

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

Nadia ALIBAY*
Nathalie PICARD**
Alain TRANNOY***

Dans cet article, nous mesurons l'effet de la réforme Aubry de Janvier 1999 concernant le cumul des minima sociaux et des revenus d'activité sur l'emploi des bénéficiaires des minima sociaux à l'île de la Réunion. Nous comparons deux groupes touchés différemment par la réforme : les bénéficiaires de l'Allocation Parent Isolé qui se voient proposer pour la première fois le cumul et les bénéficiaires du Revenu Minimum d'Insertion qui connaissaient déjà le cumul. Grâce à une grande base de données et des techniques d'économétrie des variables qualitatives sur données de panel, nous montrons que cette réforme a eu un effet positif significatif en terme d'emploi sur le groupe des bénéficiaires de l'API.

Evaluation of the Aubry's law impact on employment of minimum income recipients in Reunion island

The Aubry's law voted in 1999 introduced a reform in the accumulation system of the specific minimum income recipients. This population is divided in two ones: the recipients of an API (allocation parent isolé) and the recipients of a RMI (Revenu Minimum d'Insertion). Our purpose is to study the effect of a reform by comparing these two populations, in a French oversea area where the unemployment is the most important in France. The API's recipient can for the first time draw salary and cash assistance concurrently although the RMI's recipients knew already this system before the reform. On panel data, we applied econometric models of qualitative variable: a simple logit, a fixed effect logit and a random effect logit. It appears the effect of reform is positive : it creates incentives for the cash assistance recipients to take a job.

Classification JEL : H43, H31, C23, C25.

* THEMA – Université de Cergy-Pontoise - 33, Boulevard du Port 95011 Cergy.

Nadia.Alibay@eco.u-cergy.fr

**THEMA – INED – Université de Cergy-Pontoise – 33, Boulevard du Port 95011 Cergy.

Nathalie.Picard@eco.u-cergy.fr

*** EHESS, GREQAM-IDEP, THEMA – Vieille Charité - 2, rue de la Charité 13002 Marseille.

trannoy@ehess.unov-mrs.fr

Nous remercions l'ensemble des participants au séminaire jeune du THEMA d'Avril 2004, des 21^è journées de Microéconomie Appliquées, du 53^è congrès de l'AFSE et des 14^è journées du SESAME et en particulier, Thomas Brodaty, Pierre Masson, Pierre Pestiau et Antoine Terracol, pour leurs suggestions et commentaires avisés. Nous remercions également la CAF et le CERTIAM, en particulier Mme André, M. de Bollivier, Mme Caliez, Mme Hoareau ainsi que M. Mariotti. Nous demeurons seuls responsables des erreurs et des insuffisances de l'article.

Introduction

En juillet 2004, l'île de la Réunion détient un record parmi les régions françaises : celui du pourcentage de personnes couvertes par un minima social le plus élevé, 29,2, % contre 6% en Métropole (source CAF 2004). En nombres absolus, les chiffres sont tout aussi impressionnants, il y avait toujours à la même date, 91 959 bénéficiaires dont 75 981 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 (voir l'étude de Roinsart 2004). Une telle situation trouve son origine dans une multitude de facteurs, manque d'emplois lié à une insuffisance de capital, croissance de la population active induite par une fécondité dynamique et une augmentation de la participation féminine, préférences dans l'espace consommation-loisir, rôle des incitations financières proprement dites, à savoir le montant respectif des minima et du SMIC et leur possibilité de cumuls. L'objectif de l'étude n'est pas de départager le rôle de chacun de ses facteurs dans la singularité réunionnaise, mais simplement de chercher à savoir si les modifications législatives intervenues dans la possibilité de cumul ponctuelle d'un minima 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.

Notre travail est assez comparable à celui élaboré par Piketty (1998), dans la mesure où il essaie de tirer parti d'une expérience naturelle en matière des conditions de retour à l'emploi. 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'activité 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'activité et il convient de retenir une méthode des différences en différences (Blundell et Macurdy, 1999). Notre base de données, constituée d'un large échantillon des femmes allocataires de la CAF de la Réunion suivies mensuellement de juillet 1998 à 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.

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'outre-mer et la métropole¹. Seule une étude portant sur la Réunion est de nature à tenir compte des fortes spécificités de ce DOM. 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.

