrepartie empirique à cette notion théorique. En l'absence d'observation directe, les travaux qui cherchent à évaluer l'impact du salaire de réserve sur la durée du chômage supposent que la relation, prédite par la théorie de la recherche d'emploi, qui le lie au niveau de l'allocation chômage, au taux d'arrivée des offres d'emploi et à la distribution des salaires offerts, est bien vérifiée. Le salaire de réserve peut alors être estimé en utilisant l'information disponible sur ces variables. Kiefer et Neumann (1979, 1981) et Van den Berg (1990, 1995) procèdent ainsi. Lancaster et Chesher (1983), qui disposent d'une information supplémentaire, le salaire espéré par le chômeur, font même mieux : ils peuvent déduire plutôt qu'estimer le salaire de réserve. L'absence d'observation directe de ce dernier n'empêche donc pas d'en estimer l'effet sur la durée du chômage. Cependant, disposer d'un salaire de réserve renseigné par le chômeur lui-même ouvre d'autres possibilités : en particulier, il devient possible de confronter la valeur déclarée à la valeur estimée d'après la théorie de la recherche d'emploi, ou de vérifier que la valeur déclarée est bien inférieure au salaire accepté ultérieurement.

Deux enquêtes de l'Insee, la version française du *Panel européen* des ménages et l'enquête *Sortants du RMI*, présentent l'intérêt d'interroger les chômeurs sur le salaire horaire minimal

qu'ils demandent pour travailler. Ces deux enquêtes ont un autre avantage : leur dimension longitudinale permet de suivre les changements du comportement d'offre de travail au cours d'un épisode de chômage. Enfin, le salaire minimal demandé peut être comparé au salaire accepté ultérieurement. Les chômeurs du *Panel européen* sont représentatifs de l'ensemble de la population des chômeurs : les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage, les chômeurs allocataires du RMI et les chômeurs n'ayant droit ni à l'un ni à l'autre (2). Mais le trop faible effectif des allocataires du RMI dans cette enquête ne nous permet pas de les étudier séparément. Or, à la différence des allocations versées par l'assurance chômage, le montant du RMI ne varie pas avec l'ancienneté au chômage : dans le cas des allocataires du RMI, d'éventuelles variations du salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage ne pourraient donc venir de la dégressivité de l'allocation. Pour étudier spécifiquement ce cas, nous utiliserons l'enquête *Sortants du RMI*.

On se propose ici de répondre à trois questions. On veut d'abord évaluer si le *salaire horaire minimal demandé pour travailler* est une bonne approximation empirique de la notion théorique de salaire de réserve. Ce salaire déclaré est-il cohérent avec les caractéristiques socio-démographiques du chômeur ? Est-il comparable avec le salaire finalement accepté à l'issue de l'épisode de chômage ? On s'intéresse dans un second temps aux déterminants du salaire de réserve et, notamment, à son évolution avec l'ancienneté au chômage. Une personne depuis longtemps au chômage est sans doute tentée de réviser à la baisse le salaire qu'elle demande pour travailler. Kasper (1967), Kiefer et Neumann (1979, 1981), Van Den Berg (1990) ou Cases et Lollivier (1993) donnent des preuves empiriques d'une telle diminution du salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage. La dégressivité de l'allocation chômage et, plus généralement, la baisse du revenu du ménage avec l'ancienneté au chômage en fournissent

1. Les modèles de recherche d'emploi fournissent un cadre d'analyse simple où le chômage résulte des problèmes de coordination entre l'offre et la demande de travail. Voir par exemple Lippman et McCall (1976).

2. L'ouverture de droits à l'assurance chômage requiert une durée minimum de cotisation (4 mois au cours des 8 derniers mois). Les chômeurs qui ne réunissent pas ces conditions ou qui ont épuisé leurs droits se retrouvent dans le régime d'assistance (RMI), à condition d'avoir plus de 25 ans et que leurs ressources soient inférieures au plafond du RMI. Les chômeurs qui ne sont pas couverts par l'assurance chômage, qui ont moins de 25 ans ou dont les ressources dépassent le plafond du RMI ne perçoivent aucune allocation.

une première explication. Une fois la dégressivité de l'allocation chômage prise en compte, le salaire de réserve varie-t-il avec l'ancienneté au chômage ? La théorie de la recherche d'emploi suggère en effet d'autres causes de variation. Le taux d'arrivée des offres d'emploi peut diminuer à cause de la stigmatisation qui frappe les chômeurs de longue durée. Les agents mettent aussi sans doute un certain temps à découvrir le salaire de réserve qui correspond le mieux à leurs caractéristiques (phénomène d'apprentissage). Des phénomènes extérieurs comme des changements de politique économique ou des retournements de cycle peuvent également intervenir. Enfin, troisième question : les individus qui sortent du chômage avaient-ils, quand ils étaient chômeurs, un comportement d'offre de travail différent de ceux qui y sont encore ? Ont-ils, par exemple, plus sensiblement révisé à la baisse leur salaire de réserve au cours de l'épisode de chômage ?

On construit à cet effet un modèle semi-structurel de recherche d'emploi (3) avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts. La résolution du modèle permet d'exprimer l'ancienneté au chômage en fonction du salaire de réserve : à niveau de qualification donné, l'ancienneté au chômage s'explique, en partie, par un salaire de réserve initialement élevé. À l'inverse, le salaire de réserve varie probablement avec l'ancienneté au chômage, un chômeur de longue durée étant incité à modifier son comportement d'offre de travail. Ainsi, il s'agira 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 finalement accepté par un chômeur est une fonction croissante de son salaire de réserve, des relations causales similaires peuvent être établies entre le salaire finalement accepté et la durée complète de chômage.

**Une interrogation en deux temps :
nombre d'heures de travail souhaité,
puis salaire minimum
pour ce nombre d'heures**

Les données sont tirées de deux enquêtes, l'enquête *Sortants du RMI* menée par l'Insee en 1998 et la version française du *Panel européen* des ménages réalisée par l'Insee de 1994

à 1996 (cf. encadré 1). Dans les deux cas nous nous restreignons aux chômeurs (4) et anciens chômeurs (5) entre 17 et 60 ans. 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 souhaité 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 souhaité rapporté à ce nombre d'heures définit un salaire de réserve horaire (6). Cette hypothèse est justifiée si la désutilité marginale du travail est croissante puisque, dans ce cas, un chômeur qui accepte un salaire horaire w pour h heures de travail acceptera le même salaire horaire pour un nombre d'heures de travail $h' < h$.

Ce salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité, rapporté à ce nombre d'heures, peut-il être considéré comme une bonne approximation du « 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

3. Le modèle est semi-structurel au sens où les choix de recherche d'emploi ne sont pas tous strictement dérivés d'un comportement maximisateur. En particulier, la forme de la dépendance temporelle du salaire de réserve sera choisie de manière ad hoc. Une solution alternative serait d'estimer un modèle structurel où les comportements individuels de recherche d'emploi sont précisément spécifiés. Par rapport à cette méthode alternative, l'estimation d'un modèle semi-structurel a un inconvénient : les résultats sont plus difficilement interprétables en termes de comportement d'offre de travail des chômeurs. Elle a aussi des avantages car les hypothèses nécessaires sur les formes fonctionnelles sont moins fortes.

