

Evaluation des effets de l'intéressement Aubry  
sur l'activité des bénéficiaires des minima  
sociaux à la Réunion

Nadia ALIBAY, Nathalie PICARD, Alain TRANNOY

10 janvier 2006

# 1 Introduction

En juillet 2004, l'île de La Réunion détient un record parmi les régions françaises : celui du pourcentage de personnes couvertes<sup>1</sup> par un minima social le plus élevé, 29,2% contre 6% en métropole (cf. CNAF [4])<sup>2</sup>. En nombres absolus, les chiffres sont tout aussi impressionnants, il y avait toujours à la même date, 91959 bénéficiaires dont 75981 pour le seul RMI, ce dernier chiffre plaçant La Réunion en tête de tous les départements français. Ce phénomène est si important que La Réunion a été qualifiée de société de transferts [27]. Une telle situation trouve son origine dans une multitude de facteurs.

L'un de ces premiers facteurs correspond à la croissance de la population active induite par une fécondité dynamique conjuguée à une augmentation de la participation féminine. La Réunion souffre d'une pression démographique très importante puisque la population reste encore très jeune et ce, bien que la transition démographique soit amorcée. Ainsi, au recensement de 1999, les moins de 20 ans représentent 36% de la population réunionnaise alors que leur proportion est de 25% en métropole. Les plus de 60 ans ne représentent que 10% de la population réunionnaise contre 21% de la population métropolitaine. Entre 1990 et 1999, l'augmentation annuelle moyenne de la population a été de 1,9% dont 1,6% dû à l'excédent naturel et 0,3% dû au solde migratoire. A titre de comparaison, ces chiffres s'élèvent pour la France métropolitaine à 0,37%, 0,36% et 0,01%. L'excédent naturel conjugué au solde migratoire positif entraîne un flot d'arrivées sur le marché du travail. La situation est d'autant plus critique que le taux d'activité des femmes est en constante augmentation. Leur taux d'activité passe de 64% en 1990 à 71% en 1999. La situation démographique de l'île a donc des conséquences désastreuses en termes de chômage. Le taux de chômage est le plus important de toutes les régions françaises. Le tableau 1 donne les taux de chômage en 1998 et 2000.

Tab. 1 – Taux de chômage au sens du BIT à la Réunion et en Métropole, en 1998 et en 2000.

	1998		2000	
	Réunion	Métropole	Réunion	Métropole
Taux de chômage (%)	37.7	11.8	36.5	10
Hommes (%)	35.3	10.2	34.4	8.5
Femmes (%)	49.9	13.8	39.1	11.9

Source : INSEE (TER)

Face à cette abondante offre de travail, l'île souffre d'un manque d'emplois lié à une insuffisance de capital. La demande de travail de la part des secteurs privés et publics n'est pas suffisante bien que le taux de création d'emplois soit nettement supérieur à celui de la métropole. Par ailleurs, l'éloignement

<sup>1</sup>La proportion de personnes couvertes par la prestation, s'obtient en divisant le nombre de personnes couvertes (allocataire+conjoints+enfants) par la population INSEE multiplié par 100.

<sup>2</sup>De nombreux autres chiffres avancés dans cette thèse sont extraits des références CNAF [5] et INSEE [29] [22].

géographique par rapport à la France continentale ne donne pas à La Réunion le même potentiel d'emploi que les régions métropolitaines. Hormis le réseau national, l'île ne bénéficie pas non plus d'une attractivité régionale puisque les régions voisines (Maurice, Madagascar, etc.) ont des coûts de main d'œuvre relativement faibles. Ainsi, entre 1990 et 1999, chaque année, face en moyenne à de 7300 actifs nouveaux sur le marché du travail, 3000 ont trouvé un emploi. Les chiffres du dernier recensement nous donnent une évolution entre 1990 et 1999 de la population active ayant un emploi de 18,8% à La Réunion contre seulement 3% en France métropolitaine.

Enfin, face à cette inadéquation de l'offre de la demande de travail, les préférences dans l'espace consommation-loisir, le rôle des incitations financières proprement dites, à savoir le montant respectif des minima et du SMIC et leur possibilité de cumuls sont autant des facteurs aboutissant à la spécificité de La Réunion.

L'objectif de l'étude n'est pas de départager le rôle de chacun de ces facteurs dans la singularité réunionnaise, mais d'apporter des éléments supplémentaires sur l'activité des bénéficiaires des minima sociaux, population directement touchée par les divers facteurs précédemment énumérés. Notre objectif est simplement de chercher à savoir si les modifications législatives intervenues dans la possibilité de cumul ponctuelle d'un minimum social et d'une activité rémunérée à la faveur de la loi Aubry en 1998 ont été de nature à modifier si peu que ce soit les taux d'emploi des allocataires de minima sociaux. Cette possibilité de cumul est qualifiée de dispositif d'intéressement.

Hormis la situation économique particulière de l'île et l'opportunité d'évaluer le comportement d'activité des bénéficiaires des minima sociaux, l'apport de cet article est aussi de fournir des indicateurs aux pouvoirs publics quant à l'ampleur des effets des réformes qu'ils souhaitent faire adopter. Ces questions n'ont suscité que très récemment l'intérêt des économètres en France. Par exemple, on a remarqué que le gouvernement a été très surpris de l'augmentation du non-emploi des mères de deux enfants consécutive à la réforme de l'Allocation Parentale d'Education en 1994. Peu après, on note un intérêt scientifique croissant pour l'évaluation des politiques publiques. Laroque et Salanié [23], Afsa [1], Gurgand-Margolis [21], Gravel-Hagneré-Picard-Trannoy [19], Granier-Joutard [18], Piketty [26] font partie de ceux qui se sont intéressés de près à l'incitation financière à reprendre un emploi<sup>3</sup>. Plaquer les résultats obtenus en métropole en matière d'offre de travail semblerait faire fi des nombreuses différences qui existent dans la structure économique, dans celle des qualifications, et sans doute dans celle des préférences entre l'outremer et la métropole. On peut légitimement penser que ces populations réagissent différemment pour des raisons géographiques, historiques, institutionnelles et culturelles. Seule une étude portant sur La Réunion est de nature à tenir compte des fortes spécificités de ce DOM<sup>4</sup>. Aussi, quelques éléments concernant le mouvement d'activité des bé-

---

<sup>3</sup>L'article de Fleurbaey-Hagneré-Martinez-Trannoy [14], ainsi que les rapports du CERC [9] et du CSERC [10] [11] ont également été très instructifs sur ces questions.

<sup>4</sup>Pour une première évaluation en 1992, de l'Insertion des RMistes domiens, voir Vanleren-

néanmoins des minima sociaux suite à une réforme les incitant à reprendre une activité nous permettrait de comparer par rapport au comportement de la population métropolitaine et par extension, de savoir si les réformes mises en place pour la métropole sont susceptibles d'avoir les mêmes effets outremer.

La majorité des études réalisées pour la France métropolitaine concernant le retour à l'emploi sont basées sur une méthodologie alliant simulation et économétrie, sur des données telles que le Panel européen ou les Enquêtes emploi. Néanmoins, afin de corriger le biais dans les estimations, la méthode la plus efficace est celle des expériences naturelles. L'approche est la suivante : on compare deux groupes dont l'un est touché par une réforme et l'autre n'est pas touché par la réforme. On appelle généralement ce dernier groupe le groupe de contrôle, par opposition au groupe des individus traités appelé le groupe de traitement. Si le groupe de contrôle et le groupe de traitement sont identiques à tous points de vue excepté celui de la réforme, la différence de comportement n'est attribuable qu'à la réforme. Cependant, il faut s'assurer que les deux groupes soient comparables et prendre en compte tous les autres éléments pouvant expliquer l'évolution observée de la variable expliquée. Si les groupes sont différents, on peut alors procéder par la méthode de différences en différences. L'utilisation de ces méthodologies, relativement répandue dans les études étrangères, n'en est qu'à ses débuts en France. Au Canada, Card et Robins [8] ont pu estimer grâce à une véritable expérience naturelle l'effet du Self Sufficiency Project (SSP) sur l'emploi des bénéficiaires potentiels du SSP. Leur étude a porté sur le suivi de près de 2000 ménages dont la moitié s'est vue proposer le SSP, et l'autre non. Aux Etats-Unis, Eissa et Liebman [13] ont étudié les effets de l'extension de l'Earned Income Tax Credit (EITC) sur l'emploi des personnes ayant au moins un enfant à charge. Par ailleurs, Card et Krueger [7] ont étudié les effets du salaire minimum en comparant différents Etats à différents moments. Notre travail est assez comparable à celui élaboré par Piketty [26], dans la mesure où il essaie de tirer parti d'une expérience naturelle en matière des conditions de retour à l'emploi. En effet, l'étude de la réforme de l'Allocation Parentale d'Education a montré que 11,3% à 18% des femmes éligibles auraient pu être actives occupées si cette réforme n'avait pas eu lieu.

La loi Aubry de décembre 1998 aligne le régime d'intéressement des allocataires API sur celui des allocataires RMI. Les bénéficiaires du Revenu Minimum d'Insertion (RMIstes) ne subissent qu'un changement léger dans les modalités de l'intéressement alors que les bénéficiaires de l'allocation parent isolé (APIstes) bénéficient pour la première fois, en janvier 1999, d'un cumul possible entre revenus d'activité et allocations. De ce fait, on peut s'attendre à ce que l'emploi des APIstes (le groupe de traitement) progresse relativement plus vite que celles des RMIstes (groupe de contrôle) suite à la mise en vigueur de la loi Aubry, toutes choses égales d'ailleurs. Ces deux groupes ont a priori un comportement différent vis à vis de l'emploi et il convient de retenir une méthode des différences en différences [2]. Notre base de données, constituée d'un large échantillon des femmes allocataires de la CAF de La Réunion suivies mensuellement de juillet 1998 à

---

berghe [31].

décembre 2000, nous permet d'adopter cette approche, modulo le caractère discret de la variable dépendante, être en emploi ou non. Notre période d'étude couvre ainsi une période d'un semestre avant la mesure et de deux années après. La nature administrative des données nous donne l'avantage de pouvoir nous soustraire des erreurs de mesure (tant des enquêtés que des enquêteurs) liées aux données d'enquête, ce qui rend les estimations meilleures. Cette source de données n'étant pas fréquemment utilisée en France, nous espérons que l'étude pourrait servir d'exemple pour une application à la métropole.

La présentation de la réforme du mécanisme d'intéressement puis de la méthode d'estimation et enfin de la base des données précède l'exposé des résultats qui valident la conjecture d'un léger impact de la réforme sur les taux d'emploi des femmes réunionnaises.

## 2 La réforme Aubry du mécanisme d'intéressement

### 2.1 Le Revenu Minimum d'Insertion

Le RMI est attribué aux personnes âgées de plus de 25 ans. La condition d'âge n'est pas nécessaire si le demandeur a un enfant ou une personne à charge<sup>5</sup>, ou a déclaré sa grossesse. L'attribution de l'allocation est conditionnelle au montant des ressources (pour le détail des ressources prises en compte, voir annexe 2). Les montants versés sont fonction de la composition familiale. Il faut souligner que jusqu'en janvier 2002, dans les départements d'outremer, le RMI était inférieur à celui versé en métropole. A titre indicatif, le tableau 2 nous donne les montants versés pour une personne seule ayant un enfant à charge entre 1998 et 2003

Tab. 2 – Montants (en Euros) du Revenu Minimum d'Insertion entre 1998 et 2003

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Réunion	444.43	457.76	466.92	518.95	698.43	617.55
Métropole	555.54	572.2	583.65	596.49	608.43	617.55

Source : CNAF

### 2.2 L'Allocation Parent Isolé

L'API est dédiée aux personnes qui se retrouvent dans une situation d'isolement (célibat, séparation, divorce, veuvage) depuis moins de 18 mois, ayant peu ou pas de ressources<sup>6</sup>, attendant un enfant ou ayant à leur charge au moins un

<sup>5</sup>l'enfant doit ouvrir droit aux prestations familiales pour être considéré comme étant à charge.