¹ A titre d'exemple des travaux pour la métropole, Piketty (1998), Afsa (1999), Laroque et Salanié (2000 et 2003), Gurgand et Margolis (2002), Gravel-Hagneré-Picard-Trannoy (2001), Granier-Joutard (2003) Hagneré - Picard-Trannoy - Van der Straeten (2003).

La réforme Aubry du mécanisme d'intéressement

Le RMI est attribué aux personnes âgées de plus de 25 ans² ayant de faibles ressources ou inexistantes. L'attribution de l'allocation est conditionnelle au montant des ressources et 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 (20 % d'écart en 2000).

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, attendant un enfant ou ayant à leur charge au moins un enfant. 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).

- 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. Pour les RMistes, elle ne fait que modifier certains paramètres de durée et/ou d'abattement selon le type d'activité repris. En revanche, elle permet aux APIstes pour la première fois de cumuler et donc de conserver leur allocation lors d'une reprise d'activité. Le système introduit en Janvier 1999 pour les APIstes est le même que celui modifié des RMistes. Le tableau 1 suivant donne les détails de la réforme.

	Durée		Coefficient d'abattement sur ressources ⁺	
	Avant (Rmistes seuls)	Après (Rmistes et Apistes)	Avant (Rmistes seuls)	Après (Rmistes et Apistes)
CES – CIA ³	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

⁺ Le cumul porte sur 1-moins le coefficient d'abattement.

Tableau 1 : Paramètres du cumul instauré par la loi Aubry en Janvier 1999.

Modèle et techniques d'estimation

Le fait pour l'individu i d'être en emploi ou non à l'instant t repéré par la variable muette, Y_{it} , est gouvernée par le changement de signe d'une variable latente Y_{it}^* qui est censée obéir au modèle,

² La condition d'âge n'est pas nécessaire si la personne candidate au RMI a un enfant ou une personne à charge

³ CIA pour contrat d'insertion par l'activité, un dispositif spécifique au DOM introduit par la loi Perben de 1994.

$$Y_{it}^* = (\lambda + \gamma_t) d_{it} + X_{it} \beta + \eta_t + a_i + u_{it} \quad (1)$$

$$\text{avec } Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* \geq 0 \text{ (emploi)} \\ 0 & \text{si } Y_{it}^* < 0 \text{ (non - emploi)} \end{cases}$$

et $\gamma_0, \eta_0 = 0$

où d_{it} est une variable muette valant 1 si l'individu i appartient au groupe de traitement à la période t , X_{it} est un vecteur de caractéristiques de contrôle, η_t est un effet fixe temporel commun à tous les individus, a_i est un effet propre à l'individu et u_{it} est un terme d'erreur indépendamment distribué et indépendant des autres variables explicatives. L'estimateur du terme $\lambda + \gamma_t$ constitue l'estimateur de l'effet du traitement sur le groupe traité, connu sous le nom d'estimateur des différences en différences. Il est la somme de deux termes. λ donne l'effet permanent du traitement, tandis que γ_t donne l'effet supplémentaire du traitement à la date t . Cette modélisation cherche à capter l'effet croissant de la réforme, au fur et à mesure que l'on avance dans le temps. Selon les hypothèses que l'on fait sur les liens entre le terme individuel a_i et les autres variables explicatives, on adopte une technique économétrique différente. Il semble difficile d'exclure a priori une corrélation de part l'omission probable de variables de contrôles, si bien que le modèle de référence semble bien un modèle à effet fixe, même si un test de spécification à la Hausman permettra de départager entre un modèle un effet fixe et un modèle à effet aléatoire.

Plus précisément, nous appuyant sur Chamberlain (1984) qui utilise les propriétés particulières de la loi logistique pour estimer un modèle à effet fixe sur variables binaires, nous estimons le modèle selon trois techniques économétriques : le logit simple, le logit à effet aléatoire et le 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. 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 convient de soulever deux problèmes liés à la possible endogénéité de l'appartenance au groupe de traitement. En premier lieu, le groupe de traitement peut être endogène par un pur effet de sélection. Dans le cas d'espèce, on peut penser que le dispositif d'intéressement est ciblé vers les personnes les plus défavorisées sur le marché de l'emploi (ici, les Apistes) et donc son effet risque d'être sous-estimé, puisqu'il sélectionne de façon endogène les individus qui auraient, en dehors du dispositif, les plus faibles chances de travailler. Le logit à effet fixe permet justement de remédier à cette sélection endogène du groupe de traitement en enlevant le terme a_i par différence. Enfin, la reprise d'emploi à l'instant t risque d'entraîner la disparition de l'individu du fichier des allocataires APIstes à un instant ultérieur et dans ces conditions la mesure des effets à long terme du dispositif d'intéressement risque de souffrir d'un biais de sous-estimation. Il est relativement facile de corriger l'effet retardé de l'activité sur l'appartenance au groupe de traitement en définissant avec soin la variable d'appartenance à ce groupe.