4. On appelle chômeurs les personnes sans emploi qui déclarent être au chômage ou qui recherchent activement un emploi ou qui souhaitent en occuper un sans pour autant être en recherche active. Cette définition du chômage ne correspond donc pas à la définition du Bureau International du Travail.

5. On appelle anciens chômeurs les personnes qui sont sorties du chômage depuis moins d'un an.

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 w_i/h . Cette hypothèse est évidemment forte, mais la comparaison des salaires de réserve horaires et des salaires horaires acceptés ne semble pas la contredire. L'autre solution serait de travailler sur les rémunérations mensuelles minimales : comme seuls 15 % des chômeurs souhaitent travailler à temps partiel, les résultats seraient peu différents.

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. Troisième problème : les salaires demandés par les chômeurs et acceptés par les anciens chômeurs sont souvent arrondis. Enfin et surtout, le salaire de réserve 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.

Le salaire horaire minimal demandé est une meilleure approximation du salaire de réserve que le salaire mensuel

Compte tenu de ces difficultés, le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité

rapporté à ce nombre d'heures ne peut sans doute pas être considéré comme le « vrai » salaire de réserve horaire. Néanmoins, trois arguments permettent de le considérer comme une bonne approximation. Tout d'abord le taux de réponse élevé à cette question difficile : ainsi seuls 14 % des allocataires du RMI ont refusé de répondre, 82 % donnant un salaire précis et utilisable. Ensuite, comme on le verra, le salaire de réserve ainsi défini dépend bien des mêmes variables explicatives que le salaire accepté, avec des paramètres proches. Enfin la comparaison entre les distributions des salaires mensuels et horaires semble indiquer que le salaire horaire minimal demandé (7) est, bien davantage que le salaire mensuel minimal demandé, la variable pertinente.

La distribution des salaires mensuels perçus par les anciens allocataires du RMI et celle des salaires de réserve mensuels des allocataires encore au chômage sont bimodales : un premier mode se situe au niveau d'un Smic à mi-temps et un deuxième au niveau d'un Smic à temps plein (cf. graphique I-A). Mais ces deux distributions diffèrent sensiblement. En effet,

7. Salaire de réserve horaire défini précédemment comme le ratio du salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité sur ce nombre d'heures.

Encadré 1

LES DONNÉES

Les données sont tirées de deux enquêtes, l'enquête *Sortants du RMI* menée par l'Insee en 1998 et la version française du *Panel européen* des ménages réalisée par l'Insee de 1994 à 1996. Le *Panel européen* interroge successivement en octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996 le même groupe de personnes représentatives de la population française sur leur emploi ou sur leur recherche d'emploi. Aux trois dates sont donc connus l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi et leur salaire de réserve, le salaire accepté par les anciens chômeurs et la durée complète de l'épisode de chômage. 39 % des chômeurs perçoivent l'allocation unique dégressive (AUD) ou l'allocation spécifique de solidarité (ASS), et 7 % sont au RMI. Les autres chômeurs ne sont pas indemnisés ou bien ne déclarent pas leur indemnité (1). Le trop faible effectif des allocataires du RMI dans le *Panel européen* ne nous permet pas de les étudier séparément. Pour étudier spécifiquement leur cas, nous utilisons donc l'enquête sur les sortants du RMI.

Cette enquête interroge à deux dates (janvier et septembre 1998) le même groupe de personnes représentatives des allocataires du RMI de décembre 1996

sur leur emploi ou sur leur recherche d'emploi. Ainsi aux deux dates sont connus l'ancienneté au chômage des demandeurs d'emploi, le salaire accepté par les anciens chômeurs et leur durée complète de chômage. En revanche, le salaire de réserve des chômeurs n'est renseigné qu'en janvier 1998. Par construction de l'échantillon, toutes les personnes interrogées étaient allocataires du RMI en décembre 1996. Depuis cette date, elles ont pu connaître des situations diverses : n'avoir jamais travaillé, avoir trouvé un emploi puis l'avoir perdu, ou avoir trouvé un emploi durable ; être restées constamment au RMI, en être sorties temporairement ou en être sorties durablement. Pour distinguer plus facilement les populations des deux enquêtes utilisées, les expressions « allocataire du RMI » et « chômeur ou ancien chômeur au RMI » dans l'article renvoient à la situation administrative en décembre 1996, que le foyer considéré perçoive encore ou non le RMI au moment des enquêtes (janvier et septembre 1998).

1. La perception d'une allocation apparaît donc sous-déclarée dans le Panel européen.

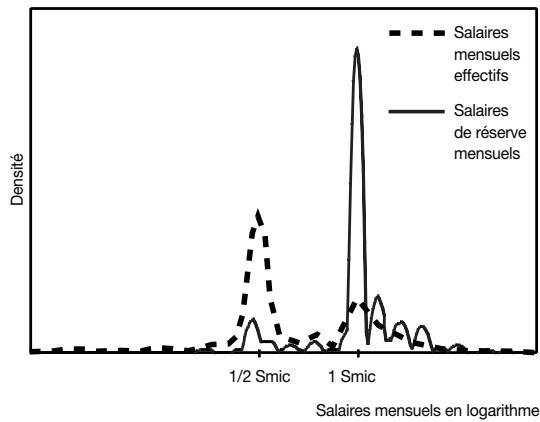
85 % des allocataires du RMI souhaitent occuper un temps plein alors que seuls 40 % des anciens allocataires travaillent effectivement à temps plein. La part importante des emplois aidés (37 %), par définition à temps partiel, y est pour beaucoup, mais même les autres emplois sont souvent à temps partiel : 44 % des CDI et 36,6 % des CDD sont dans ce cas. L'écart entre les deux distributions vient donc essentiellement du nombre d'heures travaillées, et non des salaires horaires. De fait, les salaires de réserve horaires des allocataires du RMI sont proches des salaires horaires effectifs des anciens allocataires (cf. graphique I-B). Les

deux distributions, unimodales, sont resserrées autour du Smic horaire. En effet, beaucoup d'allocataires demandent un Smic horaire pour travailler (59 %). D'un autre côté, un tiers des anciens chômeurs au RMI perçoit un salaire proche du Smic horaire.

