

L'influence de la perception du RMI sur la sortie vers l'emploi

Pierre Granier et Xavier Joutard*

Sur la base des données collectées dans les enquêtes *Emploi*, l'influence de la perception du RMI sur le risque de sortie du chômage est examinée à partir de la constitution d'un groupe témoin formé d'individus éligibles ne percevant pas l'allocation. Parmi cette population d'éligibles, les jeunes, les chômeurs de longue durée et les familles monoparentales ont le plus fréquemment recours au dispositif.

Les différences d'incitation financière qui existent pour les allocataires en fonction de la configuration familiale ne se retrouvent pas dans le risque de sortie du chômage. L'influence de la perception d'une allocation n'est significative et négative qu'au sein des familles monoparentales. Des erreurs d'échantillonnage dues à la qualité imparfaite des données pourraient toutefois biaiser les estimations mais le sens de ces biais est délicat à identifier.

L'influence du RMI pourrait finalement davantage affecter les comportements de participation au marché du travail que le risque de sortie du chômage des personnes poursuivant des démarches actives de recherche sur le marché du travail.

* Pierre Granier et Xavier Joutard appartiennent à l'Université de la Méditerranée et au Greqam (Groupement de recherche en économie quantitative d'Aix-Marseille), et à l'Idep (Institut d'économie publique).
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le dispositif RMI a connu durant les années 1990 une progression rapide du nombre de ses allocataires que la baisse récente est loin d'avoir compensée. Cette évolution qui témoigne de la progression de la pauvreté parmi les actifs et, en particulier, parmi les chômeurs n'est certainement pas étrangère au regain d'intérêt suscité par la question des interactions entre les dispositifs de minima sociaux et les performances du marché du travail. Les réformes qu'a connues le système de protection du risque de chômage au tournant des années 1990 ont sans doute une part de responsabilité dans cette évolution, mais il convient davantage d'en rechercher les causes premières dans l'inadéquation croissante entre un marché du travail en profondes mutations et un système d'assurance chômage dont les principes essentiels n'ont finalement guère évolué.

De fait, la multiplication des parcours professionnels chaotiques alternant brèves périodes d'emploi et épisodes de chômage, comme la fréquence élevée du chômage de longue durée excluent du système d'assurance chômage une part croissante des demandeurs d'emploi dont l'activité est insuffisante en regard des critères requis pour l'ouverture des droits, ou qui ont épuisé leurs droits. Ces demandeurs d'emploi se tournent vers le RMI qui s'impose comme un étage supplémentaire du système d'indemnisation du chômage (cf. par exemple, Join-Lambert, 1998).

Il serait toutefois réducteur de restreindre la question de l'articulation entre le système de protection sociale et les performances du marché du travail à cette seule absence de couverture des nouveaux risques engendrés par les transformations du marché du travail. Il convient aussi de s'interroger sur la manifestation de trajectoires de pauvreté au sein desquelles s'inscriraient les bénéficiaires des dispositifs de minima sociaux. Des travaux récents (par exemple, Laroque et Salanié, 1999 et 2000 ; Pisani-Ferry, 2000) ont ainsi contribué à relancer le débat sur les mécanismes de trappe à pauvreté ou à inactivité au sein desquelles les dispositifs de minima sociaux contribueraient à enfermer les bénéficiaires.

En dépit de l'importance du sujet et du débat qu'il suscite, on connaît finalement assez mal les trajectoires d'insertion des allocataires du revenu minimum d'insertion. Cette méconnaissance est largement due à un manque d'informations statistiques qu'une enquête récente de

l'Insee menée auprès d'un échantillon d'allocataires de décembre 1996 a contribué à combler. Les premières exploitations de cette enquête apportent d'utiles et importantes informations sur les sorties vers l'emploi des allocataires tant en termes de rythme que de nature ou de durée des emplois recouverts. Ces données d'enquêtes réalisées auprès d'échantillons d'allocataires sont, en revanche, difficilement exploitables pour identifier un éventuel effet de la perception d'une allocation dans le processus de sortie vers l'emploi.

Cet article cherche à identifier un tel effet en exploitant les données des enquêtes *Emploi* successives couvrant la période 1990-1997. En raison entre autres d'une sous-représentation marquée des bénéficiaires du RMI et de lacunes dans l'information, ces données ont rarement été utilisées pour l'analyse des sorties vers l'emploi des allocataires (1) (cf. encadré 1). Elles permettent cependant de suivre pendant une certaine durée les parcours professionnels d'individus initialement bénéficiaires ou non du RMI, information indispensable pour pouvoir espérer identifier un effet propre de la perception d'une allocation sur les trajectoires professionnelles futures.

En particulier, l'un des attraits des données de l'enquête *Emploi* pour l'étude des effets du RMI sur le processus de sortie vers l'emploi est de rendre possible la constitution d'un échantillon de ménages satisfaisant, au moment de l'enquête, aux conditions de ressources nécessaires à l'obtention du RMI. Le fait que toutes les personnes du ménage soient, théoriquement, interrogées permet, en effet, de disposer d'une information relativement détaillée sur la situation et le revenu de chacun au sein du ménage. Il est ainsi possible de calculer, de manière évidemment imparfaite, le revenu global du ménage qui peut être comparé aux conditions de ressources imposées en fonction de la configuration du ménage.

Comme une fraction seulement des ménages satisfaisant aux conditions de ressources déclare, lors de la même interrogation, percevoir le RMI, cet échantillon d'*éligibles* va servir à constituer un groupe témoin nécessaire pour apprécier l'impact de la perception d'une allocation sur la sortie vers l'emploi.

1. Le terme d'allocataires renvoie dans cet article aux allocataires du RMI.

Éligibles et allocataires

La procédure de sélection de l'échantillon d'éligibles a été réalisée sur tous les entrants des enquêtes 1990 à 1995 en exploitant les enquêtes jusqu'en 1997 afin de pouvoir disposer d'un suivi longitudinal pour chacun d'eux. Sans prétendre reconstituer le mécanisme d'accès au RMI, ni appréhender la totalité des titulaires du RMI, il a fallu définir de stricts critères d'éligibilité. Ces derniers ont principalement été établis à partir de l'occupation actuelle de l'individu, de sa position au sein du ménage, du revenu et de la composition de son ménage.

Le point de départ de la sélection a été de retenir les seules personnes qui, interrogées la première fois sur leur occupation actuelle, déclarent être chômeurs. Les raisons tiennent au fait que le questionnaire autour de la perception ou non du revenu minimum d'insertion est conditionnel à une démarche de recherche d'emploi de l'enquêté. De ce fait, l'échantillon d'allocataires retenu n'est certainement pas représentatif de

l'ensemble des allocataires. Seuls sont représentés « les plus motivés » d'entre eux ayant conservé un comportement de recherche actif sur le marché du travail.

La sélection a ensuite été segmentée en fonction de l'âge et de la place de la personne interrogée au sein du ménage. À moins qu'ils n'aient une charge de famille, les jeunes de moins de 25 ans (normalement exclus du dispositif RMI) ont été éliminés de l'échantillon. Au sein du ménage, il a été nécessaire d'isoler les enfants (d'au moins 25 ans) hébergés au domicile de leurs parents dans la mesure où seule leur situation personnelle est à considérer (2) et qu'ils peuvent être titulaires du revenu minimum indépendamment du fait que l'un des parents en bénéficie. Ce n'est plus le cas des membres principaux du ménage – chef de ménage et conjoint – pour les-

2. Il est néanmoins toujours possible que certains aient déjà formé une famille, elle-même hébergée sous le même toit, mais cette situation ne peut sérieusement être appréhendée au sein des enquêtes Emploi.

Encadré 1

L'ENQUÊTE EMPLOI

Les enquêtes *Emploi* sont réalisées chaque année au mois de mars par l'Insee auprès d'un échantillon d'individus représentatif de l'ensemble des personnes de plus de 15 ans vivant en France métropolitaine. Cet échantillon d'environ 150 000 personnes est renouvelé par tiers tous les ans de sorte que chaque individu est en principe interrogé trois années consécutives. Toutes les personnes de plus de 15 ans appartenant à un même ménage font normalement l'objet d'une interrogation spécifique.

Un grand nombre de questions concerne l'activité professionnelle à propos de laquelle on dispose d'une information riche et détaillée. L'information est également assez complète concernant les caractéristiques individuelles. Elle l'est beaucoup moins concernant les revenus qui sont relativement mal renseignés en raison à la fois du faible nombre de questions s'y rapportant et du taux relativement élevé de non-réponses. En particulier, on ne dispose que de très peu d'informations sur les revenus de transferts, ce qui pose d'évidents problèmes lorsque l'on s'intéresse aux minima sociaux et peut expliquer la faible utilisation de ces données dans ce domaine.

Si les individus sont interrogés une fois par an, des questions rétrospectives concernant leur activité professionnelle mois par mois au cours de l'année écoulée permettent de reconstituer un calendrier mensuel. Cette information précieuse pour étudier les trajectoires de sortie et/ou de retour au chômage n'est cependant pas toujours très fiable.

Près de la moitié des allocataires du RMI ne sont pas représentés dans les enquêtes *Emploi*. Deux principaux facteurs se conjuguent vraisemblablement pour expliquer cette sous-représentation pouvant justifier la faible exploitation de ces données. Tout d'abord, le champ de l'enquête exclut les personnes les plus marginalisées sans domicile fixe ou vivant en foyer qui sont à l'évidence particulièrement susceptibles d'entrer dans le dispositif RMI. Ensuite, seules sont interrogées sur la perception ou non du RMI les personnes se déclarant au chômage ou à la recherche d'un emploi. Cette sous-représentation pose ainsi un problème de représentativité des échantillons de RMistes que l'on peut constituer à partir des enquêtes *Emploi*, les moins insérés socialement et les inactifs n'étant pas représentés. Le champ de l'étude qui pourra être réalisé sera donc restreint. En particulier, aucun enseignement ne pourra être dégagé concernant l'influence de la perception d'une allocation sur les décisions de participation au marché du travail

Cette sous-représentation n'est pas nécessairement synonyme d'une mauvaise représentation. La comparaison avec les statistiques des CAF révèle certes une proportion beaucoup plus faible d'*isolés* mais les CAF traitent comme foyer RMistes les allocataires hébergés. Pour le reste, les structures de population sont proches. Elles le sont également lorsque l'on compare la population des RMistes recensés dans les enquêtes *Emploi* à celle de l'échantillon des enquêtes *RMI*.

quels l'obtention du RMI est décidée en fonction d'un revenu global établi à partir de la situation professionnelle et financière de chacun et du nombre d'enfants. Ce revenu global va tenir compte, en particulier, des allocations familiales (reconstituées) et des revenus d'assurance chômage (déclarés).

Le plafond de revenu décisif dans l'attribution de l'allocation différant suivant le statut du ménage (3), les familles monoparentales (avec enfants) ont naturellement été distinguées des couples. Pour ces derniers, les conditions de ressources ne devraient, en règle générale, être satisfaites que lorsque le chef de ménage et son conjoint se retrouvent tous deux en situation de recherche d'emploi. Ils peuvent alors prétendre l'un ou l'autre à l'obtention du revenu minimum. Que seul l'un d'eux puisse effectivement percevoir ce revenu importera peu dans la suite de l'analyse (4). On conviendra que le ménage et ses composantes principales font alors partie de la catégorie « RMistes ».

Dans le but de limiter les erreurs d'affectation, on a procédé à certains aménagements. C'est ainsi que toutes les familles monoparentales avec enfant(s) de moins de trois ans qui sont éligibles à l'allocation parent isolé (API) dont le montant est supérieur au plafond du RMI ont été exclues ainsi que les ménages où un conjoint travaille sans que son revenu d'activité soit connu. Faute de pouvoir calculer le revenu global du ménage, on a également éliminé tous les ménages où l'un des deux conjoints n'a pu être interrogé. Une fois l'échantillon des éligibles constitué, on procède au suivi longitudinal en enregistrant tout changement survenu dans la situation familiale ou professionnelle de chaque membre du ménage (chef de ménage, conjoint ou enfant hébergé).

À l'issue de cette procédure séquentielle, on parvient à un échantillon de 3 584 personnes satisfaisant aux conditions de ressources. Parmi elles, 830 déclarent percevoir (au sein de leur ménage) le revenu minimum d'insertion. Il est difficile d'établir clairement si, à travers cette méthode, on parvient à réunir l'ensemble des personnes ayant droit à l'allocation RMI. On peut en tout cas vérifier que l'application des critères retenus ne conduit pas à l'éviction des titulaires du RMI recensés dans les enquêtes. Sans qu'il ne soit jamais fait référence à la variable RMI du fichier, la procédure de sélection a effectivement permis de récupérer les allocataires du fichier encore présents. La « disparition » d'une partie des RMistes a pour l'essentiel une double origine : la

sélection des personnes interrogées sur le strict critère du chômage – seuls 75 % des allocataires sont conservés – puis la nécessité de disposer, pour les couples, des informations à la fois sur le chef de ménage et sur son conjoint – on subit à nouveau une perte de près de 25 % sur les RMistes restants du fichier. Paradoxalement, l'attrition consécutive au suivi longitudinal devient ensuite négligeable.