Données et construction des variables

La base de données que nous avons obtenu auprès de la Caisse d'Allocation Familiale de la Réunion comporte 10% des RMIstes non intéressés, l'ensemble des RMIstes intéressés et tout les APIstes, qu'ils soient intéressés ou non⁴. Les estimations n'ont été réalisées que sur les femmes, car très peu d'hommes bénéficient de l'API. Les données proviennent de deux fichiers différents et concernant la période comprise entre Juin 1998 et Décembre 2000. 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 semestriels comprennent des données telles que les caractéristiques individuelles, des informations sur les enfants, les prestations, les ressources. Après avoir éliminé les informations aberrantes, les deux fichiers ont été mensualisés puis fusionnés.

La variable endogène de statut d'activité a été construite à partir des deux fichiers historiques et semestriels. En effet, tant que l'individu bénéficie du RMI et/ou de l'API, son activité est renseignée dans les fichiers historiques. Si l'allocataire perd le bénéfice de ces deux allocations, mais reste inscrit à la CAF pour une autre allocation (familiale, logement...), l'individu se retrouve dans les fichiers semestriels. Or, nous ne disposons pas dans ces fichiers de variable claire d'activité. Pour pallier à cette lacune, nous construisons plusieurs variables d'activité basées sur des montants annuels de ressources déclarés par l'allocataire ou des montants mensuels de ressources calculés par la CAF pour l'évaluation des droits. Avoir des montants de ressources positif ne suffit pas à affirmer que l'individu a un revenu d'activité, parce que l'on ne connaît pas la nature des ressources.

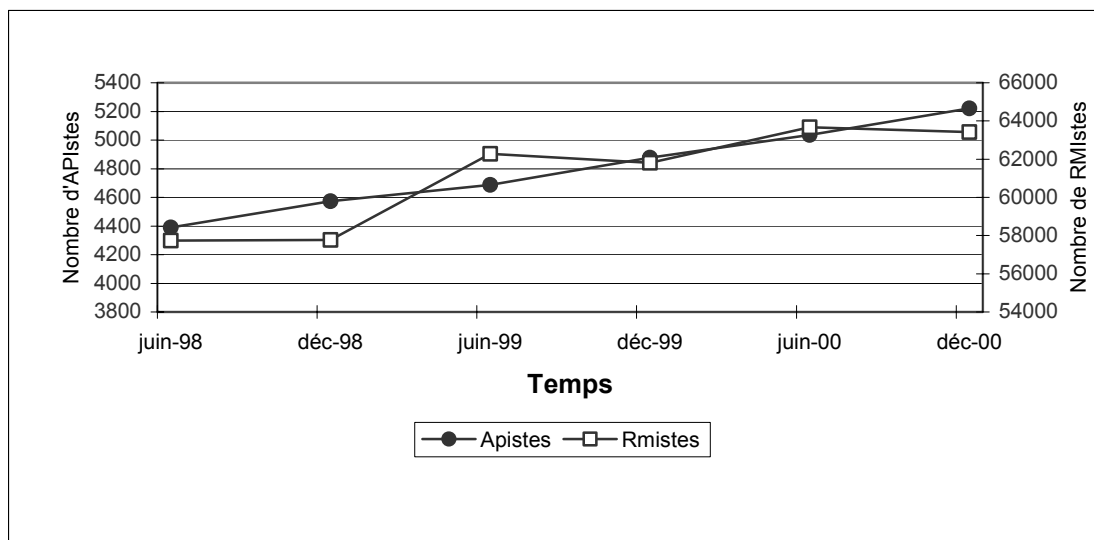
Afin de distinguer le groupe de traitement de ceux qui bénéficiaient déjà auparavant du système d'intéressement, nous avons créé une variable indicatrice de traitement (*traité*). *Traité* vaut 0 si l'individu bénéficie du RMI, *quel que soit* son statut vis à vis de l'API. En effet, le mode de calcul 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 déjà évoqué plus haut, on a postulé qu'à partir du moment où l'allocataire est traité, il garde celui-ci, même s'il retrouve un emploi.