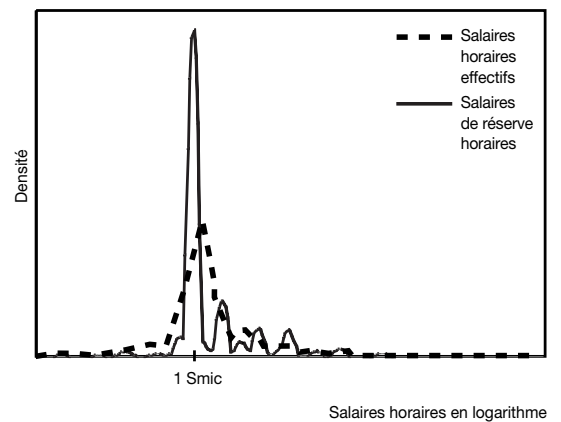
Pour l'ensemble des chômeurs (*Panel européen*), qui perçoivent l'assurance chômage, le RMI ou ni l'un ni l'autre, les salaires mensuels qu'ils demandent pour travailler sont moins éloignés des salaires mensuels qu'ils peuvent espérer (cf. graphique II-A). Mais eux aussi sont plus souvent employés à temps partiel

Graphique I
Salaires de réserve des allocataires du RMI et salaires effectifs des anciens allocataires *

A – Salaires mensuels



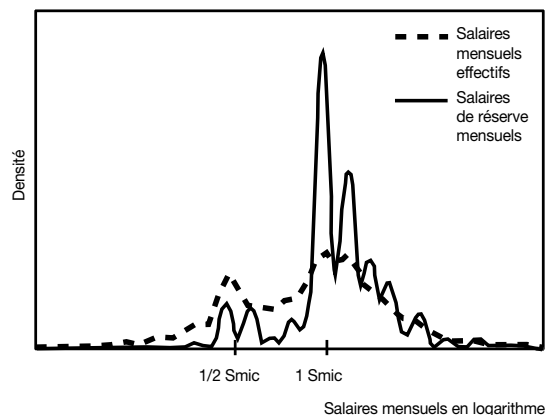
B – Salaires horaires



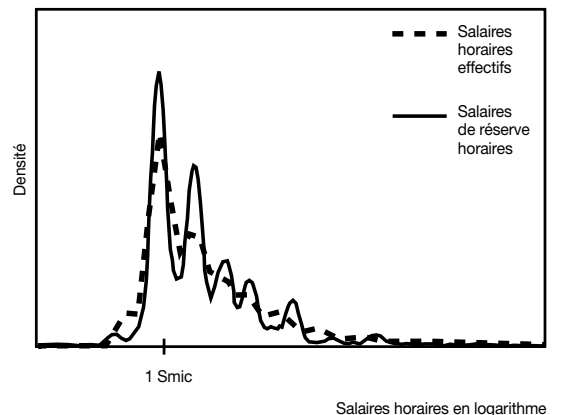
* La densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.
Source : enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

Graphique II
Salaires de réserve des chômeurs et salaires effectifs des anciens chômeurs *

A – Salaires mensuels



B – Salaires horaires



* La densité salariale est estimée en utilisant la méthode non paramétrique des noyaux.
Source : Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee.

Tableau 1
Caractéristiques des chômeurs

	Ensemble des chômeurs (1)		Chômeurs indemnisés (1)		Chômeurs au RMI (2)	
Salaire de réserve horaire (en euros)	6,15	(2,88)	6,38	(2,91)	5,29	(1,39)
Ancienneté au chômage (en mois)	9,57	(8,82)	13,84	(8,73)	36,9	(28,9)
Ancienneté au chômage (en %)						
< 6 mois	46,8		19,2		12,5	
6-11 mois	18,3		20,4		6,1	
12-17 mois	19,5		34,2		12,1	
18-23 mois	5,8		11,5		11,2	
24-35 mois	7,8		12,2		16,5	
> 36 mois	1,8		2,5		41,6	
Sexe (en %)						
Homme	48,5		48		57	
Femme	51,5		52		43	
Âge	32,9	(10,63)	36,09	(10,18)	36,18	(9,06)
Statut matrimonial (en %)						
Célibataire	51,5		38,3		58,5	
Marié	40,8		52,6		18,1	
Veuf	1,5		1,8		2,1	
Divorcé	6,2		7,3		21,3	
Diplôme (en %)						
Sans diplôme ou CEP	38,9		40,3		51,6	
CAP-BEP	30,5		31,8		30,8	
Bac technique	7,7		5,7		2,6	
Bac général	5,1		6,4		6,1	
≤ Bac + 2	9,9		8,1		3,9	
> Bac + 2	7,9		7,7		5	
PCS passée (en %)						
Indépendant	2,8		2,1		6,5	
Cadre	6,4		6,8		1,9	
Profession intermédiaire	13,5		15,2		10,3	
Employé	37,2		37		32,7	
Ouvrier	40,1		38,9		48,6	
Revenu mensuel (en euros)	1 648,58	(965,31)	1 639,13	(1 020,95)	622,60	(381,73)
Nombre d'enfants	2,34	(1,5)	2,12	(1,5)	1,82	(1,42)
Problème de santé (en %)						
Oui	12,3		13,4		32,1	
Non	87,7		86,6		67,9	
Marché du travail local						
Taux de chômage de longue durée (en %)	4,56	(0,015)	4,58	(0,015)	5,17	(0,016)
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage (en %)	39,9	(7,35)	39,75	(7,38)	38,64	(6,75)
Nombre d'observations	1 514		599		1 374	

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

qu'ils ne le souhaiteraient (40 % sont employés à temps partiel alors que c'est le souhait de seulement 19 % des chômeurs). La distribution des salaires de réserve horaires des chômeurs et celle des salaires horaires effectifs des anciens chômeurs apparaissent ainsi très proches (cf. graphique II-B).

La comparaison des distributions salariales conforte l'idée que le salaire minimal demandé pour le nombre d'heures souhaité, rapporté à ce nombre d'heures, est une meilleure approximation du salaire de réserve que le salaire mensuel minimal demandé.

Deux chômeurs au RMI sur trois demandent au plus le Smic horaire pour travailler

En dehors de la question sur les salaires de réserve, l'enquête sur les sortants du RMI et la version française du *Panel européen* des ménages ne sont pas toujours facilement comparables. D'une part, elles portent sur deux périodes distinctes : 1994, 1995 et 1996 d'un côté, 1998 de l'autre. Or la conjoncture économique était plus favorable en 1998 qu'entre 1994 et 1996. D'autre part, les populations enquêtées sont assez différentes (cf. tableaux 1 et 2). Les principales différences entre les allocataires et anciens allocataires du RMI de l'enquête *RMI* et les chômeurs et anciens chômeurs du *Panel européen* portent sur l'ancienneté au chômage, la durée complète de chômage, le salaire de réserve, le salaire accepté et l'importance des problèmes de santé. Ainsi, près d'un tiers des allocataires du RMI déclarent 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 12 % des chômeurs du *Panel européen*.

Dans le *Panel européen*, l'ancienneté au chômage est en moyenne de neuf mois et inférieure à six mois pour près de 47 % des chômeurs. Les faibles anciennetés au chômage sont légèrement sur-représentées dans cette enquête parce que les épisodes de chômage commençant avant janvier 1993 sont censurés (8). L'ancienneté au chômage en janvier 1998 des allocataires du RMI de décembre 1996 est bien différente. Elle est en moyenne de trois ans et est supérieure à trois ans pour près de 42 % des allocataires. Cela tient en partie à la construction de l'échantillon (Afsa, 1999). En effet, tous les individus de l'échantillon étaient allocataires du RMI en décembre 1996 et la

plupart étaient chômeurs à cette date. Seuls 16,8 % travaillaient en janvier 1997, le cumul entre un revenu d'activité et le RMI étant possible dans deux cas : d'une part quand le revenu procuré par le travail est inférieur au montant du RMI et, d'autre part, quand la personne bénéficie de l'intéressement (9). Par conséquent, tous les individus qui n'ont jamais travaillé depuis décembre 1996 sont au chômage depuis au moins un an en janvier 1998. Seuls les individus ayant travaillé depuis décembre 1996 et ayant perdu cet emploi en janvier 1998 ont une ancienneté au chômage inférieure à un an. La construction de l'échantillon tend donc à sur-représenter les anciennetés longues au chômage. Pour la même raison, la durée complète de chômage est bien plus longue en moyenne pour les anciens chômeurs allocataires du RMI que pour les autres : 28 mois contre 10.

