L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes?

Yves de Curraize, Hélène Périvier

▶ **To cite this version:**

Yves de Curraize, Hélène Périvier. L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes?. Economie et Statistique / Economics and Statistics, 2010, 429-430, pp.159-176. hal-01052965v1

HAL Id: hal-01052965

https://sciencespo.hal.science/hal-01052965v1

Submitted on 29 Jul 2014 (v1), last revised 18 Feb 2019 (v2)

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.

L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes ?

Yves de Curraize* et Hélène Périvier**

Destinée à corriger les situations de précarité liées à la monoparentalité, l'allocation de parent isolé (API) a été instituée en 1976. Pour certains, elle serait susceptible d'avoir dissuadé les mères isolées de jeunes enfants de travailler.

On se propose de confirmer ou d'infirmer cette hypothèse en assimilant cette réforme à une expérience naturelle permettant d'appliquer la méthode de double différence. Cette méthode consiste à calculer l'évolution du taux d'emploi avant et après la création de ce dispositif pour deux groupes de femmes : un groupe test éligible à l'allocation (les mères isolées dont le plus jeune enfant a moins de 3 ans), et un groupe témoin non affecté mais dont les caractéristiques sont proches (les mères isolées dont le plus jeune enfant est âgé de 7 à 9 ans). La différence entre l'écart de taux d'emploi des deux groupes avant et après 1977 est attribuée à la réforme. L'estimation d'un modèle *Logit* permet de contrôler l'effet des différences observables. Par ailleurs, ce modèle prend en compte la dégradation du marché du travail à laquelle les mères isolées de jeunes enfants ont été tout particulièrement exposées.

L'estimation du modèle sur les données de l'enquête *Emploi* montre que le recul du taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants s'explique en grande partie par la montée du chômage de masse. Une estimation sur les données du recensement confirme ce résultat. Finalement, la réaction de l'offre de travail des mères isolées a été faible au regard de la désincitation potentiellement introduite par l'API.

** Université Paris Descartes, OFCE, yves.de-curraize@parisdescartes.fr. Au moment de la rédaction de cet article, Yves de Curraize était chargé de recherche à l'Injep.*
*** Économiste, OFCE, Centre de recherche en économie de Sciences Po, helene.perivier@ofce.sciences-po.fr.*
Les auteurs remercient Christine Paquentin pour son aide dans la recherche de documents, ainsi que les rapporteurs anonymes pour leurs commentaires.

On se propose dans cet article d'évaluer la réaction de l'offre de travail des mères éligibles à l'allocation de parent isolé (API) au moment de son introduction. Ce dispositif, appliqué à partir du 1er octobre 1976 et intégré depuis le 1er juin 2009 au revenu de solidarité active (RSA) (1), traduit la reconnaissance de la monoparentalité. Au carrefour de la politique familiale et de la politique sociale (cf. annexe 1), il consiste à garantir un revenu minimum aux parents qui élèvent seul un ou plusieurs enfants. Dans la quasi-totalité des cas il s'agit de la mère (2). L'objectif est de soutenir temporairement, sur le plan financier, les femmes avec enfants qui se séparent de leur conjoint. L'API courte était versée pendant l'année qui suit la séparation et s'adressait à toutes les mères isolées ayant des enfants à charge, quel que soit leur âge. L'API longue, ouverte dès la grossesse, était versée jusqu'à ce que le benjamin atteigne 3 ans. Elle assurait un revenu aux femmes dont l'accès à l'emploi était compromis par les difficultés d'organisation que pose la présence d'un enfant en bas âge. Nous ne traitons ici que de l'API longue. Les droits à l'actuel RSA majoré du complément pour les parents isolés sont calqués sur ceux de l'ancienne API, ce qui permet de prolonger à l'identique les montants perçus et les conditions d'ouverture des droits. Le changement principal concerne le mécanisme de cumul avec les revenus d'activité, qui est devenu pérenne.

À sa création, le montant de l'API était comparable à celui du Smic à temps plein. Aussi cette allocation était-elle susceptible d'encourager les mères éligibles à rester inactives plutôt qu'à prendre un emploi, d'autant plus que les possibilités de cumul avec des revenus d'activité étaient à l'époque inexistantes (3). On cherche à évaluer l'impact de l'introduction de cette aide sur les décisions d'offre de travail des femmes. À l'instar des travaux de Piketty (1998), on utilise une analyse de « double différence » (4). Sur la période 1972-1981, l'évolution de l'offre de travail des mères isolées ayant au moins un enfant de moins de 3 ans est comparée à l'évolution de celle de femmes ayant des caractéristiques proches, mais qui n'étaient pas éligibles à l'API longue. La différence entre l'écart de taux d'emploi des deux groupes avant et après 1977 est en première approximation attribuée à la réforme. Cependant, la période étudiée est caractérisée par la montée d'un chômage de masse qui peut avoir particulièrement frappé le groupe des femmes éligibles à l'API. Il est donc nécessaire d'affiner l'estimation en prenant en compte cette dégradation générale du marché du travail. On peut alors évaluer l'impact de l'allocation dans une situation théorique dans laquelle le chômage n'aurait pas connu de forte croissance.

L'API : des objectifs ambigus…

Les objectifs de cette allocation ont toujours été controversés. Ses détracteurs la considéraient comme un encouragement à l'inactivité et à l'isolement des mères de jeunes enfants. Pour d'autres, elle permettait de corriger des situations de grande précarité liée à la monoparentalité. Cette aide pouvait être vue soit comme un soutien spécifique aux mères isolées de jeunes enfants en attendant de trouver un emploi, soit comme une allocation parentale offerte sous condition de ressources aux seules familles monoparentales. Cette seconde interprétation revenait à permettre à ces femmes de ne pas travailler jusqu'à ce que l'enfant soit scolarisé. à l'instar de l'allocation parentale d'éducation, l'API aurait été dans ces conditions un moyen d'assurer la garde des jeunes enfants en subventionnant l'arrêt d'activité de la mère. Elle comportait donc le risque d'accentuer la répartition traditionnelle des rôles entre hommes et femmes dans la société, celles-ci devenant mères avant tout (Pitrou, 1994).