<sup>6</sup>La moyenne des ressources mensuelles des 3 derniers mois doit être inférieure au montant maximal de l'API.

enfant. L'allocation est versée pendant 12 mois (si la demande intervient dans les six mois qui suivent l'isolement) si l'allocataire n'a pas d'enfants de moins de 3 ans. Dans le cas contraire, l'allocation est versée jusqu'aux 3 ans de l'enfant le plus jeune. De la même manière que pour le RMI, le montant de l'API est inférieur à celui versé en métropole (44% d'écart en 2000). A partir de 2001, les montants commencent à s'aligner sur ceux de la métropole et devraient atteindre leurs niveaux en 2007. A titre indicatif, le tableau 3 suivant nous renseigne sur les montants versés de 1998 à 2003.

Tab. 3 – Montants (en Euros) de l'Allocation Parent Isolé entre 1998 et 2003

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Réunion	365.26	367.85	369.68	418.32	469.76	521.21
Métropole	650.04	654.46	657.81	669.7	683.75	695.36

Source : CNAF

### 2.3 Le système d'intéressement : paramètres modifiés pour les RMIstes et instauration pour les APIstes

Le système d'intéressement permet à l'allocataire de cumuler allocation et revenus d'activité à partir du trimestre suivant la reprise d'activité selon certaines modalités. Ce système a connu plusieurs changements mais nous ne nous intéressons ici qu'à celle mise en place par la loi contre l'exclusion de décembre 1998, plus couramment appelée loi Aubry. Avant de décrire plus en détail les modalités qui ont varié avec cette loi, il est nécessaire de rappeler les principes généraux qui régissent le mécanisme d'intéressement :

- il s'applique à tout début d'activité ou de formation rémunérée ayant lieu après l'ouverture du droit au RMI ;
- toute activité entrant dans le cadre d'un Contrat Emploi Solidarité (CES) ou d'un Contrat Initiative Activité (CIA) ou toute activité faisant suite à une absence d'activité productrice de revenu donne la possibilité à l'allocataire de bénéficier de la mesure ;
- elle s'applique à compter du 1er mois du trimestre suivant le trimestre de référence où se situe l'activité<sup>7</sup>. De ce fait, jusqu'à la première révision trimestrielle suivant le trimestre où se situe la reprise d'activité, l'allocataire bénéficie d'un cumul intégral de ses ressources d'activité et de l'allocation (abattement de 100% sur ses ressources d'activité).

Pour les RMIstes, la loi Aubry ne fait que modifier certains paramètres de durée et/ou d'abattement selon le type d'activité repris. Ainsi, dans cette population, la réforme ne favorise plus les chômeurs de longue durée mais plutôt les créateurs d'entreprise. En revanche, cette loi permet aux APIstes pour la première fois de cumuler et donc de conserver leur allocation lors d'une reprise

<sup>7</sup>Le trimestre de référence correspond au trimestre sur lequel se base la CAF pour le calcul du RMI. Par exemple, le calcul du RMI pour les mois d'avril, mai et juin est basé sur les paramètres du trimestre de référence, c'est-à-dire janvier, février et mars.

d'activité. Le système introduit en janvier 1999 pour les APIstes est le même que celui modifié des RMistes. Ce "décalage" du point de vue de la réforme nous permet, par une technique de différences en différences, d'évaluer l'effet du cumul sur l'activité des bénéficiaires des minima sociaux. Le tableau 4 suivant donne les détails de la réforme.

Tab. 4 – Paramètres du cumul instauré par la loi Aubry en Janvier 1999

	Durée		Coefficient d'abattement sur ressources <sup>+</sup>	
	Avant	Après	Avant	Après
	(Rmistés seuls)	(Rmistés et Apistes)	(Rmistés seuls)	(Rmistés et Apistes)
CES – CIA <sup>++</sup>	Fin contrat	Idem	28%	33%
Chômeurs Longue Durée	Tant qu'actif	4 trimestres ou 750h	50%	50%
Autres activités	750 H	4 trimestres ou 750h	50%	50%
Créateurs d'entreprise		4 trimestres		100% s/ 2 prem trim
				50 % s/ 2 derniers trim

<sup>+</sup> Le cumul porte sur 1-moins le coefficient d'abattement.

<sup>++</sup> CIA pour contrat d'insertion par l'activité, un dispositif spécifique au DOM introduit par la loi Perben de

Source : CAF

### 3 Les modèles économétriques

Comme nous nous intéressons à l'évolution de l'emploi des individus au cours du temps, nous utilisons des techniques de panel adaptées au cas où la variable expliquée est binaire<sup>8</sup>. L'emploi est donc mesuré par une variable binaire  $Y_{it}$  qui vaut 1 si l'individu  $i$  travaille à la date  $t$  et 0 s'il ne travaille pas à cette date.

Cette variable binaire est déterminée par le signe d'une variable latente (non observable)  $Y_{it}^*$ , dont l'espérance est supposée être une combinaison linéaire des caractéristiques  $X_{it}$  de l'individu  $i$  à la date  $t$  :

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* \geq 0 : \text{individu } i \text{ actif en } t \\ 0 & \text{si } Y_{it}^* < 0 : \text{individu } i \text{ inactif en } t \end{cases} \quad (1)$$

Le résidu  $u_{it}$  est décomposé en une partie  $a_i$  propre à l'individu et ne variant pas dans le temps et une partie  $e_{it}$  variant dans le temps et modélisée comme un bruit blanc (de loi normale centrée réduite) indépendant de l'effet individuel  $a_i$  et des caractéristiques individuelles  $X_{it}$  à la date considérée et aux autres dates  $X_{it^0}, t' \neq t$ . Nous adoptons ainsi la décomposition classique du terme  $u_{it}$  selon laquelle toute la corrélation éventuelle entre les caractéristiques individuelles  $X_{it}$  et le résidu  $u_{it}$  est par construction imputée à l'effet individuel  $a_i$ .

La question de l'indépendance ou non de l'effet individuel  $a_i$  par rapport aux caractéristiques individuelles  $X_{it}$ , est en général cruciale lorsque l'on travaille

<sup>8</sup> Les ouvrages de Gourieroux [15], Greene [20], Lollivier [24], Sevestre [28] et Thomas [30] renseignent très bien ces questions.

sur données de panel. Elle revêt un intérêt particulier lorsque l'on s'intéresse à l'évaluation de politiques publiques. Pour qu'un dispositif visant à inciter à l'emploi soit *efficacement* ciblé, il doit s'intéresser sélectivement aux individus les plus susceptibles de reprendre un emploi. Si c'est le cas, une augmentation des taux d'emploi des individus (ici, les APIstes) ayant bénéficié du dispositif (ici, l'intéressement) peut révéler à la fois que le dispositif a amélioré l'employabilité des individus touchés, mais aussi que la sélection a fait bénéficier du dispositif les individus qui avaient de toutes façons le plus de chances de travailler même en l'absence du dispositif. L'effet du dispositif est alors *surestimé* si on ne corrige pas pour la sélection endogène de la population des bénéficiaires du dispositif (Lollivier, 2003).

Inversement, si le dispositif est *équitable*, il doit être ciblé vers les personnes les plus défavorisées sur le marché de l'emploi (ici, les APIstes), afin d'améliorer l'égalité des chances. Son effet risque alors d'être *sous-estimé* puisqu'il sélectionne de façon endogène les individus qui auraient, en dehors du dispositif, les plus faibles chances de travailler.

Nous mettrons donc l'accent sur la question de l'endogénéité probable du statut d'APIste.

La décomposition de Mundlack [25] et les modèles à effet fixe classiquement utilisés pour tester ou corriger l'endogénéité des explicatives ne peuvent pas être utilisés lorsque la variable expliquée est binaire, mais Chamberlain [12] a proposé une méthode qui utilise les propriétés particulières de la loi logistique pour estimer un modèle à effet fixe sur variables binaires. Nous verrons toutefois que le cas est compliqué ici par le fait que la corrélation entre le statut d'APIste et le résidu de l'équation d'emploi ne se limite pas à un effet intrinsèque à l'individu et fixe dans le temps mais comporte de plus un aspect temporel.

La comparaison des résultats fournis par les différentes méthodes envisagées met en évidence l'importance de l'endogénéité du statut d'APIste et la nécessité de la prendre en compte, y compris dans son aspect temporel.

### 3.1 Logit simple et logit à effet aléatoire

Dans le cas le plus favorable, l'effet individuel  $a_i$  est indépendant des variables explicatives et il peut être modélisé comme une variable aléatoire d'espérance nulle (conditionnellement aux explicatives). L'estimation par un modèle logit sur données emboîtées sans tenir compte de la corrélation entre les résidus  $u_{it}, u_{it^0}$  correspondant à un même individu à des dates différentes<sup>9</sup> conduirait alors à des effets biaisés à distance finie. Il est à noter que la notion de distance finie porte ici non seulement sur le nombre d'individus (qui serait largement suffisant dans notre cas pour utiliser les propriétés asymptotiques), mais aussi sur le nombre de périodes (une dizaine de périodes par individu dans nos données)<sup>10</sup>

<sup>9</sup>Ce qui revient à supposer  $a_i = 0$  pour tout  $i$ .

<sup>10</sup>L'emploi est observée sur base trimestrielle dans les données. Comme les trimestres commencent à des dates différentes d'un individu à l'autre, il était plus simple de travailler sur une base mensuelle en affectant à chacun des 3 mois pertinents le statut d'emploi observé pour le trimestre. Nous travaillons donc sur 31 mois correspondants à 10 ou 11 trimestres par

qui est beaucoup trop faible pour se fier aux résultats asymptotiques.

Dans le modèle logit *simple*, on suppose l'indépendance entre les observations correspondant au même individu à différentes dates, de telle sorte que la vraisemblance  $L_i$  correspondant à l'individu  $i$  est le produit des vraisemblances correspondant à cet individu aux différentes dates, soit  $P(Y_{it} = 1) = F(X_{it}\beta)$  si  $i$  travaille à la date  $t$  ou  $P(Y_{it} = 0) = 1 - F(X_{it}\beta)$  sinon. On a alors dans le modèle Logit simple :

$$L_i = \prod_{Y_{it}=1} F(X_{it}\beta) * \prod_{Y_{it}=0} (1 - F(X_{it}\beta)), \quad (2)$$

où  $F$  représente la fonction de répartition de la loi logistique.

Dans le modèle Logit à effet aléatoire, il n'y a plus indépendance entre les résidus  $u_{it}, u_{it^0}$  correspondant à un même individu à des dates différentes. En revanche, il y a bien indépendance entre les résidus  $e_{it}$  conditionnellement à l'effet individuel  $a_i$ . La solution consiste à raisonner sur la vraisemblance conditionnelle à l'effet individuel  $a_i$

$$L_i|a_i = \prod_{Y_{it}=1} F(X_{it}\beta + a_i) * \prod_{Y_{it}=0} (1 - F(X_{it}\beta + a_i)), \quad (3)$$

puis à intégrer la vraisemblance sur la loi de l'effet individuel.

$$L_i = \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{Y_{it}=1} F(X_{it}\beta + a_i) * \prod_{Y_{it}=0} (1 - F(X_{it}\beta + a_i)) \phi(a_i) da_i, \quad (4)$$

où  $\phi$  représente la densité de la loi de  $a_i$  (normale centrée, de variance  $\sigma_a^2$ , à estimer).