Pour apprécier tant l'effet de la conjoncture sur les conditions du marché du travail (η_t) que les effets de diffusion des effets de la réforme (γ_t), on a distingué trois périodes : une première période de transition entre janvier 1999 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 2000 et décembre 2000 pour appréhender les effets à « long terme ». L'effet de l'intéressement peut ainsi être mesuré par des variables croisées traitement et les périodes ainsi définies. Les caractéristiques individuelles sont représentées par la présence du conjoint, le nombre d'enfants, l'âge et la localisation dans une micro-région.

Afin d'éclairer le lecteur sur les populations respectives des RMIstes et des APIstes, d'une part, le graphique 1 reproduit l'évolution du nombre des allocataires sur la période d'étude et le tableau 2 donne des éléments de comparaison de ces populations. Il ressort que la population Apiste est composée de personnes plus jeunes mais plus isolées, sans ressources et

⁴ L'allocataire est qualifié d'intéressé s'il l'est au moins une fois entre Juin 1998 et Décembre 2000.

moins d'enfants que la population témoin. L'évolution des taux d'activité des bénéficiaires des minima sociaux suivant l'appartenance au groupe de contrôle ou de traitement est retracée dans le graphique 2. Il se produit bien dans la première année suivant la réforme une hausse du taux d'activité relativement plus accentuée dans le groupe de traitement que dans le groupe de contrôle.

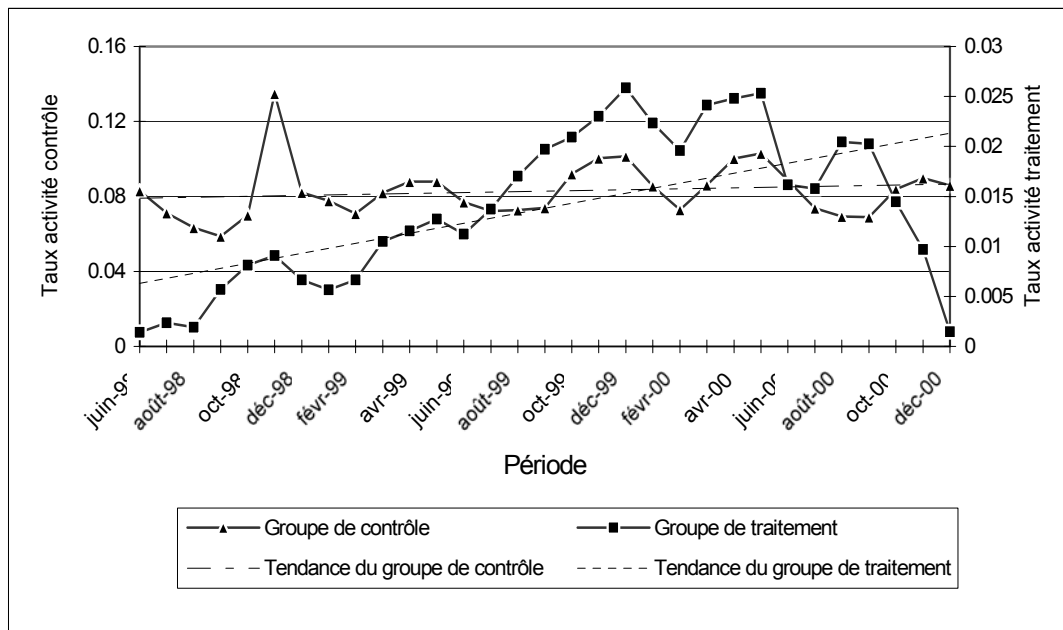


Graphique 1 : Evolution du nombre de bénéficiaires du RMI et de l'API entre Juin 1998 et Décembre 2000 à la Réunion.

