

Offre de travail des mères isolées : retour sur l'introduction de l'allocation de parent isolé en 1976

Yves de Curraize, Hélène Périvier

► **To cite this version:**

Yves de Curraize, Hélène Périvier. Offre de travail des mères isolées : retour sur l'introduction de l'allocation de parent isolé en 1976. 2006. hal-01053198

HAL Id: hal-01053198

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01053198>

Preprint submitted on 29 Jul 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Document de travail

**Offre de travail des mères isolées : retour sur
l'introduction de l'allocation de parent isolé en 1976**

**N° 2006-17
Octobre 2006**

Yves de Curraize
Doctorant OFCE, Sciences-po
yves.de-curraize@ofce.sciences-po.fr

Hélène Périvier
Économiste OFCE
helene.perivier@ofce.sciences-po.fr

Observatoire Français des Conjonctures Économiques

69, Quai d'Orsay 75340 Paris Cedex 07

Tel : 01 44 18 54 00 Fax : 01 45 56 06 15

E-mail: ofce@ofce.sciences-po.fr Web: <http://www.ofce.sciences-po.fr>

Offre de travail des mères isolées : retour sur l'introduction de l'allocation de parent isolé en 1976

Yves de Curraize¹ et Hélène Périvier²

Abstract:

The aim of this paper is to estimate the impact of the implementation of “Allocation Parent isolé”, (Lone parent allowance) in 1976 on labour supply of young child lone mothers. This reform is used as a quasi experience, and we applied a difference-in-difference methodology. We compare the evolution of employment rates of lone mothers, who care of an under-three child, to the evolution of employment rates of groups of individuals, who have not been affected by the reform and whose characteristics are close from young child lone mothers. We used two control groups: cohabiting mothers with a child under 3 years old and lone mothers with a child aged between 3 and 5 years. The difference of evolution of employment rates between experiment group and control groups is attributed to the implementation of API. We estimate a Logit model in order to control the differences which can be observed between both groups. The result indicate that the decrease in employment rate of under-three child lone mothers due to the API is between 7 and 11 points of percentage, in annual average, during the 4 years following the implementation of this social transfer.

Keywords: difference in difference analysis, mothers' labour supply, social transfer.

JEL Codes : J08, I38, C81.

1. Doctorant, OFCE, Sciences-po, yves.de-curraize@ofce.sciences-po.fr.

2. Économiste, OFCE, Département des études, helene.perivier@ofce.sciences-po.fr.

Résumé :

L'objet de cet article est d'évaluer l'effet de l'introduction de l'allocation parent isolé longue en 1976, sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants. Cette réforme est assimilée à une quasi-expérience permettant d'appliquer la méthode de double différence. Il s'agit de comparer l'évolution du taux d'emploi du groupe d'individus affectés par l'introduction de l'allocation, en l'occurrence les femmes élevant seules un enfant de moins de 3 ans, à celle du taux d'emploi d'un groupe d'individus non affectés mais dont les caractéristiques sont proches de celles des premiers. Nous proposons deux groupes témoins : le premier comprend les mères d'enfants de moins 3 ans mais qui ne sont pas éligibles à l'API parce qu'elles vivent en couple ; le second est composé des mères isolées dont le plus jeune enfant est âgé de 3 à 5 ans. La différence entre l'évolution du taux d'emploi du groupe test et celle des groupes témoins après 1976, est attribuée à l'introduction de l'API. L'estimation d'un modèle logit permet de contrôler l'effet des différences observables entre le groupe test et chaque groupe témoin. Les résultats montrent que la diminution du taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants due à l'API est comprise entre 7 et 11 points en moyenne annuelle sur les 4 années qui ont suivies son introduction.

Introduction

L'instauration de l'allocation de parent isolé³, en 1976, a été l'aboutissement de la reconnaissance de la monoparentalité. Elle consiste à garantir un revenu minimum durant une période limitée aux parents qui élèvent seul un ou plusieurs enfants ; dans la majorité des cas, cela concerne la mère. L'API se situe au carrefour entre politique familiale et politique sociale. Son premier objectif est de permettre aux femmes ayant des enfants de retourner en cas de séparation : l'API courte offre la possibilité financière aux mères sans ressources vivant en couple de se séparer de leur conjoint. L'API longue est ouverte aux femmes, dès la grossesse, qui assument seules la charge d'un jeune enfant, jusqu'à ses trois ans. Elle assure un revenu à ces mères pour lesquelles l'accès à l'emploi est compromis par les difficultés d'organisation que pose la présence d'un enfant en bas âge ; l'API leur permet de retarder leur entrée sur le marché du travail. De fait, cette allocation a un effet direct sur l'emploi. L'article se concentre sur l'API longue uniquement.

Dès sa création, cette allocation a été largement controversée. Ses détracteurs la voient comme un encouragement à l'oisiveté et à l'isolement des mères de jeunes enfants. Certains la perçoivent comme un moyen de réduire le chômage en retirant de la population active cette catégorie de chômeurs, ce qui est contraire à une vision égalitaire de l'accès au marché du travail entre les femmes et les hommes. Pour d'autres, elle permet de corriger des situations de grande précarité liée à la monoparentalité ; mais de fait elle risque d'accentuer la répartition sexuée des rôles, les femmes devenant mères avant tout (Pitrou, 1994).

3. Pour une description précise de cette allocation et des caractéristiques de ses bénéficiaires, voir Annexe 1.

Au final, l'objectif de l'API n'est pas clair : elle peut être vue comme un soutien financier apporté aux mères de jeunes enfants en attendant que celles-ci puissent trouver un emploi et devenir autonomes, ou bien elle est une allocation parentale offerte sous condition de ressources aux seules familles monoparentales en difficulté. Dans ce cas, son but est de leur permettre de ne pas travailler le temps que l'enfant soit scolarisé. À l'instar de l'allocation parentale d'éducation, elle serait alors un moyen d'assurer la garde des jeunes enfants (à moindre frais pour la collectivité). La perception qu'en ont les allocataires illustre bien cette ambiguïté dans les objectifs : certaines la voient comme la légitimation de leur inactivité par leur rôle de mère que l'API reconnaît en tant que tel, d'autres la perçoivent comme une aide essentielle leur permettant de chercher un emploi et un mode de garde pour leur enfant dans de meilleures conditions (Aillet, 1998).

De façon générale, le taux d'emploi des mères isolées est plus élevé que celui des femmes en couple. L'emploi est une nécessité de survie pour les premières, puisqu'elles sont les seules actives potentielles du ménage, alors que celui des secondes est encore marqué du sceau du modèle familial traditionnel, dans lequel l'homme est le principal pourvoyeur de ressources. Cependant, le taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants déroge à ce principe : il est plus faible que celui des autres mères, en couple ou non. L'API longue pourrait expliquer cet écart. La littérature sur les trajectoires des apistes a montré qu'une part substantielle des bénéficiaires n'allait pas jusqu'au terme de leur droit et sortait du dispositif avant (Afsa, 1999 ; Chaupin et Guillot, 1998, 2000). La perte d'éligibilité provient soit d'une remise en couple soit de la reprise d'un emploi. Les sorties par la remise en couple ne s'accompagnent pas nécessairement d'une reprise d'emploi, ce qui soulève la question de l'indépendance financière des conjointes. En outre, pour celles qui vont jusqu'au terme de leur droit, plus de la moitié (60 %) deviennent remises (Clément, Mathieu et Mahieu, 2005). Ainsi la désincitation au travail issue de l'API, qu'elle soit souhaitée ou non par les pouvoirs publics, représente un risque tant du point de vue de la place des femmes sur le marché du travail, et dans la société en général, qu'en terme d'efficacité de lutte contre la pauvreté.

Ce papier constitue une première étape dans une réflexion plus approfondie sur l'évaluation des effets de l'API sur l'emploi des mères. Il s'agit d'évaluer la réaction de l'offre de travail des mères éligibles au moment de l'introduction de l'API en 1976. Nous utilisons cette réforme comme une expérience naturelle et développons une analyse de double différence afin d'estimer la réduction de l'offre de travail des mères isolées ayant au moins un enfant de moins de 3 ans entre 1972 et 1981 en la comparant avec l'évolution de celle des femmes ayant des caractéristiques proches, mais qui n'étaient pas éligibles à l'API longue. Cette méthode est celle utilisée notamment par Piketty (1998) pour évaluer l'effet sur l'offre de travail des mères de deux enfants dont l'un de moins de trois ans issu de l'extension de l'allocation parentale d'éducation en 1994.

Après avoir présenté la littérature empirique concernant l'offre de travail des femmes, nous décrivons les données utilisées, puis la méthode de double différence. Une description statistique mettra en évidence les faits stylisés indiquant la baisse du taux d'emploi des mères concernées par l'API relativement aux autres femmes (en

couple ou isolées mais non éligibles à l'API) après 1976. Enfin nous présenterons les résultats de nos estimations. Il ressort de notre étude que l'introduction de l'API en 1976 a eu un effet désincitatif significatif sur l'offre de travail des mères isolées ayant au moins un enfant en bas âge. Leur taux d'emploi aurait été de 7 à 11 points supérieur en l'absence de cette mesure en moyenne sur les 4 années qui ont suivi son introduction.

L'offre de travail des mères isolées : une revue de la littérature

La littérature sur l'offre de travail des mères isolées s'inscrit dans l'ensemble des études théoriques et empiriques sur l'offre de travail des femmes, dont le *survey* de Killingsworth et Heckman (1986) offre une synthèse. Contrairement à l'offre de travail des hommes, peu sensible aux incitations financières et pour laquelle les résultats empiriques ne convergent pas, l'offre de travail des femmes réagit aux variations du différentiel entre les revenus du travail et ceux de l'activité. C'est le cas notamment des femmes en couple pour lesquelles de très nombreuses études trouvent les signes attendus : l'élasticité revenu est négative et l'élasticité par rapport au salaire est positive. Cependant, les derniers travaux menés Outre-Atlantique indiquent que l'activité des femmes mariées n'est plus déterminée essentiellement par le niveau du revenu du ménage. Depuis les années 1990, elles se comportent comme des célibataires, et sont moins réactives aux fluctuations de la rémunération qu'elles peuvent obtenir ou à celles de leur mari. Entre 1980 et 2000, l'élasticité de leur offre de travail relativement à leur propre salaire a baissé de plus de 50 % ; elle est ainsi passé de 0,8 au début des années 1980 pour atteindre 0,6 dans les années 1990 puis 0,4 en 2000. De même l'élasticité de leur offre de travail relativement au salaire de leur conjoint a baissé de plus de 40 % en valeur absolue durant cette même période, pour atteindre - 0,2 en 2000 (Blau et Kahn, 2005).