### 3.2 Logit à effet fixe

L'idée de Chamberlain (1984) pour estimer un modèle logit à effet fixe est de conditionner par le nombre total de périodes au cours desquelles l'individu est en emploi. Les calculs sont rendus possibles avec la loi logistique car, pour cette loi, les probabilités d'emploi et de non-emploi ne diffèrent que par le numérateur et non le dénominateur :

$$P(Y_{it} = 1|a_i) = F(X_{it}\beta + a_i) = \frac{e^{X_{it}\beta + a_i}}{1 + e^{X_{it}\beta + a_i}}$$

$$P(Y_{it} = 0|a_i) = 1 - F(X_{it}\beta + a_i) = \frac{1}{1 + e^{X_{it}\beta + a_i}}$$

L'effet individuel  $a_i$  se simplifie<sup>11</sup> alors dans la probabilité conditionnelle que  $i$  travaille à certaines dates  $t$  sachant la valeur de l'effet individuel  $a_i$  et sachant le nombre  $s_i$  de périodes au cours desquelles  $i$  travaille. Par exemple, dans le

individu.

<sup>11</sup>Tout comme dans l'estimateur within utilisable lorsque la variable expliquée est continue.

cas où il ne travaille qu'à une seule date ( $s_i = 1$ ),

$$\mu \int P \ Y_{it} = 1, Y_{it^0} = 0 \ \forall t' \neq t | a_i, \int_{t^0=1}^P Y_{it^0} = 1 \quad (5)$$

$$= \frac{\int_{t^0=1}^P e^{X_{it}\beta + a_i}}{\int_{t^0=1}^P e^{X_{it^0}\beta + a_i}} = \frac{\int_{t^0=1}^P e^{X_{it}\beta}}{\int_{t^0=1}^P e^{X_{it^0}\beta}}. \quad (6)$$

$$= \int_{t^0=1}^P \mu \int P \ Y_{it} = 1, Y_{it^0} = 0 \ \forall t' \neq t, \int_{t^0=1}^P Y_{it^0} = 1 \quad (7)$$

Dans le cas où l'individu travaille à plusieurs périodes ( $s_i > 1$ ), on définit par  $B_i$  l'ensemble des séries de statuts d'emplois  $y_{i\tau}, \tau = 1, \dots, T$  qui conduisent au même nombre  $s_i$  de périodes d'activité (c'est-à-dire telles que  $\int_{\tau=1}^P y_{i\tau} = s_i$ ). On a alors la probabilité conditionnelle que l'individu travaille aux dates observées et pas aux autres dates (c'est-à-dire qu'il ait à chaque date le statut d'emploi observé  $y_{it}$ ) sachant qu'il travaille en tout  $s_i$  périodes.

$$\mu \int P \ Y_{it} = y_{it} \ \forall t = 1, \dots, T | a_i, \int_{t^0=1}^P Y_{it^0} = s_i \quad (8)$$

$$= \frac{\int_{t^0=1}^P \mu \int_{(y_{i\tau}, \tau=1, \dots, T) \in B_i} \exp \sum_{t=1}^T (X_{it}\beta + a_i) y_{it}}{\int_{t^0=1}^P \mu \int_{(y_{i\tau}, \tau=1, \dots, T) \in B_i} \exp \sum_{\tau=1}^T (X_{i\tau}\beta + a_i) y_{i\tau}} \quad (9)$$

$$= \frac{\int_{t^0=1}^P \mu \int_{(y_{i\tau}, \tau=1, \dots, T) \in B_i} \exp \sum_{t=1}^T X_{it}\beta y_{it}}{\int_{t^0=1}^P \mu \int_{(y_{i\tau}, \tau=1, \dots, T) \in B_i} \exp \sum_{\tau=1}^T X_{i\tau}\beta y_{i\tau}} \quad (10)$$

$$= \int_{t^0=1}^P \mu \int P \ Y_{it} = y_{it} \ \forall t = 1, \dots, T, \int_{t^0=1}^P Y_{it^0} = s_i \quad (11)$$

En maximisant la vraisemblance conditionnelle, on obtient des estimateurs convergents des paramètres même dans le cas où certaines explicatives sont corrélées à l'effet individuel  $a_i$ .

Il est à noter que les individus qui ne changent pas d'emploi ne contribuent pas à la vraisemblance car, dans le cas où le statut d'emploi est constant sur la période ( $s_i = 0$  ou  $T$ ), l'ensemble  $B_i$  est réduit à un seul point et la probabilité conditionnelle est égale à 1. Il en résulte une perte de précision car la taille de l'échantillon peut être considérablement réduite.

La Caisse d'Allocations Familiales (CAF) de La Réunion a construit dans le cadre d'une convention de recherche avec le THEMA, une base de données "sur mesure". Nous disposons ainsi de la situation d'un grand nombre d'individus suivis tant qu'ils sont allocataires. Les allocations versées par la CAF et les

caractéristiques qui ont servi à les déterminer sont renseignées pour une grande partie. Néanmoins, malgré la richesse des données, nous avons eu des difficultés dans la construction de certaines variables car la source des données n'était pas unique.

Les données sujettes à des variations temporelles fréquentes et concernant les périodes avant décembre 2000 ont été fournies par le Centre Régional de Traitement Informatique des Alpes-Maritimes (CERTIAM, organisme chargé de la gestion des données des CAF). Par ailleurs, la CAF de La Réunion nous a fourni d'une part des fichiers semestriels contenant des variables restant relativement stables dans le temps à partir de ses bases FRECAF (Fichier Réduit Exhaustif des Caisses d'Allocations Familiales) et FILEASC (Fichier prestations Légales et Action Sociale des CAF) et d'autre part des fichiers exhaustifs mensuels (FREMensuel) pour les données susceptibles d'avoir de plus grandes variations temporelles.

### 3.3 Les différents fichiers reçus

- quatre fichiers historiques fournis par le CERTIAM. Parmi ces quatre fichiers, seuls les trois premiers sont utilisés dans le cadre de cette étude puisque nous nous intéressons uniquement aux bénéficiaires de minima sociaux :
  - ensemble des bénéficiaires du RMI ayant été intéressés au moins une fois entre juin 1998 et décembre 2000 ;
  - 10% des bénéficiaires du RMI n'ayant jamais été intéressés pendant la période ;
  - ensemble des bénéficiaires de l'API quel que soit leur statut d'intéressement pendant la période ;
  - 10% des allocataires de la CAF n'ayant jamais bénéficié du RMI, de l'API ou de l'AAH.
- des fichiers semestriels (au mois de juin et de décembre de chaque année) sur l'ensemble des allocataires de la CAF (au moment de l'extraction), fournis par la CAF, de décembre 1998 à décembre 2003. Puisque le début de l'alignement des montants du RMI et de l'API date de janvier 2001, nous n'avons pas voulu mélanger les effets de la loi Aubry et de cet alignement. Aussi, l'estimation est basée sur un intervalle temporel allant de juin 1998 à décembre 2000.
- des fichiers mensuels (non utilisés) sur l'ensemble des allocataires de la CAF. Le premier fichier date du mois de décembre 2000 et le dernier est celui de décembre 2003.

Les fichiers historiques enregistrent l'évolution des caractéristiques individuelles d'une manière quasi-continue ainsi que le calendrier d'activité et de revenu, et ce tant que l'individu bénéficie du RMI ou de l'API. Les fichiers historiques comprennent d'une part des caractéristiques individuelles telles que la date de naissance, le sexe, le nombre d'enfants, la situation familiale et d'autre

part l'historique d'activité (la nature des ressources déclarées) et de revenu (le montant de revenu déclaré pour le calcul du montant de l'allocation pour la période courante) lorsque l'allocataire est inscrit au RMI ou à l'API. Lorsque qu'il ne bénéficie plus d'une de ces deux allocations, il n'apparaît plus dans les fichiers historiques. Néanmoins, s'il est inscrit à la CAF pour une autre allocation, nous le retrouvons dans les fichiers semestriels. Si ça n'est pas le cas, deux causes sont possibles :

- (1) : il se peut que l'individu ait déménagé ou qu'il se soit intégré à un autre ménage : dans ce cas, les observations semestrielles de cet individu sont perdues mais ceci n'a aucune raison de biaiser les estimations car sa sortie n'est pas endogène au statut d'emploi.

- (2) : il se peut que l'individu ne bénéficie plus ni du RMI, ni de l'API car il a repris un emploi procurant des ressources suffisamment importantes pour qu'il ne soit pas intéressé. Dans ce cas, sa présence dans le fichier est endogène à son statut d'emploi et il est indispensable de le suivre dans les fichiers semestriels. En réalité, on a peu de chances de le perdre car si l'individu ne se situe pas dans le cas (1), il est très probable qu'il bénéficie au moins de l'allocation logement et on peut alors le récupérer dans les fichiers semestriels.

Les fichiers semestriels comportent certaines caractéristiques individuelles<sup>12</sup> des allocataires (sexe, date de naissance, présence d'un conjoint, nombre d'enfants), des informations sur les enfants (année et mois de naissance ainsi que leur situation vis à vis de la scolarité<sup>13</sup>), des informations relatives aux prestations versées par la CAF ainsi que le montant de certaines de ces prestations regroupées, divers montants de ressources et d'assiettes (montants calculés par la CAF à partir de ceux déclarés par le demandeur, pour déterminer s'il a le droit de bénéficier d'une prestation soumise à une condition de ressources), et enfin des informations sur le type de logement occupé par l'allocataire. Pour résumer, les fichiers semestriels comportent des données qui varient peu d'un mois à l'autre. Aussi, une information à périodicité semestrielle suffit à traduire l'évolution de l'allocataire à la CAF s'il n'est pas bénéficiaire du RMI ou de l'API, allocations à révision trimestrielle.

Après avoir éliminé les informations aberrantes, les fichiers semestriels et historiques ont été mensualisés puis fusionnés. Les estimations n'ont été réalisées que sur les femmes, car très peu d'hommes bénéficient de l'API.

La définition de la variable d'emploi diffère selon l'échantillon considéré. Lorsque les estimations sont réalisées uniquement sur le fichier historique, la variable d'emploi est clairement définie à partir de deux variables : le montant des ressources et la nature de ces ressources. Lorsque nous travaillons sur l'échantillon total, c'est-à-dire en incluant les périodes où les individus ne bénéficient plus du RMI ou de l'API mais restent allocataires de la CAF, la variable d'emploi

---

<sup>12</sup>Les autres variables faisant habituellement partie des caractéristiques dites individuelles, telles que la catégorie socioprofessionnelle, le niveau d'éducation, etc. ne sont pas disponibles.

<sup>13</sup>L'information contenue nous dit si l'enfant a plus ou moins de 16 ans, s'il est scolarisé, apprenti, en stage de formation professionnelle, s'il bénéficie d'un salaire inférieur à 55% du SMIC, etc.

doit être construite pour ces périodes à partir des fichiers semestriels. Or, nous ne disposons pas dans les fichiers semestriels de variable claire d'emploi. Pour pallier à cette lacune, nous construisons plusieurs variables d'emploi basées sur des montants annuels de ressources déclarés par l'allocataire et des montants mensuels de ressources calculés par la CAF pour l'évaluation des droits. Avoir des montants de ressources positifs ne suffit pas à affirmer que l'individu a un revenu d'activité, parce que l'on ne connaît pas la nature des ressources. Aussi, quelle que soit la combinaison retenue pour la construction de la variable d'emploi dans les fichiers semestriels, la variable d'emploi construite sur le fichier total est surestimée. Les résultats expliqués dans ce document correspondent à ceux obtenus à partir des estimations réalisées sur le fichier historique (cf. paragraphe sur la sensibilité des résultats de l'échantillon dans la section des résultats).