Les représentations que les allocataires se faisaient de cette prestation illustrent l'ambiguïté de ses objectifs. Certaines la considéraient comme une aide indispensable leur permettant de chercher un emploi et un mode de garde pour leur enfant dans de meilleures conditions afin de retrouver le plus rapidement possible leur autonomie financière. D'autres la voyaient au contraire comme une légitimation implicite de leur inactivité en raison du rôle de mère que l'API leur reconnaissait ; elles reportaient leur insertion professionnelle à plus tard pour se concentrer sur la sphère domestique, considérant le temps passé avec leur(s) enfant(s) comme prioritaire sur la reprise d'un travail (Aillet, 1998).

Les durées de perception de l'allocation étaient variables et sensibles au contexte socioéco-

1. Le 1er juin 2009 le revenu de solidarité active (RSA) s'est substitué à l'API et au RMI, mais le RSA a une composante « majorée » qui concerne les parents isolés et permet d'assurer la continuité avec les droits que procurait l'API.
2. 98 % des allocataires sont des femmes selon la Cnaf.
3. Le mécanisme d'intéressement, qui permet un cumul temporaire entre revenu d'activité et API, a été développé avec la loi de lutte contre l'exclusion sociale du 29 juillet 1998.
4. Il estime l'effet de l'extension de l'allocation parentale d'éducation en 1994 sur l'offre de travail des mères de 2 enfants dont l'un de moins de 3 ans.

nomique entourant les bénéficiaires (état du marché du travail, taille de l'agglomération, phénomène de stigmatisation, accès à un mode de garde… ; cf. Afsa (1999)). De nombreuses allocataires n'allaient pas jusqu'au terme de leur droit, soit parce qu'elles se remettaient en couple soit parce qu'elles reprenaient un emploi (Afsa, 1999 ; Chaupin et Guillot, 1998, 2000). Les sorties du dispositif par une remise en couple ne s'accompagnaient pas toujours d'une reprise d'emploi, ce qui soulève la question de l'indépendance financière des conjointes (5). La moitié des femmes qui allaient jusqu'au terme de leurs droits devenaient allocataires du RMI (Clément, Mathieu et Mahieu, 2005 ; Pla, 2007).

… susceptibles d'avoir des effets sur l'activité des mères isolées de jeunes enfants

En 1977, le montant maximal versé au titre de l'API à une mère isolée ayant un seul enfant s'élevait à 1 390 francs (6), il était comparable au niveau du Smic net à temps plein (soit 1 380 francs) (7). L'effet dissuasif à la reprise d'un emploi était donc potentiellement fort (8), même si le caractère temporaire du versement pouvait l'atténuer. Il était par ailleurs renforcé par les coûts fixes engendrés par l'obtention d'un emploi (comme par exemple les frais de transport pour se rendre sur le lieu de travail, l'habillement, ou encore les frais de garde d'enfant) (9). Mais cela ne signifie pas que les femmes concernées y ont été sensibles au point de réduire leur offre de travail.

Le taux d'emploi des mères isolées a longtemps été plus élevé que celui des femmes en couple. L'emploi est une nécessité pour les premières, puisqu'elles sont les seules actives potentielles du ménage, alors que celui des secondes est marqué du sceau du modèle familial traditionnel, dans lequel l'homme est le principal pourvoyeur de ressources. Cependant, ce modèle s'est effrité au fil du temps et les femmes en couple ont été de plus en plus nombreuses à travailler sur la période étudiée. Parallèlement, le taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants s'est réduit depuis les années 1970, de sorte que ce dernier est désormais plus faible que celui des femmes en couple. (cf. graphique I).

Comment expliquer cette baisse du taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants ? L'arrivée d'un enfant resserre les contraintes temporelles des mères isolées qui travaillent et complique l'organisation de la vie familiale et professionnelle en l'absence de modes de garde. Il est possible que ces contraintes se soient accentuées à partir des années 1970. Il est également possible que les modifications du fonctionnement du marché du travail aient particulièrement affecté les mères isolées de jeunes enfants. Enfin, l'entrée en vigueur de l'API longue pourrait expliquer une partie de cette baisse. En effet, l'API a introduit comme indiqué plus haut une relative désincitation financière à travailler pour les mères isolées de jeunes enfants, dans le sens où il est devenu plus profitable pour elles d'être sans emploi que de travailler. L'objet de notre étude est donc mettre en évidence les déterminants de la chute du taux d'emploi des mères isolées de jeunes enfants durant cette période.

Un sujet partiellement exploré

Les études sur l'offre de travail des mères isolées s'inscrivent dans le corpus d'études théoriques et empiriques sur l'offre de travail des femmes, détaillé en 1986 par Killingsworth et Heckman dans leur revue de littérature. L'offre de travail des hommes est peu sensible aux incitations financières – les études empiriques ne fournissent d'ailleurs pas de résultats convergents. L'offre de travail des femmes réagit davantage aux variations du différentiel entre les revenus du travail et ceux de l'inactivité. C'est le cas notamment des femmes en couple pour lesquelles de nombreuses études trouvent des élasticités de signe conforme à la théorie : l'élasticité revenu est négative et l'élasticité par rapport au salaire est positive. Cependant, les travaux les plus récents menés outre-Atlantique indiquent que l'activité des femmes mariées n'est

5. Les données disponibles ne permettent pas de suivre avec une précision suffisante les trajectoires des anciennes allocataires de l'API.