Concernant les comportements d'activité des mères isolées, les modifications successives du système socialo-fiscal aux États-Unis ont été l'occasion d'évaluer l'ampleur de leur réaction d'offre de travail face à l'augmentation des incitations financières à l'emploi dont elles étaient la cible principale. En premier lieu, la réforme en 1967 de l'AFDC (*Aid to Families With Dependent Children*)⁴ a été utilisée par Hausman (1981) et Williams (1975) pour évaluer les réactions des allocataires. Ils ont mis en évidence une relation positive entre le niveau de l'incitation financière et l'offre de travail des mères isolées. Plus tard, les travaux de Eissa et Liebman (1996) ont confirmé cet effet positif en montrant que l'extension de l'EITC en 1986 (*Earned Income Tax Credit*)⁵ avait induit une augmentation de 1,9 point le taux d'activité des mères isolées. De même, Scholz (1996) a estimé que la seconde réforme du barème de l'EITC, en 1993, qui a permis d'augmenter de 15 % le salaire net des mères isolées, a engendré une hausse de leur taux d'activité de 6,6 points, pour atteindre

4. Cette réforme visait à diminuer le taux marginal effectif d'imposition qui s'élevait à 100 % du fait du caractère différentiel de cette allocation, pour mettre en place un mécanisme d'intéressement encourageant la reprise d'un emploi.

5. Il s'agit d'un crédit d'impôt remboursable ciblé sur les familles avec enfants, son extension visait à accroître l'écart entre les revenus issus de l'activité et ceux de l'assistance.

72,1 %. Finalement, il obtient une élasticité de l'offre de travail au salaire des mères isolées serait d'environ 0,66.

En France il existe peu d'études concernant l'offre de travail des mères isolées. Au moment de sa création, l'API était à un niveau supérieur au SMIC (graphique 2, annexe). De fait, si l'on transpose les résultats américains au contexte français, on peut s'attendre à ce que l'activité des mères isolées concernées par l'API ait chuté après son introduction en 1976 et qu'elle soit restée à un niveau relativement bas. En effet, Gurgand et Margolis (2001) montrent que les mères isolées constituent la catégorie de la population pour laquelle la différence entre les revenus issus de l'activité et ceux issus des transferts sociaux est la plus faible. Ils comparent le niveau des transferts sociaux à celui du salaire potentiel auquel les individus peuvent prétendre et ceci pour diverses catégories. Cette analyse est donc plus précise que l'utilisation de cas-types, qui revient à comparer les revenus obtenus avec un emploi au SMIC à temps plein ou à mi-temps avec le niveau des transferts sociaux. Compte tenu de leur salaire potentiel, seulement la moitié des mères isolées voient leur revenu augmenter du fait de l'activité. Cette proportion serait substantiellement plus importante si le coût de la garde des enfants était intégré dans l'analyse.

En 1983, Ray a cherché à mesurer l'effet de l'API sur l'offre de travail. Il utilise une enquête réalisée auprès d'un échantillon d'allocataires de l'API de Meurthe et Moselle constitué à partir des dossiers de la CAF. Ces allocataires ont été suivies plusieurs années entre 1976 et 1983. Cette base de données comprend de nombreuses variables directement observées⁶. Cependant, l'échantillon est très petit : 143 allocataires sont observées entre 1976 et 1983, et seulement 24 d'entre elles sont d'anciennes allocataires n'ayant plus droit à l'API. Ceci ne lui permet pas de donner une dimension contrefactuelle à son étude. Au final, l'effet global de l'API sur l'offre de travail des mères isolées ne pouvait être évalué à partir de cette enquête. En revanche, elle a permis d'étudier, ce que Ray appelle « les déterminants du renoncement à l'API », à savoir le fait que certaines allocataires décident de travailler un nombre d'heures tel que leur salaire mensuel dépasse le niveau permettant de toucher l'allocation, ce qui les conduit donc à perdre leur éligibilité. Ray montre qu'une augmentation de 10 % du différentiel entre les revenus de l'activité et ceux de l'inactivité entraîne une augmentation de la probabilité d'« auto exclusion » de l'API proche de 10 %, soit une élasticité proche de 1. Ce résultat est très intéressant dans la mesure où il indique que cette population est effectivement sensible au niveau de l'incitation financière. Toutefois, cela n'apporte pas de précision sur la part des mères isolées inactives qui auraient été actives si l'API n'avaient pas été instaurée.

6. C'est le cas par exemple du salaire horaire des allocataires non employées. Il l'obtient en utilisant les périodes en emploi encadrant les périodes de non emploi, ou parfois concomitantes.

Méthodologie

Présentation de la méthode de double différence

Depuis la fin des années 1990, de nombreux travaux ont été fondés sur la méthode dite des « expériences naturelles », ou « quasi expériences » pour évaluer l'effet de politiques publiques sur l'offre de travail des individus (Eissa et Liebman 1996 ; Card et Robbin 1996 ; Piketty, 1998). Il s'agit de comparer les réactions d'un groupe affecté par la mesure (on parle de groupe test) à celles d'un groupe non affecté (on parle de groupe témoin) mais ayant des caractéristiques similaires. L'écart entre l'évolution du comportement des premiers et celle du comportement des seconds donne une estimation de l'impact de la mesure étudiée sur les décisions des individus. Cette méthode permet d'estimer une « différence de différences », ce qui permet d'évaluer ce qu'aurait été l'offre de travail des personnes concernées par la réforme si celle-ci n'avait pas été instaurée. La difficulté de cette stratégie d'estimation est de trouver un groupe témoin, dans lequel les individus n'ont pas été affectés par la réforme mais ont des caractéristiques proches de celles des individus appartenant au groupe test.

Dans cet article nous considérons que l'introduction de l'API longue en 1976 est une quasi-expérience affectant les mères isolées ayant au moins un enfant de moins de 3 ans. Nous estimons les effets de cette réforme sur l'offre de travail de ces mères, en comparant l'évolution de leur taux d'emploi avant et après 1976 à celle du taux d'emploi de groupes témoins. Toute sur-réaction de l'offre de travail du groupe test relativement à celle du groupe témoin sera interprétée comme l'effet direct de l'introduction de l'API.

Le groupe témoin doit répondre à plusieurs critères : en premier lieu ses caractéristiques socio-démographiques et économiques doivent être aussi proches que possibles de celles du groupe test pour qu'aucun changement autre que l'API n'affecte les deux groupes différemment. Dans ce cas, la méthode de double différence permet de contrôler l'effet de variables inobservables, dans la mesure où la proximité entre les groupes test et témoin permet de supposer que les caractéristiques inobservables sont les mêmes d'un groupe à l'autre ; leur effet sur le niveau du comportement observé s'annule par la différence entre les niveaux de chacun des groupes. En deuxième lieu, pour s'assurer que la sur-réaction du groupe test relativement au groupe témoin est effectivement due à la mesure introduite, nous devons supposer qu'aucun événement, à l'exception de la réforme étudiée, ne les a affectés différemment durant la période. En troisième lieu, l'API ne doit pas avoir affecté de quelque manière que ce soit le comportement des individus du groupe témoin. Au final, toute la difficulté réside dans l'identification d'un groupe témoin adéquat (Trannoy, 2003). De fait, nous avons choisi de donner un encadrement de l'effet de l'introduction de l'API en utilisant deux groupes témoins différents.

Un groupe test, deux groupes témoins

Les enquêtes emploi utilisées ici ne permettent d'identifier les personnes qui perçoivent l'API effectivement. Néanmoins, à l'instar de la méthode développée par Piketty pour l'allocation parentale d'éducation (1998), le groupe test est approximé par les femmes potentiellement éligibles à l'API : les mères isolées ayant un enfant de moins de trois ans. Les individus éligibles exclus de ce groupe sont les hommes isolés, pères d'un enfant de moins de trois ans, les femmes isolées attendant un enfant, les femmes et les hommes venant de se séparer de leur conjoint(e), éligibles à l'API courte. Le groupe test inclut la population que le législateur a ciblé en créant l'API longue.

Alors que l'APE est universelle, l'API est attribuée sous condition de ressources, puisqu'il s'agit d'une allocation différentielle qui fonctionne comme le RMI. L'éligibilité des femmes ne dépend pas des seules caractéristiques familiales mais également de leurs ressources. L'enquête emploi ne donne pas d'information relative aux revenus des ménages, elle ne permet donc pas de préciser les caractéristiques monétaires des mères isolées de jeunes enfants. Néanmoins, les celles-ci ont le plus souvent peu ou pas de ressources : 70 % des familles monoparentales avec enfants de moins de 3 ans se situe en dessous du seuil de pauvreté (50 % du revenu médian) avant transferts et leur niveau de vie est éloigné de 72 % du seuil de pauvreté (Algava, Le Minez, Bressé et Pla, 2005). Il est probable que dans les années 1970, le revenu de cette population était faible.

Premier groupe témoin : les femmes en couple ayant un enfant de moins de trois ans

L'intérêt de ce groupe témoin est qu'il n'est *a priori* pas affecté par l'API, les femmes en couple n'étant pas éligibles. Toutefois ceci doit être nuancé. D'une part, il est possible que des femmes isolées bénéficiant de l'API retrouvent ensuite un conjoint : elles appartiennent donc au groupe témoin alors que leur comportement d'offre de travail aura été affecté auparavant par la perception de l'API. D'autre part un certain nombre de femmes en couple peuvent quitter leur conjoint afin de bénéficier de l'allocation. Néanmoins, ce dernier type de comportement est marginal, il sera donc négligé.

Ce groupe témoin peut également poser un problème si l'évolution de la participation au marché du travail des individus qui le composent diffère de celle des individus du groupe test avant la réforme. Or ceci est vraisemblable puisque la période du milieu des années 1970 est riche de changements sociaux, économiques (la diminution du différentiel de salaire entre femmes et hommes) et législatifs (le divorce par consentement mutuel) agissant sur les rapports de couple. Ce contexte est favorable à l'augmentation la participation au marché du travail des femmes en couple et contribue donc à creuser l'écart entre le taux de participation du groupe test et celui du groupe témoin, ceci indépendamment de l'action de l'API.