La proportion relativement faible d'allocataires parmi l'échantillon d'éligibles finalement retenu peut paraître surprenante. Laroque et Salanié (2000) ont eu l'occasion de noter, dans des travaux similaires sur ces mêmes données, une proportion non négligeable de personnes ne bénéficiant pas du revenu minimum alors même qu'elles satisfaisaient aux conditions de ressources. Même si des travaux anglo-saxons insistent sur l'existence d'une participation inégale aux programmes de minima sociaux (Bingley et Walker (1997) évoquent le cas des programmes d'intéressement au Royaume Uni), il est vraisemblable que le taux de non-recours largement supérieur à celui observé dans d'autres études révèle des erreurs d'échantillonnage dues à la qualité imparfaite des données. Que ne soient considérés ici que des éligibles demandeurs d'emploi ne peut expliquer l'ampleur de la différence (sur ce dernier point, voir Terracol (2002)).

Deux principaux biais, de sens opposés

Trois principales sources d'erreurs sont susceptibles d'affecter les échantillons constitués : une inexactitude des informations concernant les revenus des membres du ménage, la non prise en compte de certaines ressources, une déclaration erronée concernant le statut des membres du ménage. Les deux premières affectent l'échantillon de la population de bénéficiaires potentiels, tandis que la dernière affecte la séparation entre le groupe témoin et le groupe des allocataires au sein de la population des éligibles.

L'erreur de mesure commise dans la constitution de l'échantillon d'éligibles ne biaise les

3. On a retenu les plafonds de 326 €, 467 €, 557 €, 668 € appliqués pour des personnes seules respectivement sans enfant, avec un enfant, deux enfants, trois enfants. Pour tout enfant supplémentaire, on ajoute à la dernière somme 146 €. Dans le cas d'un couple, les plafonds passent respectivement à 467 €, 557 €, 668 €, 816 €. Pour tout enfant supplémentaire, on ajoute à cette dernière somme 146 €.

4. Quoiqu'une proportion non nulle des ménages RMistes déclarent que les deux membres du couple bénéficient du revenu minimum.

estimations concernant le risque de sortie du chômage que dans la mesure où les individus retenus par erreur dans l'échantillon présentent des caractéristiques particulières explicatives d'une trajectoire professionnelle distincte de celle des autres éligibles ne percevant pas d'allocation. Si leur sortie vers l'emploi est plus difficile, l'effet éventuellement pénalisant de l'allocation sera sous-estimé. Il sera surestimé dans le cas contraire. Il est donc important d'examiner si ces erreurs de mesure sont susceptibles d'engendrer un biais systématique.

Il est largement admis que le montant des indemnités chômage est sous-évalué dans l'enquête *Emploi*. Des chômeurs bénéficiant d'un niveau relativement élevé d'indemnisation sont donc certainement inclus par erreur dans l'échantillon d'éligibles. Le sens du biais engendré par cette erreur de mesure n'est toutefois pas clair. D'un côté, les éventuels effets désincitatifs de l'indemnisation peuvent conduire à retenir par erreur dans l'échantillon d'éligibles des chômeurs sortant moins rapidement du chômage ; auquel cas, l'effet pénalisant de la perception du RMI sera sous-estimé. D'un autre côté, l'indemnité chômage étant positivement corrélée au salaire antérieur lui-même dépendant de caractéristiques individuelles non observées, il est possible que les chômeurs retenus par erreur dans l'échantillon des bénéficiaires potentiels présentent des caractéristiques favorables affectant leur sortie du chômage. L'effet pénalisant du RMI serait alors surestimé.

Les données de l'enquête *Emploi* ne donnent par ailleurs aucune information sur diverses allocations perçues par les ménages. C'est en particulier le cas des allocations logement ou encore des allocations versées au titre des minima sociaux (5). Comme seul un montant forfaitaire des prestations logement est pris en compte dans le calcul des ressources, on a tenté de pallier ce manque d'information en utilisant comme plafond de ressources le montant du RMI hors forfait logement. L'échantillon d'éligibles ne devrait donc pas comprendre d'individus ne pouvant prétendre au RMI en raison des prestations logement qu'il perçoit.

Il est probable inversement que cet échantillon comprend à tort des chômeurs bénéficiaires d'autres minima sociaux. Ce peut être le cas, en particulier, de chômeurs bénéficiant d'une allocation de solidarité spécifique (ASS) qui ne peuvent être éligibles au RMI. Si les effets désincitatifs de l'ASS sont comparables à ceux du RMI, cette erreur d'échantillonnage conduit

à sous-estimer l'influence pénalisante du RMI sur le risque de sortie du chômage. À la différence du RMI, l'ASS n'est toutefois pas une allocation purement différentielle dans la mesure où le plafond de ressources (près de 880 €) excède largement le montant du revenu garanti (382 €) (6). Si pour les personnes seules les effets désincitatifs sont *a priori* comparables, ce n'est plus le cas au niveau des couples, l'ASS pouvant être cumulée au revenu d'activité du conjoint dans la limite du plafond de ressources. Globalement, ce biais d'échantillonnage dû aux allocations mal renseignées va néanmoins dans le sens d'une sous-estimation de l'effet pénalisant du RMI.

Dans tous les cas de figure, on reste tributaires de l'exactitude des informations fournies par chacun des membres du ménage concernant son statut. Si le faible taux de recours observé devait en partie s'expliquer par des déclarations erronées conduisant à des erreurs dans la séparation des groupes, l'estimation des effets du RMI sur la sortie du chômage serait affectée d'un biais d'atténuation.

En résumé, deux principaux biais de sens opposés peuvent résulter des erreurs d'échantillonnage. Le groupe témoin inclut par erreur des individus bénéficiant de revenus de remplacement plus élevés que ceux déclarés et présentant des caractéristiques non observées qui les rendent relativement plus aptes à l'emploi. Inversement, le groupe témoin comprend, par erreur, des individus bénéficiant d'allocations non renseignées qui exercent des effets désincitatifs similaires à ceux du RMI.

Au-delà des biais engendrés dans l'estimation des effets sur la sortie du chômage, les erreurs d'échantillonnage affectent les statistiques descriptives comparant le groupe témoin et celui des allocataires. C'est donc avec prudence qu'il convient d'interpréter ces statistiques.

Des allocataires jeunes, isolés ou hébergés et en chômage de longue durée

La jeunesse souvent soulignée des allocataires du RMI n'est peut-être pas simplement due au caractère subsidiaire du RMI dans le système de protection sociale, les jeunes n'ayant pas acquis de droits suffisants étant de ce fait particulière-

5. Seul le statut de RMiste est renseigné.
6. Pour une personne seule en 1999.

ment nombreux au sein de la population satisfaisant aux conditions de ressources (cf. tableau 1-A). La forte proportion de jeunes parmi les allocataires pourrait aussi s'expliquer par un recours plus fréquent au dispositif parmi les jeunes. Il est aussi probable que l'erreur de mesure les concernant est moins importante, les sources de revenus alternatifs étant plus restreintes pour eux.

L'échantillon des allocataires est plus âgé et comprend des personnes vivant davantage en couple que l'ensemble des allocataires d'une année donnée recensés par la Cnaf ou simplement ceux représentés dans les enquêtes *Emploi*. Ces différences de structure s'expliquent en partie par la procédure de sélection qui a conduit à retenir systématiquement comme RMistes les deux conjoints d'un ménage percevant le RMI. L'isolement des allocataires, certainement surestimé dans les statistiques de la Cnaf, demeure une caractéristique importante de cette population. Cet isolement ne résulte pas simplement des conditions de ressources imposées mais aussi d'un recours relativement plus important au dispositif parmi les isolés et les hébergés (cf. tableau 1-B). Il reste que les erreurs de mesure sont certainement plus faibles parmi les personnes seules, ce qui peut contribuer à expliquer la différence observée.

Les motifs de la recherche d'emploi font également apparaître d'importantes différences entre la population des éligibles et celles des allocataires : 42 % des individus satisfaisant aux conditions de ressources sont en situation de recherche d'emploi à la suite d'un licenciement économique ou d'une démission et moins de 30 % pour la seule population des allocataires (cf. tableau 1-C). Il est possible que l'erreur d'échantillonnage soit là encore explicative, les bénéficiaires d'une indemnité chômage sous-déclarée ou d'une ASS non renseignée étant relativement plus fréquents parmi les personnes ayant subi un licenciement économique.

L'étude de l'ancienneté de chômage peut être instructive tant il est considéré comme avérée l'existence d'une corrélation entre le RMI et le chômage de longue durée. Sans surprise, la fréquence du chômage de longue durée (ancienneté supérieure à 12 mois) apparaît importante parmi la population satisfaisant aux conditions de ressources : 55 % de la population des éligibles est au chômage depuis plus d'un an ; ce pourcentage était de 38 % parmi l'ensemble des chômeurs en 1994. Plus intéressant, la part des chômeurs de longue durée est encore sensiblement

plus importante lorsque l'on considère la seule population des allocataires du RMI. Plus de 70 % de ces allocataires sont au chômage depuis plus d'un an. Le lien entre le RMI et le chômage de longue durée n'est donc vraisemblablement pas uniquement lié aux conditions de ressources et à l'épuisement des droits à l'indemnisation.

Plusieurs interprétations alternatives peuvent être avancées pour expliquer cette fréquence particulièrement élevée du chômage de longue durée parmi les bénéficiaires du RMI. L'explication qui peut sembler la plus évidente est que les allocataires du RMI connaissent des taux de sortie vers l'emploi plus faibles que l'ensemble des éligibles. Les allocataires peuvent présenter des caractéristiques individuelles observables particulières qui interviennent également dans le processus de sortie vers l'emploi. Ils peuvent aussi être victimes d'un mécanisme de stigmatisation. Il est également envisageable que les allocataires présentent des caractéristiques individuelles inobservées, se traduisant, par exemple, par un comportement de recherche moins actif, expliquant des durées de chômage plus importantes.

Une autre explication est à considérer, peut-être plus immédiate : les personnes satisfaisant aux conditions de ressources ne rentreraient pas immédiatement dans le dispositif et n'y auraient finalement recours qu'au-delà d'une certaine durée passée au chômage. Dans ce dernier cas, la fréquence importante du chômage de longue durée est compatible avec un risque de sortie vers l'emploi identique aussi bien qu'avec un risque plus faible en cas de dépendance temporelle du risque de sortie du chômage.

Discriminer entre ces différentes interprétations est difficilement réalisable sur la base des données disponibles. Le processus d'appartenance au dispositif RMI est un processus endogène qu'il faudrait pouvoir estimer simultanément avec le processus de sortie vers l'emploi. On ne dispose cependant ni de l'ancienneté dans le dispositif ni d'un calendrier mensuel renseignant mois par mois sur la perception du RMI. L'éclairage apporté dans la suite de cet article ne pourra donc être qu'imparfait.

L'estimation des risques de sortie du chômage vers l'emploi

L'analyse économétrique des durées de recherche d'emploi reconstituées mois par mois s'effectue en deux étapes. Sont d'abord mises en œuvre des estimations non paramétriques des

taux de sortie du chômage qui négligent l'influence des caractéristiques individuelles. Ces caractéristiques sont prises en compte dans un second temps dans le cadre d'estimations paramétriques de modèles de durée.

incohérences dans les réponses d'une année sur l'autre ont été constatées, attribuables pour partie à des erreurs de mémoire (l'encadré 2 rapporte les méthodes de correction appliquées à ces erreurs d'appréciation).

