

Revenu Minimum d'Insertion et Sortie du Chômage :

Premiers Résultats

Antoine Terracol¹

Octobre 2000

Résumé : L'allocation du Revenu Minimum d'Insertion, créée en 1988, est de plus en plus souvent perçue par des chômeurs non ou mal couverts par l'assurance chômage. On peut dès lors se poser la question de l'influence de la perception de cette allocation sur le comportement de sortie du chômage de ses bénéficiaires. En effet, la signature par ses allocataires de contrats d'insertion portant majoritairement sur le retour à l'emploi soulève le problème de la neutralité de ces aides quant au type de sortie du chômage.

L'application aux données françaises du *Panel Communautaire des Ménages* d'un modèle de durée semi-paramétrique à risques concurrents (incluant un terme d'hétérogénéité inobservée) conduit aux conclusions suivantes : le RMI permet d'éviter les phénomènes de découragement des chômeurs, les aides prennent correctement en compte l'employabilité des allocataires, mais il oriente un peu plus systématiquement les allocataires vers des emplois à durée déterminée que vers des emplois plus stables.

¹ TEAM, Université Paris I, 106-112 Bd de l'Hôpital 75647 Paris CEDEX 13
Antoine.Terracol@univ-paris1.fr

L'auteur remercie l'INSEE pour l'accès au fichier français du *Panel Communautaire des Ménages*, ainsi que Yann Algan, Véronique Simonnet et Michel Sollogoub pour leurs suggestions et commentaires, et demeure seul responsable des éventuelles erreurs restantes.

I : Introduction

Assurer des moyens convenables d'existence à toute personne qui, en raison de son âge, de son état physique ou mental, de la situation de l'économie et de l'emploi, se trouve dans l'incapacité de travailler, tel est l'objet de la loi du 1^{er} décembre 1988 qui a institué en France le Revenu Minimum d'Insertion (R.M.I.).

L'analyse microéconomique des effets des minima sociaux met ordinairement l'accent sur l'effet de "trappes à inactivité" qu'ils entraîneraient. Cependant, peu d'études empiriques ont cherché à évaluer l'impact du Revenu Minimum d'Insertion sur les comportements de sortie du chômage, alors même que le nombre de ses bénéficiaires a connu une croissance exponentielle depuis sa mise en place et que son montant a récemment été réévalué par le gouvernement.

Parmi les études consacrées au Revenu Minimum d'Insertion, on peut noter celle de Maurin et Torelli (1992) qui conclut à un effet non significatif du RMI sur la probabilité d'avoir retrouvé un emploi l'année suivante, ainsi qu'à un effet significativement négatif sur la probabilité de transition vers l'inactivité. Afsa et Guillemot (1999) montrent que si plus de la moitié des sorties du dispositif se font par l'emploi, ceux-ci sont majoritairement des emplois précaires. Zoyem (1999) s'intéresse quant à lui à l'effet des contrats d'insertion que doivent signer les allocataires sur les sorties du RMI et conclut que les dits contrats accroissent la probabilité d'obtention d'un CES ou autres emplois aidés.

Le constat qui peut être fait est le suivant : les allocataires du RMI à la recherche d'un emploi trouvent le plus souvent des emplois "précaires" (CES, CDD...), la proportion étant plus forte que chez les chômeurs non-allocataires. (Afsa et Guillemot (1999) donnent la proportion de 69% d'emplois "précaires" pour les anciens allocataires du RMI, contre 51.1% pour les non-allocataires. Or, le RMI est accompagné d'aides à la réinsertion sociale axées sur les emplois aidés (voir section II et Zoyem (1999)).

La question à laquelle nous essaierons de répondre est la suivante : ces aides accompagnant l'allocation du Revenu Minimum d'Insertion sont-elles trop focalisées sur les emplois aidés, ou sont elles au contraire adaptées à la faible employabilité des allocataires?

L'objectif est de préciser l'influence qu'exerce la perception du Revenu Minimum d'Insertion sur la probabilité de sortie du chômage des agents ; et ce en distinguant trois états de sortie possibles : contrats à durée indéterminée et emploi "à son compte", contrats à durée déterminée et stages, inactivité. Cette analyse par type de sortie du chômage permettra d'apprécier indirectement l'effet des aides à la réinsertion sociale liées au RMI.

L'analyse économétrique sera faite sur la base des données fournies par les fichiers français du *Panel communautaire des ménages* d'Eurostat (vagues 1994, 1995 et 1996). Elle sera conduite dans le cadre des modèles de durées semi-paramétriques.

La section 2 présentera les caractéristiques du Revenu Minimum d'Insertion ; la section 3 sera consacrée à la présentation des données utilisées.

Le modèle empirique sera présenté dans la section 4, et enfin l'interprétation des résultats sera faite dans les sections 5, puis nous conclurons dans la section 6.

II : Le RMI

La création du Revenu Minimum d'Insertion, en décembre 1988, comme mécanisme quasi-universel d'aide aux personnes sans ressources, visait à prendre en charge des individus qui, touchés par les phénomènes de "nouvelle pauvreté" et en raison de leur situation atypique, se trouvent en lisière de la protection sociale.

Ce dispositif en complète d'autres, plus anciens, adressés à des catégories particulières de la population : allocation aux adultes handicapés (AHH), allocation de parent isolé (API), allocation de solidarité spécifique (ASS), minimum vieillesse...

Le RMI a été mis en place à partir de deux principes : le principe de citoyenneté qui accorde à tous le droit à un minimum vital, et le principe de responsabilité qui définit un ensemble d'obligations réciproques entre la société et les individus qui la composent.

Le caractère universel du RMI est renforcé par l'accès à un ensemble de droits sociaux visant à fournir aux allocataires les bases d'une réinsertion sociale et professionnelle. Dans ce cadre, les allocataires doivent (en principe) signer un "contrat d'insertion" avec la Commission Locale d'Insertion. Près de 90% des contrats signés portent sur la recherche d'emploi et la formation professionnelle² (pour plus de détails, voir Zoyem 1999).

La perception du RMI est uniquement liée à deux critères : un critère d'âge qui stipule que les bénéficiaires doivent avoir au moins 25 ans, et un critère de ressources calculées sur la composition du ménage auquel appartient l'agent (cf. tableau 1). Le montant de l'allocation reçue par les individus est défini comme la différence entre le plafond de ressources et les revenus du ménage³.

² Les contrats peuvent également porter sur l'accès aux soins de santé, l'accès au logement ou sur l'aide aux démarches administratives.

³ Les prestations non prises en compte pour calculer le montant du RMI sont:

- les allocations pour jeune enfant, spéciale d'attente, de rentrée scolaire et d'éducation spéciale,
- les bourses d'études scolaires,
- les remboursements des soins,
- les indemnités en nature pour maladie, accident du travail,
- le capital décès versé pour un proche par la Sécurité sociale,
- la majoration pour âge des allocations familiales.

Seule une partie de l'allocation logement à caractère familial, de l'allocation logement à caractère social et de l'aide personnalisée au logement est prise en compte.