Ainsi, l'utilisation du groupe des femmes en couple ayant un enfant de moins de trois ans comme groupe témoin nous conduit *a priori* à surestimer l'effet de l'API sur la participation au marché du travail.

Deuxième groupe témoin : les femmes isolées ayant un enfant de 3 à 5 ans

Les femmes isolées ayant un enfant de 3 à 5 ans constituent un groupe témoin dont les caractéristiques sont suffisamment proches de celles du groupe test pour que l'on fasse l'hypothèse qu'aucun choc autre que l'API ne les a affectées différemment sur la période. En revanche les femmes du groupe témoin ont pu bénéficier antérieurement de l'API lorsque leur enfant était plus jeune. Durant cette période d'inactivité elles n'ont pas accumulé de capital humain, il s'est même probablement déprécié. De fait, l'effet de l'API sur l'emploi des éligibles se prolonge au-delà de la période d'éligibilité.

Le différentiel d'évolution de l'emploi du groupe test et du groupe témoin risque donc d'être moins important qu'il ne le serait en l'absence de tout effet de l'API sur le groupe témoin. Ainsi, les femmes isolées ayant un enfant de 3 à 5 ans constituent un groupe témoin qui conduit *a priori* à sous estimer l'effet de l'API sur la participation au marché du travail.

Statistiques descriptives

Les données utilisées

Les données utilisées pour les estimations économétriques proviennent des deux premières séries de l'enquête Emploi (séries 1969-1974 et 1975-1981). De l'empilement des enquêtes de 1969 à 1981, nous retenons les femmes âgées de 18 à 49 ans, chef de famille ou conjointe du chef de famille pour la période 1969-1981 et chef de ménage ou conjointe du chef de ménage pour la période 1975-1981. Pour les statistiques descriptives, les graphiques sont prolongés jusqu'à l'année 2002 à partir des séries 1982-1989 et 1990-2002 de l'enquête Emploi⁷.

Nous utilisons le taux d'emploi, défini comme le pourcentage de femmes présentes dans l'échantillon, qui occupent un emploi. L'utilisation des taux d'activité soulève la question de la définition du chômage. Or, la frontière entre chômage et inactivité n'est pas nette : les femmes avec enfant peuvent être prêtes à prendre un emploi si l'opportunité se présente sans pour être considérées comme chômeuses,

7. Voir l'annexe 2 pour une description précise de la façon dont nous avons construit une catégorie « femmes isolées » homogène sur la période 1969-2002. Le travail sur les données, réalisé à partir des enquêtes Emploi de 1969 à 2002, s'inscrit dans le cadre plus large de la thèse en cours que poursuit Yves de Curraize sous la direction de Jacques Le Cacheux et dont l'objet porte sur les méthodes empiriques appliquées à l'offre de travail des femmes. Une partie de ce travail est résumée dans le document présenté au congrès de l'AFSE en 2005.

(http://www.afse.fr/docs/congres_2005/docs2005/Curraize.pdf).

dans la mesure où elles ne répondent pas aux critères de recherche d'emploi au sens du BIT. Elles sont facilement découragées de chercher un emploi et de ce fait deviennent inactives. En outre, à l'époque de l'introduction de l'API, la définition du chômage n'était ni stable ni homogène, les individus pouvant être classés comme chômeurs ou non selon des critères moins objectifs qu'actuellement et ceci est particulièrement marqué pour les allocataires de l'API. En effet, le mois précédant l'attribution de l'API, le nombre de femmes inscrites à l'ANPE augmentait fortement pour ensuite chuter une fois l'allocation versée. Ray (1983) précise que cette fluctuation n'était pas due à une modification du comportement des allocataires mais à celui des agents de l'ANPE, qui classaient systématiquement les apistes comme inactives. Ainsi, l'étude porte sur l'évolution des taux d'emploi, les chômeuses et les inactives sont donc assimilées au même groupe, celui des « sans-emploi ».

L'échantillon des mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans comporte 122 individus en 1969 et augmente régulièrement chaque année pour atteindre 426 individus en 1999. Ceci représente donc une population d'environ 36 600 et 127 800 femmes isolées mères d'un benjamin de moins de 3 ans⁸.

Caractéristiques des mères isolées avec jeunes enfants

Le tableau 1 montre que les mères isolées de jeunes enfants sont plutôt moins diplômées que celles en couple ou que l'ensemble des femmes⁹. Leur niveau de qualification s'est amélioré et le nombre moyen d'enfant a baissé au cours de la période étudiée. Leurs caractéristiques socio-démographiques sont donc devenues plus favorables à l'emploi en fin de période relativement au début.

Tableau 1 : Caractéristiques socio-démographiques des femmes ayant entre 18 et 49 ans et ayant au moins un enfant âgé de moins de trois ans

	Isolées		En couple		Ensemble	
	1972-1974	1979-1981	1972-1974	1979-1981	1972-1974	1979-1981
Âge (en années)	31,5	28,6	28,8	28,6	35,3	34,5
Nbre moyen d'enfant	2,28	1,83	2,22	1,94	1,56	1,38
Qualification (en%)						
<i>Sans dip ou cep</i>	82	67,6	75,5	62	77,7	67,4
<i>Brevet</i>	10,6	18	13,2	19,5	12,5	17
<i>Bac</i>	5,4	9,3	7,4	12,1	6,6	10,3
<i>Et. Sup.</i>	2	5,1	3,9	6,4	3,2	5,3

Source : Enquêtes Emploi.

8. Le nombre des femmes éligibles à l'API selon notre échantillon est inférieur au nombre d'apistes (150 000 femmes en 1997 selon les données de la CNAF). En effet les femmes éligibles à l'API courte sont exclues de notre échantillon (36 % des demandes) et ainsi qu'une partie des femmes éligibles à l'API longue. Il s'agit de celles dont l'enfant n'est pas encore né (30 % des demandes d'API), ainsi que celles qui sont hébergées dans leur famille ou chez des amis ou encore qui vivent dans des logements collectifs. Enfin, les apistes mineures sont exclues du fait de la tranche d'âge retenue pour l'échantillon.

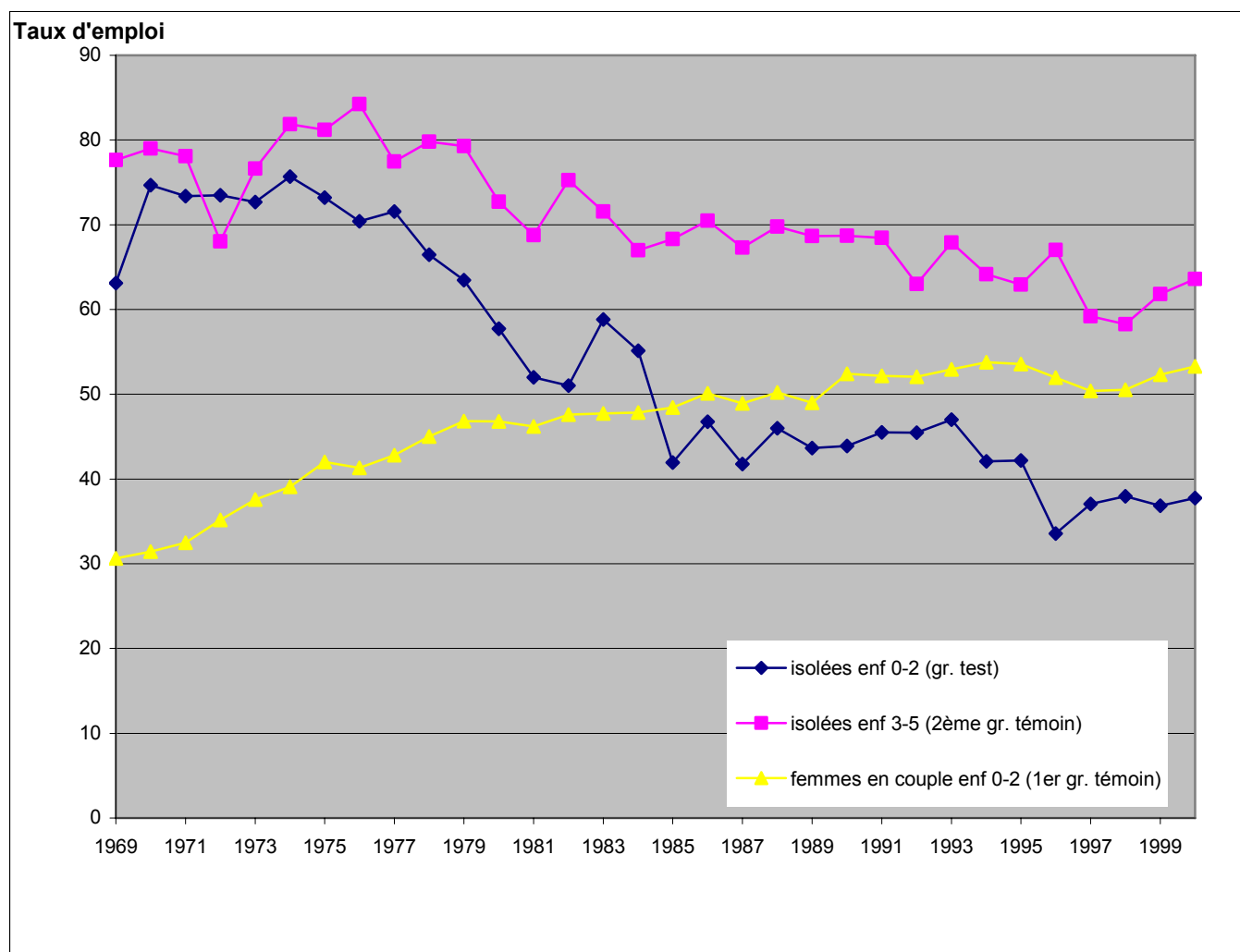
9. Voir l'Annexe 1 pour une description plus complète des caractéristiques des allocataires.

Évolution des taux d'emploi par groupe

Le graphique 1 indique une forte diminution, après 1977, du taux d'emploi des femmes isolées ayant un enfant de moins de 3 ans (il passe de plus de 75 % en 1974 à moins de 58 % en 1980), alors que celui des mères isolées ayant dont le benjamin a plus de 3 ans ne connaît pas une telle chute, bien qu'ayant un trend descendant sur la période ; celui des mères en couple dont le plus jeune enfant a moins de 3 ans, quant à lui, ne cesse de croître.