Le salaire de réserve horaire moyen des chômeurs au RMI est nettement plus faible que celui de l'ensemble des chômeurs : 5,29 euros de l'heure contre 6,15 (10). Les distributions des salaires de réserve confirment les différences entre les deux populations. Les deux-tiers des chômeurs au RMI ont un salaire de réserve inférieur ou égal au Smic horaire, alors que près des deux-tiers des autres chômeurs demandent un salaire supérieur au Smic horaire (11). Ces différences entre les chômeurs au RMI et les autres pourraient venir des

8. Le calendrier d'activité mensuel du Panel européen couvre la période entre janvier 1993 et octobre 1996. En octobre 1994, date de la première interrogation, les épisodes de chômage ayant commencé avant janvier 1993, soit plus de 22 mois avant, ne sont pas pris en compte car leur date de début n'est pas connue avec certitude. De même, en octobre 1995 (resp. octobre 1996), les épisodes de chômage ayant commencé plus de 34 (resp. 46) mois avant ne sont pas pris en compte. Cela concerne 28,1 % des chômeurs en octobre 1994, 15,7 % en octobre 1995, 10,4 % en octobre 1996, soit une moyenne de 17,3 % sur l'ensemble de la période. Par contre, la durée de chômage qui a précédé la reprise d'emploi des anciens chômeurs est connue, même si l'épisode de chômage a commencé avant janvier 1993, car la question est directement posée.

9. L'intéressement consiste à ne compter qu'une partie des revenus d'activité dans le calcul de la base de ressources du RMI, afin d'inciter financièrement les allocataires du RMI à reprendre un emploi, en particulier à temps partiel. Au moment de l'enquête, le dispositif prévoyait un abattement de 50 % dans la limite de 750 heures travaillées. Au-delà des 750 heures, 100 % des revenus d'activité sont pris en compte dans le calcul de la base de ressources du RMI. Pour les contrats Emploi-Solidarité (CES), des mesures spécifiques s'appliquent : l'abattement est limité à 28 % du montant du RMI de base mais s'applique pendant toute la durée du contrat. L'enquête Sortants du RMI ne permet pas de savoir précisément qui, dans les personnes en emploi, continue à bénéficier de l'intéressement et qui en a épuisé les droits, car la question n'a pas été directement posée.

10. Ces salaires sont exprimés en euros constants 1997. À cette date, le Smic horaire net vaut 4,76 euros.

11. 59 % des chômeurs au RMI demandent exactement un Smic horaire. Quant aux autres chômeurs, 11 % sont prêts à travailler en dessous du Smic horaire, 25 % ont un salaire de réserve qui en est proche et 64 % demandent plus.

Tableau 2
Caractéristiques des anciens chômeurs

	Ensemble des anciens chômeurs (1)		Anciens chômeurs indemnisés (1)		Anciens chômeurs au RMI (2)	
Salaire horaire accepté (en euros)	6,61	(3,67)	6,13	(2,75)	5,42	(1,48)
Durée complète de chômage (en mois)	9,8	(10,6)	15,67	(14,22)	27,9	(24,11)
Durée complète de chômage (en %)						
< 6 mois	42		27,5		12,5	
6-11 mois	27,8		14,8		18,7	
12-17 mois	14,3		20,2		15	
18-23 mois	6		10,9		10,9	
24-35 mois	7,1		19,5		15,3	
≥ 36 mois	2,8		7,1		27,6	
Sexe (en %)						
Homme	57,9		49,5		55,8	
Femme	42,1		50,5		44,2	
Âge	32,7	(9,63)	34,28	(9,29)	33,2	(8,29)
Statut matrimonial (en %)						
Célibataire	51,8		47,7		64,9	
Marié	41,1		41,4		17,4	
Veuf	1,4		2,5		0,9	
Divorcé	5,7		8,4		16,8	
Diplôme (en %)						
Sans diplôme ou CEP	32,7		39,7		38,9	
CAP-BEP	32,2		33,1		31,4	
Bac technique	8,6		7,8		3,5	
Bac général	4,5		4,8		7,4	
≤ Bac + 2	13,2		9,4		7,9	
> Bac + 2	8,8		5,2		10,9	
PCS passée (en %)						
Indépendant	1,1		1,5		1,4	
Cadre	7,3		4,4		5,2	
Profession intermédiaire	19		16,7		12,3	
Employé	31,2		38,6		45,3	
Ouvrier	41,4		38,8		35,8	
Revenu mensuel au chômage (en euros)	1 512,14	(1 065,01)	1 431,34	(939,54)		
Nombre d'enfants	2,08	(1,42)	1,98	(1,36)	1,76	(1,3)
Problème de santé (en %)						
Oui	9,7		13,1		13,8	
Non	90,3		86,9		86,2	
Marché du travail local						
Taux de chômage de longue durée (en %)	4,32	(0,014)	4,29	(0,015)	4,79	(0,016)
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage (en %)	39,4	(7,64)	39,2	(7,58)	39,2	(7,24)
Nombre d'observations	1 366		350		969	

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : anciens chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

écarts importants dans les anciennetés au chômage. Mais même à ancienneté donnée, les salaires de réserve des chômeurs au RMI sont bien inférieurs à ceux des autres chômeurs (cf. tableaux 3 et 4).

De même, le salaire finalement accepté par les chômeurs au RMI est nettement plus faible que celui accepté par les autres chômeurs. C'est vrai pour le salaire horaire : 5,42 euros contre 6,61. Ça l'est encore davantage pour les salaires mensuels, puisque les anciens chômeurs au RMI sont plus souvent employés à temps partiel que les autres anciens chômeurs : 640,30 euros contre 990,30. Ainsi, 54 % des anciens allocataires du RMI gagnent moins de 533,60 euros (3 500 francs), 38 % seulement dépassant 762,25 euros (5 000 francs). Quant aux autres anciens chômeurs, 17,6 % d'entre eux gagnent moins de 533,60 euros, alors que 67,4 % dépassent 762,25 euros.