Afin de distinguer le groupe de traitement de ceux qui bénéficiaient déjà auparavant du système d'intéressement, nous avons créé une variable indicatrice de traitement (*traité*). *Traité* vaut 0 si l'individu bénéficie du RMI, quel que soit son statut vis à vis de l'API. En effet, le mode de calcul de l'API et du RMI étant différents, si le montant de l'API est inférieur au montant du RMI, l'allocataire bénéficie d'un RMI différentiel. Dans ce cas, l'allocataire était déjà éligible au système d'intéressement via le RMI et la loi Aubry ne changera que marginalement ses possibilités d'intéressement à l'activité. De facto, *traité* vaut 1 si l'individu n'est allocataire que de l'API. Afin de corriger le biais d'endogénéité dynamique du statut de *traité* sur l'emploi, on a postulé qu'à partir du moment où l'allocataire est traité, il garde ce statut, même s'il retrouve un emploi. En effet, la variable API qui indique si l'individu bénéficie de l'API à la période considérée est probablement endogène au statut d'emploi à la date considérée et même un modèle à effet fixe ne permet pas de corriger cette endogénéité "temporelle" : un APIste se mettant à travailler sortira automatiquement du système API parce qu'il travaille. La causalité temporelle est donc inversée et on ne peut pas mesurer l'effet de la variable APIste sur l'emploi. C'est pour cette raison que nous avons créé la variable *traité* qui vaut 1 à partir du moment où l'individu a bénéficié au moins une fois de l'API (uniquement). La variable *traité* ainsi construite offre l'intérêt de varier dans le temps, ce qui permet d'estimer son coefficient par un modèle à effet fixe, mais elle ne souffre pas du biais d'endogénéité "dynamique" précité puisque l'individu garde son statut de traité lorsqu'il perd le bénéfice de la prestation suite à une reprise d'emploi.

Pour apprécier tant l'effet de la conjoncture sur les conditions du marché du travail, que les effets de diffusion des effets de la réforme, on a distingué deux cas. Dans le premier cas, le temps est divisé en quatre parties décrites par ce que l'on nommera désormais des "dummies par périodes" : la période de référence avant la réforme soit de juin à décembre 1998 ; une première période de transition entre janvier et juin 1999 pour mesurer l'effet de court terme, une période d'un an pour mesurer l'effet à moyen terme, et une dernière période de six mois entre juillet et décembre 2000 pour appréhender les effets à "long terme". Dans le second cas, le temps est décrit par des indicatrices mensuelles que l'on nommera désormais par "dummies mensuelles", de m1 pour juin 1998

(mois de référence) à m31 pour décembre 2000 .

L'effet de l'intéressement peut ainsi être mesuré par des variables croisées de traitement et des dummies de période. Les caractéristiques individuelles sont représentées par la présence du conjoint, le nombre d'enfants, l'âge (ou la date de naissance pour l'effet de génération) et la localisation dans une micro-région.

### 3.4 Description de l'échantillon

Afin d'éclairer le lecteur sur les populations respectives des RMistes et des APIstes, d'une part, la figure 1 reproduit l'évolution du nombre des allocataires sur la période d'étude et d'autre part le tableau 5 donne des éléments de comparaison de ces populations. Il ressort que la population APIste est composée de personnes plus jeunes mais plus isolées, plus souvent sans ressources et plus d'enfants que la population témoin en moyenne mais moins souvent de familles nombreuses.

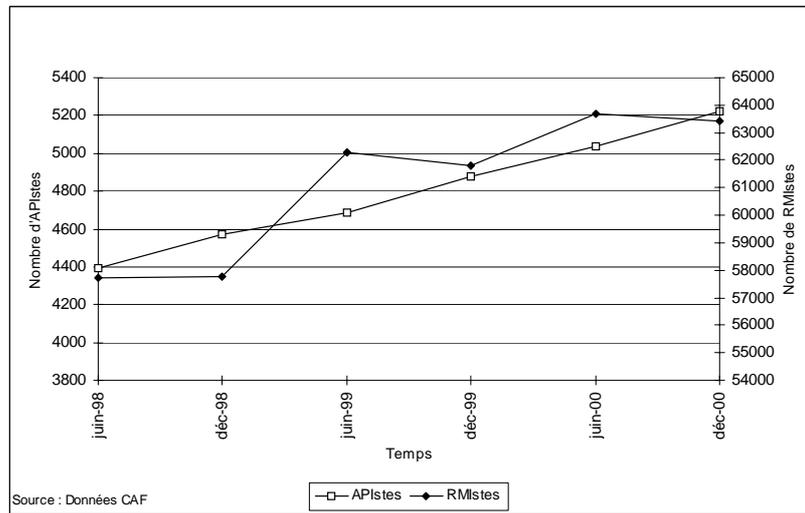


Fig. 1 – Evolution du nombre de bénéficiaires du RMI et de l'API entre juin 1998 et décembre 2000 à la Réunion

L'évolution des taux d'emploi des bénéficiaires des minima sociaux suivant l'appartenance au groupe de contrôle ou de traitement est retracée dans les figures 2 et 3. Il se produit bien dans la première année suivant la réforme une hausse du taux d'emploi relativement plus accentuée dans le groupe de traitement que dans le groupe de contrôle. La comparaison des deux figures précédentes suggère une surestimation des taux d'emploi du fichier final (semestriel et historique confondus) par rapport à ceux du fichier historique. Cette surestimation est due au manque de précision dans la mesure de l'activité dans les fichiers semestriels.

Tab. 5 – Statistiques descriptives

	Contrôle	Traité
Présence du conjoint (%)	35.12	11.15
Age moyen	34.24	25.64
Nombre moyen d'enfants	1.22	1.4
Pas d'enfants (%)	18.84	6.77
1 enfant (%)	33	59.93
2 enfants (%)	28.47	23.18
3 enfants ou plus (%)	19.69	10.12
MicrorégionEst (%)	16.81	17.24
Microrégion Ouest (%)	25	29.34
Microrégion Nord (%)	15.3	21.69
Microrégion Sud (%)	41.72	29.85
Montant des prestations familiales	510	456
Nature des ressources		
<i>Ressources nulles (%)</i>	75.54	92.5
<i>Traitements et salaires (%)</i>	3.8	1.15
<i>Allocations de chômage (%)</i>	8.28	0.97
<i>Revenus d'activité d'insertion (%)</i>	7.68	0.49
<i>Autres revenus (%)*</i>	2.98	4.12

\* : Indemnités de Sécurité sociale ; Revenus de formation et bourses ; Pensions d'invalidité, de vieillesse, alimentaire, allocation de veuvage ; Revenus fonciers, immobiliers ; Rentes ; Indemnités représentatives de frais ; Secours et aides financières ; Prestations familiales versées par un autre organisme que la CAF ; Montants dus par la CAF ; Autres revenus.

Source : Calculs propres des auteurs à partir des données CAF

Dans la mise en oeuvre empirique, nous appliquons chacune de trois techniques d'estimation développées dans la section 3, à deux modèles : outre les variables explicatives communes, l'un comprend l'âge et l'âge au carré, le second comprend la date de naissance. Pour chacun de ces deux modèles, des estimations ont été réalisées d'une part avec des dummies par période et d'autre part avec des dummies mensuelles, et ce à la fois sur le fichier historique et sur le fichier total. Par conséquent, 36 régressions ont été réalisées mais nous limiterons généralement l'exposé aux résultats obtenus sur le fichier historique, dans le modèle 1.

## 4 Résultats

### 4.1 Effets marginaux

Le tableau 6 présente les résultats pour le logit simple sur le modèle avec âge et âge au carré. Nous tenons à préciser que les résultats des modèles logit à effet aléatoire ou à effet fixe sont évidemment plus pertinents que les résultats du logit simple, présentés ici puisqu'ils tiennent compte de la structure temporelle des résidus et, pour le logit à effet fixe, de l'endogénéité de la variable traité. Néanmoins, nous nous en tenons dans ce paragraphe, aux résultats du logit simple pour des raisons de comparabilité avec les autres études (Eissa-Liebman

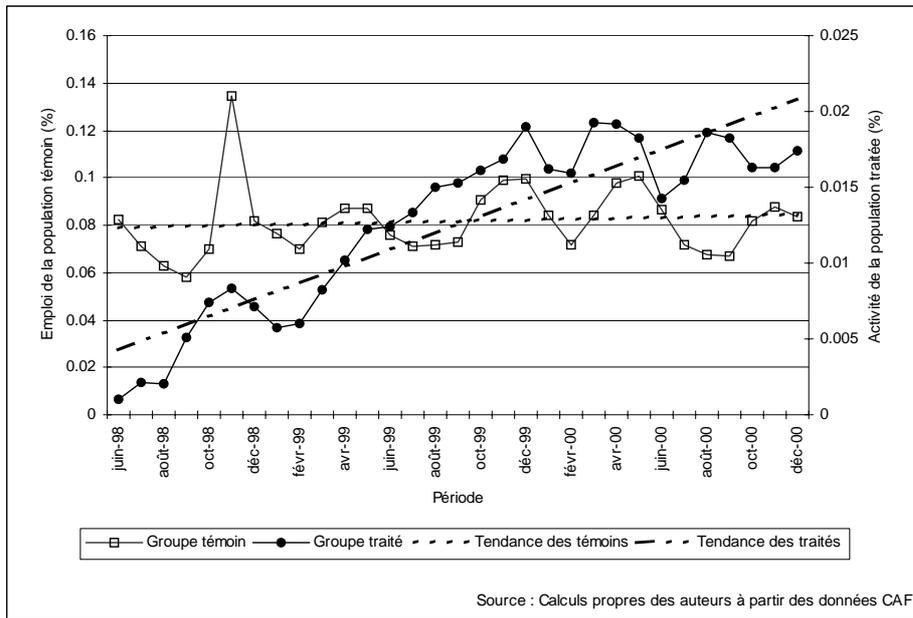


Fig. 2 – Taux d'emploi des populations témoin et traitée (fichier historique)

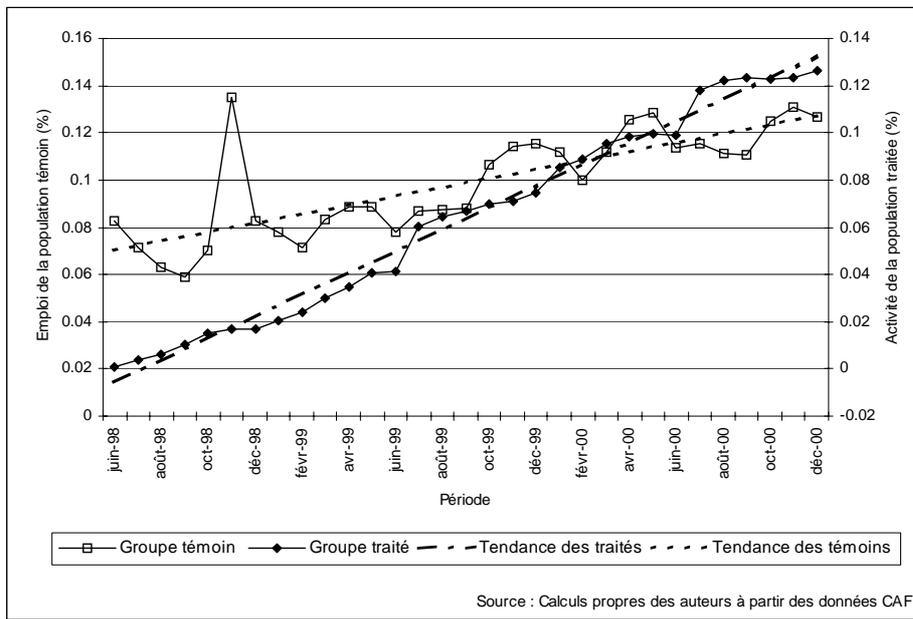


Fig. 3 – Taux d'emploi des populations témoin et traitée (issu de la fusion des fichiers historique et semestriels)

[13], Piketty [26])<sup>14</sup> et surtout de simplicité d'interprétation. Nous verrons que les résultats sont qualitativement identiques, mais quantitativement différents pour les autres modèles (logit à effet aléatoire ou à effet fixe).