Ce travail économétrique exploite la dimension longitudinale des enquêtes et en particulier les informations rétrospectives. De nombreuses

L'intérêt usuel des estimations non paramétriques du risque de sortie du chômage réside dans une première appréciation de la forme du risque

Tableau 1
Caractéristiques des échantillons

A - Structure par âge

	Non-allocataires		Allocataires		Ensemble	
	Nombre	En %	Nombre	En %	Nombre	En %
Moins de 25 ans	39	1,4	25	3,0	64	1,8
25 à 34 ans	760	27,6	303	36,5	1 063	29,7
35 à 49 ans	1 049	38,1	332	40,0	1 381	38,5
50 ans et plus	906	32,9	170	20,5	1 076	30,0
Ensemble	2 754	100,0	830	100,0	3 584	100,0

B - Situation familiale

	Non-allocataires		Allocataires		Ensemble	
	Nombre	En %	Nombre	En %	Nombre	En %
Couples avec enfants	1 079	39,2	270	32,5	1 349	37,6
Couples sans enfant	469	17,0	87	10,5	556	15,5
Familles monoparentales	366	13,3	124	14,9	490	13,7
Hébergés chez parents	472	17,1	199	24,0	671	18,7
Isolés	368	13,4	150	18,1	518	14,5
Ensemble	2 754	100,0	830	100,0	3 584	100,0

C - Répartition en fonction du motif de la recherche d'emploi

	Non-allocataires		Allocataires		Ensemble	
	Nombre	En %	Nombre	En %	Nombre	En %
Fin de CDD	809	29,4	293	35,3	1 102	30,7
Licenciement	1 257	45,6	244	29,4	1 501	41,9
N'a pas travaillé (ou a cessé)	250	9,1	111	13,4	361	10,1
Autres motifs	438	15,9	182	21,9	620	17,3
Ensemble	2 754	100,0	830	100,0	3 584	100,0

D - Répartition suivant l'ancienneté de chômage

	Non allocataires		Allocataires		Ensemble	
	Nombre	En %	Nombre	En %	Nombre	En %
Moins de 12 mois	1 366	49,6	242	29,2	1 608	44,9
De 12 à 24 mois	446	16,2	207	24,9	653	18,2
De 24 à 36 mois	247	9,0	110	13,3	357	9,9
De 36 à 50 mois	370	13,4	156	18,8	526	14,7
50 mois et plus	325	11,8	115	13,8	440	12,3
Ensemble	2 754	100,0	830	100,0	3 584	100,0

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

LE TRAITEMENT DES ERREURS DE MÉMOIRE

De nombreuses études appliquées sur les données françaises de l'enquête *Emploi* ont souligné la présence d'erreurs de mémoire (« *recall errors* ») (1) révélées par la confrontation de deux sources d'information pour un même événement : la situation occupée sur le marché du travail un mois donné. Chaque année au cours du mois de mars, il est demandé la situation principale couramment occupée et une reconstitution des situations sur et hors du marché du travail au cours des douze derniers mois écoulés. Sur deux enquêtes successives – on considère, par exemple, celles de 1991 et 1992 –, on va ainsi disposer de deux réponses pour un même événement – l'état occupé sur le marché du travail en mars 1991 –, une déclaration actuelle, donnée en mars 1991 et une déclaration rétrospective, donnée 12 mois plus tard en mars 1992. En recoupant ces deux réponses à l'aide d'un tableau croisé où six états sont distingués (2), on peut établir un taux d'erreur entre 10 et 13 % sur ces enquêtes (Van den Berg et Van der Klaauw, 2001 ; Magnac et Visser, 1999).

Sur l'échantillon de cette étude, alors même que quatre états sont seulement distingués (3), le taux d'erreur atteint 31 %. Cette proportion considérable d'erreurs de mémoire est à mettre de toute évidence sur le compte d'une plus grande perméabilité entre les différents états du marché du travail, en particulier entre les états de chômage et d'inactivité.

Pour illustrer ce constat, on part du principe retenu par Magnac et Visser (1999) : si les deux déclarations sur l'état occupé en mars d'une année diffèrent, on considère inexacte la réponse rétrospective et, correcte, la réponse actuelle. Recoupant les informations issues des première et deuxième enquêtes, 45 % des individus en situation de chômage au mois de mars courant déclarent rétrospectivement avoir été inactifs douze mois plus tard (cf. tableau A en annexe 2).

La proximité entre les deux états apparaît encore plus nettement dans la position symétrique : déclarés inactifs le mois courant, ils sont 81 % à se rappeler avoir été au chômage ce mois-ci. La lecture du tableau B de l'annexe 2 confirme ces chiffres. En partant cette fois des déclarations rétrospectives du premier tableau, sur les 506 personnes annonçant leur inactivité douze mois auparavant, 424, soit près de 84 %, étaient en réalité en situation de chômage.

En fonction des critères appliqués – des personnes éligibles au revenu minimum, en recherche d'emploi au moment de la première interrogation –, la présence de personnes inactives ou même en emploi peut apparaître surprenante (cf. 1^{re}, 3^e et 4^e lignes du tableau A en annexe 2). La question autour de la perception d'une allocation RMI n'a en fait été posée qu'aux personnes dont l'*occupation actuelle* au moment de l'interview correspondait à la recherche d'emploi. Or, la reconstitution des trajectoires individuelles se construit à partir de variables décrivant la *situation principale*, mois par mois. Les deux questions (4) ont fait l'objet de réponses distinctes, révélant vraisemblablement ici, non pas

de nouvelles incohérences dans les réponses mais bien l'existence au cours d'un mois donné de passages ponctuels par d'autres états du marché du travail, confirmant la difficulté pour cette population à différencier certaines situations.

Face à l'importance des erreurs de mesure, plusieurs corrections peuvent être apportées sans pour autant supprimer toutes les observations entachées d'erreurs. En premier lieu, les remarques précédentes ont incité à agréger certaines situations, en particulier le chômage et l'inactivité (5). Ce faisant, on s'inscrit dans le prolongement des précédents travaux appliqués sur les minima sociaux, qui découpent le marché du travail entre emploi et « non-emploi » (Piketti, 1999 ; Laroque et Salanié, 2000). Le regroupement réalisé permet ainsi de réduire considérablement le taux d'erreur (18 %) et de se rapprocher de celui calculé sur l'ensemble de la population enquêtée. Dans un second temps, on supprime de l'échantillon tous ceux pour qui, au moment de la première enquête, la situation courante est différente du non-emploi et confirmée par la déclaration rétrospective (6). La proportion d'erreurs reste néanmoins encore trop élevée et afin d'éviter au niveau du risque de sortie un pic factice systématique tous les 12 mois d'enquête (7), on adopte les règles suivantes : à la jonction de deux enquêtes – en mars d'une année –, sous l'hypothèse que la réponse courante soit la bonne, on repère tous les individus en situation de non-emploi mais dont la déclaration rétrospective un an plus tard contredit cette information (ils déclarent avoir été en emploi à cette même période). Si cette déclaration est répétée pour le mois d'avril, on considère alors qu'une transition a bien eu lieu sans qu'il soit possible d'identifier avec précision le moment où elle est intervenue. On fait alors l'hypothèse que la sortie du « non-emploi » est forcément arrivée dans un intervalle de temps dont la borne inférieure est le mois d'avril. Pour déterminer la borne supérieure, il suffit de repérer à la lumière des informations rétrospectives le mois où une autre transition est éventuellement survenue (cette dernière correspondrait alors à un retour au non-emploi ou à un changement de type d'emploi) ; dans la mesure où cette nouvelle période de transition est plus proche de

→

1. Lollivier (1994) et D'Addio (1997) entre autres.
2. L'emploi stable (CDI), l'emploi précaire (CDD, intérim, etc.), le stage professionnel, le chômage, la formation scolaire et la situation hors du marché du travail.
3. L'emploi précaire et les stages rémunérés ont été agrégés, tout comme la formation scolaire et la situation hors marché du travail.
4. Il s'agit ici des questions, dans les enquêtes *Emploi*, notées *F1* pour la première et *F100* pour la seconde, les deux proposant par ailleurs des modalités sensiblement différentes.
5. À l'exception des quelques cas à l'entrée, l'état de « non-emploi » qui fusionne chômage et inactivité ne concernera que la sortie.
6. Dans ce cas de figure, l'occupation actuelle déclarée de ces individus est toujours le chômage ; malgré cela, aucune des deux autres informations ne permet de reconstituer une période de chômage. Ce qui conduit à exclure 101 individus.
7. Ce pic devrait néanmoins être atténué du fait de la diversité des anciennetés de chômage à l'entrée dans l'enquête.

mettant en évidence ici ou là la présence de pics. Dans le cas présent, ces estimations présentent également l'intérêt de souligner les erreurs de diagnostics qui peuvent être commises si l'on ne prend pas garde de corriger le biais résultant de l'échantillonnage en stock. L'échantillon est en effet extrait d'un stock de demandeurs d'emploi présentant pour la plupart une ancienneté de chômage positive. Cette correction s'avère d'autant plus cruciale qu'une relation décroissante entre la probabilité de perception du RMI et l'ancienneté de chômage déjà accumulée a été mise en lumière.

L'estimateur non paramétrique retenu est celui dérivé de la méthode de Kaplan-Meier, corrigé ou non du biais d'échantillonnage en stock. (cf. encadré 3). Pour l'ensemble de la population éligible (cf. graphique I) les familles monoparentales avec un enfant (cf. graphique II) et les couples avec deux enfants ou plus (cf. graphique III) sont reproduits les taux de sortie des titulaires et non-titulaires du RMI sans et avec correction du biais d'échantillonnage en stock.

On constate une forte perturbation des taux de sortie d'autant plus naturelle que, pour certains groupes, le nombre d'observations ayant servi à l'estimation est faible. Si elle peut apparaître légèrement croissante sans correction, la forme générale des taux de sortie semble décroître avec l'ancienneté de chômage après avoir tenu compte de la procédure d'échantillonnage. Ce résultat confirme et illustre le biais dans l'estimation des paramètres de distribution des durées engendré par la procédure d'échantillonnage en stock.

Plus intéressante est la confrontation des deux estimateurs appliqués aux deux sous-groupes. Si on ne retient que les estimations par Kaplan-Meier, le taux de sortie du chômage pour un retour à l'emploi semble bien souvent défavorable aux RMistes, mais cela n'est plus le cas lors-

que est prise en compte l'ancienneté de chômage déjà accumulée au moment de la procédure d'échantillonnage. Il faut rester prudent dans l'analyse de ces premiers résultats mais pour chaque structure familiale aucun effet négatif de l'allocation RMI sur le retour en emploi n'apparaît évident à la lumière des statistiques non paramétriques corrigées du biais d'échantillonnage. Ces résultats soulignent en tout état de cause la nécessité de contrôler l'ancienneté de chômage déjà accumulé.

Économe en hypothèses, cette estimation directe des taux de sortie du chômage présente l'inconvénient de ne pas faire intervenir les caractéristiques individuelles qui influencent la sortie du chômage et qui peuvent différer d'une population à l'autre. L'estimation paramétrique de modèles de durées peut apporter d'utiles compléments d'information.

Estimations paramétriques du taux de sortie du chômage

Une modélisation paramétrique du temps passé au chômage doit éviter l'apparition de biais d'estimation qui seraient consécutifs à la procédure d'échantillonnage ou à la présence d'hétérogénéité individuelle mal contrôlée. De plus, l'évaluation du lien causal entre la perception d'un revenu minimum et le retour à l'emploi requiert de s'interroger sur le caractère exogène de la première variable. Une démarche plus générale consisterait alors à estimer simultanément sur la population satisfaisant aux critères de ressources un double processus : celui de l'appartenance au dispositif et celui gouvernant la sortie vers l'emploi.

En contrôlant l'hétérogénéité inobservable pouvant être commune aux deux processus, cette démarche devrait permettre d'identifier un éventuel effet propre de la perception d'une

Encadré 2 (suite)

la période d'interrogation, et, à ce titre, plus fiable, on la retiendra comme borne supérieure ; en l'absence de nouvelles transitions au cours de l'année écoulée, cette borne supérieure correspondra au mois de mars de l'année suivante. La dernière étape consiste à tirer de manière aléatoire un mois donné dans cet intervalle de temps. Ce mois va signaler la sortie du chômage (ou de l'inactivité) et permet de calculer la durée passée dans une situation de recherche d'emploi.

À travers cette démarche, on reconstitue une durée qui est vraisemblablement entachée d'approximations. Il

est donc vain de vouloir représenter fidèlement une éventuelle dépendance vis-à-vis de l'ancienneté de chômage à partir des modèles économétriques. Ce constat doit néanmoins être nuancé dans la mesure où déjà nombre d'individus éligibles présentent lors de la première enquête une ancienneté importante : plus de 55 % de l'échantillon est caractérisé par une ancienneté de chômage supérieure à un an. On peut alors grossièrement et arbitrairement définir des tranches d'ancienneté au-delà desquelles le taux de sortie du chômage pourrait être affecté.

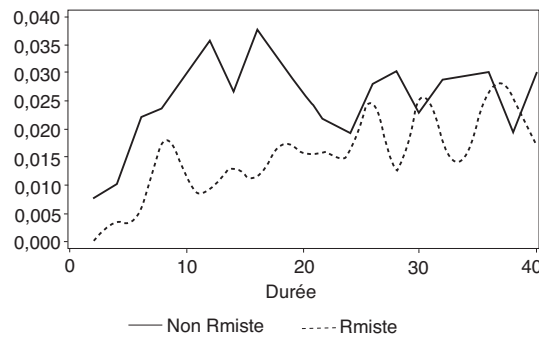
allocation sur la sortie du chômage. Cette démarche se heurte toutefois aux limites imposées par l'information disponible. Si on dispose d'un calendrier mensuel concernant la situation vis-à-vis de l'emploi et d'informations sur l'ancienneté de chômage, on ne dispose, en revanche, que d'une information ponctuelle enregistrée à chaque vague d'interrogation concernant la perception d'une allocation ou la

situation familiale. On ne connaît donc ni l'ancienneté passée dans le dispositif RMI ni le moment exact des changements observés entre deux enquêtes. Ce manque d'informations rend délicate l'estimation conjointe des deux processus à laquelle on a dû renoncer.