La théorie de la recherche d'emploi montre que le salaire de réserve dépend de l'ancienneté au chômage et inversement

À chaque fois qu'une offre d'emploi arrive, un chômeur doit décider s'il l'accepte ou s'il continue à chercher un meilleur emploi. La théorie de la recherche d'emploi montre que la stratégie optimale, qui maximise l'utilité du chômeur, est une stratégie de réservation (12) : accepter l'offre d'emploi si le salaire proposé est supérieur à une certaine valeur w , (appelée salaire de réserve) et la refuser dans le cas contraire. Si l'allocation chômage, la distribution des salaires offerts et le taux d'arrivée des

12. La démonstration de l'optimalité de la stratégie de réservation se trouve par exemple chez Mortensen (1986).

Tableau 3
Salaire de réserve horaire en fonction de l'ancienneté au chômage

En euros

Ancienneté au chômage	Salaire de réserve horaire					
	Ensemble des chômeurs (1)		Chômeurs indemnisés (1)		Chômeurs au RMI (2)	
< 6 mois	6,11	(3,23)	6,11	(4,00)	5,12	(0,95)
6-11 mois	6,38	(2,91)	6,52	(2,63)	5,25	(1,12)
12-17 mois	6,06	(2,34)	6,32	(2,54)	5,44	(2,15)
18-23 mois	6,16	(1,82)	6,37	(1,83)	5,33	(1,34)
> 24 mois	6,12	(2,56)	6,66	(3,04)	5,29	(1,37)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

Tableau 4
Salaire horaire accepté en fonction de la durée complète de chômage

En euros

Durée complète de chômage	Salaire horaire accepté					
	Ensemble des anciens chômeurs (1)		Anciens chômeurs indemnisés (1)		Anciens chômeurs au RMI (2)	
< 6 mois	6,77	(3,86)	6,73	(2,93)	5,47	(1,55)
6-11 mois	7,19	(4,13)	6,37	(4,44)	5,68	(1,68)
12-17 mois	6,35	(3,41)	6,35	(2,15)	5,39	(1,42)
18-23 mois	5,61	(2,11)	5,58	(1,71)	5,61	(1,54)
> 24 mois	5,26	(1,44)	5,44	(1,57)	5,25	(1,34)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Champ : anciens chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

LE MODÈLE

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 $F(w)$. À 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, qui maximise l'utilité du chômeur, est une stratégie de réservation : accepter l'offre d'emploi si le salaire proposé est supérieur à une certaine valeur w_r (appelée salaire de réserve) et la refuser dans le cas contraire.

Le modèle est non stationnaire si au moins une des variables exogènes (le revenu, la distribution des salaires offerts ou le taux d'arrivée des offres d'emploi) varie au cours de la période de chômage. Dans ce cas, l'individu au chômage détermine une séquence de salaires de réserve $\{w_r(t)\}_{t=1, \dots, \tau}$ qui maximisent son utilité espérée à chaque période.

Pour déterminer comment cette séquence de salaires de réserve évolue avec l'ancienneté au chômage, on construit un modèle semi-structurel, avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts (Lancaster, 1985a et 1990).

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. Le salaire de réserve peut diminuer au cours de l'épisode de chômage ($\beta_1 < 0$) ou rester constant ($\beta_1 = 0$). ζ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives Z_1 auxquelles s'ajoute un terme d'hétérogénéité η , de sorte que :

$$\zeta = \exp\{Z_1\mu_1 + \eta\}$$

La distribution des salaires offerts est supposée suivre une loi de Pareto (1), de sorte que dans la région d'acceptation $\bar{F}(w_r(t)) = \left(\frac{w_0}{w_r(t)}\right)^{\beta_2}$, avec $\beta_2 > 0$. w_0 représente la borne inférieure de la distribution des salaires offerts.

Enfin, le taux d'arrivée des offres d'emploi λ_t dépend aussi de l'ancienneté au chômage. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette dépendance. Les chômeurs de longue durée, découragés, peuvent relâcher leur effort de recherche. De plus, les entreprises proposent moins facilement des postes à des chômeurs de longue durée. On suppose plus précisément que λ_t dépend de manière monotone de l'ancienneté au chômage : $\lambda_t = \lambda_0 t^{-\delta}$. Le taux d'arrivée des offres peut rester constant au cours de l'épisode de chômage ($\delta = 0$) ou diminuer ($\delta > 0$). Pour que l'espérance de l'ancienneté au chômage soit définie, le paramètre δ doit être inférieur à $1 - \beta_1\beta_2$ (cf. annexe).

Le hasard s'écrit donc :

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

Cette spécification implique que : $\frac{\partial \ln \theta_t}{\partial \ln w_r(t)} = -\beta_2$, c'est-à-dire que l'élasticité du hasard au salaire de réserve est constante. $\lambda_0 w_0^{\beta_2}$ est approximé par une fonction log-linéaire de variables explicatives Z_2 auxquelles est ajouté un terme d'erreur v :

$$\lambda_0 w_0^{\beta_2} = \exp\{Z_2\mu_2 + v\}$$

La résolution de ce modèle semi-structurel permet d'exprimer le salaire de réserve en fonction de l'ancienneté au chômage, et inversement. De plus, comme le salaire finalement accepté par un chômeur est une fonction croissante de son salaire de réserve, il est possible de relier de la même façon le salaire accepté à la durée complète de chômage.

Quelques calculs (cf. annexe) donnent un premier système d'équations simultanées reliant l'ancienneté au chômage (t) et le salaire de réserve ($w_r(t)$) :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + X_1\gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + X_2\gamma_2 + k_2 + \omega_2 \end{cases} \quad [1]$$

1. L'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_r .



offres d'emploi sont constants au cours de la période de chômage et si l'horizon est infini, alors la stratégie optimale ne dépend pas de l'ancienneté au chômage.

Mais ce cas est peu probable. Ainsi, l'allocation chômage versée par l'assurance chômage est dégressive. Il existe d'ailleurs, comme on l'a vu précédemment, bien d'autres causes de non-stationnarité : le taux d'arrivée des offres d'emploi peut diminuer ; la découverte de la stratégie optimale tenant compte des caractéristiques individuelles peut prendre du temps ; la conjoncture économique peut évoluer. Dans tous ces cas, l'individu au chômage détermine une séquence de salaires de réserve $\{w_r(t)\}_{t=1, \dots, \tau}$ qui maximisent 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. encadré 2), avec spécification de formes fonctionnelles log-linéaires pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres d'emploi et la distribution des salaires offerts (Lancaster, 1985a, 1990).

La résolution de ce modèle permet d'exprimer le salaire de réserve ($w_r(t)$) en fonction de l'ancienneté au chômage (t), et inversement (cf. encadré 2 et annexe) :

$$\begin{cases} \ln w_r(t) = \beta_1 \ln t + X_1 \gamma_1 + k_1 + \omega_1 \\ \ln t = \beta_2 \ln w_r(t) + X_2 \gamma_2 + k_2 + \omega_2 \end{cases} \quad [1]$$

où β_1 représente l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage. Le salaire de réserve peut diminuer au cours de l'épisode de chômage ($\beta_1 < 0$) ou rester constant ($\beta_1 = 0$). Ce système d'équations s'interprète ainsi : un salaire de réserve élevé diminue la probabilité de sortir du chômage, mais, inversement, un agent depuis longtemps au chômage a sans doute révisé à la baisse son salaire de réserve.