Ainsi, contrairement aux femmes des groupes témoins, les mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans semblent avoir modifier leur comportement d'offre de travail à la fin des années 1970, date d'introduction de l'API. Etant donné nos hypothèses de départ, il semble donc que cette mesure ait impliqué un retrait massif du marché du travail de ces femmes.

Graphique 1 : Évolution du taux d'emploi des mères de jeunes enfants



Source : Enquêtes Emploi 1969-2002.

Résultats des estimations

La stratégie d'estimation

Pour confirmer ce que nous observons en statistiques descriptives en contrôlant l'effet des différences de caractéristiques observables entre le groupe test et chaque groupe témoin, nous estimons une équation *Logit* expliquant le fait d'être active occupée. L'équation estimée est la suivante :

$$(1) \quad P(E_i=1) = G (\alpha \cdot gtest_i + \beta \cdot postapi_i + \gamma \cdot postapi_i \cdot gtest_i + C \cdot X_i)$$

La variable expliquée est le fait d'être active occupée ($E=1$). La fonction G est la transformation logistique. Les variables dichotomiques $gtest$ et $postapi$ correspondent respectivement au fait d'appartenir au groupe test, c'est-à-dire être une femme isolée ayant un enfant de moins de 3 ans ($gtest=1$) et d'être observée après 1977 inclus ($postapi=1$). Le vecteur X correspond à un ensemble de caractéristiques individuelles comprenant l'âge, l'âge au carré, l'âge au cube, le diplôme d'enseignement général le plus élevé obtenu (en 5 postes), le diplôme d'enseignement professionnel le plus élevé obtenu (en 5 postes) la taille de l'agglomération de résidence (en 5 postes), et le nombre des enfants (en 4 postes). L'estimateur de la différence de différences est le coefficient γ^{10} .

Nous estimons l'équation (1) sur deux bases de données : dans la première le groupe témoin est constitué des femmes isolées dont le benjamin a de 3 à 5 ans et dans la seconde, il s'agit des femmes en couple dont le benjamin a moins de 3 ans.

Dans un premier temps nous retirons de l'équation (1) les variables de contrôle : il s'agit du modèle A qui donne la différence de différences brute, c'est-à-dire sans contrôler des différences de caractéristiques observables entre les deux groupes ; ceci donne la significativité de la double différence. Puis dans un second temps, nous estimons l'intégralité de l'équation (1), ce qui correspond au modèle B.

Le choix de la période d'estimation

Pour limiter au maximum l'effet d'éventuelles évolutions différenciées entre le groupe test et témoins, indépendantes de l'effet de l'API et incontrôlables économétriquement, la durée des périodes précédant et suivant l'application de l'API doit être réduite au maximum. Cependant, la taille de l'échantillon comprenant les mères isolées dont le benjamin à plus de 3 ans (le second groupe test) étant relativement faible, nous devons agréger un nombre d'années suffisant pour que les résultats de la régression soient fiables. En outre, le résultat de l'estimation *via* le deuxième groupe témoin, qui rappelons le nous donne une estimation minimale de l'effet de l'API, sera d'autant plus précis que la période d'estimation sera longue,

10. À la transformation logistique près, le coefficient α estime la différence de taux d'emploi entre le groupe test et le groupe témoin avant 1977. Après 1977 la différence de taux d'emploi entre les deux groupes est donnée par $(\alpha + \beta + \gamma) - \beta = \alpha + \gamma$. Ainsi l'estimateur de la différence de différences est bien γ puisque $\alpha + \gamma - \alpha = \gamma$.

puisque la taille de cet échantillon est également faible. Mais l'effet estimé à partir du premier groupe témoin, nous donnant la borne supérieure de notre encadrement, sera d'autant plus surestimé que la période d'estimation est longue, ceci du fait de la tendance à l'accroissement du taux d'emploi des femmes en couple.

Pour tenir compte de ces contraintes, nous estimons l'équation (1) sur trois périodes de durée croissante ce qui nous permet maximiser la précision de l'estimation et minimiser l'ampleur des chocs asymétriques entre le groupe test et le groupe témoin. Par ailleurs ce procédé présente un second intérêt puisqu'il nous permettra de tester la sensibilité des résultats au choix de la période d'estimation. En effet nous constatons que l'effet de l'API se renforce d'années en années de 1977 à 1981. Nous pouvons avancer deux explications à ce phénomène. En premier lieu le niveau d'information concernant l'existence de l'API peut augmenter avec le temps, ce qui expliquerait la montée en puissance du dispositif. En second lieu, l'augmentation du taux de chômage durant cette période a un effet sur le recours à l'allocation. La flexion du taux d'activité des allocataires potentielles est plus importante que dans le reste de la population. Dans une conjoncture défavorable à l'emploi, les mères isolées de jeunes enfants découragées optent plus facilement pour un retrait du marché du travail, puisque l'API leur garantit un revenu minimal. Cette alternative offerte par l'allocation les rend particulièrement sensibles au niveau du chômage.

L'API, votée en 1976, ne concerne les individus interrogés dans l'enquête emploi qu'à partir de 1977, l'enquête étant réalisée au mois de mars. A cette date ce nouveau droit n'est ouvert que depuis quelques mois. Ainsi l'année 1977 correspond à la première année postérieure à l'introduction de l'allocation. Nous partageons la période d'estimation en deux moitiés antérieures et postérieures à 1977 de durées égales, ce qui nous conduit à adopter, par ampleur et donc tailles d'échantillon croissantes, les trois périodes suivantes : 1974-1979, 1973-1980 et 1972-1981.

Interprétation des coefficients des régressions

Les tableaux des résultats des estimations des modèles A et B concernant la période centrale 1973-1980 figurent ci-dessous, le tableau 2 concerne les résultats réalisés à partir du premier groupe témoin et le tableau 3 ceux réalisés avec le deuxième groupe témoin. Les résultats des régressions effectuées sur les deux autres périodes figurent en annexe.

Tableau 2 : Estimation de l'équation Logit d'offre de travail des mères isolées avec jeunes enfants avec le 1^{er} groupe témoin : les femmes en couple ayant un enfant de moins de trois ans (années 1973 à 1980)¹¹

Modèle A

Variable	Coefficient	Ecart-type
constante	-0,3722	0,0147
postapi	0,1667	0,0212
gtest	1,3780	0,0985
postapi*gtest	-0,4551	0,1344
Log vrais.	392,7805	

Modèle B

Variable	Coefficient	Ecart-type
constante	-6,8464	1,3475
postapi	-2,0025	2,0491
gtest	1,6969	0,0991
dipg0	(référence)	
dipg1	0,4033	0,417
dipg2	0,845	0,0542
dipg3	1,0849	0,0666
dipg4	1,4891	0,0849
dipp0	(référence)	
dipp1	0,45	0,0492
dipp2	0,5267	0,1233
dipp3	0,6463	0,1037
dipp4	0,0227	0,1197
urb0	(référence)	
urb1	-0,2966	0,0413
urb2	-0,4867	0,0466
urb3	-0,4735	0,047
urb4	0,0375	0,0467
adnum	0,5066	0,1342
adnum ²	-0,0111	0,00435
adnum ³	0,000071	0,000046
nbenf1	(référence)	
nbenf2	-1,118	0,0339
nbenf3	-1,8618	0,049
nbenf4	-2,4448	0,0622
postapi*dipg1	0,028	0,0568
postapi*dipg2	-0,0844	0,0713
postapi*dipg3	-0,1635	0,0868
postapi*dipg4	-0,0557	0,1116
postapi*dipp1	-0,0677	0,0614
postapi*dipp2	-0,0276	0,1591
postapi*dipp3	0,0584	0,1246
postapi*dipp4	0,1238	0,1463

11. Les valeurs en gras sont significatives au seuil de 5 %.

postapi*urb1	0,1029	0,0583
postapi*urb2	0,1802	0,066
postapi*urb3	0,0498	0,0648
postapi*urb4	-0,138	0,0661
postapi*adnum	0,1539	0,2052
postapi*adnum ²	-0,0036	0,0067
post*adnum ³	0,000028	0,000071
postapi*nbenf2	0,1181	0,0479
postapi*nbenf3	-0,0410	0,0715
postapi*nbenf4	-0,1861	0,1001
postapi*gtest	-0,7354	0,1318
Log vrais.	10219,4125	

Tableau 3 : Estimation de l'équation Logit d'offre de travail des mères isolées avec jeunes enfants avec le 2^{ème} groupe témoin : les femmes isolées ayant un enfant de 2 à 5 ans (années 1973 à 1980)

Modèle A		
Variable	Coefficient	Écart-type
constante	1,3293	0,0789
postapi	-0,1979	0,1012
gtest	-0,3173	0,1124
postapi*gtest	-0,3467	0,1440
Log vrais.	87,7393	
Modèle B		
Variable	Coefficient	Écart-type
Constante	-12,9191	5,7925
Postapi	3,2676	7,9754
gtest	-0,4139	0,1466
dipg0	(référence)	
dipg1	0,2283	0,1845
dipg2	0,6275	0,2873
dipg3	0,6249	0,4211
dipg4	1,0761	0,7749
dipp0	(référence)	
dipp1	0,6935	0,3098
dipp2	0,1982	0,6576
dipp3	1,0103	0,7599
dipp4	-0,223	0,5428
urb0	(référence)	
urb1	0,0315	0,2383
urb2	-0,1474	0,2469
urb3	-0,2073	0,2372
urb4	0,6944	0,2533
adnum	1,2708	0,5398
adnum²	-0,0343	0,0164
adnum ³	0,000286	0,000162

	(référence)	
nbenf1		
nbenf2	-0,7888	0,1871
nbenf3	-1,1186	0,2199
nbenf4	-1,9102	0,2148
postapi*dipg1	0,3488	0,2325
postapi*dipg2	0,4398	0,3592
postapi*dipg3	0,2816	0,4971
postapi*dipg4	0,8538	0,8948
postapi*dipp1	-0,5524	0,3511
postapi*dipp2	0,0746	0,8409
postapi*dipp3	0,0142	0,8599
postapi*dipp4	0,2294	0,6341
postapi*urb1	-0,155	0,316
postapi*urb2	-0,2213	0,3266
postapi*urb3	-0,3146	0,3156
postapi*urb4	-0,2731	0,3352
postapi*adnum	-0,343	0,7476
postapi*adnum ²	0,0101	0,0228
post*adnum ³	-0,00009	0,000226
postapi*nbenf2	-0,0473	0,2378
postapi*nbenf3	0,0408	0,2919
postapi*nbenf4	0,00926	0,2897
postapi*gtest	-0,3219	0,1912
Log vrais.	652,3775	

Le coefficient de *postapi*gtest* estimant la différence de différences est systématiquement négatif. Sans variables de contrôle (modèle A) et en utilisant le premier groupe témoin, il est significatif au seuil de 1 % pour toutes les périodes. En revanche, en utilisant le second groupe témoin, la régression n'est significative au seuil de 5 % que sur la période la plus longue, 1972-1981. En ajoutant les variables de contrôle (modèle B) les résultats gagnent en précision. Pour les régressions impliquant le 1^{er} groupe témoin, le coefficient de *postapi*gtest* est significatif au seuil de 1 % pour toutes les périodes. Pour les régressions impliquant le 2^{ème} groupe témoin ce coefficient est significatif au seuil de 1 % pour la période 1972-1981, il est significatif au seuil de 10 % pour la période 1973-1980 et n'est pas significatif pour la plus courte période 1974-1979.