L'allocation du Revenu Minimum d'Insertion peut être cumulée avec des revenus d'activité de manière totale pendant trois mois, puis de manière partielle (avec deux seuils de dégressivité) pendant 12 mois.

Si l'agent a travaillé moins de 750 heures au terme du 4e trimestre suivant la 1ère révision trimestrielle et si son parcours d'insertion le nécessite, le Préfet ou le directeur de l'organisme payeur peut décider de prolonger le cumul partiel pour les trimestres de droits suivants. Le cumul cesse lors de la 1ère révision trimestrielle après que le seuil des 750 heures a été atteint.

Tableau 1 :
Montant garanti par le RMI (y compris forfait logement).

Nombre d'enfants	Personne seule	Couple
0	2502,30 FF	3753,45 FF
1	3753,45 FF	4504,14 FF
2	4504,14 FF	5254,83 FF
Par enfant supplémentaire	+ 1000,92 FF	

Source : Commissariat Général du Plan (2000)

Depuis sa mise en place, on a assisté à une forte croissance du nombre des allocataires, passant de 422000 en 1990 à 903800 en 1996 pour la France métropolitaine.

Ceci découle non seulement de la dégradation du marché du travail dans un contexte de croissance ralentie depuis 1990 mais aussi de la redéfinition plus restrictive des règles de prise en charge des demandeurs d'emploi par les régimes d'assurance chômage (mise en place de l'allocation unique dégressive en juillet 1992).

Rendus éligibles à sa perception par un critère de ressources et d'âge, les bénéficiaires du Revenu Minimum d'Insertion seraient, pour une part importante, des demandeurs d'emploi non ou mal couverts par le régime d'assurance chômage (Jacobzone, 1996).

Jacobzone (1996) montre que le flux des chômeurs non indemnisés se répercute sur celui des allocataires du RMI avec un retard d'un à deux trimestres. Cela contribue à une mutation du RMI, appelé à devenir une nouvelle composante des mécanismes d'indemnisation ; composante couvrant notamment les jeunes adultes en attente d'un premier emploi, les chômeurs ayant épuisé leurs droits à l'indemnisation ou ayant occupé des emplois de courte durée n'ouvrant pas le droit à des bénéfices d'allocations chômage proprement dites.

De mécanisme conçu, à l'origine, comme dernier filet de sécurité et moyen de combler les failles du système de protection sociale, le RMI dérive, pour un grand nombre de ses bénéficiaires, vers une couverture chômage particulière, ce qui pose dès lors le problème de son impact sur les comportements d'offre de travail des personnes qui en sont bénéficiaires.

Plus précisément, la question traitée ici concerne la neutralité des aides à la réinsertion sociale (passant principalement par l'aide au retour à l'emploi) : ces programmes d'aides prennent-ils bien en compte le niveau d'employabilité des allocataires, leur permettant ainsi d'améliorer leurs chances d'accès aux types d'emplois vers lesquels ils auraient le plus de chances de transiter, ou vont-elles les orienter trop systématiquement vers des emplois aidés ou à durée déterminée ?

III : Les données

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'échantillon français *du Panel Communautaire des Ménages* d'Eurostat pour les vagues 1994 à 1996. Cette enquête longitudinale permet de retracer l'historique des agents sur le marché du travail sur 48 mois (de janvier 1993 à décembre 1996) grâce à des calendriers rétrospectifs. Outre les situations sur le marché du travail, il est également possible de reconstituer les chroniques de revenus sur la même période, et notamment les épisodes de perception du Revenu Minimum d'Insertion.

Si ces calendriers rétrospectifs permettent de reconstituer de longs historiques, ils ont le désavantage de pouvoir comporter des erreurs de mémoire de la part des personnes interrogées et de présenter des incohérences entre plusieurs vagues du panel (voir annexe 2).

Après élimination des épisodes de chômage censurés à gauche (c'est-à-dire ceux en cours en janvier 1993), 3236 épisodes de chômage (connus par 2038 individus) ont été retenus pour l'analyse, dont 1145 (soit 35.36%) sont censurés à droite, 496 (15.33%) se terminent par l'obtention d'un emploi stable, 1408 (43.51%) par l'obtention d'un emploi plus précaire, et enfin 187 (5.78%) par l'inactivité. Parmi ces 3236 épisodes de chômage, 127 contiennent un ou plusieurs épisodes de perception du RMI. Le choix des épisodes de chômage plutôt que des individus comme unité d'analyse revient à supposer que les différents épisodes de chômage connus par un même individu sont indépendants entre eux.

Les variables retenues dans l'analyse reflètent les caractéristiques individuelles pouvant influencer les durées de chômage des individus. On peut les classer en trois grandes catégories : tout d'abord les caractéristiques socio-économiques générales telles que l'âge à la fin de l'épisode de chômage, le sexe, la nationalité, la présence d'enfants au sein du ménage. Puis les conditions de fin de la précédente période d'emploi : licenciement, fin de contrat à durée déterminée... Et enfin les caractéristiques affectant plus directement le processus de recherche d'emploi : type d'études effectuées, les passages par le Revenu Minimum d'Insertion au cours de l'épisode de chômage.

Le tableau 2 donne quelques statistiques descriptives de l'échantillon utilisé.

Tableau 2 :
Statistiques descriptives.

Variable	Moyenne	Ecart-type
Femme	0.497	0.500
Age à la fin de l'épisode	31.208	10.368
Nationalité française	0.889	0.314
Pas d'études	0.054	0.227
Etudes techniques	0.450	0.497
Etudes générales	0.323	0.468
Etudes supérieures	0.171	0.376
Jamais travaillé	0.025	0.157
Licencié	0.189	0.391
Démission	0.084	0.278
Fin de CDD	0.391	0.488
Autres raisons (non déclaré)	0.311	0.463
Présence d'enfants au foyer	0.388	0.487
Passage par le RMI	0.040	0.194