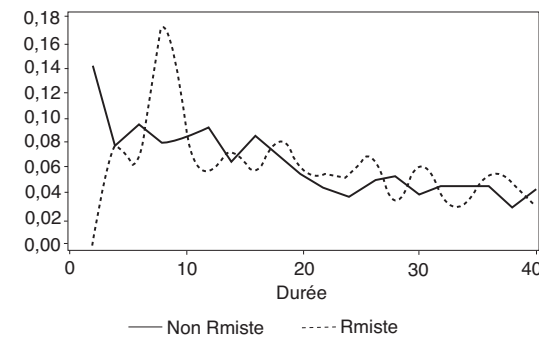
Le cadre d'analyse est celui des modèles à risques proportionnels mélangeants (Van den

Graphique I
Risque de sortie du chômage pour l'ensemble de la population éligible

A - Risque de Kaplan-Meier



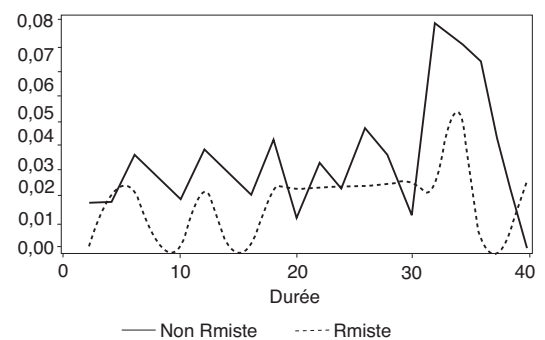
B - Risque corrigé



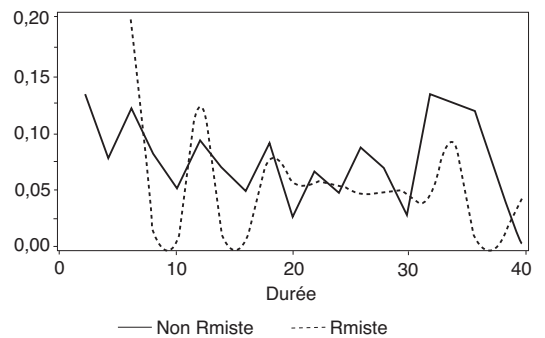
Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

Graphique II
Risque de sortie du chômage pour les familles monoparentales avec un enfant

A - Risque de Kaplan-Meier



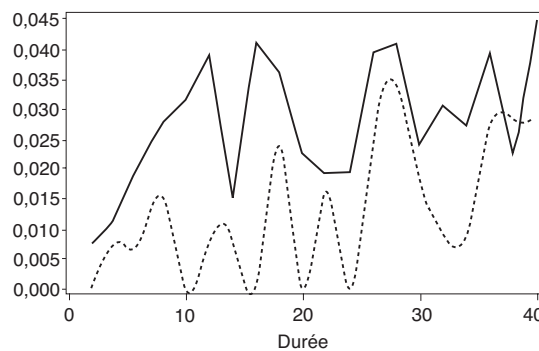
B - Risque corrigé



Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

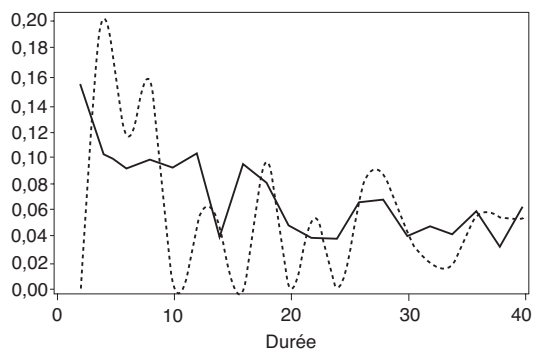
Graphique III
Risque de sortie du chômage pour les couples avec deux enfants ou plus

A - Risque de Kaplan-Meier



Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

B - Risque corrigé



Berg, 2001) progressivement enrichi par l'introduction de facteurs mesurant l'hétérogénéité individuelle non observable et la prise en compte d'une éventuelle dépendance du risque de sortie vis-à-vis de la durée de l'épisode de chômage (cf. encadré 4).

Afin de faciliter la compréhension des mécanismes en jeu, on a choisi de procéder par étapes en enrichissant graduellement les modèles estimés. Trois modélisations distinctes dérivées du modèle générique sont ainsi estimées.

Trois séries de résultats sont présentées (cf. tableau 2), selon que sont pris en compte ou non d'éventuels facteurs d'hétérogénéité inobservés influençant le risque de sortie vers

l'emploi, et selon la forme de la dépendance du taux de sortie vis-à-vis de la durée, le biais d'échantillonnage en stock étant systématiquement corrigé. Elles correspondent aux fonctions de risque I, II et III des modèles présentés dans l'encadré 4.

La perception du RMI n'influence le risque de sortie du chômage qu'au sein des familles monoparentales

Les variables explicatives retenues se rapportent à la fois au profil individuel, au parcours antérieur et à l'appartenance au dispositif RMI. Concernant le profil individuel, sont retenus : le sexe, l'âge (regroupé en quatre classes), trois

Encadré 3

ESTIMATEUR DE KAPLAN-MEIER CORRIGÉ DU BIAIS D'ÉCHANTILLONNAGE

Au sein d'une population supposée homogène, chaque individu va être caractérisé par l'observation d'une durée complète (ou censurée) t et d'une certaine ancienneté de chômage ta à la date de première interrogation, τ_a^1 . Sa contribution à la vraisemblance est alors donnée par la densité $f(t/ta, \tau_0)$ ou par la fonction de survie (en cas de censure), $S(t/ta, \tau_0)$, deux expressions conditionnelles au fait d'être entré au chômage à la date $\tau_0 \equiv \tau_a^1 - ta$ et d'être encore au chômage à l'issue d'une durée ta , avec forcément $t \geq ta$.

$$f(t/ta, \tau_0) = f(t/\tau_0)e(\tau_0)/P(T > ta, \tau_0)$$

$$S(t/ta, \tau_0) = S(t/\tau_0)e(\tau_0)/P(T > ta, \tau_0)$$

avec $P(T > ta, \tau_0) = \int_{ta}^{+\infty} f(v/\tau_0)e(\tau_0)dv$ où $e(\tau_0)$ est le taux d'entrée au chômage.

On suppose la date d'entrée au chômage indépendante de la durée totale passée au chômage. Dans ces conditions, la contribution type d'un individu est alors

simplement donnée par : $L_j = \frac{f(t_j)^{d_j} S(t_j)^{1-d_j}}{S(ta_j)^{n_j}}$ où c_j est une variable indicatrice de censure.

Si on dénombre et ordonne l'ensemble des durées et anciennetés distinctes observées, $t_1 < t_2 < \dots < t_k$, on peut calculer, pour chaque durée ou ancienneté, les trois statistiques d_j , m_j , n_j représentant respectivement le nombre d'individus sortant du chômage à l'issue d'une durée t_j , le nombre d'individus censurés en t_j et le nombre d'individus sortant du chômage ou censurés en t_j qui se présentent à la date d'enquête avec une ancienneté de chômage égale à t_j (avec $t_r \leq t_j$). La fonction de vraisemblance peut alors s'écrire :

$$L = \prod_{j=1}^k \frac{f(t_j)^{d_j} S(t_j)^{m_j}}{\prod_{r=1}^j S(t_r)^{n_{sj}}}$$

Il est ensuite commode de réécrire les fonctions f et S sous une forme discrète, en exprimant ces dernières

en fonction des composantes discrètes de la fonction de risque :

$$f(t_j) = h_j \prod_{l=1}^{j-1} (1-h_l) \quad S(t_j) = \prod_{l=1}^j (1-h_l)$$

où $h_j \equiv P(T = t_j / T > t_{j-1})$

La fonction de vraisemblance devient :

$$L = \prod_{j=1}^k \prod_{l=1}^{j-1} (1-h_l)^{d_j+m_j} h_j^{d_j} (1-h_j)^{m_j} \prod_{r=1}^j (1-h_r)^{-\sum_{s=r}^j n_{sj}}$$

Sa transformation par la fonction logarithme est alors maximisée par rapport aux composantes h_j , d'où l'on tire l'élément générique du score :

$$\frac{\partial \ln L}{\partial h_j} = \frac{d_j}{h_j} - \frac{1}{1-h_j} \left(m_j + \sum_{l=j+1}^k (d_l + m_l) - \sum_{l=j+1}^k \sum_{s=j+1}^l n_{sl} \right)$$

En posant $e_j \equiv \sum_{l=j+1}^k \sum_{s=j+1}^l n_{sl}$ et

$$n_j \equiv \sum_{l=j}^k (d_l + m_l) = \sum_{l=1}^k \sum_{s=1}^l n_{sl}$$

on déduit l'estimateur des taux de sortie :

$$\hat{h}_j = \frac{d_j}{n_j - e_j}$$

Cet estimateur est analogue à celui de Kaplan-Meier

$$\hat{h}_t = \frac{d_t}{n_t}$$

La différence est qu'il rapporte maintenant le nombre de sorties du chômage (d_j) aux individus soumis au risque en ayant exclu ceux qui, par leur ancienneté au moment de l'enquête, ne peuvent forcément pas sortir à ce moment ($n_j - e_j$) (1).

1. On retrouve le même estimateur que Gouriéroux et Monfort (1991).

niveaux de diplôme (aucun, BEPC, CAP ou plus) et la situation familiale avec le même découpage que dans les estimations précédentes. Le parcours antérieur est décrit par le temps écoulé depuis le dernier emploi et le motif de recherche d'emploi.

L'influence de l'appartenance au dispositif RMI est croisée avec la situation familiale. Deux principales raisons expliquent ce choix. On sait,

d'une part, que par le jeu des prestations familiales l'étendue de la zone de revenu d'activité affecté d'un taux marginal de prélèvement de 100 % dépend de la configuration familiale. L'étendue de cette zone est minimale pour les personnes seules et maximale pour les couples avec deux enfants. On a observé, d'autre part, que l'appartenance au dispositif était relativement plus importante parmi les familles monoparentales qu'au sein des autres structures fami-

Encadré 4

MODÉLISATIONS DES TAUX DE SORTIE DU CHÔMAGE

Tant que les (éventuelles) composantes d'erreur décrivant l'hétérogénéité individuelle non observable intervenant dans les processus d'appartenance au dispositif et de sortie du chômage sont indépendantes, les deux processus peuvent faire l'objet d'un traitement distinct. S'agissant du processus de sortie du chômage, le taux de sortie individuel à l'issue d'une durée t est défini dans les modèles à risques proportionnels mélangant par :

$$h(t / X_{\tau}, \beta, \theta) = h_0(t) \exp(X'_{\tau} \beta + \theta)$$

où : $h_0(t)$ est le taux de sortie de base du chômage, commun à chaque individu, θ est une variable aléatoire scalaire représentant l'effet de l'hétérogénéité individuelle inobservable sur le taux de sortie du chômage et $X_{\tau} \equiv X(\tau)$ est un vecteur regroupant les caractéristiques individuelles dont certaines peuvent varier au cours du temps, τ représentant la date de sortie.

L'expression générale des contributions à la fonction de vraisemblance doit tenir compte de l'ancienneté de chômage déjà accumulée au moment d'entrer dans l'enquête. Il est en effet connu qu'un échantillon constitué à partir d'un stock de personnes au chômage peut être à l'origine de biais d'estimation qu'il convient alors de contrôler en conditionnant les fonctions de densité – cas non censuré – ou de survie – cas censuré – par l'ancienneté du demandeur d'emploi. Ce problème est d'autant plus sensible ici que la perception du revenu minimum semble être positivement reliée à l'ancienneté de chômage. Comme on a déjà pu le constater sur les estimations non paramétriques, négliger le fait que ces individus ont déjà une ancienneté de chômage au moment où débute le suivi longitudinal pourrait introduire un biais largement significatif. Le détail de la démarche de correction a déjà été exposé (cf. encadré 3) en annexe de la procédure d'estimation non paramétrique et sous l'hypothèse que la date d'entrée au chômage (τ_0) est indépendante de la durée totale passée au chômage. Les contributions individuelles dans les cas de durée complète ou de durée censurée sont représentées respectivement par :

$$L^{nc} = \frac{f(t / X_{\tau}^0, \beta)}{S(ta / X_{\tau_0+ta}^0, \beta)} \text{ et } L^c = \frac{S(t / X_{\tau}^0, \beta)}{S(ta / X_{\tau_0+ta}^0, \beta)}$$

où X_{τ}^{τ} regroupe l'ensemble des valeurs prises par les variables contenues dans X entre les dates τ_1 et τ_2 .