Avant d'analyser la sensibilité des résultats à l'échantillon considéré et à la technique d'estimation employée, le paragraphe suivant donne des indications sur les résultats produits par le logit simple.

Bien que les coefficients du logit ne soient pas directement interprétables, nous pouvons déterminer le changement dans la probabilité d'être en emploi pour un individu de référence si ses caractéristiques sont modifiées. Notre individu de référence est une femme de 34 ans bénéficiaire de RMI, célibataire sans enfants habitant dans le sud de l'île : sa probabilité d'être en emploi avant la réforme est de 12.7%

- *Le nombre d'enfants* réduit toujours la probabilité d'être en emploi, et ce de façon croissante. Ainsi, la probabilité que notre individu de référence soit en emploi passerait à 10,8% s'il avait un enfant, et à 8,8% avec 2 enfants.
- De façon classique, *l'âge* a une influence positive mais au-delà d'une certaine limite (40 ans), son effet devient négatif. Pour mieux illustrer l'effet de l'âge, nous avons représenté sur les figures 4 (pour les traités) et 5 (pour les témoins) l'évolution de la probabilité d'être en emploi en fonction de l'âge de l'allocataire et selon la période dans laquelle on se situe (avant la réforme, après la réforme), au point moyen de l'échantillon pour les autres caractéristiques. L'écart entre les courbes nous indique que la probabilité d'être en emploi augmente plus vite pour un individu de la population traitée que pour un individu de la population témoin, quel que soit l'âge.
- *La région d'habitation* joue un effet modeste mais non négligeable. Ainsi, pour notre individu de référence, la probabilité d'être en emploi passerait de 12.7% à 14% s'il habitait l'ouest ou le nord de l'île.
- *La présence du conjoint* réduit la probabilité d'être en emploi puisque pour notre allocataire elle passerait à 11,6% si elle avait un conjoint.
- Les signes positifs des coefficients des *indicateurs temporelles* nous indiquent une conjoncture plus favorable à l'emploi pour l'ensemble des bénéficiaires des minima sociaux après l'instauration de la réforme. La probabilité de travailler pour notre individu de référence passe en effet à 14,4% en phase de transition, puis à 18% pendant la première période post-transitoire, et à 18,5% pendant la seconde période post-transitoire.
- Le coefficient négatif de la variable *traité* traduit le fait qu'au moins au cours de la première période, c'est-à-dire avant la réforme, un individu qui n'a bénéficié que de l'API a moins de chances d'être en emploi comparativement à un individu qui a bénéficié à la fois du RMI et de l'API ou uniquement du RMI. La probabilité d'emploi de notre individu de référé-

---

<sup>14</sup>Leurs résultats ont été obtenus par un Probit. Nous avons fait le choix du Logit uniquement dans un souci de réduction du temps de calcul et de comparabilité avec le logit à effet fixe, sachant que les résultats d'un Logit sont comparables à ceux d'un Probit. En effet, la multiplication par un facteur  $\pi/\sqrt{3}$  des coefficients d'un Probit nous permet d'obtenir une approximation des coefficients d'un Logit.

Tab. 6 – Coefficients estimés

<b>Variabes</b>	<b>Logit</b>	<b>Logit à effet aléatoire</b>	<b>Logit à effet fixe</b>
Présence du conjoint	-0.1023*** (-0.01175)	-0.0549 (0.0338)	0.4961*** (0.0597)
Nombre d'enfants	-0.1663*** (-0.01081)	-0.4657*** (0.0161)	-0.3729*** (0.0621)
Nombre d'enfants au carré	-0.0189*** (0.00277)	-0.016*** (0.0016)	-0.0228 (0.0156)
Age	0.2214*** (0.00431)	0.5502*** (0.0124)	2.3798*** (0.0518)
Age au carré	-0.00274*** (0.00005)	-0.0068*** (0.00016)	-0.0147*** (0.00058)
Microrégion Est	-0.0173 (0.0146)	0.1743*** (0.042)	-0.4812*** (0.1832)
Microrégion Ouest	0.1121*** (0.01236)	0.3144*** (0.0413)	0.235 (0.175)
Microrégion Nord	0.112*** (0.01462)	0.2798*** (0.0537)	0.2057 (0.1828)
<i>(référence : Microrégion Sud)</i>			
Court terme	0.1568*** (0.0168)	0.4090*** (0.0219)	-0.1822*** (0.027)
Moyen terme	0.426*** (0.01415)	0.9987*** (0.0197)	-0.4693*** (0.0414)
Long terme	0.4456*** (0.01611)	1.1892*** (0.0227)	-1.1398*** (0.061)
<i>(référence : avant Janv 1999)</i>			
Traité	-2.6198*** (0.10182)	-2.4845*** (0.1341)	-0.1359 (0.1583)
<i>(référence : contrôle)</i>			
Court terme * Traité	0.6107*** (0.12779)	0.5163*** (0.1521)	0.0989 (0.1606)
Moyen terme * Traité	1.066*** (0.10938)	0.8796*** (0.1412)	0.5415*** (0.1589)
Long terme * Traité	1.1836*** (0.11686)	0.6844*** (0.1579)	0.5855*** (0.198)
Constante	-6.2439*** (0.07912)	-13.8992*** (0.2279)	
Nombre d'observations	481520	481520	170062
Log vraisemblance	-146848		-65188.8
Pseudo R2	0.0562		
* significatif à 10% ** significatif à 5% *** significatif à 1%			

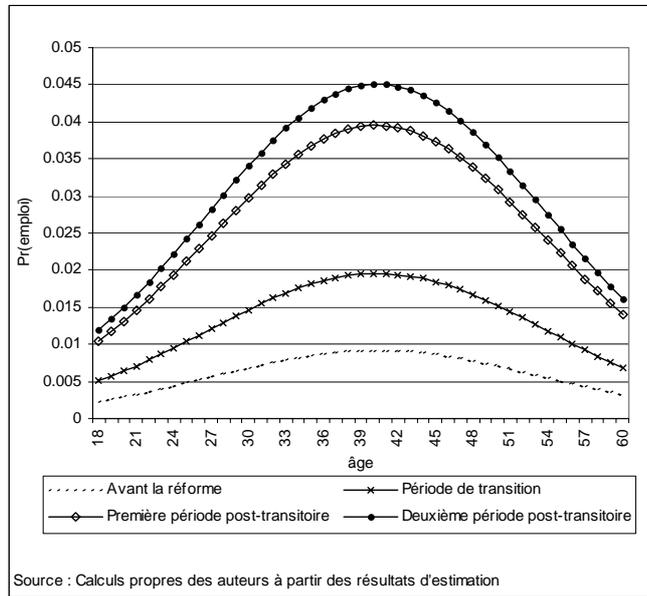


Fig. 4 – Evolution de la probabilité d’être en emploi actif en fonction de l’âge pour un individu traité pendant les quatres périodes considérées.

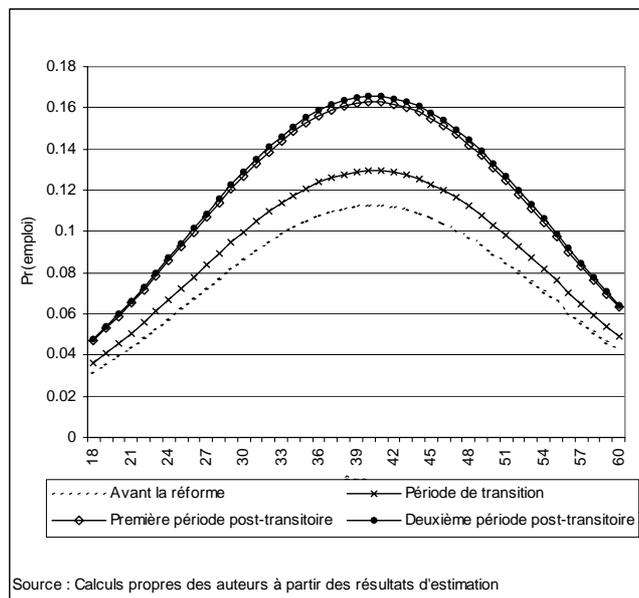


Fig. 5 – Evolution de la probabilité d’être en emploi en fonction de l’âge pour un individu témoin pendant les quatres périodes considérées.

rence chute à 1% lorsqu'il ne bénéficie que de l'API.

- Les variables de conjoncture croisées avec l'indicatrice de traitement nous donnent l'effet net de la réforme, puisqu'elles mesurent l'effet différentiel de la réforme entre les traités et les autres bénéficiaires des minima sociaux. La loi Aubry a clairement eu un effet positif puisque ces coefficients indiquent que la courbe d'emploi (cf. graphique 6) des individus qui ne sont passés que par l'API se rapproche de celle des individus qui sont passés par le RMI (avec API ou non). A titre d'illustration, si notre individu de référence était traité, sa probabilité d'être en emploi passerait de 1% avant la réforme à 2.2% pendant la période de transition puis 4.5% et 5.1% pendant les périodes post-transitoires.

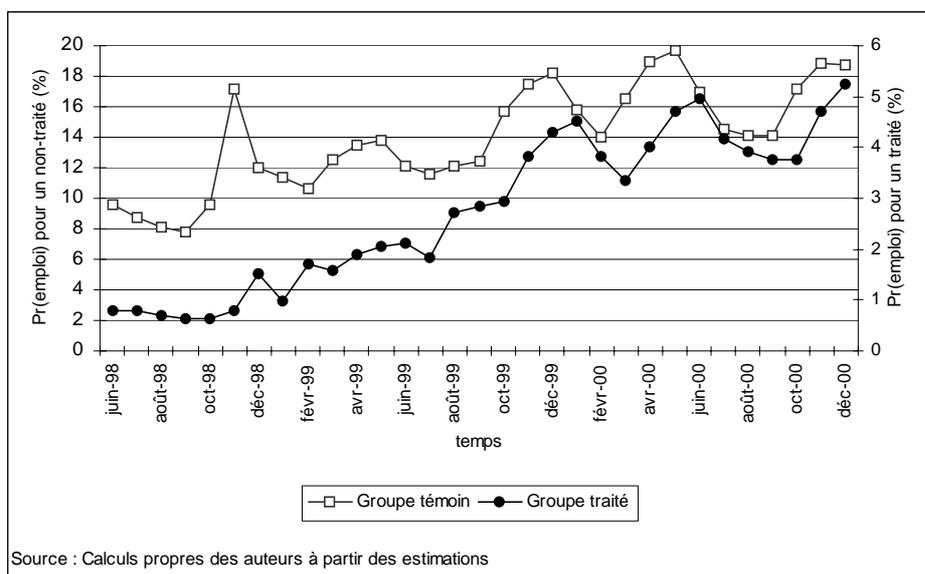


Fig. 6 – Evolution de la probabilité d'être en emploi pour un individu de caractéristiques moyennes selon qu'il est traité ou non

## 4.2 Sensibilité à la technique d'estimation

Nous avons réalisé des estimations sur l'échantillon issu du fichier historique et sur l'échantillon final issu de la fusion du fichier historique et des fichiers semestriels. L'estimation sur le fichier historique sous-estime l'effet de la réforme car la sélection endogène de l'échantillon affecte plus les traités que les non-traités. Afin de corriger ce biais de sélection endogène, nous réalisons plusieurs estimations sur le fichier final selon la définition de la variable d'emploi adoptée dans les fichiers semestriels. Cependant, les variables d'emploi ainsi construites sont surestimées et le biais est plus important pour les traités que les non-traités. Cela surestime probablement l'effet de la loi Aubry.