6. Mémento Pratique Francis Lefèbvre Social, 1976 et 1977.

7. Il s'agit du Smic net pour la durée moyenne de travail observée chez les ouvriers en 1976 (Insee, 1978).

8. Dans un contexte institutionnel plus récent, Gurgand et Margolis (2001) ont montré que les mères isolées constituaient la catégorie de la population pour laquelle la différence entre les revenus issus de l'activité et ceux issus des transferts sociaux était la plus faible. Ils ont comparé le niveau des transferts sociaux à celui du salaire potentiel auquel les individus pouvaient prétendre et ceci pour diverses catégories. Seulement la moitié des mères isolées voyaient leur revenu augmenter en reprenant un emploi.

9. Certes, les périodes de perception de l'API n'étaient, et ne sont toujours pas, validées au titre de l'acquisition des droits à la retraite, ce qui dans une perspective inter-temporelle pouvait réduire l'effet désincitatif, les individus anticipant leurs futurs droits à la retraite. Mais le fait d'avoir élevé un enfant permettait déjà à l'époque de valider deux années au titre de l'acquisition des droits à la retraite dans le régime de base et une année dans le régime de la fonction publique ; ce qui limite quelque peu le poids de la retraite dans la prise de décision.

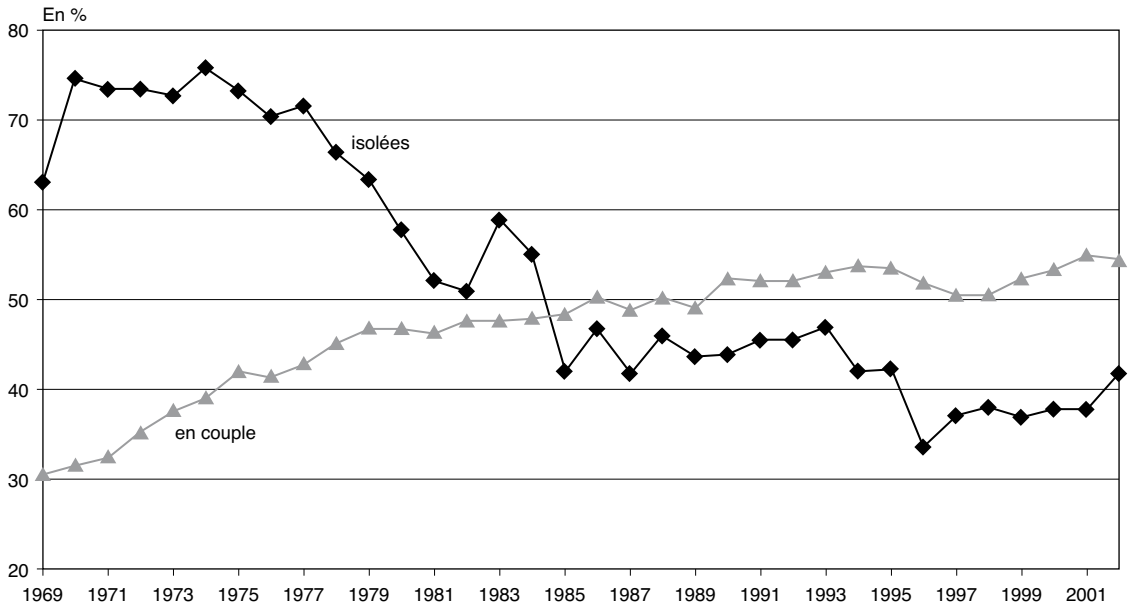
plus déterminée essentiellement par le niveau de revenu du ménage. Depuis les années 1990, elles se comportent de plus en plus comme des célibataires, et sont moins réactives aux fluctuations de la rémunération qu'elles peuvent obtenir ou à celle de leur conjoint. Entre 1980 et 2000, l'élasticité de leur offre de travail relativement à leur propre salaire a baissé de plus de 50 % ; passant de 0,8 au début des années 1980 à 0,6 dans les années 1990 et enfin à 0,4 en 2000. De même, l'élasticité de leur offre de travail relativement au salaire de leur conjoint a diminué de plus de 40 % en valeur absolue durant cette même période, pour atteindre - 0,2 en 2000 (Blau et Kahn, 2005).

Aux États-Unis, l'augmentation des incitations financières à l'emploi en faveur des mères isolées a permis d'évaluer la sensibilité de leur offre de travail. À l'occasion tout d'abord de la réforme en 1967 de l'AFDC (*Aid to Families With Dependent Children*) (10), Hausman (1981) et Williams (1975) ont mis en évidence une relation positive entre le niveau de l'incitation financière et l'offre de travail des mères isolées. Par la suite, les travaux de Eissa et Liebman (1996) ont confirmé cet effet positif en montrant que la réforme fiscale de 1986 (Tax Reform Act TRA86), qui comprenait notamment l'extension de l'EITC (*Earned Income Tax Credit*) (11), avait induit une augmentation de 2,8 points du taux d'activité des mères isolées. Enfin, en 1993, une seconde réforme du barème de l'EITC visait à augmenter de 15 % le salaire net des mères isolées. Selon Scholz (1996), elle a engendré une hausse de leur taux d'activité qui atteignait 72,1 % en 1996, soit 6,6 points de plus qu'en 1993.