Variables	RMIstes		APIstes	
	12/98	12/99	12/98	12/99
Age moyen	34.76	35.76	25.34	25.77
Présence conjoint	36.7	37	14.98	20.32
Pas d'enfants	26.01	25.06	11.18	10.46
1 enfant	31.92	30.23	60.27	60.02
2 enfants	26.43	26.06	21.31	21.24
> 3 enfants	15.64	18.65	7.24	8.28
Microrégion Est	16.36	16.78	17.04	17
Microrégion Ouest	25.22	24.72	29.34	28.46
Microrégion Nord	14.42	14.23	19.51	21.41
Microrégion Sud	42.39	42.91	32.46	31.59
Microrégion Inconnue	1.6	1.36	1.65	1.54
Montant des prestat° fam	3339	3503	3093	3281
Nature des ressources				
Ressources nulles	79.03	72.49	94.88	91.58
Traitements et salaires	3.85	3.23	0.79	1.09
Allocations de chômage	6.02	6.63	1.15	0.74
Revenus d'activité d'insertion	6.51	12.6	0	1.51
Autres revenus*	4.59	5.05	3.18	5.08

*: 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.

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon.



Graphique 2 : Evolution des taux d'emploi des Apistés (groupe de traitement) et des Rmistés (groupe de contrôle) entre Juin 1998 et Décembre 2000.

Résultats

Le tableau 3 compare les estimations des trois modèles logit. Le test d'Hausman conduit à ne pas rejeter l'hypothèse selon laquelle l'effet fixe individuel est corrélé aux variables présence d'un conjoint, à l'âge et à son carré, à l'appartenance au groupe de traitement, aux effets temporels et au croisement de ces variables. 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 nous indique que la variable *traité* est endogène. Néanmoins, on peut conclure à un effet positif de la loi Aubry sur la reprise d'activité des bénéficiaires des APistés puisque, quelle que soit la technique retenue, et en particulier dans le modèle à effet fixe, les termes croisés obtenus sont tous positifs et significatifs. 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 ces coefficients indiquent que les taux d'activité des individus qui sont passés par l'API se rapprochent de celle des individus qui sont passés par le RMI ou par l'API et le RMI à la fois (cf. Graphique 3). A titre d'illustration, si notre individu de référence est traité, sa probabilité d'être actif avant la réforme est de 2%, puis passe à 8,2% après la réforme. Par ailleurs, le graphique 4, réalisé à partir des estimations du logit à effet fixe, indique la probabilité d'être actif pour un non-traité et pour un traité si le traité possède 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'activité serait supérieur et aurait une croissance plus élevée que celui des non-traités après la réforme.

Variables	Logit⁺	Logit EA⁺	Logit EF⁺
Conjoint	-0.1373855*** (-11.592343)	-0.1289762*** (-3.7674884)	0.4990136*** (8.081820)
Nbre d'enfants	-0.1488887*** (-13.580274)	-0.3857474*** (-14.310101)	-0.2840936*** (-4.438754)
(Nbre d'enfants) ²	-0.0231679*** (-8.1946448)	-0.0335615*** (-5.8882923)	-0.0347911** (-2.170509)
Age	0.2011563*** (45.250438)	0.5195232*** (41.7975944)	2.381237*** (45.091328)
(Age) ²	-0.0025155*** (-43.370689)	-0.0065332*** (-40.8069956)	-0.0146512*** (-24.58667)
microreg Est	-0.017658 (-1.187962)	0.1595202*** (3.8887921)	-0.4028977** (-2.150051)
microreg Inco	0.5865495*** (16.159100)	1.510911*** (17.450334)	1.447557*** (5.8694086)
microreg Ouest	0.1199263*** (8.299444)	0.3373807*** (0.177919)	0.3159512* (1.7758148)
microreg Nord	0.1145547*** (7.7047820)	0.2329057*** (4.2887813)	0.2339147 (1.253046)
Groupe traitement	-2.600145*** (-22.126445)	-2.56074*** (-16.338220)	0.4141695** (1.962900)
Court terme (CT) ⁵	0.1659297*** (9.811068)	0.422259*** (19.1358354)	-0.1769493*** (-6.467539)
Moyen terme (MT)	0.4501203*** (31.553289)	1.019443*** (51.1670966)	-0.4690604*** (-11.154745)
Long terme (LT)	0.4864602*** (29.842536)	1.216237*** (53.1553529)	-1.146575*** (-18.512643)
CT* Traité	0.6437515*** (4.3149052)	0.5821917*** (3.2929283)	0.0501329 (0.2607539)
MT* Traité	1.434009*** (11.3643380)	1.366529*** (8.2937660)	0.6956289*** (3.6130372)
LT* Traité	1.638424*** (11.0421406)	1.383839*** (6.6141472)	0.7753455*** (2.883909)
Constante	-5.831689*** (-71.185089)	-13.24966*** (-57.666839)	
<i>Nombre d'observations</i>	<i>429349</i>	<i>429349</i>	<i>163977</i>
<i>Log Vraisemblance</i>	<i>-140967.09</i>	<i>-103751.75</i>	<i>-63201.301</i>