La régression logistique n'étant pas linéaire, on ne peut interpréter directement en terme d'effet marginal la valeur des coefficients. Nous appliquons donc la transformation logistique pour simuler le taux d'emploi de la population de référence (dont nous fixons l'âge à 30 ans) dans le groupe test et le groupe témoin avant et après 1977. Pour chacune de nos régressions, nous utilisons ces 4 taux d'emploi estimés afin de calculer la différence de différences et ainsi d'évaluer l'effet de l'API sur le taux d'emploi du groupe test. Le tableau suivant synthétise les résultats de nos différentes estimations, et nous donne pour chaque période une borne supérieure et une borne inférieure de l'effet de l'API sur le taux d'emploi des mères isolées ayant un enfant de moins de trois ans.

Tableau 4 : Effet de l'API sur l'emploi des mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans (exprimé en points de taux d'emploi) selon la période d'estimation choisie

Modèle A (sans variables de contrôle)

	1974-1979	1973-1980	1972-1981
Borne supérieure (1 ^{er} gr. témoin)	10,1***	13,8***	18,4***
Borne inférieure (2 ^{ème} gr. témoin)	N.S	N.S	8,4**

N.S non significatif

* significatif au seuil de 10%

*** significatif au seuil de 1%.

Modèle B (avec variables de contrôle)

	1974-1979	1973-1980	1972-1981
Borne supérieure (1 ^{er} groupe témoin)	7,2***	11***	15,1***
Borne inférieure (2 ^{ème} groupe témoin)	N.S	7,1*	9,9***

N.S non significatif

* significatif au seuil de 10%

*** significatif au seuil de 1%.

Les résultats obtenus en contrôlant l'effet des différences observables entre groupe test et témoins (modèle B), ainsi que la période d'estimation nous donnant la fourchette la plus précise, indiquent que l'API a entraîné une diminution du taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants comprise entre 7,1 et 11 points, en moyenne annuelle, sur les 4 années qui ont suivi son introduction.

Conclusion

L'API a significativement incité les mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans à se retirer du marché du travail. En l'absence de cette mesure, leur taux d'emploi aurait été de 7 à 11 points plus élevé en moyenne annuelle sur les quatre années suivant son introduction. Ce résultat n'est pas surprenant puisque l'API a été créée, au moins en partie pour permettre ce retrait, il est donc logique qu'elle ait eu une incidence sur le taux d'emploi des femmes éligibles.

Avant d'ouvrir une piste de réflexion normative, il convient de définir clairement les objectifs de l'API. Soit il s'agit de permettre aux mères isolées d'élever leur enfant jusqu'à ses 3 ans sans travailler, ce qui correspondrait à une sorte de congé parental sous condition de ressources et dans ce cas il est normal qu'elles se retirent du marché du travail, puisqu'il s'agit explicitement du but de cette allocation. Soit il s'agit de permettre aux mères isolées de jeunes enfants de se retourner au moment de la séparation d'avec l'autre parent, le temps de trouver un emploi, un mode de garde et de s'organiser. Dans ce cas, au contraire elle devrait permettre un retour à l'emploi au plus vite des allocataires, mais ceci à la condition que les contraintes qui pèsent sur l'emploi de ces mères soient levées (en particulier la garde de l'enfant). Au regard de nos résultats, l'API ne favorise pas l'emploi des mères isolées.

Que deviennent les allocataires une fois l'éligibilité perdue ? Beaucoup d'entre elles deviennent mères, les autres sont en couples et probablement pour beaucoup dépendantes financièrement de leur conjoint. S'il est justifié de soutenir ces mères dont les difficultés d'insertion sont accrues par une situation familiale peu favorable à l'emploi, il est également important de les aider à accéder au marché du travail. Ces mères sont souvent jeunes et peu qualifiées, elles cumulent donc des handicaps qui freinent leur accès à l'emploi, leur permettre d'atteindre l'autonomie exige d'associer à l'aide financière légitime, un volet d'insertion et une prise en charge de l'enfant.

Références bibliographiques

- ALGAVA Elisabeth, Sylvie LE MINEZ, Sophie BRESSÉ et Anne PLA, 2005 : « Les familles monoparentales et leurs conditions de vie », *Études et Résultats*, n° 389.
- ALGAVA Elisabeth et M. AVENEL, 2001 : « Les bénéficiaires de l'allocation parent isolé (API) », *Etudes et Résultats*, n° 112.
- AFSA Cédric, 1999 : « L'allocation de parent isolé : une prestation sous influences. Une analyse de la durée de perception », *Économie et Prévision*, n° 137.
- AILLET Véronique, 1998 : « La force symbolique de l'allocation de parent isolé », *Recherches et Prévisions*, n° 50-51.
- BLAU Francine et Lawrence KAHN, 2005 : « Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women : 1980-2000 », *NBER Working Paper Series*, n°11230.
- CHAUPAIN Sabine et Olivier GUILLOT, 1998 : « Au sortir de l'allocation de parent isolé », *Recherches et Prévisions*, n° 50-51.
- CHAUPAIN-GUILLOT Sabine et Olivier GUILLOT, 2000 : « Durée effective de perception et modes de sortie de l'API », *Recherches et Prévisions*, n° 62.
- CLÉMENT Justinia, Françoise MATHIEU et Ronan MAHIEU, 2005 : « 1,5 million de familles monoparentales sont allocataires des CAF », *E-ssentiel*, n° 33.
- DE CURRAIZE Yves, 2005 : « Une expérience naturelle sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants : l'extension de la scolarisation en maternelle en France dans les années 1970 ». http://www.afse.fr/docs/congres_2005/docs2005/Curraize.pdf.
- EISSA Nada et Jeffrey B, LIEBMAN, 1996 : « Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit » *The Quarterly Journal of Economics*.
- GURGAND Marc et David MARGOLIS, 2001 : « RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Economie et Statistique*, n° 346-347.
- HAUSMAN Jerry A, 1981 : « Labor Supply », in Aaron et Pechman, pp. 27-72.
- KILLINGSWORTH MR et JJ, HECKMAN, 1986 : « Female labor supply : a survey », in Ashenfelter O. et R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*.
- PIKETTY Thomas, 1998 : « L'impact des incitations financières sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, n° 132.
- RAY Jean-Claude, 1985 : « L'allocation parent isolé désincite-t-elle au travail ? », *Recherche économique et sociale*, Commissariat au Plan, évaluation des politiques sociales, n° 13-14, La Documentation Française.

PÉRIVIER Hélène, 2006 : « Quel sort pour les allocataires des minima sociaux », *Lettre de l'OFCE n° 273, mars*.

PITROU Agnès, 1994 : *Les politiques familiales : approches sociologiques*, Syros, Paris.

TRANNOY Alain, 2003 : « À propos des évidences apportées par les expériences naturelles », *Économie Publique*, n° 13.

WILLIAMS Robert George, 1975 : *Public assistance and work effort : the labor supply of low-income female heads of household*.

Annexe 1 : Données de cadrage sur l'API

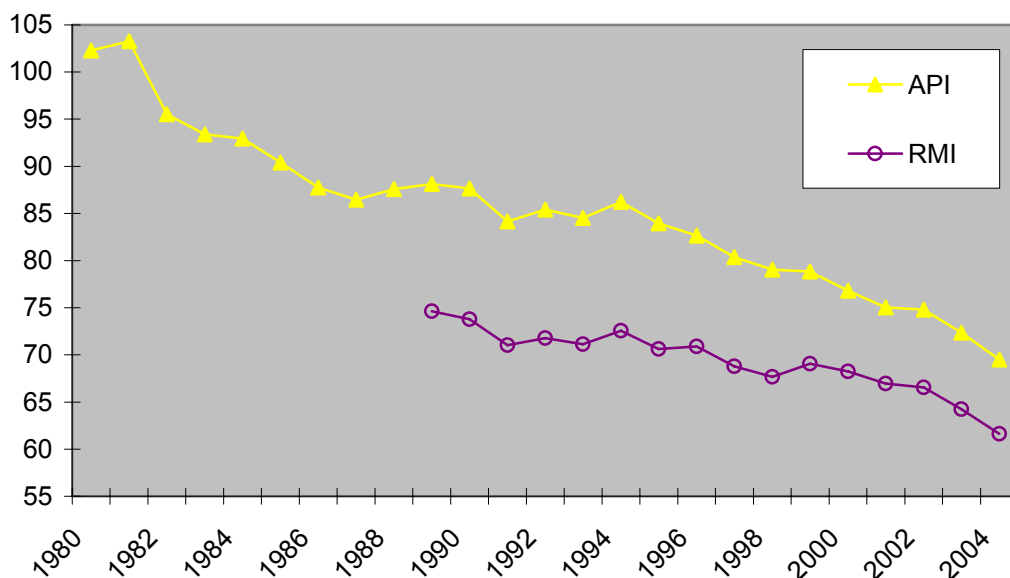
Qu'est-ce-que l'API ?

L'allocation parent isolé (API) est versée mensuellement aux personnes élevant seules un ou plusieurs enfants à la suite d'une séparation, d'un divorce, d'un abandon ou d'un veuvage. Lorsque le benjamin a moins de 3 ans, le droit court jusqu'à ses 3 ans ; l'API est dite « longue ». Le droit à l'API commence pendant la grossesse. Si l'enfant le plus jeune a plus de 3 ans, l'API est dite « courte » et n'est versée que pendant un an au maximum.