En France, les travaux de Ray sur l'API (1983 ; 1989) ont consisté à mesurer l'effet de cette allocation sur l'offre de travail. Il utilise pour cela une enquête réalisée auprès d'un échantillon d'allocataires de Meurthe et Moselle constitué à partir des dossiers de la CAF. Ces allocataires ont été suivies plusieurs années entre 1976 et 1983 (12). Cette base de données comprend de nombreuses variables directement observées, dont le salaire (13). Ray étudie ce qu'il appelle « les déterminants du renoncement à l'API », à savoir les raisons pour lesquelles certaines allocataires décident de travailler un nombre d'heures tel que leur salaire mensuel dépasse

10. Cette réforme visait à diminuer le taux marginal effectif d'imposition (qui s'élevait à 100 % du fait du caractère différentiel de cette allocation) en introduisant un mécanisme d'intéressement encourageant la reprise d'un emploi.
11. 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.
12. L'échantillon comprend 143 allocataires observées entre 1976 et 1983, seulement 24 d'entre elles sont d'anciennes allocataires n'ayant plus droit à l'API.
13. Le salaire horaire des allocataires non employées est obtenu en utilisant les périodes en emploi encadrant les périodes de non-emploi, ou parfois concomitantes.

Graphique I
Évolution des taux d'emploi des femmes dont le benjamin a moins de 3 ans selon leur statut marital



Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : enquête Emploi *1969-2002, Insee.*

le niveau permettant de toucher l'allocation, ce qui les conduit donc à perdre leur éligibilité. Une augmentation de 10 % du différentiel entre les revenus de l'activité et ceux de l'inactivité aurait entraîné une augmentation de la probabilité d' « auto-exclusion » de l'API proche de 10 %. Ce résultat lui permet de conclure que les allocataires sortent d'autant plus facilement du dispositif que l'écart entre leur salaire et le montant de l'allocation est élevé. Mais la base de données ne comporte que des allocataires ou des anciennes allocataires de l'API, ce qui ne lui permet pas d'évaluer le comportement des femmes qui seraient initialement hors du dispositif et renonceraient à l'emploi pour en bénéficier. Son étude ne comporte pas de dimension contrefactuelle.

L'introduction de l'API : une expérience naturelle

Depuis la fin des années 1990 de nombreux travaux ont utilisé 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 ; Piketty, 1998). Cette méthode revient à comparer les réactions d'un groupe affecté par une modification institutionnelle (dit « groupe test ») à celles d'un groupe non affecté mais ayant des caractéristiques similaires (dit « groupe témoin »). 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 « différence de différences » permet en effet 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 méthode consiste à trouver un groupe témoin composé d'individus n'ayant pas été affectés par la réforme mais ayant des caractéristiques proches de celles du groupe test.

Dans cet article, l'introduction de l'API longue en 1977 est assimilée à une quasi-expérience affectant les mères isolées dont l'enfant le plus jeune a moins de 3 ans. Les effets de cette réforme sur leur comportement sont estimés en comparant l'évolution de leur offre de travail avant et après 1977 à celle de l'offre de travail de femmes non éligibles à l'API, à partir des données issues des enquêtes *Emploi*. Tout écart du groupe test relativement au groupe témoin sera interprété comme l'effet direct de l'introduction de l'API.

Deux sources de données différentes pour vérifier la validité des résultats

Les données utilisées pour les estimations économétriques proviennent principalement des deux premières séries des enquêtes *Emploi* de l'Insee (séries 1969-1974 et 1975-1981). Dans la mesure où notre étude concerne le comportement d'offre de travail des mères de jeunes enfants, on ne retient dans son champ que les femmes âgées de 18 à 49 ans, chef de ménage ou conjointe du chef de ménage (14). Pour disposer d'un nombre d'individus suffisant, la base de données est construite en empilant 10 années successives d'enquêtes. La période étudiée est scindée en deux sous périodes : l'une précédant l'introduction de l'API (de 1972 à 1976), et l'autre la suivant (de 1977 à 1981). Au total, l'échantillon utilisé pour les estimations économétriques comporte 287 161 observations. Pour les statistiques descriptives, les graphiques sont prolongés jusqu'à l'année 2002 à partir des séries 1982-1989 et 1990-2002 des enquêtes *Emploi* (cf. annexe 2) (15).

Pour confirmer la validité des résultats obtenus à partir des enquêtes *Emploi*, on estime les mêmes modèles à partir des données du recensement (1968, 1975, 1982 et 1990). Le recensement présente en effet l'avantage de comporter un nombre d'individus beaucoup plus important que celui des enquêtes emploi. Ainsi peut-on réaliser des estimations significatives non seulement au niveau France entière, mais aussi à des niveaux plus fins. Mais le recensement n'étant réalisé que tous les sept ou huit ans, il ne permet de disposer que de quatre points : deux avant l'introduction de l'API et deux après. L'échantillon total comprend 4 131 582 individus.

Le groupe test : une approximation de la population éligible à l'API

L'API longue était une allocation différentielle qui complétait les revenus jusqu'au montant garanti pour les parents élevant seuls un enfant de moins de 3 ans. Le groupe test est donc constitué des mères isolées ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans. Certes, l'éligibilité ne dépendait pas seulement des caractéristiques familiales, mais également des ressources de la

14. Avant 1975, il s'agit du chef de famille ou de la conjointe du chef de famille.

15. Ce travail sur les données statistiques s'inscrit dans le cadre de la thèse en cours que poursuit Yves de Curraize sous la direction de Jacques Le Cacheux et traite des méthodes empiriques appliquées à l'offre de travail des femmes.