Le facteur d'hétérogénéité individuelle n'étant pas observable, les différentes fonctions présentes dans ces contributions sont toutes obtenues après intégration sur toutes les valeurs possibles de θ distribuées par une fonction $G(\cdot)$. Exprimées en fonction des taux de sortie, elles deviennent :

$$f(t / X_{\tau}^0, \beta) = \int h(t / X_{\tau}, \beta, \theta) \exp\left(-\int_0^t h(u / X_{\tau_0+u}, \beta, \theta) du\right) dG(\theta)$$

$$S(t / X_{\tau}^0, \beta) = \int \exp\left(-\int_0^t h(u / X_{\tau_0+u}, \beta, \theta) du\right) dG(\theta)$$

$$S(ta / X_{\tau_0+ta}^0, \beta) = \int \exp\left(-\int_0^{ta} h(u / X_{\tau_0+u}, \beta, \theta) du\right) dG(\theta)$$

Dans le premier modèle (modèle I des tableaux 2 à 4), le temps passé au chômage pour chaque individu est distribué suivant une loi exponentielle, les caractéristiques individuelles variant au cours du temps étant mesurées à la date de la première interrogation τ_e^1 soit : $X_{e1} \equiv X(\tau_e^1)$. Aucune composante d'hétérogénéité inobservable n'est introduite. La fonction de risque correspondante est alors donnée par :

$$h(t / X_{e1}, \beta) = h_0 \exp(X'_{e1} \beta) \tag{I}$$

Le second modèle (modèle II) qui tient également compte de la procédure d'échantillonnage, introduit dans le taux de sortie une composante d'hétérogénéité individuelle inobservable. On suppose ce facteur d'hétérogénéité θ distribué suivant une loi discrète à deux points de support, θ_1, θ_2 avec $p \equiv P(\theta = \theta_1)$.

$$h(t / X_{e1}, \beta, \theta = \theta_s) = h_0 \exp(X'_{e1} \beta + \theta_s) \quad s = 1, 2 \tag{II}$$

L'hétérogénéité individuelle inobservable est conservée dans la dernière modélisation (modèle III) qui prend également en compte une forme de dépendance du risque de sortie vis-à-vis de la durée. Le taux de sortie du chômage peut maintenant varier entre la première année, la seconde année puis la troisième année ou plus.

$$h(t / X_{e1}, \beta, \theta = \theta_s) = h_{0t} \exp(X'_{e1} \beta + \theta_s) \tag{III}$$

où : $h_{0t} \equiv h_{01} / \{t \leq 12\} + h_{02} / \{12 < t \leq 24\} + h_{03} / \{t > 24\}$

liales. Il peut être instructif d'observer si la perception d'une allocation exerce une influence particulière sur la sortie du chômage au sein de ce groupe. Quatre configurations familiales ont finalement été croisées avec l'appartenance au dispositif : les isolés, les familles monoparentales, les couples avec

moins ou plus de deux enfants et les couples avec deux enfants.

Globalement, les résultats obtenus concernant l'influence des caractéristiques individuelles et du parcours antérieur sont proches de ceux obtenus dans des études antérieures à partir d'un

Tableau 2
Taux de sortie du chômage vers l'emploi

	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
Forme du risque	Risque exponentiel				Risque exponentiel par morceaux	
Hétérogénéité non observable	Sans		Avec			
Variables	Coefficient	Écart- type	Coefficient	Écart- type	Coefficient	Écart- type
Constante	- 3,0938	0,0929	-	-	-	-
Homme	0,2340	0,0520	0,4053	0,0915	0,2530	0,0592
Diplôme (Référence : sans diplôme)						
BEPC	0,1967	0,0498	0,3493	0,0881	0,1768	0,0555
CAP et plus	0,3911	0,0812	0,5230	0,1415	0,3102	0,0908
Âge (Référence : moins de 25 ans)						
25 à 34 ans	- 0,0950	0,0615	- 0,1028	0,1159	- 0,0710	0,0685
35 à 49 ans	- 0,2799	0,0689	- 0,2185	0,1270	- 0,1915	0,0765
50 ans et plus	- 1,2049	0,0882	- 1,4707	0,1381	- 1,0496	0,1222
Situation familiale (Référence : enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile)						
Couple sans enfant	- 0,2361	0,1066	- 0,5783	0,1685	- 0,2775	0,1175
Couple avec 1 enfant	0,00596	0,0953	- 0,0206	0,1652	- 0,0504	0,1050
Couple avec 2 enfants ou plus	0,1703	0,0698	0,0473	0,1310	0,0696	0,0769
Célibataire	0,0897	0,0825	0,0281	0,1474	0,0289	0,0911
Famille monoparentale avec un enfant	0,2973	0,1080	0,3895	0,1861	0,2576	0,1184
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0,4276	0,1002	0,4370	0,1817	0,3614	0,1123
Motif d'entrée au chômage (Référence : autres motifs)						
Motif d'inscription : fin de CDD	0,2509	0,0618	0,4430	0,1094	0,2563	0,0706
Licenciement économique	- 0,0432	0,0628	- 0,1217	0,1068	0,0316	0,0688
N'a jamais travaillé	- 0,6535	0,1168	- 0,4063	0,2101	- 0,1954	0,1266
Nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi	0,1026	0,00747	- 0,4063	0,2101	- 0,0317	0,00871
Statut familial croisé avec le RMI (Référence : ne perçoit pas le RMI)						
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	- 0,2628	0,0884	- 0,2180	0,1626	- 0,0973	0,0964
Famille monoparentale avec enfant percevant le RMI	- 0,4299	0,1381	- 0,5721	0,2394	- 0,3864	0,1501
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	- 0,1311	0,0934	0,0273	0,1574	0,0293	0,1020
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	- 0,1856	0,1476	- 0,3056	0,2897	- 0,0181	0,1579
Termes du risque de base						
h_1 (1 à 12 mois)					- 0,4261	0,0947
h_2 (13 à 24 mois)					- 0,7193	0,1182
h_3 (plus de 24 mois)					- 1,1499	0,1322
θ_1	-	-	- 4,0425	0,1933	- 2,8221	0,1578
θ_2	-	-	- 2,4015	0,1811	- 1,2941	1,2340
$P(\theta = \theta_1)$	-	-	0,3272	0,0330	0,9250	0,1094
Log. vraisemblance	- 7 506,931		- 7 408,981		- 7 384,921	

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

échantillon de l'ensemble des demandeurs d'emplois (ou l'ensemble d'un flux de demandeurs d'emploi). La faiblesse de l'influence de l'âge qui n'est significative (négativement) qu'au-delà de 50 ans lorsque est prise en compte l'hétérogénéité inobservable a déjà été soulignée par Bonnal et Fougère (1990) pour la population masculine et par Granier et Joutard (1999) pour la population féminine. La spécification en continu de cette variable qui est retenue dans ces travaux ne permet pas toutefois de capturer une influence particulière pour les individus les plus âgés.

Le risque de sortie plus important des individus au chômage à la suite d'une fin de contrat à durée déterminée a également été souligné par Bonnal et Fougère (1990) et par Ruggiero (1992) et peut révéler un phénomène d'accoutumance à la précarité. L'influence positive de la masculinité et du niveau de diplôme sont également usuelles.

Concernant la situation familiale, les couples sans enfant et les familles monoparentales se distinguent des autres configurations : les premiers en présentant un risque de sortie vers l'emploi plus faible, les secondes un risque plus important. En raison des caractéristiques spécifiques de la population des éligibles, ces résultats ne peuvent être directement comparés à ceux obtenus pour l'ensemble des chômeurs. Si on considère par exemple le cas des couples, les deux conjoints sont généralement au chômage ce qui a évidemment d'importantes conséquences concernant l'influence de la vie en couple sur la sortie du chômage.

Dès lors que l'on contrôle l'hétérogénéité non observable, la perception d'une allocation n'affecte significativement (négativement) le taux de sortie du chômage qu'au sein des familles monoparentales. Cette absence d'influence que l'on observe aussi bien pour les couples avec deux enfants que pour les personnes isolées qui sont pourtant confrontées à des incitations monétaires différentes suggèrent que les effets désincitatifs sur le retour à l'emploi liés à l'appartenance au dispositif sont vraisemblablement faibles pour les personnes demeurant en recherche d'emploi. Sur ce point, les estimations paramétriques confirment les observations extraites des estimations non paramétriques. Ces résultats vont également dans le sens de ceux obtenus dans une étude portant sur la probabilité d'occupation ultérieure d'un emploi (Granier et Joutard, 2002).

Ces résultats ne contredisent pas pour autant l'existence de mécanismes de trappes à inactivité générés par le dispositif de protection

sociale. Ils suggèrent simplement que si ces mécanismes existent, ils doivent davantage prendre la forme d'un retrait du marché du travail que d'un rejet particulièrement prononcé d'offres d'emploi jugées financièrement peu satisfaisantes. De ce point de vue, il est frappant de constater que la perception d'une allocation ne freine significativement le retour à l'emploi qu'au sein des familles monoparentales au sein desquelles le recours au dispositif semble particulièrement fréquent (Granier et Joutard, 2002).

Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Gurgand et Margolis (2001) sur la base d'une toute autre méthodologie. À partir d'une estimation des salaires offerts, ces auteurs simulent le gain financier d'un retour à l'emploi pour les allocataires du RMI. Ils montrent que ce gain n'est positif que pour une minorité des familles monoparentales et le plus souvent modeste lorsqu'il est positif. De plus, les familles monoparentales supportent sans doute des coûts d'occupation d'un emploi particulièrement élevés en raison des frais de garde d'enfants. Compte tenu des perspectives salariales limitées, les incitations à une recherche d'emploi active sont donc vraisemblablement restreintes pour ces familles. Leur entrée plus fréquente dans le dispositif serait ainsi le signe d'un retrait partiel du marché du travail, ce retrait expliquant l'influence observée de l'appartenance au dispositif parmi ces familles.

La prise en compte d'une éventuelle dépendance du risque de sortie vers l'emploi vis-à-vis de la durée de l'épisode de chômage n'a pas pour principal objectif de révéler la présence ou l'absence de dépendance d'état, encore que cette question présente un intérêt certain étant donné le profil particulier de la population étudiée. Les incohérences, déjà soulignées, des calendriers individuels ne permettent pas une appréciation suffisamment fine de l'influence de l'écoulement de l'ancienneté de chômage dans le processus de sortie. L'objectif poursuivi est davantage de corriger des biais dans l'estimation de l'effet du RMI qui pourrait résulter de la présence d'une dépendance d'état non prise en compte. Comme cela a déjà été souligné, la proportion de chômeurs de longue durée est plus importante parmi la population des allocataires qu'au sein de l'ensemble de la population des éligibles. Cela conduit à surestimer l'influence négative du RMI en cas de dépendance non considérée du risque de sortie vis-à-vis de la durée.

Les résultats de l'estimation suggèrent l'existence d'une dépendance d'état assez sensible en

dépit de la correction du biais d'hétérogénéité. Ce résultat peut sembler contradictoire avec celui obtenu par Bonnal *et al.* (1997) mais du fait du découpage retenu elle ne s'observe qu'à partir d'un an de chômage et il est possible que les effets de dépendance temporelle ne deviennent significatifs qu'au-delà d'une certaine période de chômage. Les résultats des travaux de Van den Berg *et al.* (2000) vont dans ce sens. Si la perception du RMI perd de son influence sur la sortie du chômage au sein des familles monoparentales, cette influence demeure toutefois significativement négative.

Des estimations complémentaires confirment la présence de biais

Les résultats précédents demandent à être affinés et leur robustesse discutée. Dans cette optique, on a procédé à trois estimations complémentaires. Tout d'abord, suivant en cela la majorité des études sur le thème, on a réalisé une estimation séparée pour les hommes (7) et les femmes. Les résultats ne révèlent pas d'importantes différences concernant l'influence du RMI sur la sortie du chômage (cf. tableaux A et B en annexe 1). Cet effet est toujours négatif parmi les femmes chef de famille monoparentale. L'influence différenciée de la situation familiale entre les hommes et les femmes, que l'on observe habituellement, apparaît encore ici alors que les couples sont le plus souvent constitués de deux personnes sans emploi.

Parmi les sources d'erreurs de mesure précédemment évoquées, l'une tient à la sous-déclaration du montant perçu d'indemnités chômage. L'erreur d'échantillonnage qui en résulte peut conduire à un biais dans l'estimation de l'effet du RMI si les chômeurs retenus par erreur parmi les bénéficiaires potentiels présentent des caractéristiques favorables justifiant le niveau relativement important de leurs indemnités, ou si en raison de ces indemnités leurs incitations à une recherche active sont plus faibles. Dans cette optique, on a reconstitué l'échantillon d'éligibles en ne retenant que les ménages ne bénéficiant d'aucune indemnité chômage. Assez logiquement, la proportion d'allocataires dans l'échantillon augmente, passant de 23,2 % à 35,1 %, sans que cela constitue une preuve de l'erreur de mesure, l'entrée dans le dispositif RMI n'offrant pas un bénéfice important aux chômeurs indemnisés. En appliquant cette restriction supplémentaire, 1 666 individus, soit plus de 40 % de l'échantillon disparaissent de la

population des éligibles dont 156 allocataires du RMI.