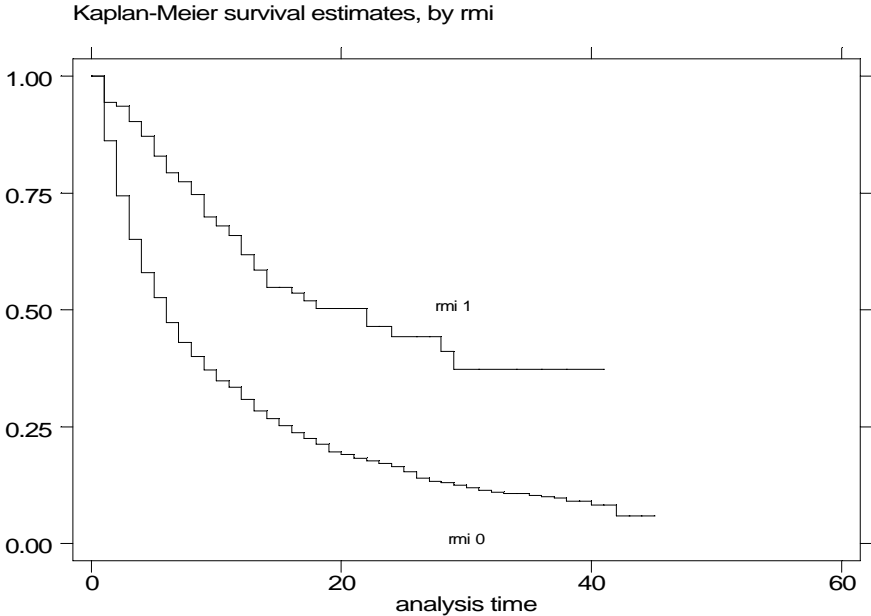
Il faut noter le faible nombre d'épisodes de chômage comprenant un ou plusieurs passages par le RMI dans notre échantillon. Ceci est dû en partie à l'élimination des épisodes de chômage censurés à gauche (c'est-à-dire en cours en janvier 1993) ; le taux de passage par le RMI devient plus important (6%) si l'on tient compte de ces épisodes (qui sont en moyenne plus longs, et qui ont donc plus de chances de contenir un passage par le RMI). Une seconde explication de ce faible taux de RMIstes pourrait être une sous-déclaration de la perception de cette allocation.

Nous ne disposons pas non plus dans cette base de variables indiquant la signature de contrats d'insertions par les allocataires du RMI, ni du type de contrat éventuellement signé,

cependant, Zoyem (1999) indique que la grande majorité (près de 90%) des contrats signés comportent au moins une partie liée au retour à l'emploi.

L'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier, calculé pour les allocataires du RMI (rmi=1) et pour les non-allocataires (rmi=0) montre que les allocataires ont une fonction de survie nettement supérieure : ces derniers ont 50% de chances de connaître un épisode de chômage supérieur à 18 mois, tandis que pour les non-RMIstes, l'épisode médian est de 6 mois (Graphique 1)

Graphique 1 :
L'estimateur de Kaplan-Meier



IV : Le modèle économétrique

L'analyse empirique de l'effet de la perception du RMI sera menée dans le cadre des modèles de durée⁴. On cherche à modéliser le taux de hasard, c'est-à-dire le taux instantané de sortie du chômage au temps t , sachant que l'on n'en est pas sorti précédemment.

Il s'agit d'une forme réduite du modèle théorique du *Job Search* où l'agent au chômage fait face à une distribution des salaires offerts et à un taux d'arrivée des offres. Sa stratégie optimale sera alors de déterminer un salaire de réserve, et de n'accepter une offre que si elle est supérieure à ce dernier. Dans ce cadre, le taux de sortie correspond à la probabilité instantanée de recevoir une offre, multipliée par la probabilité que celle-ci soit acceptable.

Les données dont nous disposons étant discrètes par nature (les situations sur le marché du travail étant observées mois par mois), et puisque nous cherchons à distinguer l'effet des régresseurs selon le type de sortie du chômage, nous retiendrons ici une spécification semi-paramétrique avec risques concurrents⁵ (voir encadré 1), un terme d'hétérogénéité inobservée sera ensuite inclus afin de contrôler pour les caractéristiques inobservables des individus.

Spécification du hasard de base

La spécification constante par morceaux retenue ici a un hasard de base constant dans des intervalles de deux mois du 1^{er} au 22^{ème} mois, puis dans des intervalles de six mois du 23^{ème} au 34^{ème} mois, et enfin constant jusqu'au 45^{ème} mois.

Résultats escomptés

Les coefficients estimés représentent l'influence de la variable explicative sur le taux de hasard vers l'issue considérée.

Si l'influence du RMI est neutre toutes choses égales par ailleurs vis-à-vis de la destination de sortie du chômage, on va avoir une égalité des coefficients associés à la perception du RMI. A contrario, une différence entre les coefficients estimés indiquera que la perception du RMI n'est pas neutre.

⁴ Les différents modèles de durées sont présentés dans l'encadré 1.

⁵ Nous avons distingué ici trois types de sorties possibles : les sorties vers un emploi stable (CDI, emploi à son compte), les sorties vers un emploi plus précaire (CDD, stages...), et enfin les sorties vers l'inactivité.

Encadré 1 : Modèles de durée

1) Modèles paramétriques et semi-paramétriques

On se place dans le cadre des modèles à hasard proportionnel où un hasard "de base" est déplacé par le vecteur des caractéristiques individuelles. Le modèle s'écrit :

$I(t/x_i) = I_0(t) \exp(x_i' \mathbf{b})$ où t est la durée de l'épisode de chômage, $I_0(t)$ est le hasard "de base", x_i est le vecteur des caractéristiques individuelles et β est le vecteur des paramètres à estimer.

La survie, qui se définit comme la probabilité que la durée de chômage soit supérieure ou

égale à t s'écrit : $S(t/x_i) = \exp\left(-\int_0^t I(t/x_i) dt\right)$

La Log-vraisemblance de l'échantillon va alors s'écrire :

$LL = \sum_N [d_i \ln(\hat{\theta}(t/x_i)) + \ln(S(t/x_i))]$ où d_i est une indicatrice prenant la valeur 1 si l'épisode est complet, et 0 si il est censuré à droite.

On a ici implicitement supposé que les sorties du chômage sont observées de façon continue. Cette approche a deux inconvénients majeurs : elle ne tient pas compte du fait que les données sont collectées de façon discrète (ici tout les mois), et elle oblige l'analyste à spécifier une loi paramétrique pour le hasard de base ; un mauvais choix de cette loi aboutira à des estimateurs biaisés. Une solution alternative est de considérer l'intervalle de temps au cours duquel l'individu est sorti du chômage (si l'agent se déclare chômeur au temps $t-1$, et employé au temps t , alors on sait qu'il est sorti du chômage durant l'intervalle $[t-1, t)$). On parle alors de modèles semi-paramétriques, qui ont l'avantage de prendre en compte le caractère discret de beaucoup de données et permet de ne pas avoir à imposer de loi sur le hasard, autorisant donc une plus grande flexibilité. De plus, ce type de modèles facilite l'inclusion de variables explicatives variant avec le temps.

2) Modèles semi-paramétriques sans hétérogénéité inobservée

Les sorties du chômage ne sont observées que dans des intervalles de temps disjoints $j = [a_{j-1}, a_j)$.

La probabilité de sortie du chômage durant l'intervalle j s'écrit :

$$\Pr(T \in [a_{j-1}, a_j)) = \Pr(T \geq a_{j-1}) - \Pr(T \geq a_j) = S(a_{j-1}) - S(a_j)$$

Encadré 1 (suite)

Le taux de hasard durant l'intervalle j , c'est-à-dire la probabilité de sortie au cours du $j^{\text{ème}}$ intervalle, sachant que l'on n'était pas sorti précédemment s'écrit donc :

$$\Pr(T \in [a_{j-1}, a_j) / T \geq a_{j-1}) = \frac{S(a_{j-1}) - S(a_j)}{S(a_{j-1})} = 1 - \frac{S(a_j)}{S(a_{j-1})}$$

On peut montrer que le taux de hasard durant l'intervalle j s'écrit alors :

$$I_j(x_i) = 1 - \exp[-\exp(x_i' \mathbf{b} + \mathbf{g})] \text{ avec } \mathbf{g} = \ln \int_{a_{j-1}}^{a_j} I_0(t) dt$$

Les γ_j sont traités comme des paramètres à estimer directement et s'interprètent comme le logarithme du hasard intégré sur le $j^{\text{ème}}$ intervalle.