Le salaire accepté étant une fonction croissante du salaire de réserve, il diminue logiquement avec la durée complète de chômage. Inversement, les chômeurs qui trouvent un emploi bien rémunéré avaient sans doute un salaire de réserve élevé : ils ont donc, en moyenne, mis plus de temps à trouver une offre acceptable. Il est donc possible de relier

Encadré 2 (suite)

où ω_1 et ω_2 sont des fonctions linéaires des termes d'erreurs η et v ; $X_1 = Z_1$ et $X_2 = (Z_1|Z_2)$; $\gamma_1 = \mu_1$ et le vecteur de coefficients γ_2 est une fonction des vecteurs μ_1 et μ_2 , et des coefficients β_1 , β_2 et δ .

Une démonstration un peu plus complexe (cf. annexe) 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 :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + X_2 \gamma_2 + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad [2]$$

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

D'après le système d'équations [1], les variables Z_1 interviennent dans l'équation du salaire de réserve et dans celle de l'ancienneté au chômage, puisque $X_1 = Z_1$ et $X_2 = (Z_1|Z_2)$. En fait, il existe un seul cas où les variables Z_1 n'affectent pas l'ancienneté au chômage : celui d'un taux d'arrivée des offres d'emploi constant au cours du temps ($\delta = 0$) (cf. annexe). Dans le cas, le plus probable, où le taux d'arrivée des offres d'emploi diminue au cours de l'épisode de chômage, les variables Z_1 (explicatives du salaire de réserve) déterminent aussi l'ancienneté au chômage. La conséquence est la non identifiabilité des paramètres β_1 et γ_1 de l'équation d'ancienneté. En revanche, d'après le système d'équations [1], les variables Z_2 (explicatives de l'ancienneté au chômage) n'interviennent pas dans l'équation du salaire de réserve. Les paramètres β_1 et γ_1 de l'équation du salaire de réserve sont donc identifiables, à condition qu'au moins une variable $X_2 = (Z_1|Z_2)$ soit exclue des variables $X_1 = Z_1$. Il en est de même pour le système d'équations [2].

de la même façon le salaire finalement accepté (w) à la durée complète de chômage (τ) (cf. encadré 2 et annexe) :

$$\begin{cases} \ln w(\tau) = \beta_1 \ln \tau + X_1 \gamma_1 + c_1 + \varepsilon_1 \\ \ln \tau = \beta_2 \ln w(\tau) + X_2 \gamma_2 + c_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad [2]$$

Les systèmes [1] et [2] ne diffèrent que par la constante : le salaire de réserve d'un chômeur et le salaire accepté par ce chômeur quand il trouve un emploi dépendent des mêmes variables, avec les mêmes coefficients ; il en est de même pour l'ancienneté au chômage et la durée complète de chômage (13). Le modèle implique donc que les paramètres β_i et γ_i (qui mesurent respectivement l'effet de l'ancienneté et celui des caractéristiques individuelles) dans l'équation du salaire de réserve soient les mêmes que les paramètres β_i et γ_i dans l'équation du salaire accepté, pour un même individu d'abord chômeur, puis qui retrouve un emploi. Il s'agit maintenant d'estimer ces paramètres.

Dans le système d'équations [1], la double relation entre le salaire de réserve et l'ancienneté au chômage pose un problème de biais de simultanéité (14) (cf. encadré 2). Pour que les paramètres β_i et γ_i de l'équation du salaire de réserve soient identifiables, il faut qu'au moins une des variables X_2 explicatives de l'ancienneté soit exclue des variables X_1 explicatives du salaire de réserve. Il convient donc de trouver des variables instrumentales permettant l'identification de l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve.

Les variables X_1 explicatives du salaire de réserve sont exogènes et comprennent les caractéristiques socio-démographiques, l'expérience professionnelle (c'est-à-dire la catégorie socio-professionnelle passée et la cause de fin du dernier emploi pour les personnes ayant déjà travaillé) et le revenu (en logarithme). La situation du marché du travail local est également prise en compte, sous la forme de la part des fins de contrats précaires dans les entrées au chômage (15).

Les variables X_2 de l'équation d'ancienneté comprennent de même les caractéristiques socio-démographiques, l'expérience professionnelle et la situation du marché du travail local. En outre, pour identifier l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve, on utilisera comme instruments des variables décrivant l'efficacité du réseau de relations

familiales et amicales que le chômeur peut mobiliser dans sa recherche d'emploi. L'argument est le suivant. La durée de chômage est fonction des démarches de recherche d'emploi effectuées par le chômeur lui-même (16) ou par ses relations personnelles (amicales, professionnelles ou familiales), la mobilisation de ces dernières étant d'ailleurs le mode de recherche privilégié (17). Quand il choisit un salaire de réserve, un chômeur rationnel tient compte de toutes les démarches qu'il effectue lui-même. En revanche, il ne contrôle pas l'efficacité de son réseau de relations personnelles. L'efficacité de celui-ci sera donc supposée n'influencer le choix du salaire de réserve que dans la mesure où elle explique l'ancienneté au chômage. Comme les chômeurs enquêtés sont jeunes (environ 30 ans) et ont peu d'expérience professionnelle, donc peu d'anciennes relations professionnelles à mobiliser, c'est surtout à la famille qu'il est fait appel. Dans l'enquête RMI on utilise donc comme instruments : la dernière catégorie socio-professionnelle de chacun des parents sous forme de variables dichotomiques (18), avoir ou non chacun de ses parents encore en vie, parler ou non à sa famille, entretenir ou non des relations amicales (soit 14 instruments). Dans le *Panel européen*, on ajoute à ces instruments le fait de résider ou non dans sa région d'origine (soit 15 instruments). La méthode d'estimation est détaillée dans l'encadré 3.

L'équation du salaire de réserve est estimée sur la population des chômeurs. Celle du salaire accepté concerne les personnes qui viennent de sortir du chômage. Sous l'hypothèse de bonne spécification du modèle, le salaire de réserve d'un chômeur et le salaire accepté par ce même chômeur quand il trouve

13. C'est une propriété intéressante des formes fonctionnelles log-linéaires choisies pour le salaire de réserve, le taux d'arrivée des offres et la distribution des salaires offerts.

14. En d'autres termes, les variables (w, t) et t sont endogènes. Une estimation par les MCO donnerait ainsi des coefficients biaisés.

15. Cette variable est tirée de la Base de données locales qu'on a appariée avec le Panel européen et avec l'enquête RMI. À chaque individu des deux enquêtes est donc associée une zone d'emploi.

16. Il s'agit alors principalement des démarches directes auprès d'un employeur, de l'envoi de candidatures spontanées, de la lecture des petites annonces, et de l'utilisation des agences pour l'emploi.

17. D'après l'enquête Emploi 1998, 79,8 % des chômeurs actifs dans leur recherche d'emploi ont, au cours du mois précédent, mobilisé leur réseau personnel. L'enquête Sortants du RMI montre que 66,3 % des allocataires du RMI ont fait appel à leur réseau de relations au cours des six derniers mois.