Les résultats obtenus (cf. tableau 3) présentent des différences assez notables avec les précédents. Tout d'abord, l'inscription au chômage à la suite d'un licenciement économique affecte négativement la sortie du chômage. Si les chômeurs indemnisés sont fréquemment en recherche d'emploi à la suite d'un licenciement, l'effet observé pourrait indiquer que les individus exclus de l'échantillon présentent des caractéristiques affectant favorablement leur retour à l'emploi. Cela n'est pas réellement le cas : les licenciés représentent 53 % des chômeurs indemnisés et 42 % de l'échantillon d'éligibles. À l'inverse, il est possible que les individus licenciés ayant épuisé leurs droits à l'indemnisation présentent des caractéristiques défavorables explicatives de leurs difficultés.

Une fois prise en compte l'hétérogénéité inobservable, la perception du RMI n'affecte plus la sortie du chômage même au sein des familles monoparentales. Ce constat ne constitue pas pour autant la preuve d'un biais d'estimation résultant d'une erreur d'échantillonnage. Si les chômeurs indemnisés, éligibles ou non, mais ayant dans tous les cas moins d'incitation à appartenir au dispositif, sont mieux insérés sur le marché du travail, l'effet pénalisant du RMI aura tendance à être surestimé.

Afin de compléter l'étude de la robustesse des résultats, on a dans un dernier temps croisé l'effet de la perception du RMI avec le motif d'inscription au chômage en distinguant les bénéficiaires entrés à la suite d'un licenciement et les autres. C'est, en effet, parmi les personnes licenciées que la proportion d'allocataires est la plus faible. L'erreur d'échantillonnage est vraisemblablement davantage marquée parmi les individus licenciés, soit qu'ils perçoivent des indemnités sous-déclarées soit qu'ils bénéficient d'une ASS non renseignée.

Les résultats obtenus (cf. tableau 4) montrent que la perception du RMI n'affecte pas la sortie du chômage des individus entrés au chômage à la suite d'un licenciement mais qu'elle exerce une influence significativement négative pour le reste de la population. Le biais résultant des

7. L'effet du RMI n'a pu être estimé pour les hommes chef de famille monoparentale en raison de la faiblesse de l'effectif. Ils ont été regroupés avec les célibataires.

erreurs d'échantillonnage aurait donc tendance à atténuer l'effet pénalisant du RMI.

Ces derniers résultats confirment l'importance des biais pouvant résulter des erreurs de mesure sans toutefois apporter d'informations claires sur le sens de ces biais.

Des résultats qui complètent ceux d'études antérieures sans s'y opposer

Dans leur ensemble, les résultats obtenus ne permettent pas de mettre à jour un taux de sortie du chômage vers l'emploi systématiquement

Tableau 3
Taux de sortie des chômeurs non indemnisés

	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
Forme du risque	Risque exponentiel				Risque exponentiel par morceaux	
Hétérogénéité non observable	Sans		Avec			
Variables	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 3,0313	0,1193	-	-	-	-
Homme	0,1648	0,0689	0,3660	0,1242	0,2584	0,0965
Diplôme (Référence : sans diplôme)						
BEPC	0,0999	0,0684	0,2210	0,1240	0,1402	0,0943
CAP et plus	0,3678	0,0972	0,5015	0,1799	0,3486	0,1446
Âge (Référence : moins de 25 ans)						
25 à 34 ans	- 0,1825	0,0794	- 0,2609	0,1578	- 0,2296	0,1180
35 à 49 ans	- 0,3196	0,0922	- 0,3640	0,1751	- 0,3219	0,1347
50 ans et plus	- 1,0157	0,1160	- 1,2671	0,1868	- 1,0296	0,1723
Situation familiale (Référence : enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile)						
Couple sans enfant	- 0,1195	0,1463	- 0,4707	0,2326	- 0,2441	0,1871
Couple avec 1 enfant	0,2572	0,1262	0,3295	0,2327	0,1928	0,1746
Couple avec 2 enfants ou plus	0,2633	0,1012	0,0923	0,1898	0,1507	0,1418
Célibataire	0,1467	0,1024	0,1514	0,2679	0,1142	0,1432
Famille monoparentale avec un enfant	0,3872	0,1492	0,1927	0,2653	0,3194	0,2076
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0,4692	0,1408	0,0527	0,1941	0,3785	0,2020
Motif d'entrée au chômage (Référence : autres motifs)						
Motif d'inscription : fin de CDD	0,2296	0,0770	0,4673	0,1472	0,2896	0,1136
Licenciement économique	- 0,1648	0,0832	- 0,3314	0,1414	- 0,2242	0,1104
N'a jamais travaillé	- 0,6378	0,1322	- 0,2575	0,2499	- 0,2709	0,1898
Nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi	- 0,0968	0,00949	- 0,0546	0,0139	- 0,0377	0,0125
Statut familial croisé avec le RMI (Référence : ne perçoit pas le RMI)						
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	- 0,2604	0,1012	- 0,1670	0,2000	- 0,0581	0,1502
Famille monoparentale avec enfant percevant le RMI	- 0,3884	0,1622	- 0,0429	0,3081	- 0,2539	0,2210
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants) percevant le RMI	- 0,3674	0,1203	- 0,4612	0,2185	- 0,1480	0,1690
Couple avec 2 enfants percevant le RMI	- 0,2866	0,1911	- 0,3606	0,4214	- 0,0624	0,2899
Termes du risque de base						
h_1 (1 à 12 mois)					- 0,3966	0,1191
h_2 (13 à 24 mois)					- 0,6159	0,1700
h_3 (plus de 24 mois)					- 0,8835	0,2051
θ_1	-	-	- 4,0917	0,2540	- 3,4847	0,4683
θ_2	-	-	- 2,2675	0,2325	- 2,4014	0,2781
$P(\theta = \theta_1)$	-	-	0,2866	0,0362	0,2464	0,2211
Log. vraisemblance	- 4 139,761		- 4 070,623		- 4 064,016	

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

plus faible parmi les allocataires. Les difficultés d'insertion rencontrées par les allocataires poursuivant une recherche d'emploi semblent bien résulter davantage des parcours et des caractéristiques individuelles explicatifs de leur statut que des effets désincitatifs liés à celui-ci.

Ces résultats peuvent paraître contradictoires avec ceux obtenus dans d'autres études mettant en évidence l'importance des incitations financières dans l'accès à l'emploi (Laroque et Salanié, 2000 ; Piketty, 1998). La contradiction

pourrait bien n'être qu'apparente, les résultats obtenus complétant ceux des études antérieures sans vraiment s'y opposer. En effet, faute d'informations sur la perception d'une allocation pour les personnes inactives, cet article, contrairement aux études citées, ne concerne que les individus à la recherche d'un emploi.

En d'autres termes, les résultats présentés ici n'apportent aucune information directe concernant l'influence de la perception d'une allocation sur les comportements de participation au

Tableau 4
Effet du RMI croisé avec le motif d'inscription

	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
Forme du risque	Risque exponentiel				Risque exponentiel par morceaux	
Hétérogénéité non observable	Sans		Avec			
Variables	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 3,0938	0,0929	-	-	-	-
Homme	0,2340	0,0520	0,4185	0,0910	0,2530	0,0592
Diplôme (Référence : sans diplôme)						
BEPC	0,1967	0,0498	0,3511	0,0887	0,1675	0,0548
CAP et plus	0,3911	0,0812	0,5337	0,1444	0,3173	0,0900
Âge (Référence : moins de 25 ans)						
25 à 34 ans	- 0,0950	0,0615	- 0,1133	0,1182	- 0,0762	0,0681
35 à 49 ans	- 0,2799	0,0689	- 0,2681	0,1290	- 0,1978	0,0759
50 ans et plus	- 1,2049	0,0882	- 1,4862	0,1371	- 1,0536	0,1198
Situation familiale (Référence : enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile)						
Couple sans enfant	- 0,2361	0,1066	- 0,5630	0,1600	- 0,00503	0,0968
Couple avec 1 enfant	0,00596	0,0953	0,0441	0,1565	0,0856	0,0712
Couple avec 2 enfants ou plus	0,1703	0,0698	0,0199	0,1259	0,1796	0,1101
Célibataire	0,0897	0,0825	0,0326	0,1486	0,0269	0,0904
Famille monoparentale avec un enfant	0,2973	0,1080	0,2891	0,1771	0,1796	0,1101
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0,4276	0,1002	0,3114	0,1767	0,3097	0,1058
Motif d'entrée au chômage (Référence : autres motifs)						
Motif d'inscription : fin de CDD	0,2509	0,0618	0,4396	0,1100	0,2441	0,0695
Licenciement économique	- 0,0432	0,0628	- 0,2507	0,1133	- 0,0211	0,0727
N'a jamais travaillé	- 0,6535	0,1168	- 0,3857	0,2122	- 0,2082	0,1257
Nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi	- 0,1026	0,00747	- 0,0600	0,0102	- 0,0338	0,00867
Motif d'inscription croisé avec le RMI (Référence : ne perçoit pas le RMI)						
Licenciement, percevant le RMI	- 0,0545	0,1056	0,2201	0,1879	0,0729	0,1115
Autres motifs, percevant le RMI	- 0,3133	0,0650	- 0,3857	0,1200	- 0,1615	0,0715
Termes du risque de base						
h_1 (1 à 12 mois)					- 0,4310	0,0925
h_2 (13 à 24 mois)					- 0,7204	0,1145
h_3 (plus de 24 mois)					- 1,1508	0,1278
θ_1	-	-	- 4,0376	0,1935	- 2,7771	0,1485
θ_2	-	-	- 2,3753	0,1769	- 1,1927	1,4024
$P(\theta = \theta_1)$	-	-	0,2954	0,0314	0,9356	0,1003
Log. Vraisemblance	- 7 505,788		- 7 407,225		- 7 385,816	

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

marché du travail. Il est tout à fait envisageable que le dispositif RMI désincite à la participation au marché du travail sans pour autant freiner le retour à l'emploi des allocataires ayant conservé un comportement de recherche actif sur le marché du travail. Certains des résultats vont dans cette direction. Il est ainsi frappant de constater

que la perception d'une allocation ne semble affecter significativement et négativement le retour à l'emploi qu'au sein des familles monoparentales. Celles-ci se distinguent également par un recours particulièrement fréquent au dispositif, ce qui pourrait révéler un retrait au moins partiel du marché du travail. □

Les auteurs remercient le Commissariat général au plan pour son soutien et les participants au séminaire Fourgeaud et au séminaire de statistique du Greqam pour leurs commentaires. Ils remercient également deux relecteurs d'une première version de cet article pour leurs remarques constructives.

BIBLIOGRAPHIE

Bingley P. et Walker I. (1997), « The Labour Supply, Unemployment and Participation of Lone Mothers in in-Work Transfer Programmes », *The Economic Journal*, n° 107, pp. 1375-1390.

Bonnal L. et Fougère D. (1990), « Les déterminants individuels de la durée du chômage », *Économie et Prévision*, n° 96, pp. 45-82.

Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997), « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *Review of Economic Studies*, n° 64, pp. 683-713.

D'Addio A.C. (1997), *Le chômage des jeunes en France*, Core.

Gouriéroux C. et Monfort A. (1991), « Modèles de durée et effets de génération », document de travail, Crest-Insee.

Granier P. et Joutard X. (1999), « L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage ? », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 133-149.

Granier P. et Joutard X. (2002), « La perception du RMI affecte-t-elle la sortie vers l'emploi ? », *Revue d'Économie Publique*, à paraître.

Gurgand M. et Margolis D. (2001), « RMI et revenu du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 346-347, pp. 103-122.

Join-Lambert M.-T. (1998), *Chômage : mesures d'urgence et minima sociaux*, Rapport au Premier Ministre, Paris, La documentation Française.

Laroque G. et Salanié B. (1999), « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 3-19.

Laroque G. et Salanié B. (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.

Lollivier S. (1994), « Unemployment Duration and Business Cycle », document de travail, Crest-Insee.

Magnac T. et Visser M. (1999), « Transition Models with Measurement Errors », *Review of Economics and Statistics*, n° 81, pp. 466-474.

Piketty T. (1998), « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, n° 132-133, pp. 1-36.

Pisani-Ferry J. (2000), *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, n° 30, Paris, La documentation Française.

Ruggiero M. (1992), « Ancienneté au chômage et principaux facteurs associés », *Économie et Prévision*, n° 105, pp. 35-53.

Terracol A. (2002), « Analysing the Take up of Means-Tested Benefits in France », Congrès de l'ESEM, Venise.

Van den Berg G.J. (2001), « Duration Models: Specification, Identification and Multiple Durations », in J. Heckman and E. Leamer, eds. *Handbook of Econometrics*, volume 5, Amsterdam: North Holland.

Van den Berg G.J. et Van der Klaauw B. (2001), « Combining Micro and Macro Unemployment Duration Data », *Journal of Econometrics*, n° 102, pp. 271-309.

Van den Berg G.J., Van Lomwel A. et Van Ours, J. (1998), « Unemployment Dynamics and Age », 9897, Tilburg - Center for Economic Research.