Elle est versée par la CAF (ou la MSA). Il s'agit d'une allocation différentielle qui, comme le RMI est révisée tous les trimestres. Le montant perçu correspond à la différence entre le montant minimum garanti, qui dépend du nombre d'enfants et la moyenne des ressources¹² de l'allocataire durant les 3 mois précédents. Le montant maximal est de 551,81 € pour une femme enceinte et 735,65 € pour un parent isolé avec un enfant, le supplément pour enfants supplémentaires à charge s'élève à 183,94 €.

12. À la différence du RMI, l'API porte sur les ressources de l'individu et non du foyer auquel il appartient. Toutes ses ressources sont intégrées dans le calcul de l'allocation : salaires, pensions alimentaires, allocations chômage, prestations familiales (à l'exclusion de la PAJE, de l'AES destinée aux enfants handicapés, et de l'ARS), allocation logement dans la limite du forfait : les allocataires de l'API bénéficiant d'une allocation logement voient leur montant perçu réduit de 49,44 € pour une femme enceinte, 98,83 € avec un enfant (contre 103,93 € pour un allocataire du RMI avec un enfant).

Graphique 2 : Évolution des montants de l'API et du RMI
(En % du SMIC)



Source : Périvier (2006).

Note : Les montants de l'API et du RMI correspondent à l'allocation maximale perçue par une personne élevant seule un enfant; le SMIC correspond au SMIC net temps plein à 39 heures.

Reprise d'un emploi et cumul de revenu

Le mécanisme d'intéressement assorti à l'API est le même que celui du RMI. Lors de la reprise d'un emploi ou d'une formation rémunérée, la rémunération n'est pas prise en compte pour le trimestre de reprise ni les trois mois suivants. Les 9 mois après, la CAF ne retient que 50 % de ce salaire. Enfin, si le parent est en Contrat Emploi Solidarité, la CAF prend en compte son salaire après avoir effectué un abattement de 135,69 € (contre 142,91 € pour le RMI) et ce pendant toute la durée du contrat.

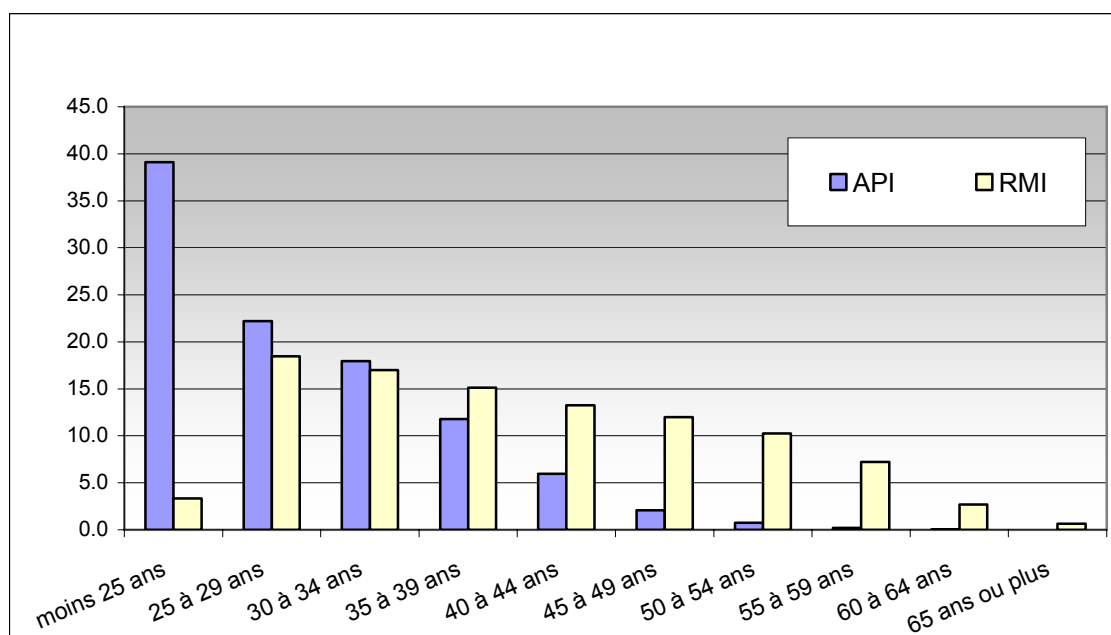
Qui sont les allocataires de l'API ?

En 2004, il y avait 195 441 allocataires de l'API (Agalva et Vaenel, 2001) :

- 10 % des parents isolés perçoivent l'API ;
- 78 % des allocataires perçoivent l'API longue (71 % sont des mères avec un enfant de moins de 3 ans et 7 % des femmes enceintes) ;
- 98 % des allocataires sont des femmes alors qu'il existe pourtant 14% d'hommes chefs de famille monoparentale;
- 61 % a moins de 30 ans (et 36 % moins de 25 ans) ;

- 92 % des allocataires sont célibataires (63 %) ou mariés séparés (29 %) et seulement 4 % divorcés (contre 50 % des parents isolés).
- Près de 40 % des allocataires ont moins de 25 ans contre moins de 4 % des rmistes.

Graphique 3 : Proportion des bénéficiaires de l'API et du RMI selon l'âge de l'allocataire



Source : Cnaf, fichier FILEAS.

Note : Les personnes âgées de moins de 25 ans peuvent être éligibles au RMI lorsqu'elles ont un enfant à charge.

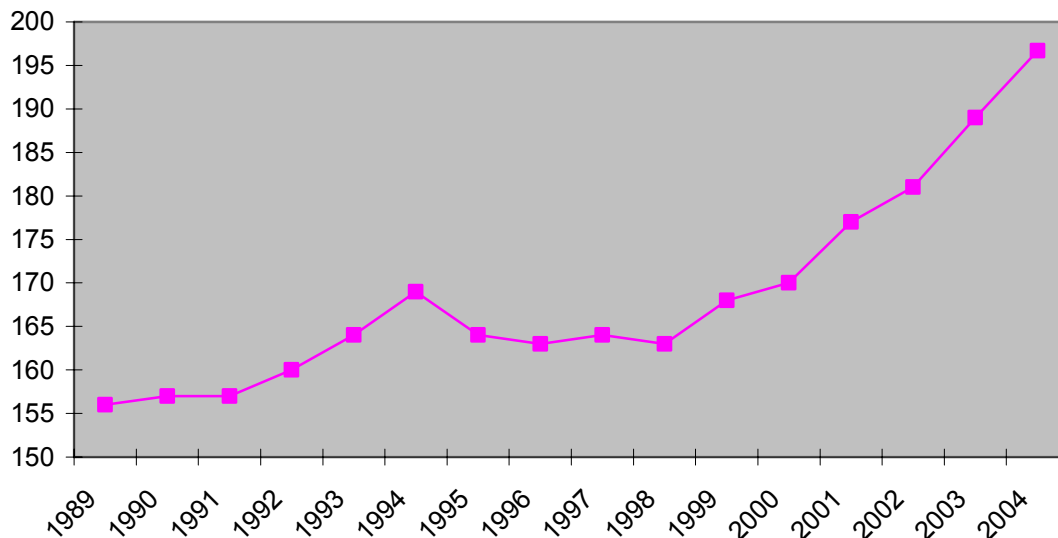
Les allocataires de l'API sur le marché du travail

64 % des bénéficiaires de l'API sont inactives, dont 6 % étudiantes, donc 58 % n'ont pas d'activité en dehors du foyer, 25 % sont chômeuses et 11 % salariées (dont la moitié en intéressement soit environ 8 500 femmes). Le pourcentage d'inactives augmente avec le nombre d'enfants (48 % pour celles qui ont 1 enfant contre 64 % pour celles qui en ont 2).

Le nombre de bénéficiaires de l'API est sensible aux évolutions du marché du travail (graphique 4). Ainsi entre 1997 et 2000 les créations d'emploi auraient entraîné une diminution d'environ 25 000 le nombre de bénéficiaires de l'API (Agalva et Vaenel, 2001), mais cette diminution est moins marquée que la diminution des allocataires du RMI, ceci est en partie dû à l'augmentation du nombre de familles monoparentales durant cette période.

Graphique 4 : Évolution du nombre de bénéficiaires de l'API entre 1989 et 2004

(En milliers)



Source : Cnaf.

Entre 1985 et 1995, les parents isolés ont davantage souffert de la dégradation du marché du travail que les autres. En effet, le niveau de vie des familles monoparentales est d'autant plus sensible au niveau de l'emploi qu'un seul membre peut travailler contrairement au couple. Ainsi en 1995, 17 % des familles monoparentales sont sous le seuil de pauvreté (50 % du revenu médian) contre 11,8 % en 1985.

Les apistes âgées de 15 à 19 ans ont un taux de scolarisation beaucoup plus faible que l'ensemble de cette classe d'âge (30 % contre 88 %) et seulement 8 % de celles âgées de 20 à 24 ans sont scolarisées contre 34 % pour l'ensemble de cette classe.

Deux explications se combinent, les adolescentes ayant un enfant sont souvent en échec scolaire et la maternité pèse sur leur scolarisation.