La Log-vraisemblance de l'échantillon va s'écrire :

$$LL = \sum_N \left[d_j \ln \left(\frac{\ddot{e}_j(x_i)}{1 - \ddot{e}_j(x_i)} \right) + \sum_{j=1}^{t_j} \ln(1 - \ddot{e}_j(x_i)) \right] \text{ où } d_j \text{ est une indicatrice prenant la valeur 1 si}$$

l'épisode de chômage se termine durant l'intervalle a_j , et 0 sinon.

3) Avec hétérogénéité inobservée

On a supposé implicitement que toute l'hétérogénéité des agents était mesurée, et intégrée dans x_i . Or il est fort probable que de nombreuses variables (telles que la motivation des individus par exemple) soient inconnues de l'économètre, bien qu'elles influencent le processus de sortie du chômage. La non prise en compte de cette hétérogénéité inobservée peut entraîner un biais négatif dans l'estimation du paramètre de dépendance temporelle. Ce biais, dû au phénomène dit du "*mover-stayer*" peut être schématisé comme suit : si la population étudiée se compose de groupes homogènes ayant des hasards de base constants mais différents, alors la structure de la population restant au chômage va se modifier avec le temps, elle comportera de plus en plus d'individus ayant un taux de hasard faible (*stayers*), et de moins en moins d'individus ayant un taux de hasard élevé (*movers*). En conséquence, les paramètres de dépendance temporelle, au lieu d'indiquer un taux de hasard constant, indiqueront que celui-ci est décroissant du temps passé au chômage.

Encadré 1 (suite)

Afin de prendre en compte cette hétérogénéité des agents, on introduit dans l'équation du hasard un terme multiplicatif ε_i distribué selon une loi Gamma⁶ de moyenne 1 et de variance σ^2 .

Le hasard conditionnel à l'hétérogénéité s'écrit alors (dans le cas continu) :

$$I_i(t / x_i, \mathbf{e}_i) = I_0(t) \mathbf{e}_i \exp(x_i' \mathbf{b})$$

Comme le paramètre d'hétérogénéité est, par définition, inobservé, on doit intégrer le hasard sur ε pour obtenir le hasard inconditionnel.

La fonction de survie inconditionnelle discrete peut alors s'écrire (Meyer 1990, Jenkins 1997):

$$S(t / x_i) = \left[1 + \mathbf{s}^2 \sum_{j=1}^{t_i} \exp(x_i' \mathbf{b} + \mathbf{g}) \right]^{-\frac{1}{\mathbf{s}^2}}$$

Seule la variance du paramètre d'hétérogénéité est estimée. Le test de présence d'hétérogénéité inobservée revient à tester $\sigma^2=0$. Si σ^2 est significativement différent de zéro, alors on peut conclure à la présence d'une hétérogénéité inobservée influençant les sorties du chômage.

La Log-vraisemblance va s'écrire (Jenkins 1997) :

$$LL = \sum_N \ln\{(1 - d_i)A_i + d_i B_i\}$$

$$\text{avec : } A_i = \left[1 + \mathbf{s}^2 \sum_{j=1}^{t_i} \exp(x_i' \mathbf{b} + \mathbf{g}) \right]^{-\frac{1}{\mathbf{s}^2}}$$

$$B_i = \begin{cases} \left[1 + \mathbf{s}^2 \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(x_i' \mathbf{b} + \mathbf{g}) \right]^{-\frac{1}{\mathbf{s}^2}} - A_i & \text{si } t_i > 1 \\ 1 - A_i & \text{si } t_i = 1 \end{cases}$$

⁶ La densité de la loi Gamma est : $f_v(v) = \frac{\mathbf{q}}{\Gamma(\mathbf{a})} (\mathbf{q}v)^{\mathbf{a}-1} e^{-\mathbf{a}v}$ où $\Gamma(\mathbf{a}) = \int_0^{\infty} x^{\mathbf{a}-1} e^{-x} dx$

La moyenne et la variance d'une variable distribuée selon une loi Gamma sont : $E(v) = \frac{\mathbf{a}}{\mathbf{q}}$; $V(v) = \frac{\mathbf{a}}{\mathbf{q}^2}$.

Si on suppose une moyenne unité, on a $\mathbf{a} = \mathbf{q}$; et donc $f_v(v) = \frac{\mathbf{a}}{\Gamma(\mathbf{a})} (\mathbf{a}v)^{\mathbf{a}-1} e^{-\mathbf{a}v}$

Encadré 1 (suite et fin)

4) Le modèle à risques concurrents

La modélisation des risques concurrents permet de séparer l'effet des variables explicatives selon le type de sortie considéré ; elle autorise également des hasards de base différents selon le type de sortie.

On suppose que les agents peuvent transiter vers K états différents à l'issue de leurs épisodes de chômage. Ces durées latentes sont notées T_k (elles correspondent aux durées qui auraient été observées si l'issue k était la seule vers laquelle les agents pouvaient sortir) ; seules les durées les plus courtes T_k^* sont observées (on n'observe en effet que la transition arrivant en premier, l'épisode est considéré comme censuré vis-à-vis des autres transitions possibles).

En supposant que les durées latentes T_k sont indépendantes, la Log-vraisemblance pour l'échantillon s'écrit :

$$LL = \sum_N \sum_K \left[d_{jk} \ln \left(\frac{\ddot{e}_{jk}(t_i / x_i)}{1 - \ddot{e}_{jk}(t_i / x_i)} \right) + \sum_{j=1}^{t_i} \ln(1 - \ddot{e}_{jk}(t_i / x_i)) \right] \text{ (sans hétérogénéité inobservée)}$$

$$\text{et } LL = \sum_N \sum_K \ln \{ (1 - d_{ik}) A_{ik} + d_{ik} B_{ik} \} \text{ (avec hétérogénéité inobservée)}$$

où d_{jk} est une indicatrice prenant la valeur 1 si l'épisode i se termine par l'issue k, et 0 sinon.

$$\text{Et où } A_{ik} = \left[1 + s_k^2 \sum_{j=1}^{t_i} \exp(x_i' \mathbf{b}_k + \mathbf{g}_k) \right]^{-\frac{1}{s_k^2}}$$

$$B_{ik} = \begin{cases} \left[1 + s_k^2 \sum_{j=1}^{t_i-1} \exp(x_i' \mathbf{b}_k + \mathbf{g}_k) \right]^{-\frac{1}{s_k^2}} - A_{ik} & \text{si } t_i > 1 \\ 1 - A_{ik} & \text{si } t_i = 1 \end{cases}$$

5) Interprétation des coefficients.