TAUX DE SORTIE PAR SEXE

Tableau A
Taux de sortie des femmes

	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
Forme du risque	Risque exponentiel				Risque exponentiel par morceaux	
Hétérogénéité non observable	Sans		Avec			
Variables	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 3,2073	0,1355	-	-	-	-
Diplôme (Référence : sans diplôme)						
BEPC	0,1661	0,0775	0,2680	0,1337	0,1446	0,0859
CAP et plus	0,5198	0,1172	0,7066	0,1972	0,4376	0,1324
Âge (Référence : moins de 25 ans)						
25 à 34 ans	- 0,0254	0,0943	0,0796	0,1703	- 0,0148	0,1045
35 à 49 ans	- 0,0350	0,1038	0,2399	0,1857	0,0321	0,1152
50 ans et plus	- 1,1060	0,1364	- 1,1662	0,2048	- 0,9604	0,1763
Situation familiale (Référence : enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile)						
Couple sans enfant	- 0,7400	0,1787	- 1,2923	0,2706	- 0,7581	0,2083
Couple avec 1 enfant	- 0,1957	0,1633	- 0,4197	0,2644	- 0,2736	0,1782
Couple avec 2 enfants ou plus	- 0,2538	0,1342	- 0,5939	0,2453	- 0,3924	0,1532
Célibataire	0,0730	0,1267	- 0,1055	0,2273	- 0,0515	0,1411
Famille monoparentale avec un enfant	0,1576	0,1300	0,1328	0,2328	0,0970	0,1446
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	0,2499	0,1258	0,2225	0,2294	0,1770	0,1383
Motif d'entrée au chômage (Référence : autres motifs)						
Motif d'inscription : fin de CDD	0,3549	0,0934	0,6027	0,1570	0,3459	0,1073
Licenciement économique	0,0192	0,0985	0,00107	0,1608	0,1240	0,1086
N'a jamais travaillé	- 0,5506	0,1606	- 0,2587	0,2641	- 0,1439	0,1761
Nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi	- 0,0625	0,00915	- 0,0378	0,0123	- 0,0178	0,0106
Statut familial croisé avec le RMI (Référence : ne perçoit pas le RMI)						
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	- 0,2144	0,1399	- 0,1881	0,2558	0,0404	0,1567
Famille monoparentale avec enfant, percevant le RMI	- 0,3585	0,1423	- 0,5444	0,2591	- 0,3064	0,1550
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants), percevant le RMI	0,1649	0,1696	0,4951	0,2758	0,3699	0,1825
Couple avec 2 enfants, percevant le RMI	- 0,3207	0,3158	- 0,2131	0,4990	- 0,1598	0,3514
Termes du risque de base						
h_1 (1 à 12 mois)					- 0,3597	0,1250
h_2 (13 à 24 mois)					- 0,6910	0,1537
h_3 (plus de 24 mois)					- 1,1370	0,1592
θ_1	-	-	- 4,1183	0,2738	- 2,8757	0,1877
θ_2	-	-	- 2,4082	0,2628	- 0,8650	0,9834
$P(\theta = \theta_1)$	-	-	0,3513	0,0485	0,8907	0,0868
Log. vraisemblance	- 3206,819		- 3159,107		- 3147,045	

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

Tableau B
Taux de sortie des hommes

	Modèle I		Modèle II		Modèle III	
Forme du risque	Risque exponentiel				Risque exponentiel par morceaux	
Hétérogénéité non observable	Sans		Avec			
Variables	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Constante	- 2,6641	0,1131	-	-	-	-
Diplôme (Référence : sans diplôme)						
BEPC	0,1964	0,0657	0,4084	0,1172	0,2053	0,0783
CAP et plus	0,2206	0,1191	0,1857	0,2094	0,0278	0,1425
Âge (Référence : moins de 25 ans)						
25 à 34 ans	- 0,1661	0,0830	- 0,2913	0,1602	- 0,0942	0,1003
35 à 49 ans	- 0,4728	0,0937	- 0,7347	0,1765	- 0,3910	0,1124
50 ans et plus	- 1,2292	0,1173	- 1,6984	0,1891	- 1,1411	0,1347
Situation familiale (Référence : enfant de plus de 25 ans hébergé au domicile)						
Couple sans enfant	0,0204	0,1305	- 0,1458	0,2081	- 0,0557	0,1492
Couple avec 1 enfant	0,0591	0,1171	0,1514	0,2051	0,1199	0,1375
Couple avec 2 enfants ou plus	0,2916	0,0842	0,3362	0,1529	0,2207	0,0998
Célibataire	0,0336	0,1116	0,0477	0,1876	0,0140	0,1256
Famille monoparentale avec un enfant	- 0,0543	0,3972	- 0,3152	0,5183	- 0,1649	0,3912
Famille monoparentale avec 2 enfants ou plus	- 0,1519	0,3702	- 0,1294	0,5959	0,0143	0,4295
Motif d'entrée au chômage (Référence : autres motifs)						
Motif d'inscription : fin de CDD	0,1831	0,0832	0,3263	0,1474	0,1887	0,0978
Licenciement économique	- 0,0839	0,0825	- 0,1603	0,1380	- 0,0989	0,0939
N'a jamais travaillé	- 0,6706	0,1728	- 0,3982	0,3275	0,3814	0,1899
Nombre d'années écoulées depuis le dernier emploi	- 0,1543	0,0147	- 0,1012	0,0227	- 0,0600	0,0199
Statut familial croisé avec le RMI (Référence : ne perçoit pas le RMI)						
Célibataire ou enfant hébergé, percevant le RMI	- 0,3351	0,1151	- 0,4944	0,2068	- 0,3254	0,1352
Couple 0 ou 1 enfant (ou ayant plus de 2 enfants), percevant le RMI	- 0,2043	0,1147	- 0,1444	0,1955	- 0,0405	0,1379
Couple avec 2 enfants, percevant le RMI	- 0,0265	0,1637	- 0,2190	0,3329	0,4155	0,1928
Termes du risque de base						
h_1 (1 à 12 mois)					- 0,4143	0,0833
h_2 (13 à 24 mois)					- 0,6241	0,1100
h_3 (plus de 24 mois)					- 0,9158	0,1422
θ_1	-	-	- 3,4453	0,2463	- 4,1E22	.
θ_2	-	-	- 1,9028	0,2257	- 2,3862	0,1395
$P(\theta = \theta_1)$	-	-	0,2874	0,0502	0,8917	0,0875
Log. Vraisemblance	- 4 263,94		- 4 222		- 4 211,208	

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

LES ERREURS DE MÉMOIRE

Tableau A

Croisement de la déclaration actuelle (1^{ère} enquête) et de la déclaration rétrospective (2^e enquête) sur la situation occupée en mars de la 1^{ère} enquête

1 ^{ère} enquête 2 ^e enquête		Déclaration rétrospective				
		Emploi stable	Chômage	Emploi précaire	Inactivité	Total
Déclaration actuelle	Emploi stable	0 <i>0,00</i>	76 <i>81,72</i>	0 <i>0,00</i>	17 <i>18,28</i>	93 <i>2,60</i>
	Chômage	259 <i>7,92</i>	2 370 <i>72,36</i>	236 <i>7,21</i>	409 <i>12,50</i>	3 274 <i>91,33</i>
	Emploi précaire	0 <i>0,00</i>	70 <i>85,37</i>	0 <i>0,00</i>	12 <i>14,63</i>	82 <i>2,29</i>
	Inactivité	7 <i>5,19</i>	71 <i>52,59</i>	9 <i>6,67</i>	48 <i>35,56</i>	135 <i>3,77</i>

Lecture : les chiffres en italique donnent les pourcentages.

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

Tableau B

Croisement de la déclaration actuelle (2^e enquête) et de la déclaration rétrospective (3^e enquête) sur la situation occupée en mars de l'année de la 2^e enquête

2 ^e enquête 3 ^e enquête		Déclaration rétrospective				
		Emploi stable	Chômage	Emploi précaire	Inactivité	Total
Déclaration actuelle	Emploi stable	248 <i>72,30</i>	42 <i>12,24</i>	45 <i>13,12</i>	8 <i>2,33</i>	343 <i>9,57</i>
	Chômage	207 <i>8,37</i>	1 734 <i>70,09</i>	225 <i>9,09</i>	308 <i>12,45</i>	2 474 <i>69,03</i>
	Emploi précaire	40 <i>15,33</i>	63 <i>24,14</i>	151 <i>57,85</i>	7 <i>2,68</i>	261 <i>7,28</i>
	Inactivité	18 <i>3,56</i>	143 <i>28,26</i>	16 <i>3,16</i>	329 <i>65,02</i>	506 <i>14,12</i>

Lecture : les chiffres en italique donnent les pourcentages.

Source : enquêtes Emploi, 1990 à 1997, Insee.

L'ENQUÊTE *EMPLOI* COMME BASE DE DONNÉES POUR L'ANALYSE DE LA SORTIE DU RMI : INTERROGATIONS ET SUGGESTIONS

David N. Margolis, CNRS, TEAM-Université Paris 1 et Crest-Insee

L'article de Pierre Granier et Xavier Joutard représente un travail important sur une question tout à fait pertinente, l'impact de la perception du RMI sur la vitesse de retour à l'emploi. S'inscrivant dans une littérature économique française en pleine ébullition, il apporte des contributions à la fois sur le plan méthodologique et sur le plan du traitement des données. En effet, comme les auteurs s'intéressent à une variable dans une base de données qui ne se prête pas à cet exercice (la variable *VB15* (1) dans l'enquête *Emploi*), une grande partie de leurs efforts sont voués à la construction d'un échantillon d'analyse interprétable. Ils utilisent au mieux des données qui ont découragé de nombreux autres chercheurs et leurs résultats sont assez crédibles étant donné l'échantillon qu'ils considèrent. Leur principal résultat montre qu'il n'y a pas de différence significative entre les taux de hasard pour les individus appartenant aux ménages RMI et les autres, toutes choses égales par ailleurs et lorsque les deux catégories d'individus sont activement à la recherche de travail. Ce résultat me semble crédible pour leur échantillon et cohérent avec certains autres travaux réalisés sur le sujet, dont l'un des miens (Margolis et Starzec, 2002). Dans ce commentaire, je soulignerai des considérations de données, d'économétrie et de modélisation et les placerai en perspective, en m'appuyant, si besoin, sur certains de mes travaux sur le sujet.

Concernant les données, les efforts de Granier et Joutard sont remarquables. Peu de chercheurs (2) travaillent exclusivement avec l'enquête *Emploi* pour analyser les questions tournant autour du RMI. Une première source alternative, l'enquête sur le devenir des sortants du RMI, correspond à un échantillon de RMistes sélectionné à un moment donné, et qui sont ensuite réinterrogés deux fois. Cette enquête a l'avantage de représenter une population dont on est certain qu'ils perçoivent le RMI, indépendamment de leur statut par rapport au marché du travail. L'échantillon ainsi établi fournit des informations détaillées sur la structure et les caractéristiques du ménage, et sur les emplois éventuellement retrouvés. Les ménages sont, par construction, des ménages au sens de la Caf,

la Caisse des allocations familiales, qui administre le dispositif du RMI. L'article que j'ai publié avec Marc Gurgand dans *Économie et Statistique* en 2001 (Gurgand et Margolis, 2001) utilise cette enquête pour évaluer les gains à travailler des RMistes, mais ces données souffrent d'un défaut important pour les fins recherchées par Granier et Joutard ; il n'existe pas d'échantillon de contrôle des individus non RMistes qui ressemblent aux RMistes mais qui ne touchent pas l'allocation du RMI.

Le *Panel européen* des ménages représente une deuxième source possible de données pour l'analyse du RMI. Cette enquête, riche en informations, contient en particulier un calendrier d'activité et un calendrier de revenus. Étant donné leur structure en panel, ces données se prêteraient au même genre d'analyse que celle de Granier et Joutard. Mais elles ont aussi un défaut majeur, au-delà du fait que la structure d'un ménage dans le *Panel européen* n'est pas la même que celle d'un ménage Caf : il n'y a que très peu de ménages percevant le RMI dans l'échantillon. J'ai travaillé avec ces données (avec Marc Gurgand), dans le cadre d'un projet pour le Commissariat Général au Plan (cf. *infra*).

Enfin, l'enquête *Revenus fiscaux* peut servir de troisième outil potentiel pour l'analyse du RMI. Cette base comporte des informations très détaillées sur toutes les sources de revenus, même si les revenus provenant des transferts non imposables sont imputés sur la base de modèles de micro-simulation. Dans un article avec Christophe Starzec, nous nous sommes servis d'un appariement avec l'enquête *Emploi* pour mieux estimer les revenus disponibles, et donc pour mieux établir l'éligibilité et les niveaux de transferts auxquels un ménage aurait droit dans le cas où il percevrait le RMI. Mise à part la difficulté d'obtenir ces données appariées, ces bases de données souffrent de certains des mêmes défauts de l'enquête *Emploi*.

1. « M... perçoit-il l'allocation du revenu minimum d'insertion ? » (oui / non).