personne. Or, les enquêtes *Emploi* antérieures à 1982 ne renseignent pas sur le revenu des ménages et ne permettent pas d'identifier les femmes qui perçoivent effectivement l'API. Le groupe test regroupe l'ensemble des femmes éligibles ou potentiellement éligibles au regard de leur revenu. Le fait d'être éligible ne présente pas de lien direct avec la situation de la personne vis-à-vis du marché du travail. Par exemple, une mère isolée employée à mi-temps au Smic pouvait toucher l'API tout en restant active occupée. Le montant de l'allocation était alors amputé du revenu salarial. Inversement, une femme dont le salaire était supérieur au seuil d'éligibilité pouvait décider de cesser de travailler et devenir ainsi éligible. Il est donc possible d'estimer l'effet global de l'API sur la participation au marché du travail à partir des enquêtes *Emploi*. En revanche, l'absence de données concernant le revenu des ménages rend difficile le calcul d'une élasticité de l'offre de travail à l'incitation financière, à moins d'attribuer forfaitairement un salaire potentiel moyen à l'ensemble des femmes du groupe test.

Le groupe test comprend une partie seulement de la population que le législateur a ciblée en créant l'API, car il exclut les hommes isolés dont le benjamin a moins de 3 ans, les femmes isolées attendant un enfant, les femmes ou les hommes venant de se séparer de leur conjoint(e) et éligibles à l'API courte, les mères isolées mineures, celles qui sont hébergées dans leur famille ou chez des amis ou encore qui vivent dans des logements collectifs (16).

Un groupe témoin de caractéristiques voisines de celles du groupe test

Le groupe témoin doit répondre à trois critères. Tout d'abord, ses caractéristiques sociodémographiques et économiques doivent être aussi proches que possible de celles du groupe test, ce qui permet de supposer que les caractéristiques inobservables sont les mêmes pour les deux groupes. La méthode de double différence permet alors de contrôler l'effet de ces variables inobservables, puisque leur effet sur le niveau du comportement observé s'annule par la différence entre les évolutions du comportement de chacun des groupes. En deuxième lieu, pour s'assurer que la différence entre le comportement du groupe test et celui du groupe témoin est entièrement imputable à la réforme, on suppose que tous les évènements intervenus au cours de la période ont eu des conséquences identiques sur chacun des deux groupes. En troisième lieu, l'API ne doit pas avoir affecté de quelque manière que ce soit le comportement des individus du groupe témoin. La difficulté de la méthode réside essentiellement dans la recherche d'un groupe témoin adéquat (Trannoy, 2003).

Les femmes en couple, dont l'enfant est âgé de moins de 3 ans, ne constituent pas un groupe témoin satisfaisant. Elles n'ont pas été affectées par l'allocation, puisqu'elles vivent en couple, mais leur comportement d'offre de travail est trop différent de celui des femmes isolées ; il est marqué par le modèle traditionnel de répartition des tâches entre conjoint au sein des couples, qui était au milieu des années 1970 encore dominant. Leur niveau d'emploi évoluait déjà de façon différente de celui du groupe test avant 1977 (cf. graphique I).

Du point de vue de la proximité avec le groupe test, les mères isolées ayant un enfant de trois à cinq ans auraient constitué un excellent groupe témoin. Mais il n'a pas été retenu parce que l'offre de travail de ces femmes a pu être affectée elle aussi par l'introduction de l'API. En effet, elles ont pu bénéficier antérieurement de l'allocation lorsque leur enfant était plus jeune. Durant cette période de non-emploi, leur capital humain se serait déprécié, ce qui aurait dégradé leurs conditions d'accès au marché du travail. Le différentiel d'évolution du taux d'emploi entre groupe test et groupe témoin aurait donc été moins important qu'en l'absence de tout effet de l'API sur ce dernier, ce qui aurait conduit à sous-estimer *a priori* l'effet de l'API.

En revanche, les mères isolées dont l'enfant le plus jeune a entre sept et neuf ans partagent le même modèle d'offre de travail que celles ayant un benjamin de moins de trois ans. Par ailleurs, elles n'ont jamais pu bénéficier de l'allocation sur cette période. En effet, compte tenu du nombre d'enquêtes agrégées (soit dix années d'enquêtes), les observations postérieures à l'introduction de l'API sont comprises entre 1977 et 1981. Le groupe constitué des mères isolées dont le benjamin a entre sept et neuf ans n'a donc été à aucun moment touché par l'API. Enfin, le tableau 1 montre que ces femmes ont

16. Dans les enquêtes 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, soit une population d'environ 127 800 femmes isolées dont le benjamin a moins de 3 ans en 1999. Ce chiffre diffère du nombre d'allocataires de l'API (169 068 en 1999 selon la Cnaf) car il ne correspond pas exactement à la même population pour les raisons citées dans le texte.*

des caractéristiques similaires à celles appartenant au groupe test, à l'exception de l'âge. Il satisfait donc aux conditions nécessaires pour être utilisé comme groupe témoin.

Le niveau de qualification des deux groupes s'est amélioré et le nombre moyen d'enfants a baissé au cours de la période étudiée : les évolutions de leurs caractéristiques sociodémographiques jouent donc davantage en faveur de l'exercice d'un emploi en fin de période qu'au début. L'hypothèse selon laquelle l'offre de travail du groupe test et celle du groupe témoin évolueraient de façon concomitante en l'absence d'API s'entend à caractéristiques observables égales. Un travail économétrique permet par la suite de contrôler précisément les différences de caractéristiques individuelles observables entre les deux groupes.