Soit β_1 le coefficient associé à la variable X_1 pour la sortie k, alors le taux de hasard vers l'issue k est multiplié par $\exp(\beta_1) * X_1$.

V : Résultats

Le tableau 2 présente les résultats du modèle constant par morceaux sans terme d'hétérogénéité inobservée, et le tableau 3 les résultats du modèle incluant le terme d'hétérogénéité.

Nous commenterons d'abord les résultats du modèle sans hétérogénéité inobservée, puis nous discuterons des changements induits par l'introduction dans le modèle du terme d'hétérogénéité inobservée.

Les variables γ_2 à γ_{14} sont les dummies temporelles définissant le hasard de base (γ_1 n'a pas été incluse pour éviter la colinéarité parfaite avec le terme constant). Le hasard de base au temps t (où tous les régresseurs sont fixés à zéro) est donné par : $I_0(t) = 1 - \exp(-\exp(\mathbf{b}_t + C))$ où β_t est le coefficient associé à γ_t et C est la constante (voir les graphiques 2 et 3).

Le hasard de base pour les sorties vers les CDD semble globalement décroissant du temps passé au chômage, principalement sur les 12 premiers mois. On peut y voir un effet de perte en capital humain des chômeurs, ainsi qu'un signal négatif envoyé par les chômeurs de longue durée envers leurs employeurs potentiels. Cette décroissance du hasard de base reste présente, quoique moins marquée, lorsque l'on inclut un terme d'hétérogénéité inobservée.

Les sorties vers des CDI semblent être affectées d'un hasard de base légèrement décroissant, alors que celui correspondant aux sorties vers l'inactivité est plutôt croissant (lorsqu'on inclut un terme d'hétérogénéité, on observe une brusque hausse du hasard entre le 19^{ème} et le 24^{ème} mois).

Effets des variables socioculturelles

Le sexe des individus a une influence contrastée selon l'état de sortie considéré. En effet, si le fait d'être une femme semble réduire significativement les intensités de transition vers l'emploi, ce phénomène est plus marqué pour les sorties vers un emploi stable que pour les sorties vers les emplois précaires. Cette différence pourrait provenir d'une plus forte propension des femmes à devoir quitter leur emploi (grossesses, mobilité du conjoint...). Cette tendance constituant un signal négatif plus fort pour les emplois à durée indéterminée que pour les CDD, où la date de cessation du contrat est connue par avance. Concernant les sorties vers l'inactivité, la non significativité du coefficient indique que le sexe n'a que peu d'effet sur le taux de hasard.

La nationalité française ne semble pas avoir d'effet significatif sur le taux instantané de sortie du chômage.

La présence d'enfants à charge (c'est-à-dire vivant sous le même toit) a un effet positif sur toutes les sorties, bien que seul le coefficient correspondant aux sorties vers l'emploi stable soit significatif.

L'âge de l'individu à la fin de la période de chômage (ou de la censure le cas échéant) diminue les intensités de transition vers toutes les sorties. Le coefficient est cependant plus négatif pour les sorties vers les CDD que vers les CDI, ce qui semble montrer que, pour les emplois stables, l'expérience acquise avec l'âge contrebalance en partie la perte d'efficacité et/ou de flexibilité.

Les conditions d'entrée au chômage

Les coefficients associés à la façon dont l'éventuel épisode d'emploi précédent a pris fin confirment en partie l'hypothèse d'un marché du travail "dual" où certains individus évoluent dans un marché primaire, caractérisé par des emplois stables et des salaires relativement élevés, tandis que d'autres évoluent dans un marché secondaire, composé d'emplois plus précaires et de salaires plus bas (nous n'observons ici bien sûr que la partie "durée du contrat de travail" de cette hypothèse).

En effet, les variables indiquant que l'individu a été licencié, ou qu'il a démissionné, sont affectées de coefficients de signes opposés selon l'état de sortie considéré. Dans le cas des sorties vers un emploi stable, les individus ayant été licenciés ou ayant démissionné, ont une intensité de transition plus forte que les individus ayant vu leur contrat à durée déterminée arriver à terme, tandis que pour les sorties vers un emploi plus précaire, un effet inverse est observé. Il est plausible de supposer que les individus licenciés bénéficiaient d'un CDI, et que leur licenciement a été dû, dans la majorité des cas, à des causes économiques, les entreprises préférant laisser les contrats à durée déterminée arriver à terme plutôt que de payer les indemnités de licenciement. De même, les personnes démissionnaires ont plus vraisemblablement quitté un emploi à durée indéterminée qu'un CDD.

Ces chômeurs issus du marché "primaire" vont avoir une probabilité plus forte d'y retourner que de transiter vers le marché secondaire. Au contraire, les personnes issues d'un CDD, c'est-à-dire du marché "secondaire", vont le plus vraisemblablement y retourner.

Ces résultats indiquent que le dualisme du marché du travail n'existe pas uniquement au sein des actifs occupés, mais qu'il s'étend également aux personnes à la recherche d'un emploi, impliquant que le passage d'un marché à l'autre est contingent à l'histoire des agents.

Les variables d'éducation

Avoir fait des études constitue un avantage indéniable pour les transitions vers l'emploi. La distinction entre études générales, techniques et supérieures nous permet de distinguer deux schémas différents selon le type de sortie : pour les sorties vers les CDD, il n'y a pas de différences significatives entre les études générales et supérieures (et même l'absence d'études), par contre les études techniques permettent d'accéder plus rapidement à ce type d'emplois. Pour les sorties vers les emplois stables, une hiérarchie apparaît nettement : les études supérieures viennent en tête, suivies par les études techniques, et enfin les études générales et les personnes sans diplômes.

La perception du Revenu Minimum d'Insertion

La perception du RMI, de par sa non décroissance et de par son caractère illimité dans le temps, diminue significativement le taux de hasard. Cependant, l'ampleur de cet effet diffère selon les types de sortie.

On constate tout d'abord que la perception du RMI réduit sensiblement la probabilité de sortie du marché du travail (voir les coefficients associés aux sorties vers l'inactivité). Il va donc permettre, comme l'avaient déjà noté Maurin et Torelli (1992), d'éviter les phénomènes de découragement des chômeurs en leur donnant les moyens de continuer leur recherche d'emploi. Cet effet est peut-être renforcé par le fait que les périodes passées au RMI ne permettent pas l'acquisition de droits à la retraite.