18. La profession de chacun des parents est regroupée en six catégories socio-professionnelles (indépendant, cadre, profession intermédiaire, employé, ouvrier, sans profession), ce qui donne cinq instruments pour chaque parent.

un emploi sont expliqués par les mêmes variables. Si le modèle est bien spécifié, les différences de paramètres entre les deux équations devraient donc découler de différences dans le comportement d'offre de travail des deux populations. Le paramètre β_1 , qui mesure l'élasticité du salaire de réserve (respectivement salaire accepté) par rapport à l'ancienneté au chômage (respectivement durée complète), nous intéressera plus particulièrement. En effet, un paramètre β_1 plus élevé pour les per-

sonnes sorties du chômage suggère que ces dernières ont plus révisé à la baisse leur salaire de réserve que les personnes restées au chômage.

Le salaire de réserve diminue avec l'ancienneté au chômage

L'équation [1] du salaire de réserve est estimée sur différentes sous-populations : tous les

Encadré 3

MÉTHODE D'ESTIMATION

L'estimation est réalisée par la méthode des moments généralisés (GMM) appliquée aux équations simultanées, qui permet de construire des estimateurs de β_1 et γ_1 convergents et efficaces sans avoir à faire d'hypothèses sur la structure de variance-covariance des résidus. L'estimateur des GMM repose sur les conditions d'orthogonalité entre les termes d'erreurs et les instruments. Cette méthode d'estimation ne requiert ni la normalité ni l'homoscédasticité des termes d'erreurs. De plus, elle est robuste à l'hétéroscédasticité non connue (1).

Cette méthode permet aussi de tester la validité des conditions d'exclusion utilisées pour identifier les paramètres structurels, à condition de disposer de plus d'un instrument. Sous l'hypothèse nulle de validité des instruments, la statistique de Sargan, qui teste la corrélation entre les variables instrumentales et les résidus de l'estimation par les GMM, suit un χ^2 à $k - p$ degrés de liberté, où k est le nombre d'instruments et p le nombre de variables endogènes. Dans les différentes estimations présentées, la valeur objective (la statistique de Sargan) est toujours inférieure au $\chi^2(0,95; 14) = 23,69$ pour les chômeurs du *Panel européen*, et au $\chi^2(0,95; 13) = 22,36$ pour les allocataires du RMI. L'hypothèse nulle de validité des instruments et de bonne spécification du modèle n'est donc pas rejetée par les données.

Le modèle a aussi été estimé par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS) et par la méthode des résidus simulés (après instrumentation). La méthode des résidus simulés permet de passer d'un salaire déclaré en tranches à un salaire en niveau. Dans les deux enquêtes utilisées, les salaires obtenus et les salaires de réserve sont bien déclarés « en clair ». Le problème est qu'ils sont souvent arrondis autour de multiples de 500 francs (76,22 euros) et que le SMIC peut servir de majorant. C'est pour tenir compte de ces erreurs de déclarations que la méthode des résidus simulés est utilisée. En pratique, la variable de salaire déclarée « en clair » est d'abord transformée en variable en tranches de 500 francs. Cette nouvelle variable en tranches est ensuite régressée sur les caractéristiques individuelles à l'aide d'un modèle probit. L'étape suivante consiste à affecter à chaque individu un salaire compte tenu de ses caractéristiques et de la tranche dans laquelle il se trouve initialement. Pour cela, un résidu est tiré dans la loi normale centrée réduite et introduit dans l'équation du salaire en tranches, permettant ainsi d'estimer le salaire de l'indi-

vidu. Si le salaire ainsi obtenu appartient à la tranche initiale, alors on affecte à l'individu ce salaire simulé. Sinon, un nouveau résidu est tiré dans la loi normale centrée réduite et l'opération renouvelée jusqu'à ce que le salaire obtenu se trouve dans la tranche initiale (2). Les résultats des estimations par la méthode des doubles moindres carrés et par la méthode des résidus simulés (après instrumentation) sont très proches de ceux obtenus avec la méthode des moments généralisés et ne sont donc pas présentés ici.

Le salaire de réserve ne peut être estimé que sur les individus encore au chômage qui, soit n'ont pas eu d'offre d'emploi, soit l'ont refusé, le salaire proposé étant inférieur à leur salaire de réserve. Il se peut donc que les salaires de réserve observés ne soient pas représentatifs de l'ensemble des salaires de réserve. S'il y a effectivement un biais de sélection, l'estimation des déterminants du salaire de réserve risque d'être biaisée dans un sens ou dans l'autre. D'un côté, 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. À 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 de l'ancienneté sera sous-estimé. Mettre en œuvre une procédure d'estimation à la Heckman (1979) en deux étapes serait une manière de traiter ce biais, mais pose deux problèmes. D'abord, dans l'estimation de la première étape, il est difficile de trouver des variables qui expliqueraient la sortie du chômage sans expliquer l'ancienneté au chômage. D'autre part, pour avoir en deuxième étape la bonne matrice de variance-covariance, il faudrait en première étape estimer l'équation de sortie du chômage par la méthode des moments généralisés, ce qui ne semble pas possible (Dagenais, 1999). Nous n'irons donc pas plus loin dans la prise en compte du biais de sélection dans l'estimation. On peut d'ailleurs penser qu'en instrumentant l'ancienneté au chômage on traite en partie le problème du biais de sélection.

1. Voir Lee (1996) pour une présentation très didactique de la méthode des moments généralisés.
2. Pour plus de détails, on peut se reporter à Gouriéroux, Montfort, Renault et Trognon (1985).

Tableau 5
Déterminants du salaire de réserve horaire

	Ensemble des chômeurs (1)	Chômeurs indemnisés (1)	Chômeurs au RMI (2)
Ancienneté au chômage	- 0,086 ** (0,039)	- 0,138 ** (0,064)	- 0,035 ** (0,016)
Sexe			
Homme	0,105 *** (0,017)	0,056 ** (0,025)	0,058 *** (0,01)
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Âge			
< 25 ans	Réf.	Réf.	Réf.
25-35 ans	0,1 *** (0,022)	0,07 ** (0,031)	n.s.
35-45 ans	0,12 *** (0,023)	0,1 ** (0,041)	0,032 ** (0,014)
45-55 ans	0,2 *** (0,034)	0,2 *** (0,048)	0,039 *** (0,014)
> 55 ans	0,39 *** (0,073)	0,41 *** (0,083)	0,09 ** (0,04)
Diplôme			
Sans diplôme ou CEP	- 0,248 *** (0,039)	- 0,225 *** (0,044)	- 0,211 *** (0,041)
CAP-BEP	- 0,231 *** (0,04)	- 0,217 *** (0,044)	- 0,172 *** (0,041)
Bac technique	- 0,186 *** (0,042)	- 0,199 *** (0,054)	- 0,148 *** (0,052)
Bac général	- 0,212 *** (0,045)	- 0,197 *** (0,062)	- 0,138 *** (0,046)
≤ Bac + 2	- 0,15 *** (0,042)	- 0,17 *** (0,054)	- 0,135 *** (0,052)
> Bac + 2	Réf.	Réf.	Réf.
Pas d'expérience professionnelle	- 0,38 *** (0,052)	- 0,41 *** (0,07)	- 0,2 ** (0,078)
Cause de fin d'emploi passé			
Fin de CDD	- 0,092 *** (0,021)	- 0,096 *** (0,032)	- 0,044 *** (0,013)
Licenciement	Réf.	Réf.	Réf.
Autre	- 0,077 ** (0,028)	n.s.	n.s.
PCS passée			
Indépendant	- 0,28 *** (0,064)	- 0,376 *** (0,073)	0,143 * (0,077)
Cadre	Réf.	Réf.	Réf.
Profession intermédiaire	- 0,169 *** (0,051)	- 0,182 *** (0,062)	- 0,171 ** (0,08)
Employé	- 0,282 *** (0,051)	- 0,321 *** (0,061)	- 0,191 ** (0,077)
Ouvrier	- 0,338 *** (0,049)	- 0,377 *** (0,062)	- 0,2 *** (0,078)
Revenu mensuel	0,066 *** (0,014)	0,08 *** (0,025)	n.s.
Nombre d'enfants	- 0,009 ** (0,004)	n.s.	n.s.
Marché du travail local			
Part de fins d'emplois précaires dans les entrées au chômage	- 0,005 *** (0,001)	- 0,007 *** (0,0015)	- 0,003 *** (0,0008)
Constante	8,33 *** (0,17)	9,17 *** (0,35)	9,2 *** (0,12)
Nombre d'observations	1 266	587	1 312
Statistique de Sargan	9,8	9,9	11,8