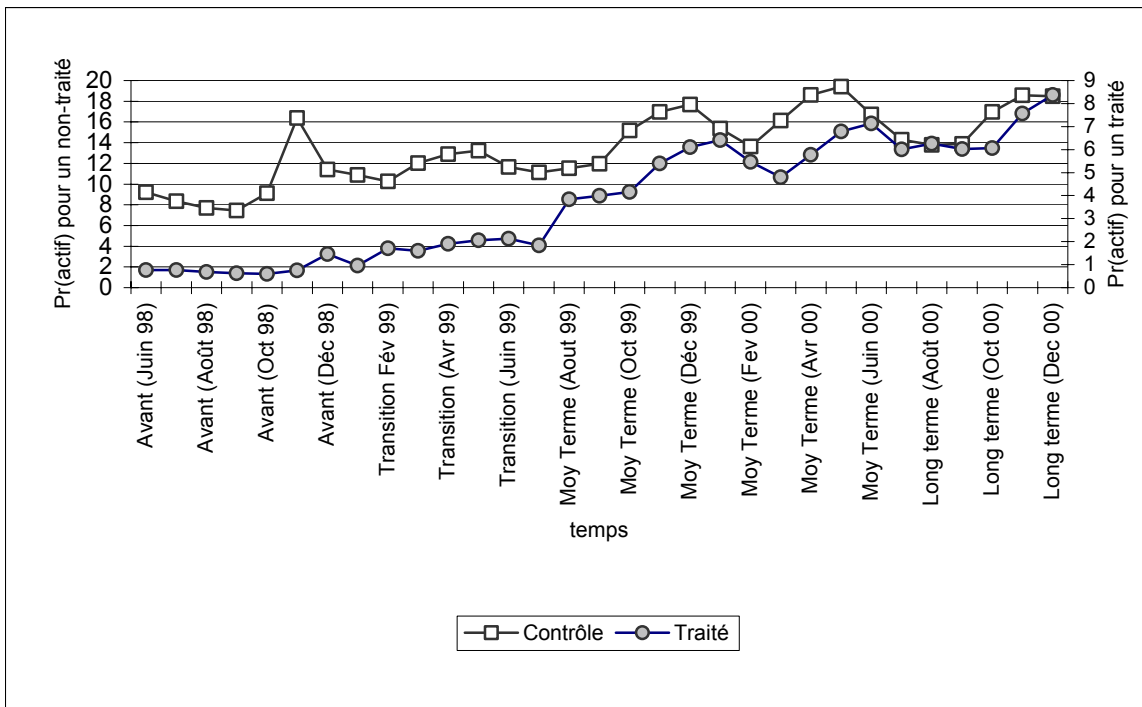
* : significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** : significatif à 1% () : Coef/Ecart type

[†] Les coefficients du logit à effet fixe ne sont pas comparables à ceux du logit simple et du logit effet aléatoire car ils portent sur des variables exprimées en différence première. Ils enregistrent l'effet des transitions.