L'offre de travail des mères isolées mesurée par le taux d'emploi

L'offre de travail au sens large se définit comme la quantité de travail que les individus sont prêts à fournir en l'échange d'une rémunération : cette notion recouvre donc à la fois la décision de travailler et celle du nombre d'heures de travail offertes. Dans cet article, l'offre de travail des mères isolées fait référence à leur participation au marché du travail, indépendamment du nombre d'heures offertes. Pour la mesurer, le taux d'activité pourrait être utilisé. Cependant, la frontière entre activité et inactivité est assez imprécise et ceci est particulièrement marqué pour l'étude présentée. En effet, l'éligibilité à l'API était susceptible de modifier le classement de la personne comme chômeuse ou inactive indépendamment de son comportement réel. Par exemple, Ray (1983) constate que le mois précédant l'attribution de l'API, le nombre de femmes inscrites à l'ANPE augmentait fortement pour diminuer ensuite, une fois l'allocation versée. Il attribue cette fluctuation non pas à une modification du comportement des allocataires mais à celui des agents de l'ANPE, qui les classaient systématiquement comme inactives. Par ailleurs, une personne peut toucher l'API tout en recherchant un emploi. L'effet de l'API sur l'activité peut donc être masqué au moins en partie par le fait que des mères éligibles auraient pu être encouragées à prolonger leur durée de chômage davantage que les autres femmes ; elles auraient alors été comptées comme actives, alors qu'elles étaient davantage dans une position d'inactivité tant qu'elles pouvaient percevoir l'API.

Pour prendre en compte ces problèmes de mesure de l'activité, les taux d'emploi sont utilisés comme mesure de l'offre de travail, ce qui revient à en adopter une définition stricte, c'est-à-dire avoir effectivement un emploi. Les chômeurs et les inactifs sont regroupés dans un même groupe, celui des sans-emploi.

En 1977, le taux d'emploi des mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans était de 71,6 % et celui des mères isolées dont le benjamin avait entre sept et neuf ans était de 81,3 % (cf. graphique II). En 1981, soit cinq ans après l'introduction de l'API, le taux d'emploi des mères isolées éligibles à l'allocation était de 52 %, soit une chute de presque 20 points, alors que celui des mères non affectées par la mesure était de 78,5 % donc proche de son niveau de 1977. Ainsi, contrairement aux autres femmes, les mères isolées dont le benjamin a moins de 3 ans semblent avoir modifié leur comportement d'offre de travail à la fin des années 1970. La baisse de leur taux d'emploi a été progressive durant les premières années suivant l'en-

Tableau 1
Caractéristiques sociodémographiques des groupes test et témoin

	Groupe test (1)		Groupe témoin (2)	
	1972-1976	1977-1981	1972-1976	1977-1981
Âge moyen	30,7	29	38,2	36,5
Nombre moyen d'enfants	2,2	1,9	2,1	2
Qualification (en %)				
Sans diplôme ou CEP	82,8	68,9	84,9	70
Brevet	9,6	17,9	8,6	16,8
Baccalauréat	5,6	8,3	3,9	7,6
Études supérieures	2	4,9	2,6	5,6

1. Femmes isolées ayant au moins un enfant âgé de moins de 3 ans.
2. Femmes isolées ayant au moins un enfant âgé de 7 à 9 ans.

Lecture : l'âge moyen des mères isolées ayant au moins un enfant de moins de 3 ans était en moyenne de 30,7 ans sur la période 1972-1976, et de 29 ans sur la période 1977-1981.
Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : Enquêtes Emploi*, Insee.*

trée en vigueur du dispositif. Étant donné l'effet désincitatif potentiel de l'API, son introduction pourrait expliquer une partie de ce retrait massif de l'emploi. Le caractère progressif de la baisse s'expliquerait alors par le délai nécessaire à la diffusion de l'information sur le nouveau dispositif auprès des allocataires potentielles. Une autre explication pourrait être liée à la dégradation du marché du travail durant cette période : face à un marché du travail de plus en plus fermé, les femmes éligibles auraient pu se retourner progressivement vers l'API.

Les mères éligibles à l'API particulièrement touchées par le chômage de masse

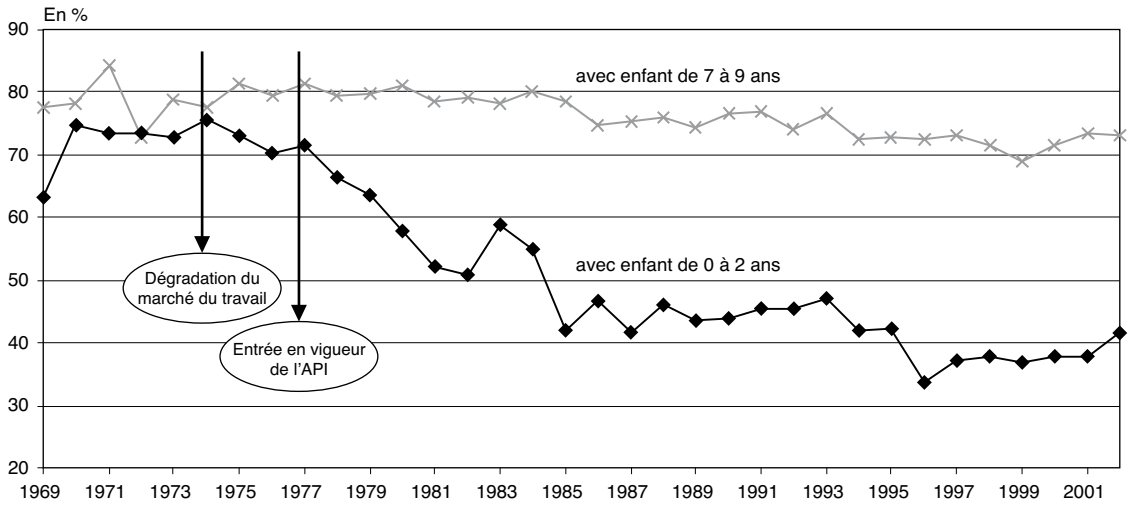
La période étudiée est marquée par un contexte économique global dégradé qui s'est accompagné d'une montée du chômage de masse. Si ces fortes évolutions du marché du travail avaient affecté identiquement toutes les personnes actives, alors la comparaison de l'évolution des taux d'emploi des deux groupes suffirait à mettre en évidence l'impact de l'API. Mais, il est possible qu'une dégradation brutale de l'emploi affecte plus fortement des groupes fragiles au regard de l'emploi – et en particulier les mères ayant des enfants en bas âge et ceci pour trois raisons. Les deux premières sont indépendantes de l'introduction de l'API. Tout d'abord, les employeurs, plus sélectifs en période de hausse du chômage, peuvent être réticents à l'idée d'embaucher une catégorie de salariées *a priori* moins disponibles et moins flexibles que les autres. L'employeur tiendrait compte du fait qu'avoir un jeune enfant à charge est source d'imprévus, lorsqu'il est malade ou lorsque le mode d'accueil de l'enfant est indisponible. Par ailleurs, avec la montée du chômage, les emplois proposés peuvent avoir des caractéristiques ingérables pour des mères isolées de jeunes enfants : en termes d'horaires de travail ou de distance du lieu de travail par rapport à leur domicile. Enfin l'introduction de l'API, en augmentant le salaire de réserve (17) des femmes éligibles, a pu les conduire à allonger leur durée de recherche d'emploi. Leur taux de chômage se serait ainsi accru.