Lecture : *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ; n.s. : non significatif au seuil de 10 %. Le modèle est estimé par la méthode des moments généralisés (cf. encadré 3). Les instruments utilisés sont des variables décrivant l'efficacité du réseau familial et amical que le chômeur peut mobiliser dans sa recherche d'emploi. Dans l'enquête RMI : la dernière catégorie socio-professionnelle de chacun des parents sous forme de variables dichotomiques, avoir ou non chacun des parents encore en vie, parler ou non à sa famille, entretenir ou non des relations amicales (soit 14 instruments). Dans le Panel européen, à ces instruments est ajouté le fait de résider ou non dans sa région d'origine (soit 15 instruments). La statistique de Sargan montre que l'hypothèse nulle de validité des instruments et de bonne spécification du modèle n'est pas rejetée par les données. Les écarts-types figurent entre parenthèses. Les estimations ont été effectuées en francs. En euros, seul le coefficient de la constante changerait.

Champ : chômeurs entre 17 et 60 ans.

Sources : (1) Panel européen, octobre 1994, octobre 1995 et octobre 1996, Insee ; (2) enquête RMI, janvier et septembre 1998, Insee.

chômeurs du *Panel européen* (19), les seuls chômeurs indemnisés par l'assurance chômage et les bénéficiaires du revenu minimum d'insertion de l'enquête *RMI*. Les résultats sont donnés dans le tableau 5. En raison de la concentration des salaires de réserve autour du Smic, l'estimation pour les chômeurs au RMI est de moins bonne qualité que pour les autres chômeurs.

Les trois catégories de chômeurs se distinguent d'abord par l'effet de l'ancienneté au chômage (hors variation du revenu) sur le salaire de réserve. Ainsi, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté vaut - 0,138 pour le sous-échantillon des chômeurs indemnisés. Elle n'est plus que de - 0,086 pour l'ensemble des chômeurs (indemnisés ou pas). Enfin, c'est pour les bénéficiaires du revenu minimum que cette élasticité est la plus faible : - 0,035. C'est logique dans la mesure où ces derniers annoncent plus souvent que les autres chômeurs un salaire de réserve proche du Smic. Mais, même pour les autres chômeurs, l'effet de l'ancienneté (à revenu constant) sur le salaire de réserve est faible.

Les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage (qui perçoivent une indemnité chômage dégressive) et les bénéficiaires du RMI (qui perçoivent un revenu invariant au cours de l'épisode de chômage) se distinguent ensuite par l'effet du revenu sur leur comportement d'offre de travail. Le revenu exerce un effet positif et significatif sur le salaire de réserve des chômeurs indemnisés, une hausse de 1 % du revenu se traduisant par une augmentation de 0,08 % du salaire de réserve. En revanche, le revenu n'intervient pas dans le choix d'un salaire de réserve pour les allocataires du RMI. Ainsi, l'effet total de l'ancienneté au chômage est beaucoup plus prononcé pour les chômeurs indemnisés par l'assurance chômage que pour les bénéficiaires du RMI : à revenu constant, l'élasticité du salaire de réserve par rapport à l'ancienneté au chômage est plus forte pour les premiers ; de plus, leur revenu baisse au cours de l'épisode de chômage, en raison de la dégressivité de l'allocation.

L'effet des autres variables ne distingue pas les différentes catégories de chômeurs. 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. Les problèmes de santé n'ont pas d'im-

pact. En revanche, l'absence d'expérience professionnelle réduit nettement le salaire de réserve. L'effet de la catégorie socio-professionnelle passée est sans surprise. Enfin, les chômeurs qui ont été licenciés de leur dernier emploi ont un salaire de réserve plus élevé que ceux qui sont entrés au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée.

Une baisse du salaire de réserve plus forte pour les chômeurs indemnisés que pour les allocataires du RMI

Dans la continuité de l'analyse précédente, nous estimons l'équation [2] du salaire accepté (20) d'abord sur l'ensemble des anciens chômeurs, puis sur deux sous-populations : les anciens chômeurs indemnisés par l'assurance chômage et les anciens allocataires du RMI. Le tableau 6 présente les effets des caractéristiques observées sur le niveau du salaire horaire accepté (21). Les trois catégories d'anciens chômeurs se distinguent d'abord par l'effet de la durée complète de chômage (hors variation du revenu) sur le salaire accepté. Ainsi, l'élasticité du salaire accepté par rapport à la durée complète vaut - 0,215 pour le sous-échantillon des anciens chômeurs indemnisés. Elle est de - 0,189 pour l'ensemble des anciens chômeurs (indemnisés ou pas). Enfin, elle est très faible pour les anciens bénéficiaires du RMI : - 0,038.

L'effet des variables socio-démographiques sur le salaire accepté est sans surprise et ne distingue pas les différentes catégories d'anciens chômeurs. Les salaires s'élèvent avec le niveau de diplôme et augmentent avec l'âge selon un profil concave. L'absence d'expérience professionnelle réduit nettement le salaire. Enfin, les individus qui ont été licenciés de leur dernier emploi ont un salaire plus élevé que ceux qui sont entrés au chômage à la fin d'un contrat à durée déterminée.

19. Pour permettre la comparaison entre l'ensemble des chômeurs du *Panel européen* et les chômeurs au RMI de l'enquête RMI, la dimension longitudinale du *Panel européen* n'est pas utilisée dans un premier temps.

20. L'équation du salaire accepté est estimée par la méthode des moments généralisée (cf. encadré 3). Les variables instrumentales utilisées pour identifier l'effet de la durée complète de chômage sur le salaire accepté sont les mêmes que pour identifier l'effet de l'ancienneté au chômage sur le salaire de réserve.

21. Le salaire ne peut être estimé que sur les individus qui perçoivent effectivement un salaire, ce qui signifie qu'ils l'ont accepté. Il n'est donc pas certain que les salaires acceptés que nous observons soient représentatifs de l'ensemble des salaires proposés par les employeurs. Mais pour les raisons exposées dans l'encadré 3, nous ne traitons pas ce problème de biais de sélection.