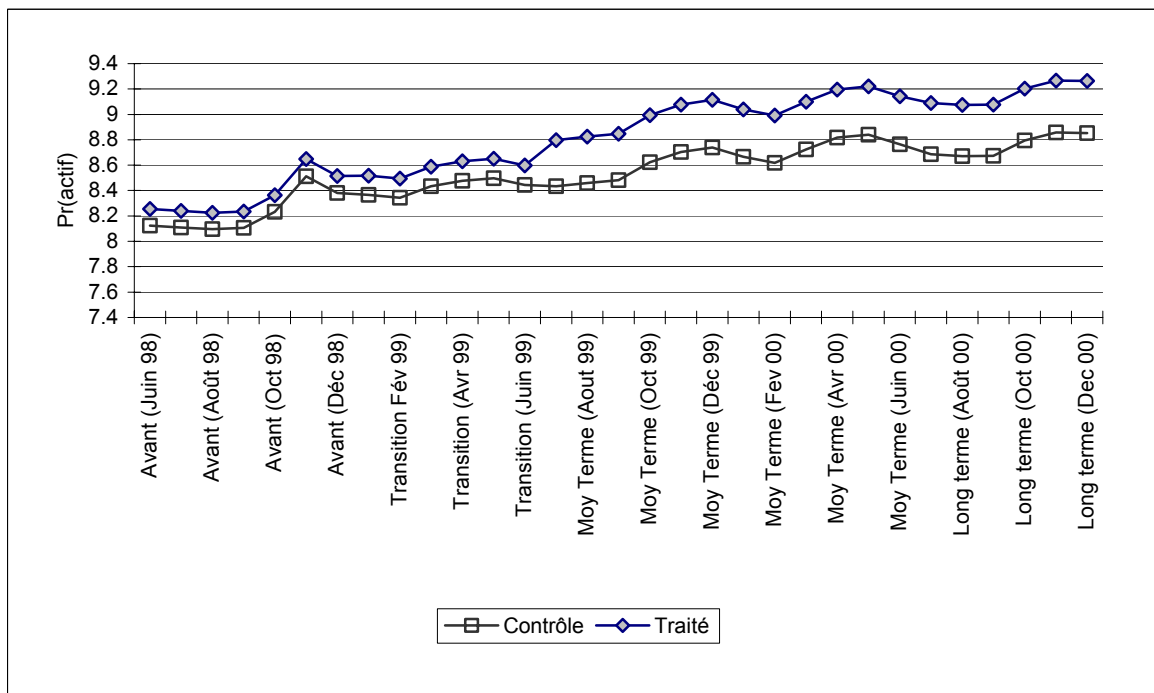
La statistique du test d'Hausman réalisé sur les modèles à effets fixe et aléatoire prend une valeur de 2643.71. L'hypothèse nulle d'exogénéité du vecteur de coefficient dans les deux modèles est clairement rejetée. Le test met en évidence l'endogénéité de certaines variables explicatives par rapport à l'activité : 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.

Tableau 3 : Tableau des résultats

⁵ Des estimations ont été réalisées en remplaçant les indicatrices court terme, moyen terme, long terme par les indicatrices mensuelles. Pour des raisons de place, nous ne pouvons pas les présenter ici. Le lecteur intéressé pourra se référer au document de travail Alibay-Picard-Trannoy (2004).



Graphique 3 : Evolution de la probabilité d'être en emploi (en %) pour un individu de caractéristiques moyennes selon qu'il est traité ou non⁶.



Graphique 4 : 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-traité⁶.

⁶ Le graphique a été réalisé sur la base du modèle avec indicatrices mensuelles pour les effets de conjoncture (cf. note 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 des RMIstes. Il s'est agi donc 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 APIstes ont eu une croissance de l'emploi beaucoup plus rapide que les non traités, ce qui prouve a posteriori l'efficacité de la réforme.

Bibliographie

- AFSA C. [1999], "L'insertion professionnelle des bénéficiaires du RMI", Publication de la DREES, Collection Etudes et Statistiques, n° 1.
- ALIBAY N., PICARD N., TRANNOY A. [2004], " Evaluation des effets de l'intéressement Aubry sur l'activité des bénéficiaires des minima sociaux à la Réunion ", Document de travail THEMA (sur demande).
- BLUNDELL R, T. MACURDY [1999], "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, p.1560-1695.
- CAF [2004], "Prestations légales, aides au logement, revenu minimum d'insertion au 30 Juin 2004" DREES.
- CHAMBERLAIN G. [1984], "Panel data ", *Handbook of econometrics*, Vol 2, .1248-1318.
- GRANIER P., JOUTARD X. [2003], « L'influence de la perception du RMI sur la sortie vers l'emploi », *Economie et statistique*, n° 357-358.
- GRAVEL N., HAGNERE C., PICARD N., TRANNOY A. [2001], "Une évaluation de l'impact incitatif et redistributif d'une réforme des minima sociaux", *Revue Française d'Economie*, Vol 16, p. 125-167.
- GURGAND M., MARGOLIS D. [2002], « RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Economie et Statistique*, n° 346-347.
- LAROQUE G., SALANIE B. [2000], « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des effets incitatifs », *Economie et Statistique*, n°328.
- PIKETTY T. [1998], « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Economie et prévision*, n° 132-133, p. 1-35.
- ROINSART Nicolas, [2004], Dossier «Entre survie et insertion » *Economie de la Réunion*, p.11-23.