Les mères isolées de jeunes enfants ont en effet été particulièrement touchées par la montée du chômage (cf. graphique III). Il convient donc d'identifier ce qui est directement lié à l'API dans cette hausse spécifique du taux de chômage. L'introduction dans l'équation estimée d'un indicateur de l'état du marché du travail permet de contrôler cet effet. Cet indicateur est croisé avec l'indicatrice d'appartenance au groupe test. Un coefficient positif et significatif associé au croisement de ces deux variables capture l'effet lié à la plus forte sensibilité du groupe test à l'état du marché du travail, et permet ainsi d'identifier l'effet résiduel dû à l'API.

Quel indicateur utiliser pour contrôler l'effet de la dégradation du marché du travail ? Le taux de chômage moyen de l'ensemble des femmes âgées de 18 à 49 ans observé chaque année

17. Le salaire de réserve est le salaire en deçà duquel un chômeur n'accepte pas de prendre un travail.

Graphique II
Évolution des taux d'emploi des mères isolées selon l'âge du benjamin



Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : enquête Emploi *1969-2002, Insee.*

est indépendant de l'introduction de l'API : la population des mères isolées est trop faible pour que son comportement puisse modifier le taux de chômage moyen de l'ensemble des femmes. Cependant, il n'est pas totalement satisfaisant car l'API a été introduite au moment même où le chômage connaît une forte hausse ; ainsi le coefficient associé au croisement de ce taux de chômage par l'indicatrice d'appartenance au groupe test pourrait capturer artificiellement l'effet dû à l'API. Il est donc préférable d'ajouter une autre source de variation du chômage qui ne soit pas concomitante à l'introduction de l'API : la variation géographique du taux de chômage. Le taux de chômage moyen par année et par département est un indicateur pertinent pour contrôler l'effet spécifique du chômage sur le groupe test.

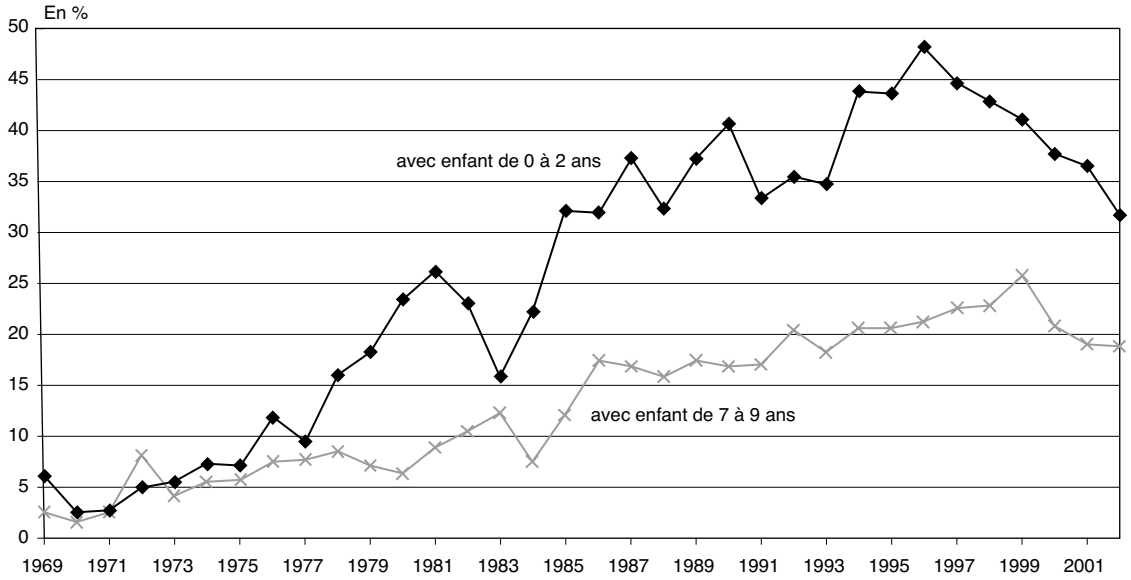
Selon l'enquête *Emploi*, la mesure de l'effet de l'API se réduit après prise en compte de la montée du chômage…