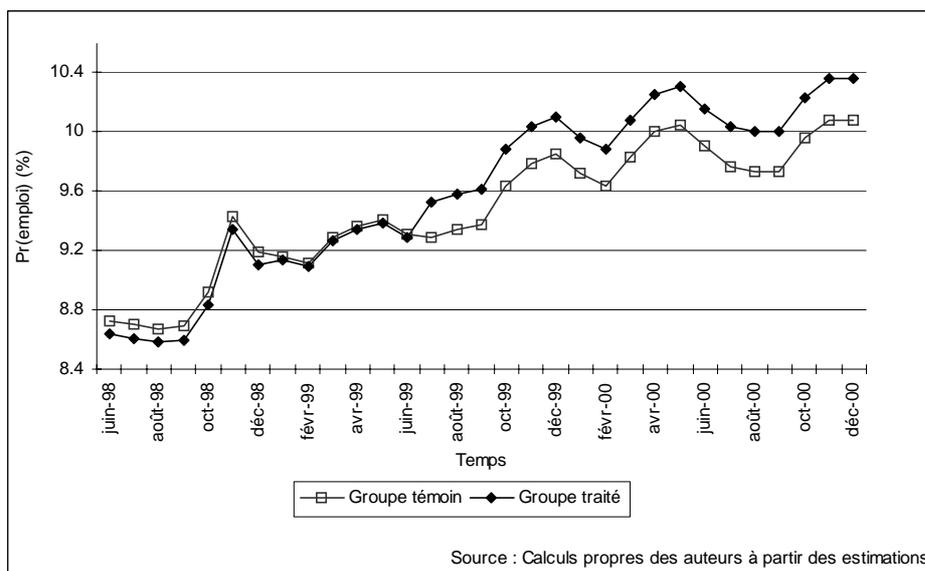


Fig. 7 – Evolution de la probabilité d’être en emploi (en %) pour un individu de caractéristiques moyennes selon qu’il est traité ou non, le traité ayant les mêmes caractéristiques inobservables que le non-traité.

Par conséquent, l’effet est sous-estimé dans le fichier historique et surestimé dans le fichier fusionné. Néanmoins, on ne peut que conclure à une effet positif de la loi Aubry sur la reprise d’emploi des bénéficiaires des minima sociaux puisque même s’il est sous estimé dans le fichier historique, quelle que soit la technique retenue, les termes croisés obtenus sont tous positifs et significatifs.

### 4.3 Sensibilité à la méthode

La variation des techniques d’estimations nous permet de prendre en compte l’aspect panel dans nos estimations. Rappelons que, dans le cas d’une variable binaire, les estimations par logit simple conduisent théoriquement à des coefficients biaisés même dans le cadre d’un modèle à effet aléatoire, et a fortiori dans le cadre d’un modèle à effet fixe (cf. section 3). Le logit simple sera donc comparé successivement au logit à effet aléatoire et au logit à effet fixe.

Dans le logit simple, le coefficient d’une variable  $X_1$  compare la probabilité d’emploi d’une personne pour laquelle  $X_1 = 0$  à la probabilité d’emploi d’une personne ayant les mêmes caractéristiques sauf que  $X_1 = 1$ . Ainsi, dans le modèle 1, le coefficient indiquant la présence du conjoint (-0.0549) nous dit que la probabilité d’être en emploi pour un allocataire ayant un conjoint est moins élevée que celle pour un allocataire isolé ayant par ailleurs les mêmes caractéristiques. Il s’agit donc de comparer deux individus différents (pouvant avoir des effets individuels  $a_i$  différents, puisque ces effets sont supposés indépendants

des caractéristiques observables). Il est à noter que les coefficients ne sont pas directement comparables dans les deux modèles pour cause de normalisation différente<sup>15</sup>.

A l'inverse, les coefficients des modèles à effet aléatoire et à effet fixe sont directement comparables et les différences éventuelles entre les deux séries de coefficients proviennent de biais d'endogénéité de certaines explicatives dans le modèle à effet aléatoire. Dans le modèle logit à effet fixe, l'effet individuel  $a_i$  pouvant être corrélé aux explicatives, les coefficients ne nous permettent pas de comparer deux individus différents. En effet, si  $a_i$  est corrélé à  $X_1$ , la comparaison de deux individus ayant des  $X_1$  différents reflètera alors à la fois l'effet de  $X_1$  et celui de  $a_i$  (car leurs  $a_i$  seront a priori d'espérance différente à cause de la corrélation entre  $X_1$  et  $a_i$ ). Le modèle à effet fixe corrige ce biais d'endogénéité en éliminant l'effet individuel dans la vraisemblance conditionnelle. Le coefficient de la variable  $X_1$  renseigne alors sur la variation de la probabilité d'emploi pour un même individu suite à une augmentation de  $X_1$  pour ce même individu. Ainsi, pour un même allocataire, sa probabilité d'être en emploi diminue lorsqu'il change de situation matrimoniale, c'est-à-dire lorsqu'il se "met en couple". Ces deux coefficients diffèrent sensiblement dans le cas où la variable explicative  $X_1$  est endogène. Par exemple, s'il se trouve qu'il existe une caractéristique inobservable (permanente) qui est négativement corrélée à la vie en couple et qui diminue la probabilité d'emploi à statut matrimonial fixé<sup>16</sup>, alors le coefficient de la variable "Conjoint" dans le modèle à effet aléatoire sera biaisé vers le bas car il mélangera le véritable effet du statut matrimonial avec l'effet de la caractéristique inobservable. Ce biais disparaît dans le modèle à effet fixe car l'effet de la caractéristique inobservable constante dans le temps sur la probabilité d'emploi disparaît par différence (cf. Chamberlain, 1984). La statistique du test d'Hausman réalisé sur les modèles à effet fixe et aléatoire prend une valeur de 2643.71. L'hypothèse nulle d'exogénéité du vecteur des coefficients est clairement rejetée. Le test met en évidence l'endogénéité de certaines variables explicatives par rapport à l'emploi : le conjoint, le statut de traité, les variables d'âge et de conjoncture ainsi que les variables croisées. Cela met en évidence la nécessité d'une estimation en effet fixe qui corrige pour cette endogénéité. En conséquence, conformément à l'intuition, le modèle à effet fixe est celui sur lequel nous fondons notre estimation de l'impact de la réforme. En particulier, la comparaison des résultats du logit à effet aléatoire et du logit à effet fixe

<sup>15</sup>Dans le modèle logit simple, la variance du résidu  $u_{it}$  est normalisée à  $\pi^2/3$ , alors que c'est la variance du résidu  $e_{it}$  qui est normalisée à  $\pi^2/3$  dans le modèle logit à effet aléatoire. La variance du résidu  $a_i + e_{it}$  vaut alors  $V(a_i) + \pi^2/3$ . Pour rendre les coefficients des 2 modèles comparables, il faut au préalable corriger par le rapport des écarts-types des résidus dans les deux modèles, soit ici  $\sqrt{\frac{\pi^2/3}{V(a_i) + \pi^2/3}} = \sqrt{1 - \rho} = 0.6077$ . La différence entre les coefficients du modèle logit à effet aléatoire divisés par ce terme correcteur et les coefficients estimés par logit simple traduit le biais évoqué dans la section 3.

<sup>16</sup>Par exemple, si les personnes ayant un goût pour le travail s'investissent dans l'emploi au détriment de leur conjoint ; dans le cas d'une corrélation positive avec le statut matrimonial, l'individu pourrait avoir bon caractère ou un goût pour le travail, ce qui pourrait avoir un effet positif sur l'emploi à statut matrimonial fixé donc biaiser le coefficient vers le haut.

nous indique que le biais d'endogénéité est particulièrement important pour la variable traité.

L'introduction de l'âge, puis de l'âge au carré dans l'estimation en effet fixe réduit la valeur des coefficients des variables de conjoncture. Ceci est dû au fait qu'une partie de l'effet des variables de court terme, de moyen terme et de long terme sur l'emploi se trouve dans les coefficient de l'âge et âge au carré puisque toutes ces variables évoluent au fur et à mesure que le temps passe. On peut d'autant plus l'affirmer que lorsque l'on remplace l'âge par la date de naissance traduisant la génération de l'individu, les signes des variables de conjoncture retrouvent des valeurs presque équivalentes à celles du premier modèle à effet aléatoire. Le coefficient de la date de naissance n'est pas estimable dans un modèle à effet fixe car, constant dans le temps, il disparaît par différence, tout comme l'effet individuel.

Les variables temporelles croisées avec l'indicatrice de traitement nous donnent l'effet net de la réforme puisqu'elles mesurent l'effet différentiel de la réforme en comparant les traités et ceux qui étaient déjà éligibles au système d'intéressement. La loi Aubry a clairement eu un effet positif puisque d'une part ces coefficients indiquent que les taux d'emploi des individus qui sont passés par l'API se rapprochent de ceux des individus qui sont passés par le RMI ou par l'API et le RMI à la fois (cf. figure 6) et d'autre part, quelle que soit la technique retenue, et en particulier dans le modèle à effet fixe, les termes croisés obtenus sont tous positifs et significatifs. La figure 7, réalisée à partir des estimations du logit à effet fixe, indique la probabilité d'être en emploi pour un non-traité et pour un traité qui posséderait les mêmes caractéristiques inobservables que le non-traité. Il apparaît que les probabilités d'être en emploi sont très proches avant la réforme mais qu'après la période de transition, celle des traités se situe systématiquement au-dessus de celles des non-traités. Autrement dit, si les traités avaient les mêmes caractéristiques inobservables que les non-traités, leur taux d'emploi aurait une croissance plus rapide que celui des non-traités après la réforme.

## 5 Conclusion

L'importance de la population vivant de minima sociaux à La Réunion appelle la réalisation d'études spécifiques sur cette économie. L'obtention d'une base de données en panel très riche en nombre d'individus nous a permis de mesurer l'impact de la mise en place de la loi Aubry en ce qui concerne le cumul des minima sociaux et des revenus d'activité. Cette loi a étendu aux bénéficiaires de l'API le dispositif d'intéressement auparavant réservé aux RMISTes. Il a donc été question de comparer le taux d'emploi d'un groupe de traitement (ici les APIstes) à celui d'un groupe de contrôle (ici les RMISTes). Par des techniques d'estimation économétrique sur données de panel, nous montrons que la loi Aubry a eu un effet substantiel sur l'emploi des bénéficiaires des minima sociaux à La Réunion. Ce résultat est robuste aux différentes spécifications, en particulier à l'utilisation d'un modèle à effet fixe pour corriger les biais dus à l'endogénéité

probable du statut de traité. Dans le cadre de notre étude, cette dernière méthode qui s'apparente à une méthodologie d'expérience naturelle revient à une méthode de différences en différences pour mesurer l'effet de la réforme. La comparaison du groupe de traitement et du groupe de contrôle indique clairement que les *APIstés* ont eu une croissance de l'emploi beaucoup plus rapide que les non traités, ce qui prouve a posteriori l'efficacité de la réforme.