L'aide aux parents isolés en Europe

Seule l'Irlande propose un dispositif proche de celui de la France : *One Parent Family Payment*. Cette allocation offerte sous condition de ressources s'élève à 330,75 € par mois et 68,4 € par enfant à charge. Beaucoup de pays n'offrent aucune allocation spécifique aux familles monoparentales (Belgique, Luxembourg, Espagne,

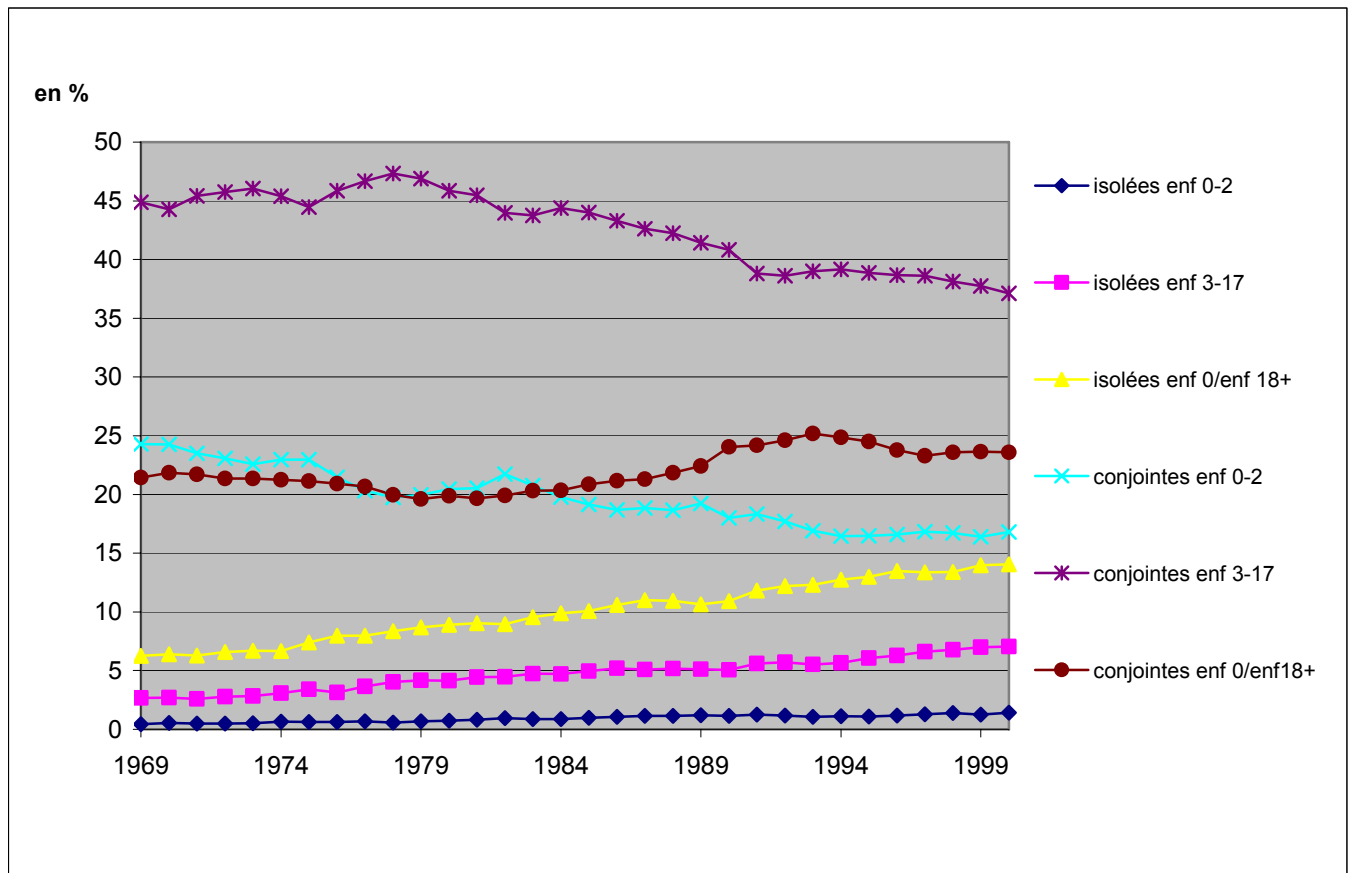
Pays-Bas, Autriche, Portugal, Grèce). Certains majorent les dispositifs d'aides aux familles lorsqu'un parent élève seul son enfant (Danemark, Italie, Finlande, Royaume-Uni). D'autres offrent une aide lorsque l'autre parent ne peut verser l'allocation d'entretien au parent élevant seul l'enfant (Suède, Finlande, Allemagne). Ces données sont issues de MISSOC.

Annexe 2 : Construction de la catégorie « femmes isolées »

La partie statistique et économétrique de ce travail exige de repérer et de définir à partir de l'enquête emploi les « femmes isolées », puisque cette catégorie nous sert à construire notre groupe test et un de nos deux groupes témoins. A partir de 1982 cette caractéristique est renseignée par les variables TYPMEN et TYPMENR. Mais cette variable n'existe pas avant 1982, de même qu'aucune autre variable de ce type. Pour identifier les femmes isolées, nous utilisons donc sur l'ensemble de la période 1969-2000 la variable LCM (lien avec le chef de ménage), qui devient LPRM (lien avec la personne de référence du ménage) à partir de 1990.

À partir de 1982, cette méthode ne pose pas de problème puisque la personne de référence du ménage est systématiquement l'homme dans le couple. Une femme qui est personne de référence du ménage ne peut donc qu'être une femme sans conjoint, c'est-à-dire une femme isolée. En revanche, les enquêtes antérieures à 1982 peuvent en théorie comporter des femmes chef de ménage » qui vivent en couple. Toutefois, l'INSEE précise que la personne de référence du ménage a été définie de telle manière qu'elle corresponde le plus souvent possible à la façon dont les individus se déclaraient auparavant chef de ménage. De fait, nous avons vérifié que le nombre de femmes chef de ménage ayant un conjoint était faible et stable sur la période 1969-1982.

Graphique 5 : Part des différents types de ménage



Source : Enquêtes Emploi 1969-2002.

Annexe 3 : Résultats des régressions concernant les périodes 1972-1981 et 1974-1979

1972-1981

Modèle A

Premier groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-0.4455	0.0115	1491.1281	<.0001
postapi	1	0.2670	0.0164	265.2132	<.0001
gtest	1	1.4568	0.0808	324.8982	<.0001
postapi*gtest	1	-0.8109	0.1038	61.0172	<.0001

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	31.1	Somers' D	0.091
Percent Discordant	22.1	Gamma	0.171
Percent Tied	46.8	Tau-a	0.044
Pairs	975737607	c	0.545

Deuxième groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	1.3293	0.0789	283.6306	<.0001
postapi	1	-0.1979	0.1012	3.8247	0.0505
gtest	1	-0.3173	0.1124	7.9683	0.0048
postapi*gtest	1	-0.3467	0.1440	5.7929	0.0161

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	45.9	Somers' D	0.170
Percent Discordant	28.9	Gamma	0.227
Percent Tied	25.3	Tau-a	0.068
Pairs	3435136	c	0.585

Modèle B

Premier groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-6.4447	1.1871	29.4730	<.0001
postapi	1	-2.5408	1.8241	1.9402	0.1636
gtest	1	1.7770	0.0908	382.6692	<.0001
dipgvm	1	0.5234	0.0471	123.3328	<.0001
dipg1	1	0.3972	0.0361	121.0838	<.0001
dipg2	1	0.8434	0.0473	317.6701	<.0001
dipg3	1	1.1673	0.0584	400.1125	<.0001
dipg4	1	1.5366	0.0758	411.3130	<.0001
dippvm	1	0.1317	0.0348	14.2854	0.0002
dipp1	1	0.4359	0.0412	111.6580	<.0001
dipp2	1	0.5565	0.1007	30.5520	<.0001
dipp3	1	0.6175	0.0871	50.2260	<.0001
dipp4	1	0.0744	0.1038	0.5130	0.4738
urbvm	1	-0.3156	0.0481	43.0053	<.0001
urb1	1	-0.3412	0.0372	84.0049	<.0001
urb2	1	-0.5432	0.0422	165.6403	<.0001
urb3	1	-0.5089	0.0427	142.3031	<.0001
urb4	1	0.000088	0.0421	0.0000	0.9983
adnum	1	0.4761	0.1178	16.3326	<.0001
adnum*adnum	1	-0.0104	0.00380	7.5016	0.0062
adnum*adnum*adnum	1	0.000067	0.000040	2.8371	0.0921
nbenf2	1	-1.0917	0.0306	1276.0110	<.0001
nbenf3	1	-1.8135	0.0438	1711.9902	<.0001
nbenf4	1	-2.3532	0.0552	1819.6563	<.0001
postapi*dipgvm	1	-0.8039	0.1839	19.1101	<.0001
postapi*dipg1	1	0.0141	0.0497	0.0807	0.7763
postapi*dipg2	1	-0.1019	0.0622	2.6848	0.1013
postapi*dipg3	1	-0.2991	0.0759	15.5467	<.0001
postapi*dipg4	1	-0.0963	0.0988	0.9507	0.3295
postapi*dippvm	1	0.3104	0.1718	3.2646	0.0708
postapi*dipp1	1	-0.0254	0.0524	0.2362	0.6270
postapi*dipp2	1	-0.0358	0.1354	0.0700	0.7913
postapi*dipp3	1	0.0677	0.1059	0.4089	0.5225
postapi*dipp4	1	0.0708	0.1273	0.3089	0.5783
postapi*urbvm	0	0	.	.	.
postapi*urb1	1	0.1015	0.0521	3.7852	0.0517
postapi*urb2	1	0.1847	0.0590	9.7955	0.0017

postapi*urb3	1	0.0410	0.0581	0.4974	0.4807
postapi*urb4	1	-0.1200	0.0592	4.1153	0.0425
postapi*adnum	1	0.1904	0.1823	1.0911	0.2962
postapi*adnum*adnum	1	-0.00417	0.00594	0.4931	0.4826
post*adnu*adnu*adnum	1	0.000029	0.000063	0.2160	0.6421
postapi*nbenf2	1	0.1129	0.0430	6.8940	0.0086
postapi*nbenf3	1	-0.0706	0.0633	1.2426	0.2650
postapi*nbenf4	1	-0.2789	0.0893	9.7446	0.0018
postapi*gtest	1	-0.9626	0.1173	67.2978	<.0001

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	75.2	Somers' D	0.506
Percent Discordant	24.6	Gamma	0.507
Percent Tied Pairs	0.2	Tau-a	0.248
	975737607	c	0.753