Cependant, il semble que les allocataires sortent plus facilement vers des emplois à durée déterminée que vers des CDI. Ceci laisse penser que les programmes d'aide à l'insertion liés à la perception du RMI vont diriger de manière un peu trop systématique les individus vers une recherche d'emplois "précaires". Zoyem (1999) note également que ces contrats favorisent la sortie du RMI vers les emplois aidés et les emplois à temps partiel : *"Les contrats d'insertion professionnelle favorisent la sortie du RMI à travers les dispositifs d'insertion destinés aux personnes en difficulté sur le marché de l'emploi [...] compte tenu des difficultés de la plupart des allocataires à accéder à un emploi ordinaire [...], les efforts d'insertion professionnelle sont plus tournés vers les CES [...] les allocataires qui s'adressent à l'ANPE y sont traités comme public prioritaire pour l'accès aux emplois aidés."*

Cependant, l'écart entre les coefficients est assez faible, ce qui implique que l'employabilité des allocataires du RMI est globalement bien prise en compte par les aides à la réinsertion, mais qu'un léger effet de la systématisation des aides (i.e. les aides poussent les individus à

sortir vers les CDD) persiste après avoir contrôlé pour les caractéristiques observables des individus.

Le terme d'hétérogénéité inobservée

L'introduction du terme d'hétérogénéité dans notre modèle (voir tableau 3) nous permet de constater, bien que seul le coefficient affectant les sorties dans leur ensemble soit significatif, que les facteurs inobservés influençant les sorties vers les CDD ont une variance plus forte que ceux influençant les sorties vers les CDI.⁷

L'ajout du terme d'hétérogénéité a deux types d'effets sur les paramètres estimés de notre modèle : tout d'abord on observe une hausse du hasard de base, typique d'un problème de *mover/stayer* (voir encadré 1) ; hausse particulièrement marquée pour les sorties vers l'inactivité. On remarque ensuite que les coefficients estimés de la perception du RMI pour les sorties vers les CDD se rapproche de celui concernant les sorties vers les CDI : l'effet attribué aux aides à la réinsertion sociale liées au RMI est quasiment neutre quant à la destination de sortie du chômage, seul un "effet résiduel" persiste.

⁷Les caractéristiques inobservables influençant les sorties vers l'emploi peuvent être par exemple la présence d'un réseau professionnel ou encore la facilité à conduire un entretien d'embauche.

Si on suppose que ces facteurs sont les mêmes pour les deux types de sorties, alors il est possible que certains allocataires sortant vers les CDD aient eu des caractéristiques inobservables leur permettant d'obtenir un CDI.

Tableau 2 :
Résultats sans hétérogénéité

Variables	CDD Coefficient (Ecart-type)	CDI Coefficient (Ecart-type)	Inactivité Coefficient (Ecart-type)	Toutes Coefficient (Ecart-type)
<i>Dummies temporelles</i>				
γ_2	-0.2545** (0.0718)	0.4987** (0.1251)	0.1040 (0.2349)	-0.0620 (0.0596)
γ_3	-0.3355** (0.0868)	0.2516 (0.1540)	0.3803 (0.2433)	-0.1597* (0.0717)
γ_4	-0.5575** (0.1103)	0.3636* (0.1706)	0.3119 (0.2774)	-0.2804** (0.0868)
γ_5	-0.7729** (0.1375)	0.4984** (0.1835)	0.2610 (0.3108)	-0.3645** (0.1017)
γ_6	-0.5981** (0.1448)	-0.1228 (0.2679)	0.1714 (0.3551)	-0.4491** (0.1195)
γ_7	-0.5502** (0.1652)	0.5999** (0.2310)	0.4674 (0.3569)	-0.1880 (0.1243)
γ_8	-0.8355** (0.2187)	0.4986 (0.2772)	0.2524 (0.4416)	-0.4076** (0.1583)
γ_9	-0.5083* (0.2197)	0.4029 (0.3339)	-0.5596 (0.7276)	-0.3278 (0.1776)
γ_{10}	-0.7713** (0.2826)	0.1513 (0.4232)	0.6116 (0.4802)	-0.4159* (0.2098)
γ_{11}	-0.9167** (0.3375)	-0.0429 (0.5127)	0.6022 (0.5302)	-0.5395* (0.2469)
γ_{12}	-0.8659** (0.2426)	0.1209 (0.3524)	0.8588* (0.3641)	-0.4069* (0.1718)
γ_{13}	-0.9639* (0.3837)	-0.6448 (0.7170)	0.4332 (0.6056)	-0.7272* (0.2944)
γ_{14}	-0.9969 (0.5801)	0.5032 (0.5910)	0.1750 (1.0157)	-0.4602 (0.3820)
<i>Variables socioculturelles</i>				
Femme	-0.1605** (0.0547)	-0.3269** (0.0934)	-0.2205 (0.1504)	-0.2129** (0.0450)
Français	0.0147 (0.1039)	-0.1818 (0.1626)	0.3756 (0.2960)	-0.0047 (0.0839)
Présence d'enfants	0.0472 (0.0629)	0.1760 (0.1027)	0.2029 (0.1669)	0.0940 (0.0511)
Age	-0.0192** (0.0033)	-0.0112* (0.0051)	-0.0226** (0.0084)	-0.0177** (0.0026)
<i>Circonstances d'entrée au chômage (ref=fin de CDD)</i>				
Jamais travaillé	-0.6492** (0.1677)	-0.0350 (0.3295)	-0.2158 (0.3704)	-0.5095** (0.1379)
Licencié	-1.0705** (0.1106)	0.3256 (0.1736)	-0.3051 (0.2340)	-0.6735** (0.0827)
Démission	-0.7033** (0.1332)	0.4812* (0.2122)	0.4294 (0.2486)	-0.3216** (0.0997)
Autre	0.4518** (0.0621)	1.6175** (0.1401)	0.2981 (0.1912)	0.6925** (0.0536)
<i>Education (ref=éducation générale)</i>				
Pas d'études	-0.0281 (0.1468)	-0.3776 (0.2724)	0.2532 (0.3798)	-0.0876 (0.1220)
Technique	0.2337** (0.0625)	0.2572* (0.1132)	-0.4682** (0.1702)	0.1831** (0.0519)
Supérieure	-0.0353 (0.0865)	0.8186** (0.1251)	-0.1836 (0.2148)	0.1947** (0.0666)
<i>Autres variables</i>				
RMI	-0.5375** (0.1756)	-0.5813* (0.2960)	-0.8432 (0.5094)	-0.5986** (0.1461)
Constante	-1.7898** (0.1573)	-4.5532** (0.2743)	-4.4290** (0.4405)	-1.7339** (0.1288)