## Références

- [1] Afsa C, [1999], "L'insertion professionnelle des bénéficiaires du RMI" , *Publication de la Drees*, Collection Etudes et Statistiques, n° 1
- [2] Blundell R. et Macurdy T., [1999], "Labor Supply : A Review of Alternative Approaches", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, p.1560-1695.
- [3] CAF [2004], "Prestations légales, aides au logement, revenu minimum d'insertion au 30 Juin 2004" DREES.
- [4] CNAF (1994-2003) : "Revenu Minimum d'Insertion au 30 Juin/31 Décembre de l'année X", *Recherche, Prévision et Statistique*, CNAF.
- [5] CNAF [2004], "Prestations légales, aides au logement, revenu minimum d'insertion au 30 Juin 2004", *Recherche, Prévision et Statistique*, CNAF.
- [6] CNAF (1994-2003) : "Statistiques des bénéficiaires de prestations légales au 30 Juin/31 Décembre de l'année X", *Recherche, Prévision et Statistique*, CNAF.
- [7] Card D., Krueger., [1995], "Myth and measurement : The new economics of the minimum wage" , *Princeton University Press*.
- [8] Card D. et Robin P.,[1999], "Do financial incentives encourage welfare recipients to work? evidence from a randomized evaluation of the Self-Sufficiency Project", *Research in Labor Economics*.
- [9] CERC, [2001], "Accès à l'emploi et Protection Sociale", Rapport n° 1, *La documentation Française*.
- [10] CSERC, [1996], "Les inégalités d'emploi et de revenu", *Paris : La Découverte*.
- [11] CSERC, [1997], "Les minima sociaux : entre protection et insertion", *La Documentation Française*.
- [12] Chamberlain, G. [1984], "Panel data", in Z. Griliches and M.D. Intriligator ed., *Handbook of econometrics*, vol. II, Elsevier Science, p. 1248-1318.
- [13] Eissa N., Liebman J., [1996], "Labor Supply response to the Earned Income Tax Credit", *The Quarterly Journal of Economics*, Mai 1996, p 605-637
- [14] Fleurbay M., Hagneré C., Martinez M. et Trannoy A., "Les minima sociaux en France : entre compensation et responsabilité", *Economie et Prévision*, n° 138/139, pp. 1-23.
- [15] Gourieroux C., [1989], "Econométrie des variables qualitatives", *Economica*.
- [16] Granier P, Joutard X, [1999], "L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage?", *Economie et Statistique*, n°321-322, p.133-148
- [17] Granier P, Joutard X, [2002], "La perception du Rmi affecte-t-elle le retour à l'emploi des chômeurs?", *Economie Publique*, vol. 11, pp. 129-153.
- [18] Granier P, Joutard X, [2003], "L'influence de la perception du RMI sur la sortie vers l'emploi", *Economie et statistique*, n° 357-358

- [19] Gravel N. Hagneré C., Picard N. et Trannoy A., [2001], “ Une évaluation de l’impact incitatif et redistributif d’une réforme des minima sociaux ”, *Revue Française d’Economie XVI*, pp. 125-167
- [20] Greene W.H., [2003], *Econometric Analysis, Prentice Hall*, Edition 5.
- [21] Gurgand M., Margolis D., [2002], “RMI et revenus du travail : Une évaluation des gains financiers à l’emploi”, *Economie et statistique*, n° 346-347
- [22] Tableau Economique de la Réunion, Editions 1998-1999, 2000, 2000/2001, 2001/2002, 2004-2005.
- [23] Laroque G. et Salanié B, [2000], “Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des effets incitatifs”, *Economie et statistique*, 328.
- [24] Lollivier S. [2003], “Econométrie avancée des variables qualitatives”, mimeo, *cours de 3<sup>ème</sup> année de l’ENSAE*.
- [25] Mundlak Y., [1978], “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data”, *Econometrica*, Vol. 46 (1), pp. 69-85.
- [26] Piketty T. [1998], “L’impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français”, *Economie et Prévision* 132-133, pp.1-35
- [27] Roinsart N.[2004], Dossier «Entre survie et insertion » *Economie de la Réunion*, p.11-23.
- [28] Sevestre P., [2002], "Econométrie des données de panel", *Dunod*.
- [29] Tableau Economique de la Réunion [1998 - 2005], Insee
- [30] Thomas A., [2000], "Économétrie des variables qualitatives ", *Dunod*.
- [31] Vanlerenberghe P., [1992], "RMI : le pari de l’Insertion", *La Documentation Française*.

## Annexes

### A Echantillon historique, avec dummies par période

	Modèle avec âge et age au carré			Modèle avec date de naissance		
	Logit	Logit EA	Logit EF	Logit	Logit EA	Logit EF
<b>présence du conjoint</b>	-0.1023*** (0.0118)	-0.0549 (0.0339)	0.4962*** (0.0598)	-0.1161*** (0.0117)	0.0277 (0.0351)	0.4399*** (0.0583)
<b>nombre d'enfants</b>	-0.1663*** (0.0108)	-0.4658*** (0.0162)	-0.3729*** (0.0622)	-0.1037*** (0.0107)	-0.4804*** (0.027)	-0.1943*** (0.0613)
<b>nombre d'enfants au carré</b>	-0.0189*** (0.0028)	-0.0164 (0.0028)	-0.0229 (0.0157)	-0.0189*** (0.0027)	0.0104* (0.0054)	-0.0377** (0.0155)
<b>âge*10</b>	2.2140*** (-0.0431)	5.5028*** (-0.1247)	23.7982*** (5.1847)			
<b>âge au carré*100</b>	-0.2744*** (5.66E-03)	-0.6873*** (0.0161)	-1.4717*** (0.0587)			
<b>date de naissance*100</b>				3.6E-03*** (3.9E-05)	-0.0103*** (5.15E-04)	
<b>Est</b>	-0.0173 (0.0146)	0.1743*** (-0.0420)	-0.4812*** (0.1833)	-0.0247* (0.0146)	0.3722*** (0.0509)	-0.5207*** (0.1787)
<b>Ouest</b>	0.1121*** (0.0124)	0.3144*** (0.0414)	0.2350 (0.1750)	0.1067*** (0.0123)	0.3422*** (0.0484)	0.1192 (0.1716)
<b>Nord</b>	0.1120*** (0.0146)	0.2799*** (0.0538)	0.2057 (0.1828)	0.1231*** (0.0146)	0.2676*** (0.0536)	0.0977 (0.1783)
<b>Traité</b>	-2.6199*** (0.1018)	-2.4845*** (0.1342)	-0.1359 (0.1583)	-2.8950*** (0.1017)	-2.7951*** (0.13)	-0.5474*** (0.1547)
<b>court terme</b>	0.1568*** (0.0168)	0.4091*** (0.0219)	-0.1822*** (0.0271)	0.1627*** (0.0168)	0.4229*** (0.0218)	0.5101*** (0.0223)
<b>moyen terme</b>	0.4261*** (0.0142)	0.9988*** (0.0198)	-0.4693*** (0.0415)	0.4359*** (0.0141)	1.0451*** (0.0196)	1.1618*** (0.0203)
<b>long terme</b>	0.4457*** (0.0161)	1.1893*** (0.0227)	-1.1399*** (-0.0610)	0.4634*** (0.0161)	1.2557*** (0.0225)	1.4297*** (0.0231)
<b>court terme* traite</b>	0.6108*** (0.1278)	0.5163*** (0.1522)	0.0989 (0.1606)	0.6100*** (0.1277)	0.4719*** (0.1508)	0.2235 (0.1584)
<b>moyen terme*traite</b>	1.0660*** (0.1094)	0.8797*** (0.1413)	0.5415*** (0.1589)	1.0933*** (0.1093)	0.9023*** (0.137)	0.7266*** (-0.1549)
<b>long terme*traite</b>	1.1837*** (0.1169)	0.6844*** (0.1580)	0.5855*** (0.1980)	1.2471*** (0.1168)	0.8069*** (0.1549)	0.8491*** (0.1945)
<b>constante</b>	-6.2439*** (0.0791)	-13.8993*** (0.2279)		-2.1069*** (0.0151)	-3.6998*** (0.0418)	
<i>Nombre d'observations</i>	481520	481520	170062	481520	481520	170062
<i>Log vraisemblance</i>	-146848	-107980	-65188	-148143	-108748	-66566
<i>Pseudo R2</i>	0.0562			0.0479		

\* : significatif à 10%; \*\* : significatif à 5%; \*\*\* : significatif à 1%

## B Echantillon total, avec dummies par période

	Modèle avec âge et age au carré			Modèle avec date de naissance		
	Logit	Logit EA	Logit EF	Logit	Logit EA	Logit EF
<b>présence du conjoint</b>	0.6284*** (0.0094)	0.9715*** (0.0272)	1.2978*** (0.0406)	0.6011*** (0.0093)	1.2866*** (0.0269)	1.3327*** (0.0400)
<b>nombre d'enfants</b>	-0.3141*** (0.0099)	-0.4998*** (0.0268)	-0.5091*** (0.0488)	-0.2239*** (0.0098)	-0.6466*** (0.0250)	-0.2679*** (0.0481)
<b>nombre d'enfants au carré</b>	-0.0111*** (0.0025)	-0.0275*** (0.0056)	0.0033 (0.0118)	-0.015*** (0.0024)	0.0247*** (0.005)	-0.0113 (0.0118)
<b>âge*10</b>	2.3121*** (0.0368)	5.6234*** (0.1162)	19.2405*** (0.4113)			
<b>âge au carré*100</b>	-0.0289*** (4.94E-03)	-0.7039*** (0.0153)	-1.5314*** (0.0475)			
<b>date de naissance*100</b>				4.35E-03*** (1.26E-04)	8.51E-03*** (4.63E-04)	
<b>Est</b>	-0.0116 (0.0126)	-0.0834** (0.0415)	-0.2984** (0.1439)	-0.0210* (0.0126)	-0.2453*** (0.0441)	-0.2831** (0.1409)
<b>Ouest</b>	0.1330*** (0.0107)	0.0674* (0.0366)	0.3188** (0.1375)	0.1244*** (0.0107)	-0.0208 (0.0404)	0.2485* (0.1352)
<b>Nord</b>	0.1634*** (0.0124)	0.2008*** (0.0503)	0.3086** (0.1418)	0.1729*** (0.0123)	0.1863*** (0.0415)	0.2606* (0.1391)
<b>Traité</b>	-1.6183*** (0.0708)	-2.7013*** (0.102)	-1.6817*** (0.1292)	-1.8667*** (0.0706)	-2.8167*** (0.1000)	-2.1041*** (0.1277)
<b>court terme</b>	0.0319* (0.0166)	0.0989*** (0.0201)	-0.2795*** (0.0236)	0.0360** (0.0166)	0.1307*** (0.020)	0.1492*** (0.0199)
<b>moyen terme</b>	0.3718*** (0.0137)	0.6435*** (0.0172)	-0.3147*** (0.0351)	0.3823*** (0.0137)	0.7167*** (0.0171)	0.7389*** (0.0171)
<b>long terme</b>	0.5047*** (0.0147)	0.8948*** (0.0189)	-0.6096*** (0.0511)	0.5252*** (0.0147)	1.0052*** (0.0186)	1.0547*** (0.0187)
<b>court terme* traite</b>	1.1229*** (0.0827)	1.4672*** (0.1100)	1.3163*** (0.1185)	1.1353*** (0.0826)	1.4334*** (0.1091)	1.4365*** (0.1179)
<b>moyen terme*traite</b>	1.7033*** (0.0733)	2.3791*** (0.1011)	2.1482*** (0.1148)	1.7530*** (0.0732)	2.3569*** (0.1002)	2.4262*** (0.1137)
<b>long terme*traite</b>	1.9669*** (0.0745)	2.7101*** (0.1052)	2.4569*** (0.1218)	2.0582*** (0.0744)	2.7326*** (0.104)	2.8723*** (0.1201)
<b>constante</b>	-6.5797*** (0.0666)	-14.1352*** (0.2182)		-2.3111*** (0.0146)	-3.6726*** (0.0362)	
<i>Nombre d'observations</i>	664058	664058	258194	664058	664058	258194
<i>Log vraisemblance</i>	-201002.13	-145893	-96466	-202897	-146841	-97638
<i>Pseudo R2</i>	0.0436			0.0346		