Deuxième groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-12.5189	5.1981	5.8001	0.0160
postapi	1	3.4542	6.9776	0.2451	0.6206
gtest	1	-0.2330	0.1311	3.1574	0.0756
dipgvm	1	0.3310	0.2209	2.2458	0.1340
dipg1	1	0.3262	0.1589	4.2152	0.0401
dipg2	1	0.8035	0.2692	8.9084	0.0028
dipg3	1	0.6152	0.3544	3.0134	0.0826
dipg4	1	1.3999	0.7616	3.3787	0.0660
dippvm	1	0.0694	0.1758	0.1559	0.6929
dipp1	1	0.5935	0.2628	5.0995	0.0239
dipp2	1	0.5834	0.6433	0.8227	0.3644
dipp3	1	0.9211	0.6237	2.1809	0.1397
dipp4	1	-0.4273	0.4625	0.8535	0.3556
urbvm	1	0.5622	0.2742	4.2021	0.0404
urb1	1	0.0162	0.2094	0.0060	0.9382
urb2	1	-0.1277	0.2226	0.3291	0.5662
urb3	1	-0.1377	0.2175	0.4006	0.5268
urb4	1	0.5888	0.2233	6.9527	0.0084
adnum	1	1.2095	0.4801	6.3473	0.0118
adnum*adnum	1	-0.0324	0.0144	5.0325	0.0249
adnum*adnum*adnum	1	0.000268	0.000141	3.6169	0.0572
nbenf2	1	-0.7436	0.1687	19.4280	<.0001
nbenf3	1	-1.1768	0.1966	35.8156	<.0001
nbenf4	1	-1.8904	0.1943	94.6270	<.0001
postapi*dipgvm	1	-0.6581	0.6729	0.9566	0.3280
postapi*dipg1	1	0.1998	0.2000	0.9984	0.3177
postapi*dipg2	1	0.2326	0.3193	0.5307	0.4663
postapi*dipg3	1	0.3846	0.4192	0.8419	0.3588
postapi*dipg4	1	0.4138	0.8385	0.2436	0.6216
postapi*dippvm	1	0.0251	0.6290	0.0016	0.9682
postapi*dipp1	1	-0.3580	0.2975	1.4474	0.2290
postapi*dipp2	1	-0.3059	0.7827	0.1527	0.6960
postapi*dipp3	1	0.1264	0.7062	0.0320	0.8580
postapi*dipp4	1	0.4669	0.5414	0.7435	0.3886
postapi*urbvm	0	0	.	.	.
postapi*urb1	1	-0.1180	0.2782	0.1799	0.6714
postapi*urb2	1	-0.2849	0.2902	0.9636	0.3263
postapi*urb3	1	-0.4104	0.2828	2.1055	0.1468
postapi*urb4	1	-0.1164	0.2951	0.1557	0.6932
postapi*adnum	1	-0.3693	0.6525	0.3203	0.5714
postapi*adnum*adnum	1	0.0108	0.0198	0.2968	0.5859
post*adnu*adnu*adnum	1	-0.00009	0.000196	0.2321	0.6300
postapi*nbenf2	1	0.1984	0.2100	0.8924	0.3448
postapi*nbenf3	1	0.2831	0.2582	1.2016	0.2730
postapi*nbenf4	1	0.0877	0.2600	0.1139	0.7357
postapi*gtest	1	-0.4486	0.1679	7.1394	0.0075

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	77.3	Somers' D	0.549
Percent Discordant	22.4	Gamma	0.550
Percent Tied Pairs	0.3	Tau-a	0.219
	3435136	c	0.774

1974-1979

Modèle A

Premier groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-0.3722	0.0147	638.7634	<.0001
postapi	1	0.1667	0.0212	61.8908	<.0001
gtest	1	1.3780	0.0985	195.8392	<.0001
postapi*gtest	1	-0.4551	0.1344	11.4677	0.0007

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	30.1	Somers' D	0.071
Percent Discordant	23.0	Gamma	0.133
Percent Tied	46.9	Tau-a	0.035
Pairs	347495700	c	0.535

Deuxième groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	1.5442	0.1032	224.0148	<.0001
postapi	1	-0.2255	0.1342	2.8240	0.0929
gtest	1	-0.5377	0.1419	14.3626	0.0002
postapi*gtest	1	-0.0636	0.1888	0.1134	0.7364

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	46.0	Somers' D	0.169
Percent Discordant	29.1	Gamma	0.225
Percent Tied	24.9	Tau-a	0.062
Pairs	1192898	c	0.584

Modèle B

Premier groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-7.9153	1.5593	25.7690	<.0001
postapi	1	-0.5040	2.3635	0.0455	0.8311
gtest	1	1.6464	0.1115	217.9451	<.0001
dipgvm	1	0.2147	0.2073	1.0726	0.3004
dipg1	1	0.3767	0.0512	54.0623	<.0001
dipg2	1	0.7604	0.0658	133.5694	<.0001
dipg3	1	0.9501	0.0800	141.0425	<.0001
dipg4	1	1.3798	0.1001	190.1553	<.0001
dippvm	1	0.3859	0.2027	3.6241	0.0569
dipp1	1	0.4500	0.0497	81.8262	<.0001

dipp2	1	0.5356	0.1237	18.7445	<.0001
dipp3	1	0.6812	0.1048	42.2606	<.0001
dipp4	1	0.0648	0.1206	0.2883	0.5913
urbvm	1	-0.2274	0.0728	9.7569	0.0018
urb1	1	-0.2609	0.0469	30.8832	<.0001
urb2	1	-0.4525	0.0527	73.6283	<.0001
urb3	1	-0.4358	0.0528	68.0216	<.0001
urb4	1	0.0580	0.0531	1.1923	0.2749
adnum	1	0.6054	0.1555	15.1458	<.0001
adnum*adnum	1	-0.0140	0.00505	7.6526	0.0057
adnum*adnum*adnum	1	0.000100	0.000053	3.4865	0.0619
nbenf2	1	-1.1162	0.0387	831.7896	<.0001
nbenf3	1	-1.8776	0.0563	1110.8073	<.0001
nbenf4	1	-2.5074	0.0722	1206.3195	<.0001
postapi*dipgvm	1	-0.2427	0.2939	0.6820	0.4089
postapi*dipg1	1	0.0905	0.0683	1.7547	0.1853
postapi*dipg2	1	0.0550	0.0858	0.4110	0.5215
postapi*dipg3	1	0.0372	0.1038	0.1280	0.7205
postapi*dipg4	1	0.0321	0.1320	0.0593	0.8076
postapi*dippvm	1	-0.00872	0.2830	0.0009	0.9754
postapi*dipp1	1	-0.0803	0.0658	1.4878	0.2226
postapi*dipp2	1	-0.0876	0.1703	0.2647	0.6069
postapi*dipp3	1	-0.0267	0.1335	0.0400	0.8414
postapi*dipp4	1	-0.0111	0.1562	0.0051	0.9433
postapi*urbvm	0	0	.	.	.
postapi*urb1	1	0.0920	0.0670	1.8863	0.1696
postapi*urb2	1	0.1923	0.0758	6.4355	0.0112
postapi*urb3	1	0.0140	0.0743	0.0358	0.8500
postapi*urb4	1	-0.1621	0.0761	4.5372	0.0332
postapi*adnum	1	0.0164	0.2370	0.0048	0.9449
postapi*adnum*adnum	1	0.000321	0.00774	0.0017	0.9670
post*adnu*adnu*adnum	1	-8.7E-6	0.000082	0.0112	0.9158
postapi*nbenf2	1	0.1076	0.0553	3.7885	0.0516
postapi*nbenf3	1	-0.0241	0.0829	0.0848	0.7709
postapi*nbenf4	1	-0.1132	0.1148	0.9716	0.3243
postapi*gtest	1	-0.5341	0.1524	12.2853	0.0005

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	75.0	Somers' D	0.502
Percent Discordant	24.8	Gamma	0.503
Percent Tied	0.2	Tau-a	0.247
Pairs	347495700	c	0.751

Deuxième groupe témoin :

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > Chisq
Intercept	1	-12.0305	6.3849	3.5502	0.0595
postapi	1	0.1647	9.1068	0.0003	0.9856
gtest	1	-0.4901	0.1672	8.5935	0.0034
dipgvm	1	-0.3490	1.2005	0.0845	0.7713
dipg1	1	0.2472	0.2240	1.2179	0.2698
dipg2	1	0.2985	0.3336	0.8005	0.3709
dipg3	1	0.2978	0.4693	0.4027	0.5257
dipg4	1	0.7105	0.8011	0.7866	0.3751
dippvm	1	0.6847	1.1917	0.3301	0.5656
dipp1	1	0.7384	0.3150	5.4949	0.0191
dipp2	1	0.3630	0.6694	0.2941	0.5876
dipp3	1	1.1032	0.7610	2.1016	0.1471
dipp4	1	-0.0102	0.5556	0.0003	0.9854
urbvm	1	0.7387	0.3964	3.4725	0.0624
urb1	1	0.0964	0.2685	0.1288	0.7197
urb2	1	-0.1599	0.2734	0.3420	0.5587
urb3	1	-0.4176	0.2611	2.5583	0.1097
urb4	1	0.5905	0.2823	4.3761	0.0364
adnum	1	1.1741	0.5974	3.8618	0.0494
adnum*adnum	1	-0.0305	0.0182	2.8078	0.0938
adnum*adnum*adnum	1	0.000241	0.000180	1.8011	0.1796
nbenf2	1	-0.8666	0.2104	16.9644	<.0001
nbenf3	1	-1.3082	0.2498	27.4326	<.0001
nbenf4	1	-2.0381	0.2475	67.8303	<.0001

postapi*dipgvm	1	0.0538	1.4789	0.0013	0.9710
postapi*dipg1	1	0.4136	0.2800	2.1810	0.1397
postapi*dipg2	1	0.9343	0.4142	5.0878	0.0241
postapi*dipg3	1	0.8672	0.5869	2.1837	0.1395
postapi*dipg4	1	2.0462	1.0922	3.5100	0.0610
postapi*dippvm	1	-0.2878	1.4560	0.0391	0.8433
postapi*dipp1	1	-0.8347	0.3704	5.0787	0.0242
postapi*dipp2	1	0.2470	0.9331	0.0701	0.7913
postapi*dipp3	1	0.4302	0.9877	0.1897	0.6632
postapi*dipp4	1	0.2042	0.7122	0.0822	0.7744
postapi*urbvm	0	0	.	.	.
postapi*urb1	1	-0.2362	0.3589	0.4331	0.5105
postapi*urb2	1	-0.0987	0.3724	0.0702	0.7911
postapi*urb3	1	0.0149	0.3566	0.0017	0.9667
postapi*urb4	1	-0.2363	0.3804	0.3861	0.5344
postapi*adnum	1	0.0469	0.8554	0.0030	0.9563
postapi*adnum*adnum	1	-0.00464	0.0261	0.0316	0.8588
post*adnu*adnu*adnum	1	0.000080	0.000259	0.0948	0.7582
postapi*nbenf2	1	-0.0568	0.2753	0.0426	0.8366
postapi*nbenf3	1	0.2122	0.3356	0.3996	0.5273
postapi*nbenf4	1	0.1657	0.3354	0.2440	0.6213
postapi*gtest	1	-0.3222	0.2234	2.0787	0.1494

Association of Predicted Probabilities and Observed Responses

Percent Concordant	78.2	Somers' D	0.567
Percent Discordant	21.5	Gamma	0.569
Percent Tied	0.3	Tau-a	0.207
Pairs	1192898	c	0.784