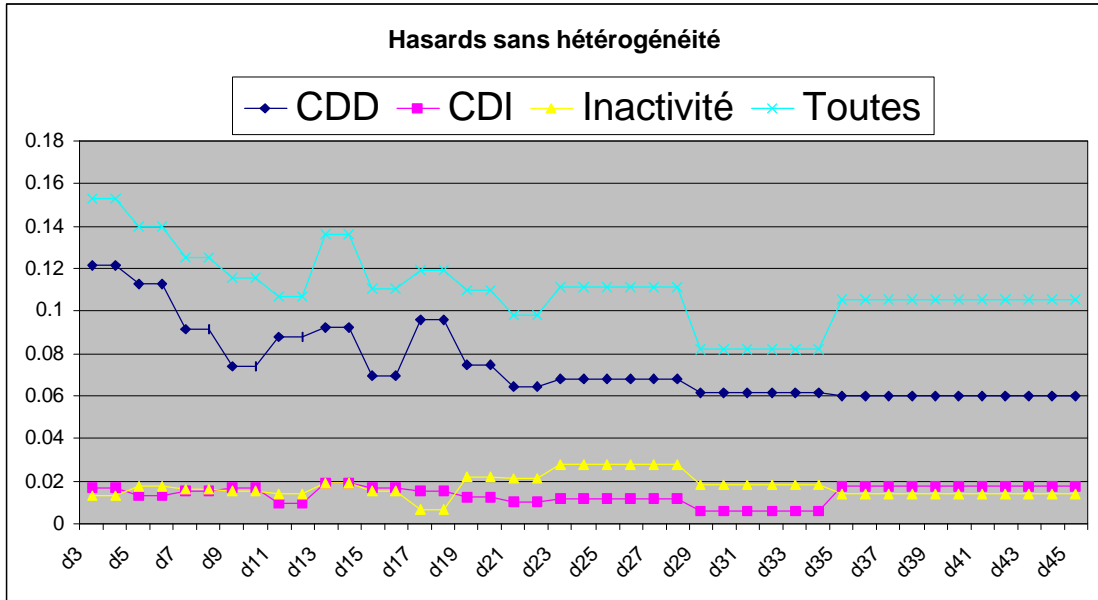
Les coefficients en gras sont significatifs, s'ils sont suivis de(*), ils le sont au seuil de 5%, s'ils sont suivis de (**), ils le sont au seuil de 1%.

Tableau 3 :
Résultats avec hétérogénéité

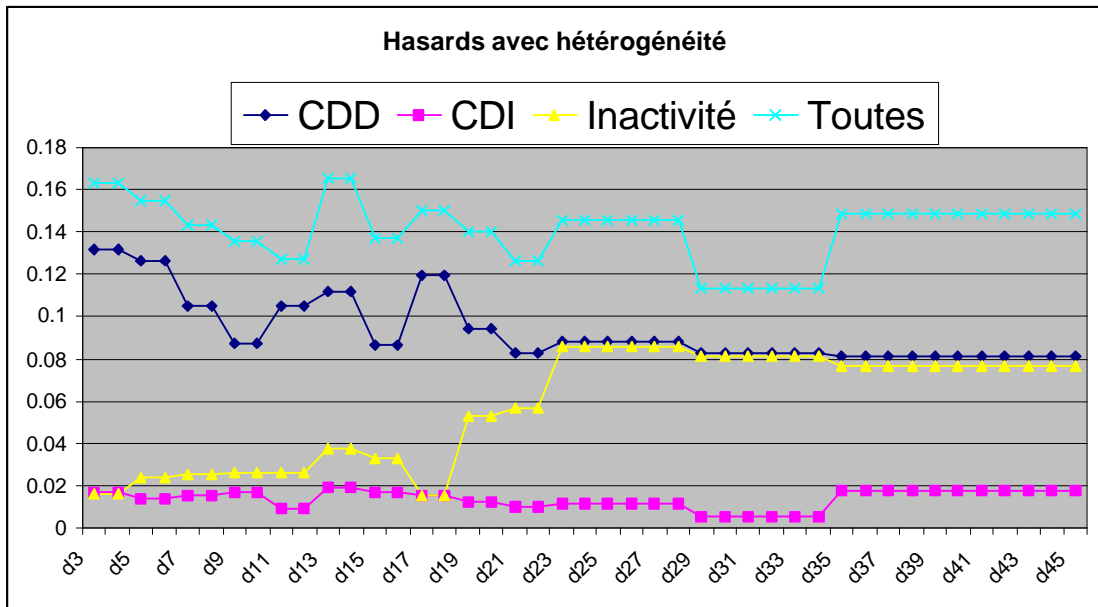
Variables	CDD Coefficient (Ecart-type)	CDI Coefficient (Ecart-type)	Inactivité Coefficient (Ecart-type)	Toutes Coefficient (Ecart-type)
<i>Dummies temporelles</i>				
γ_2	-0.2046* (0.0853)	0.4990** (0.1267)	0.1898 (0.2495)	-0.0081 (0.0687)
γ_3	-0.2484* (0.1179)	0.2521 (0.1587)	0.5832 (0.3074)	-0.0633 (0.0937)
γ_4	-0.4433** (0.1517)	0.3645* (0.1789)	0.6355 (0.4025)	-0.1496 (0.1189)
γ_5	-0.6384** (0.1841)	0.4995** (0.1958)	0.6777 (0.4831)	-0.2079 (0.1406)
γ_6	-0.4491* (0.1982)	-0.1217 (0.2777)	0.6704 (0.5647)	-0.2754 (0.1606)
γ_7	-0.3803 (0.2259)	0.6012* (0.2445)	1.0399 (0.6157)	0.0059 (0.1725)
γ_8	-0.6517* (0.2750)	0.5000 (0.2927)	0.8986 (0.7215)	-0.1952 (0.2054)
γ_9	-0.3113 (0.2826)	0.4044 (0.3481)	0.1316 (0.9526)	-0.0997 (0.2260)
γ_{10}	-0.5622 (0.3400)	0.1530 (0.4358)	1.3814 (0.8397)	-0.1724 (0.2574)
γ_{11}	-0.6981 (0.3914)	-0.0412 (0.5238)	1.4540 (0.9296)	-0.2848 (0.2925)
γ_{12}	-0.6326* (0.3217)	0.1228 (0.3711)	1.8896 (0.9826)	-0.1314 (0.2413)
γ_{13}	-0.6987 (0.4541)	-0.6426 (0.7301)	1.8301 (1.3856)	-0.4010 (0.3565)
γ_{14}	-0.7200 (0.6369)	0.5056 (0.6099)	1.7675 (1.7994)	-0.1114 (0.4410)
<i>Variables socioculturelles</i>				
Femme	-0.1628** (0.0586)	-0.3270** (0.0937)	-0.3068 (0.2030)	-0.2219** (0.0490)
Français	0.0138 (0.1104)	-0.1818 (0.1631)	0.3649 (0.3694)	-0.0049 (0.0901)
Présence d'enfants	0.0462 (0.0675)	0.1759 (0.1031)	0.1234 (0.2260)	0.0880 (0.0555)
Age	-0.0201** (0.0036)	-0.0112* (0.0051)	-0.0224* (0.0100)	-0.0185** (0.0028)
<i>Circonstances d'entrée au chômage (ref=fin de CDD)</i>				
Jamais travaillé	-0.7304** (0.1923)	-0.0351 (0.3299)	-0.0644 (0.4970)	-0.5744** (0.1526)
Licencié	-1.1395** (0.1318)	0.3255 (0.1738)	-0.4839 (0.3326)	-0.7406** (0.0974)
Démission	-0.7538** (0.1472)	0.4813* (0.2125)	0.6539 (0.3931)	-0.3550** (0.1087)
Autre	0.4830** (0.0719)	1.6182** (0.1464)	0.3291 (0.2408)	0.7439** (0.0649)
<i>Education (ref=éducation générale)</i>				
Pas d'études	-0.0374 (0.1568)	-0.3775 (0.2725)	0.3488 (0.4918)	-0.0849 (0.1314)
Technique	0.2439** (0.0674)	0.2574* (0.1141)	-0.5972** (0.2313)	0.1980** (0.0566)
Supérieure	-0.0470 (0.0924)	0.8190** (0.1277)	-0.2747 (0.2779)	0.2004** (0.0720)
<i>Autres variables</i>				
RMI	-0.5599** (0.1840)	-0.5812 (0.3076)	-1.0273 (0.5961)	-0.6193** (0.1532)
Constante	-1.7531** (0.1712)	-4.5537** (0.2762)	-4.2984** (0.5520)	-1.7183** (0.1393)
<i>Variance du paramètre d'hétérogénéité</i>				
σ^2	0.1928 (0.1774)	0.0038 (0.1654)	4.7710 (4.3121)	0.1418 (0.0860)