\* : significatif à 10%; \*\* : significatif à 5%; \*\*\* : significatif à 1%

## C Echantillon historique, avec dummies mensuelles

	Modèle avec âge et age au carré			Modèle avec date de naissance		
	Logit	Logit EA	Logit EF	Logit	Logit EA	Logit EF
<b>présence du conjoint</b>	-0.0992*** (0.0118)	-0.0257 (0.0360)	0.5075*** (0.0599)	-0.1123*** (0.0117)	0.0492 (0.0358)	0.4736*** (0.0590)
<b>nombre d'enfants</b>	-0.1691*** (0.0108)	-0.4769*** (0.0284)	-0.3756*** (0.0623)	-0.1046*** (0.0107)	-0.4847*** (0.0275)	-0.1734*** (0.0620)
<b>nombre d'enfants au carré</b>	-0.0188*** (0.0028)	-0.0121* (0.0062)	-0.0235 (0.0157)	-0.0191*** (0.0027)	0.0102* (0.0054)	-0.0376** (0.0157)
<b>âge*10</b>	2.2225*** (5.67E-04)	5.4903*** (0.1254)	1.9389*** (0.0497)			
<b>âge au carré*100</b>	-0.2757*** (5.67E-03)	-0.6898*** (0.0162)	-1.4934*** (0.0593)			
<b>date de naissance*100</b>				3.65E-03*** (1.4E-04)	-0.0105*** (5.26E-04)	
<b>Est</b>	-0.018 (0.0146)	0.1499*** (0.0434)	-0.4713* (0.1836)	-0.0254* (0.0146)	0.3517*** (0.0553)	-0.5114*** (0.1806)
<b>Ouest</b>	0.1119*** (0.0124)	0.3017*** (0.0437)	0.2207 (0.1753)	0.1067*** (0.0124)	0.3632*** (0.0483)	0.1804 (0.1731)
<b>Nord</b>	0.1115*** (0.0147)	0.2581*** (0.0531)	0.2022 (0.1829)	0.1231*** (0.0146)	0.2687*** (0.0551)	0.1443 (0.1803)
<b>Traité</b>	-2.6087*** (0.1019)	-2.5226*** (0.1352)	-0.1549 (0.1591)	-2.8818*** (0.1017)	-2.8042*** (0.1308)	-0.5819*** (0.1569)
<b>court terme*traite</b>	0.6037*** (0.1278)	0.5223*** (0.1531)	0.1227 (0.1614)	0.6025*** (0.1278)	0.4839*** (0.1516)	-0.0514 (0.0652)
<b>moyen terme*traite</b>	1.0561*** (0.1094)	0.9085*** (0.1423)	0.5416*** (0.1596)	1.0848*** (0.1094)	0.9469*** (0.1379)	0.888*** (0.1574)
<b>long terme*traite</b>	1.1715*** (0.1169)	0.7415*** (0.1587)	0.5765*** (0.1988)	1.2356*** (0.1168)	0.8826*** (0.1555)	1.1039*** (0.1965)
<b>constante</b>	-6.3541*** (0.0852)	-14.1805*** (0.2347)		-2.2063*** (0.0345)	-4.0775*** (0.0592)	
<i>Nombre d'observations</i>	481520	481520	170062	481520	481520	170062
<i>Log vraisemblance</i>	-146008.4	-106528	-64662	-147294	-107240	-64980
<i>Pseudo R2</i>	0.0616			0.0534		

\* : significatif à 10%; \*\* : significatif à 5%; \*\*\* : significatif à 1%

Les dummies temporelles ne sont pas reportées par simple souci de place. Leur introduction dans la régression ne modifie pas qualitativement les résultats.

## D Echantillon total, avec dummies mensuelles

	Modèle avec âge et age au carré			Modèle avec date de naissance		
	Logit	Logit EA	Logit EF	Logit	Logit EA	Logit EF
<b>présence du conjoint</b>	0.6315*** (0.0094)	0.9748*** (0.0273)	1.3103*** (0.0407)	0.6047*** (0.0093)	1.2966*** (0.0276)	1.3179*** (0.0403)
<b>nombre d'enfants</b>	-0.3184*** (0.0099)	-0.5180*** (0.0276)	-0.5098*** (0.0489)	-0.2264*** (0.0098)	-0.6579*** (0.0254)	-0.2708*** (0.0484)
<b>nombre d'enfants au carré</b>	-0.0106*** (0.0025)	-0.0245*** (0.0057)	0.0034 (0.0118)	-0.0149*** (0.0024)	0.0255*** (0.0051)	-0.0142 (0.0118)
<b>âge*10</b>	2.3157*** (0.0368)	5.5413*** (0.1204)	16.2880*** (0.3974)			
<b>âge au carré*100</b>	-0.2902 (4.95E-03)	-0.6982*** (0.0164)	-1.5572*** (0.0480)			
<b>date de naissance*100</b>				-4.42E-03*** (1.26E-04)	-8.46E-03*** (4.74E-04)	
<b>Est</b>	-0.0124 (0.0126)	-0.0902** (0.0411)	-0.2966** (0.144)	-0.0218* (0.0126)	-0.2453*** (0.0451)	-0.2859** (0.1418)
<b>Ouest</b>	0.1328*** (0.0107)	0.0479 (0.0375)	0.3167** (0.1375)	0.1243*** (0.0107)	-0.0211 (0.0419)	0.2681** (0.1357)
<b>Nord</b>	0.1618*** (0.0124)	0.1416*** (0.0524)	0.3067** (0.1419)	0.1718*** (0.0123)	0.1832*** (0.0432)	0.2837** (0.1396)
<b>Traité</b>	-1.6129*** (0.0708)	-2.7212*** (0.1018)	-1.6898*** (0.1297)	-1.8583*** (0.0707)	-2.8244*** (0.1007)	-2.098*** (0.1286)
<b>court terme* traite</b>	1.1207*** (0.0827)	1.4818*** (0.1103)	1.328*** (0.1191)	1.1323*** (0.0826)	1.4478*** (0.1095)	-0.1491 (0.0582)
<b>moyen terme*traite</b>	1.7017*** (0.0733)	2.4012*** (0.1012)	2.1531*** (0.1153)	1.7522*** (0.0732)	2.3782*** (0.1007)	2.4687*** (0.1144)
<b>long terme*traite</b>	1.9625*** (0.0746)	2.7399*** (0.1053)	2.4559*** (0.1223)	2.053*** (0.0745)	2.76*** (0.1044)	2.9284*** (0.1209)
<b>constante</b>	-6.6252*** (0.0737)	-14.0337*** (0.2236)		-2.3511*** (0.0344)	-3.8129*** (0.0528)	
<i>Nombre d'observations</i>	664058	664058	258194	664058	664058	258194
<i>Log vraisemblance</i>	-200278	-144798	-95919	-202154	-145668	-96451
<i>Pseudo R2</i>	0.0471			0.0381		

\* : significatif à 10%; \*\* : significatif à 5%; \*\*\* : significatif à 1%

Les dummies temporelles ne sont pas reportées par simple souci de place. Leur introduction dans la régression ne modifie pas qualitativement les résultats.

## E Législation relative au cumul du RMI et d'un revenu d'activité

	Début d'activités <sup>1</sup> avant le 1/12/98		Intéressement en cours au 1/12/98	Début d'activités <sup>1</sup> A.V.C du 1/12/98	
	TAUX <sup>4</sup>	DUREE <sup>5</sup>		TAUX <sup>4</sup>	DUREE <sup>5</sup>
CES-CIA	28% du RMI de base	* Tant que dure le CES ou CIA * Fin : dernier jour du trimestre suivant celui au cours duquel cesse le CES ou CIA	Mesure transitoire Maintien des anciennes mesures jusqu'au terme du contrat (y compris renouvellement)	33% du RMI de base	* Tant que dure le CES ou CIA * Fin : dernier jour du trimestre suivant celui au cours duquel cesse le CES ou CIA
Chômeurs de longue durée <sup>6</sup>	50% du revenu	* Tant que des revenus d'activité figurent dans le trimestre de référence * Fin : dernier jour du trimestre suivant celui au cours duquel cesse l'activité	Mesure transitoire * Début d'activité repoussée égale au 1/12/98 * Durée : 4 trimestres		Ci. autres activités
Créateurs d'entreprise <sup>7</sup>		Ci. autres activités		100% des revenus	=> pendant les deux premiers trimestres => pendant les 2 trimestres suivants Fin : dernier jour du 4ème trimestre
Autres activités	50% du revenu	* 750H <sup>2</sup> : décomptées à compter du 1er jour du début d'activité * Fin : dernier jour du trimestre au cours duquel la 750ème H est atteinte	Mesure transitoire concerne : * Révisions trimestrielles de : 12,98; 01,99; 02,99 * Transformation en trimestres des heures de travail effectuées jusqu'à la date de la révision (195H = 1 trimestre) * Poursuite de fin. En nombre de trimestres comme suit : => nb d'H < 195H = 4 trimestres => 195H <= nb d'H < 390 = 3 trimestres => 390H <= nb d'H < 585 = 2 trimestres => nb d'H >= 585 = 1 trimestre	50% du revenu	* 4 trimestres * Prolongation <sup>3</sup> , sur décision du Préfet si à la fin du 4ème trimestre, l'activité < 750, jusqu'au dernier jour du trimestre au cours duquel la 750ème heure est atteinte.

1 : Début d'activités : si absence de revenus d'activités dans le trimestre de référence justifiant de la mesure d'intéressement

2 : Délégat ou possible à la CAF (pour fin de prolongation : si le parcours d'intéressement le nécessite)

3 : Lorsque le revenu rest possible à un nombre d'heures (C.R.P. travaillées) à la date (ETI, etc.), le nombre d'heures est déduit du revenu par le SMIC horaire net en vigueur au 1/01.

4 : En période de l'USS, la mesure d'intéressement relative est celle de la dernière activité connue

5 : Début d'intéressement : 1er mois du trimestre suivant le trimestre de référence où se situe le début de l'activité

6 : Personnes inscrites à l'ANPE pendant 12 mois dans les 18 mois

7 : Bénéficiaires de l'ACCRE : aide aux créateurs ou reprenant une entreprise, justifiée par une attestation de la DCTEFP