2. Des exceptions notables proviennent des travaux de Laroque et Salanié (1999 et 2000) qui se basent sur des micro-simulations des revenus et d'éligibilité plutôt que sur les réponses à la question VB15.

Erreurs de mesure sur les ménages et leurs revenus

Le premier problème concerne la définition d'un ménage au sens Caf. Seule l'enquête sur le devenir des sortants du RMI permet d'avoir des ménages correctement définis ; toutes les autres sources mentionnées nécessitent la reconstitution des ménages physiques en ménages Caf. Granier et Joutard font un effort considérable sur ce point, mais le fait qu'il y ait des ménages ainsi recomposés où les deux membres répondent qu'ils touchent le RMI (alors qu'une seule personne devrait le percevoir au titre de l'ensemble du ménage) suggère qu'il reste des incohérences, notamment des ménages contenant deux ménages Caf.

Ensuite, l'enquête *Emploi* comporte des erreurs de mesure, en particulier concernant les revenus. Ces informations ne sont pas uniformément bien renseignées, et Granier et Joutard en sont conscients. Pourtant, comme le RMI est un transfert différentiel, l'évaluation de TOUTES les sources de revenu est importante. Les auteurs considèrent un seuil de RMI net du forfait logement (pour que leur calcul soit exact pour les ménages percevant l'allocation logement, au risque de perdre des ménages propriétaires de leur logement ou les allocataires du RMI logés gratuitement et sans exploiter les informations de l'enquête *Emploi* sur le statut de propriété). Mais lorsque le revenu est sous-estimé, l'ensemble des ménages « éligibles » est trop important, et il comporte notamment des ménages avec trop de ressources. Ces ménages peuvent avoir un comportement différent de celui des « vrais » ménages démunis. Comme on s'intéresse à la vitesse de sortie du RMI et on ne sait pas *a priori* si l'effet ralentissant d'un salaire de réserve vraisemblablement plus élevé domine l'effet accélérant d'une valeur pour les entreprises qui lui est supérieur (et donc vraisemblablement un taux d'arrivée d'offres supérieur aussi), le signe du biais n'est pas clair. Pourtant, le problème est réel ; un calcul rapide sur l'enquête *Emploi* de 1997 montre que, sur l'ensemble des personnes susceptibles de répondre à la question sur le RMI, un bon tiers (6 471 sur 17 513) ne donnent ni salaire, ni allocation chômage, et disent qu'ils ne perçoivent pas le RMI. De quoi vivent-ils ?

La définition de la population susceptible de répondre à la question *VB15* conduit à ce que

l'échantillon retenu pour l'analyse par Granier et Joutard est précisément celui pour qui les différences en vitesse de sortie de chômage risquent d'être le moins significatif entre la population des allocataires du RMI et les autres. Comme les ménages doivent être activement à la recherche d'un emploi et prêts à l'occuper, tous les individus découragés sont forcément sortis de l'échantillon. Le débat autour du RMI se focalise souvent sur une éventuelle trappe à inactivité mais cet article tombe un peu hors sujet car les individus dans une telle trappe ne se déclarent pas chômeurs mais plutôt inactifs. Granier et Joutard ne cachent pas ce caractère particulier de leur analyse, mais il faut redire que leurs résultats ne peuvent pas se situer dans le cœur du débat sur les trappes à inactivité.

Enfin, concernant les données, un problème réside dans la mesure des durées dans l'enquête *Emploi*. La seule information renseignée est : depuis combien de temps l'individu est-il à la recherche d'un emploi ? On ne sait pas depuis quand il est au RMI. On ne sait pas non plus s'il s'est mis à chercher immédiatement après avoir perdu un emploi (ni même s'il y avait un emploi précédant l'épisode de chômage dans certains cas). On ne sait pas enfin quand les allocations chômage, et encore moins l'allocation de solidarité spécifique (ASS), ont été perçues pendant la période de chômage. Et même les dates renseignées ne sont pas très fiables : sur l'enquête *Emploi* de 1997, un quart des individus à la recherche d'un emploi depuis 96 mois (8 ans !) déclarent toucher encore les allocations chômage.

D'autres approches économétriques sont possibles

Granier et Joutard sont (à juste titre) concernés par les erreurs de mémoire dans les calendriers, mais leur approche économétrique pour les cas douteux ne me semble pas idéale. Ils définissent une borne supérieure et une borne inférieure pour la durée de l'épisode, puis ils tirent un mois dans une loi uniforme sur les mois possibles et considèrent cette durée imputée comme étant un épisode complet avec une durée observée. Économétriquement, il aurait été plus correct de simplement traiter ces observations comme censurées à la borne inférieure de leur durée possible. Le problème de leur approche par imputation réside dans le hasard de base, supposé

constant par morceaux, lorsque cette imputation fait basculer un individu dans un morceau ultérieur de la fonction de hasard qui ne le concerne pas. En particulier, il est probable que la dépendance d'état soit encore plus forte que ce qui a été estimé, en raison d'observations qui, compte tenu d'un taux de hasard relativement élevé, seront à tort basculées sur l'intervalle suivant où le taux de hasard est plus faible.

Comme la perception du RMI est potentiellement endogène au processus de sortie du chômage, une modélisation jointe de la durée du chômage et de la perception de l'allocation aurait été plus adaptée. Bien que ce genre de modélisation ne se trouve pas dans la littérature économique avec un modèle de durée aussi complet, Granier et Joutard ont présenté une telle spécification, en exploitant ce même modèle de durée, lors du séminaire Fourgeaud d'octobre 2002. Comme Terracol (2002) l'a montré, la perception du RMI (« *take up* » en anglais) parmi les éligibles est en effet modélisable et dépend notamment de la région et du statut matrimonial des couples. Ces variables étant aussi vraisemblablement corrélées avec la durée du chômage, les résultats présentés ici peuvent souffrir d'un biais de variables omises.

En liaison avec l'endogénéité de perception du RMI se pose la question de la pertinence de

modéliser le processus de sortie du RMI comme étant commun entre les chômeurs qui perçoivent le RMI et les autres. Le comportement et la performance des deux groupes – chômeurs indemnisés et RMistes – diffèrent de manière importante. Gurgand et Margolis (2000) ont montré que les destinations des chômeurs indemnisés ne sont pas les mêmes que celles des RMistes et des allocataires de l'API (3). Pourtant, les fonctions de survie de Kaplan-Meier (cf. graphique) soulignent les fortes différences dans la vitesse de sortie entre les deux groupes. Ces éléments révèlent que non seulement l'échantillon étudié est atypique, mais aussi (4) que les processus qui interviennent dans la sortie du non-emploi sont différents. Cette différence peut se produire dans le hasard de base (5) tout comme dans les facteurs multiplicatifs dans les modèles de hasard proportionnel estimés dans Granier et Joutard.

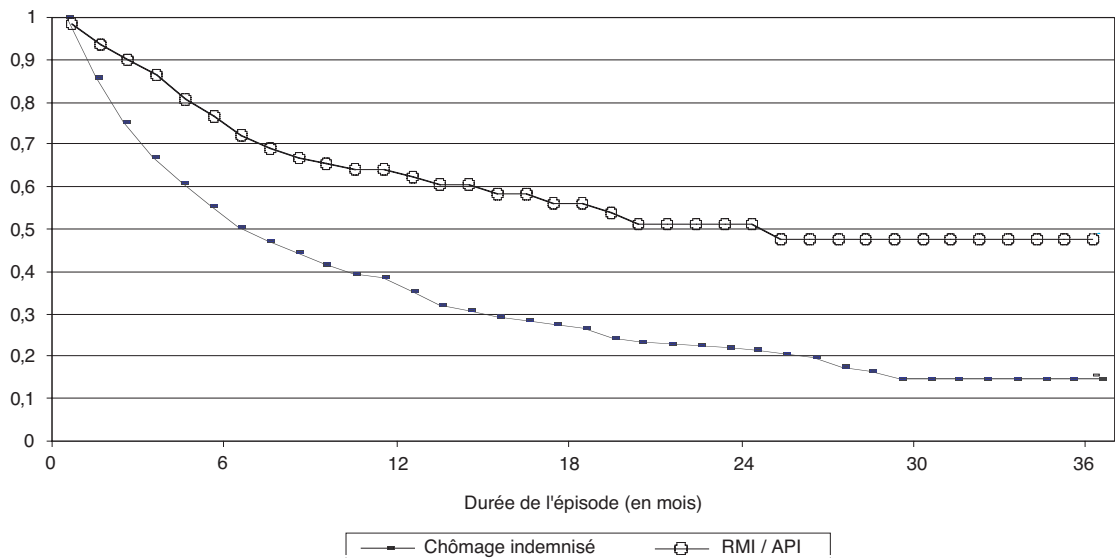
3. Par exemple, ils ont trouvé que, parmi les épisodes échantillonnés en flux, deux fois plus d'épisodes de chômage indemnisé se sont terminés avec un CDD à temps complet qu'avec un CDD à temps partiel, alors qu'il y a 50 % de plus de sorties vers les CDD à temps partiel que vers les CDD à temps complet parmi les allocataires du RMI ou de l'API.

4. Voir les tableaux de Gurgand et Margolis (2000).

5. L'importance de l'allocation unique dégressive (AUD) dans le système d'assurance chômage pendant la période d'analyse renforce l'idée a priori que la fonction de hasard de base pour les chômeurs indemnisés serait différente de celle des RMistes (Dormont, Fougère et Prieto, 2001).

Graphique

Fonctions de survie de Kaplan-Meier, par état initial - Transitions vers l'emploi



Source : Panel européen, 1994-1996.

Enfin, et poursuivant sur le thème des destinations sur le marché du travail différentes pour les RMistes et pour les autres personnes sans emploi, il y a le cas particulier des Contrats emploi-solidarité (CES). Le revenu disponible pour un ex-RMiste qui accepte un CES est nettement supérieur que le demi-Smic qui sera touché par une autre personne sans emploi, grâce à l'intéressement (6). Gurgand et Margolis (2001) ont montré l'importance des CES comme emploi possible des ex-RMistes, et il est probable que les emplois CES représentent une alternative moins importante pour les chômeurs que pour les RMistes. Tout cela milite pour une modélisation du type « risques concurrents » pour mieux capter ces différences, car le

6. L'intéressement est un aspect du dispositif du RMI qui permet à un allocataire de cumuler ses revenus avec (une partie de) ses allocations du RMI, pour les 750 premières heures de travail et pour les emplois rémunérés en dessous de deux fois le seuil du RMI. Les règles concernant les CES sont particulières, notamment dans la mesure où il n'y a pas de limite de durée (mis à part le fait que les CES sont des contrats à durée déterminée) et que ces contrats servent à remettre le compteur des 750 heures d'emploi régulier à zéro.

mélange des fonctions de hasard qu'implique la stratégie de modélisation choisie par Granier et Joutard risque de brouiller des différences importantes dans les comportements qu'ils auraient pu essayer de mettre en évidence

Pour conclure, l'article de Granier et Joutard représente un travail important, à la fois en termes de construction d'une base de données, malgré un point de départ peu propice, et en termes de modélisation et de résultats économétriques. Pourtant, il faut souligner les limites des données et de la méthode économétrique, et surtout la particularité de l'échantillon analysé. Il serait utile que leurs estimateurs corrigés pour échantillonnage en stock soient davantage adoptés dans d'autres études, que le résultat d'absence de différence entre chômeurs et RMistes à la recherche d'un emploi (sauf pour les ménages monoparentaux) soit creusé, et que les rôles de l'hétérogénéité inobservée et de l'intéressement soient mieux compris. Le sujet est loin d'être clos. □

BIBLIOGRAPHIE

Dormont B., Fougère D. et Prieto A. (2001), « L'effet de l'allocation unique dégressive sur le taux de sortie du chômage », *Économie et Statistique*, n° 343, pp. 3-28.

Gurgand M. et Margolis D. (2000), « Transitions, entrées et sorties des dispositifs d'aide sociale » dans le rapport du Centre d'Études de l'Emploi pour le Commissariat Général du Plan intitulé *Revenus d'activité, minima sociaux et autres formes d'aides*.

Gurgand M. et Margolis D. (2001), « RMI et revenu de travail : une évaluation des gains financiers au travail », *Économie et Statistique*, n° 346-347, pp. 103-122.

Laroque G. et Salanié B. (1999), « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 3-19.

Laroque G. et Salanié B. (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, n° 331, pp. 47-66.

Margolis D. et Starzec C. (2002), « Les aides sociales et l'offre de travail : y a-t-il une trappe à inactivité ? », *Cahiers de la MSE, Série Blanche*, n° 2002.21.

Terracol A. (2002), « Analysing the Take up of Means-Tested Benefits in France » Congrès de l'ESEM, Venise.

Économie : les services résistent

6^e édition

20 secteurs des services classés
et analysés : hôtellerie, coiffure,
pressing, cinéma, tourisme,
thalassothérapie,
location immobilière,...



12 €
119 pages
Collection Références

En vente dans les librairies,
à l'Insee et sur www.insee.fr


INSEE