Les coefficients en gras sont significatifs, s'ils sont suivis de (*), ils le sont au seuil de 5%, s'ils sont suivis de (**), ils le sont au seuil de 1%.

**Graphique 2 :
Hasards sans hétérogénéité**



**Graphique 3 :
Hasards avec hétérogénéité**



VI : Conclusion

Cette étude a cherché à évaluer l'impact de la perception du Revenu Minimum d'Insertion sur le comportement d'offre de travail des agents qui en sont bénéficiaires.

A cette fin, un modèle de durées semi-paramétrique à risques concurrents incluant un terme d'hétérogénéité inobservée a été estimé à partir des données du *Panel Communautaire des Ménages* d'Eurostat de 1994, 1995 et 1996.

Les résultats obtenus montrent que le RMI permet de réduire la probabilité de sortie du marché du travail et d'éviter les phénomènes de découragement des chômeurs. Cependant, comme toute allocation, le RMI tend à faire augmenter les durées de chômage des agents, et elle le fait ici de façon légèrement plus marquée pour les sorties vers des emplois stables. Bien que nous ayons montré qu'elles correspondent globalement au niveau d'employabilité des allocataires, on peut se demander si les aides à la réinsertion liées à la perception du RMI ne sont pas un peu trop systématiquement orientées vers la recherche d'emplois "précaires", enfermant ainsi certains allocataires dans un marché du travail "secondaire". Il semble en effet que l'accès à un emploi stable soit en partie conditionné par l'histoire des agents sur le marché du travail, et que par conséquent une insertion durable des allocataires du RMI serait favorisée par un meilleur accès à l'emploi stable. L'efficacité des aides à la réinsertion pourrait être améliorée par une plus grande prise en compte des caractéristiques individuelles des allocataires plutôt que par une politique trop systématique d'accès aux CES et autres emplois précaires.

La similarité des résultats avec ceux d'une étude précédente (Terracol, 2000) confirme leur robustesse à un changement de base de données, de spécification du modèle, et de période d'étude.

Annexe 1 : Construction de la base.

Afin de corriger les incohérences entre les différentes vagues du panel, ainsi que celles internes à chaque vague, la méthode suivante a été implémentée⁸.

- Incohérences entre les vagues :

Lorsque les calendriers d'activité ou de revenus diffèrent sur les mois ou les vagues du panel se recourent, les informations de la vague la plus récente sont retenues.

- Incohérences intra-vague :

Lorsque plusieurs types d'activités incompatibles se recourent pour un mois donné, l'ordre de préséance est le suivant : emploi à durée indéterminée, emploi à durée déterminée, chômage, inactivité.

La variable indicatrice de la perception du RMI a été construite comme suit :

Soit t le mois en cours, t_d le mois de début de perception de l'allocation du RMI, et t_f le mois de fin de perception, la variable RMI est alors : $\mathbf{I}(t_d \leq t \leq t_f)$

⁸ Voir Breuil-Genier et Rincent (2000)

Bibliographie

Afsa C. et Guillemot D. (1999) "Plus de la moitié des sorties du RMI se font grâce à l'emploi" *INSEE Première* n° 632

Bonnal L., Fougère D., Sérandon A. (1994) : "*L'Impact des Dispositifs d'Emploi sur le Devenir des Jeunes Chômeurs : une Evaluation sur Données Longitudinales*" *Economie et Prévision*, n°4, pp559-578

Breuil-Genier P et Rincent J.C. (2000) : "*Impact des Transitions entre Emploi et Chômage sur les Chroniques de Revenus*" INSEE mimeo.

Cases C. et Lollivier S. (1994) "Estimation d'un modèle de sortie du chômage à destinations multiples" *Economie et Prévision* n° 113-14, pp 177-187

Commissariat Général du Plan (2000) "Minima Sociaux, Revenus d'Activité, Précarité" La Documentation Française

Cox D.R. et Oakes D. (1984) "Analysis of Survival Data" *Monographs on Statistics and Applied Probability 21* Chapman and Hall eds

CSERC (1997) : "Minima sociaux, entre protection et insertion", Paris, *La Documentation Française*

D'Addio A.C. : "Unemployment Durations of French Young People" Communication à l'Atelier d'Economie du Travail, GRD 995 *Analyse des Données Quantitatives Individuelles en Economie du Travail*, 4 décembre 1998.

Florens J.P. ; Fougère D. et Mouchard M. (1996) "Duration Models" *The Econometrics of Panel Data : A Handbook of Theory with applications*. 2nd edition , pp 491-536

Hernæs E. ; Strøm S. (1996) "Heterogeneity and Unemployment Duration", *Labour* 10(2)

Jacobzone S. (1996) "Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective", *Economie et Prévision*, n°122 1996-1

Jenkins S.P. (1995) "Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1) pp 129-138

Jenkins S.P. (1997) "sbe 17 : Discrete Time Proportional Hazard Regression" in *Stata Technical Bulletin*, n°39, pp 22-32

Kiefer N.M (1988) "Economic duration Data and Hazard Functions" *Journal of Economic Literature* vol 26, pp 646-679

Lancaster T. (1979) "*Econometric Methods for the Duration of Unemployment*", *Econometrica*, 47, 4

Lancaster T. (1990) "The Econometric Analysis of Transition Data" *Econometric Society Monographs* Cambridge University Press

Maurin E. et Torelli C. (1992) "RMI et comportement sur le marché du travail" *Economie et Statistiques* n° 252,

McCall, J.J. (1970) "Economics of Information and Job Search" *Quarterly journal of Economics*, 84(1) , pp113-26

Meyer B.B (1990) "Unemployment Insurance and Unemployment Spells" *Econometrica*, vol 58, n°4 , pp 757-782

Terracol A. (2000) "Revenu minimum d'Insertion et Comportement de Sortie du Chômage", mimeo

Zoyem J.P. (1999) "Contrat d'insertion et sortie du RMI" *Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques INSEE* n°9909