Pour mesurer la double différence permettant d'évaluer l'impact de l'introduction de l'API en contrôlant l'effet des différences de caractéristiques observables entre le groupe test et le groupe témoin, on estime deux modèles *Logit*. La variable expliquée dans chacun des cas est la probabilité d'être active occupée. Les variables explicatives comportent à la fois des variables indicatrices fournissant un estimateur de la double différence (appartenance au groupe test, au groupe témoin, être observée en 1977 ou après, etc.) et des caractéristiques individuelles (âge, diplôme le plus élevé, taille de l'agglomération de résidence, nombre d'enfants, etc.). Deux spécifications sont estimées : la seconde comporte en plus le taux de chômage des femmes de 18 à 49 ans observé chaque année dans le département de résidence, ce qui permet comme on l'a vu de contrôler l'effet de la dégradation du marché du travail. Ces deux modèles sont détaillés dans l'encadré. Ils sont estimés dans un premier temps sur les données de l'enquête *Emploi*.

La différence d'évolution des taux d'emploi entre les deux périodes entre les femmes affectées par l'API et celles qui ne l'ont pas été est de 15,25 points lorsqu'aucun contrôle économétrique des caractéristiques observables n'est effectué. Les résultats issus de l'équation (1), contrôlant l'effet des différences individuelles observables entre groupes test et témoin, indiquent une différence d'évolution entre les deux groupes de 8,72 points (18). Ce résultat est

18. La régression logistique n'étant pas linéaire, la valeur des coefficients ne peut être directement interprétée en termes d'effet marginal. Pour simuler le taux d'emploi de la population de référence dans le groupe test et le groupe témoin avant et après 1977, il convient donc d'appliquer la transformation logistique. Pour cela, nous fixons les variables continues à leur valeur moyenne et les variables discrètes à leur valeur de référence, à l'exception du nombre d'enfant, que nous fixons à 1 enfant. Le taux de chômage de référence utilisé dans l'équation correspond au taux de chômage moyen des femmes âgées de 18 à 49 ans entre 1972 et 1976, soit 3,9 %. Maintenu à ce niveau, il permet d'évaluer ce qu'aurait été l'impact de l'API si le taux de chômage était resté stable sur la période étudiée. L'âge de référence est l'âge moyen de la population du groupe test et du groupe témoin, soit 33,9 ans.

Graphique III
Évolution du taux de chômage des mères isolées selon l'âge de leur benjamin



Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : enquête Emploi *1969-2002, Insee.*

significatif au seuil de 1 %. L'introduction de l'âge explique l'essentiel de l'écart entre la double différence brute et celle contrôlée ; en effet en retirant les variables d'âge dans l'équation (1), on retrouve une valeur de la double différence très proche de celle obtenue sans contrôle (cf. tableau 2).

Les coefficients associés aux variables diplôme, nombre d'enfants à charge et zone d'habitation sont du signe attendu. Un niveau de diplôme (professionnel ou général) élevé accroit la probabilité d'être en emploi pour les femmes appartenant au groupe test. Plus le nombre d'enfants à charge est élevé, plus cette probabilité est faible. Enfin, habiter en région parisienne augmente la probabilité d'occuper un emploi pour les mères isolées de jeunes enfants.

Sans contrôle de la dégradation du marché du travail, l'estimation de l'équation (1) de l'encadré indique donc que le taux d'emploi des mères isolées ayant un enfant de moins de 3 ans aurait été de 8,72 points supérieur en l'absence de l'API

Encadré

LES ÉQUATIONS DU MODÈLE

Pour mesurer la double différence évaluant l'impact de l'introduction de l'API en contrôlant l'effet des différences de caractéristiques observables entre le groupe test et chaque groupe témoin, deux modèles *logit* sont estimés. Chacun explique le fait d'être active occupée et inclut l'estimateur de la double différence. La première équation estimée est la suivante :

$$P(E_i = 1) = G\,(\alpha.gtest_i + \beta.postapi_i + \gamma.postapi_i{*}gtest_i + \eta.autre_i + \rho.postapi_i{*}autre_i + C.X) \quad (1)$$

La variable expliquée est le fait d'« être active occupée » (*E = 1*). La fonction *G* est la transformation logistique. L'indice *i* fait référence à l'individu. Les variables dichotomiques *gtest, postapi* et *autre* correspondent respectivement au fait d'appartenir au groupe test, c'est-à-dire être une femme isolée dont l'enfant le plus jeune a moins de 3 ans (*gtest = 1*), d'être observée en 1977 ou après (*postapi = 1*), ou de n'être ni dans le groupe test, ni dans le groupe témoin (*autre* = 1) – c'est-à-dire ne pas être une mère isolée dont le benjamin a moins de 3 ans, ni entre 7 et 9 ans. Estimer l'équation sur l'ensemble des femmes âgées de 18 à 49 ans, en ayant recours à cette indicatrice « autre », permet d'augmenter la taille de l'échantillon, et de ne pas se limiter à l'information contenue dans les seuls groupes test et témoin.

Le vecteur *X* représente les caractéristiques individuelles : l'âge, l'âge au carré, l'âge au cube, le diplôme d'enseignement général obtenu le plus élevé (en 5 postes), le diplôme d'enseignement professionnel obtenu le plus élevé (en 5 postes), la taille de l'agglomération de résidence (en 5 postes), et le nombre des enfants (en 5 postes). Des variables indicatrices pour chaque année de 1972 à 1981 sont également introduites, ainsi que le produit de ces indicatrices par toutes les variables explicatives précédentes. Ceci permet de prendre en compte l'évolution des caractéristiques individuelles sur la période, qui pourraient expliquer les différences d'évolution de taux d'emploi entre les deux groupes.

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

Pour tenir compte de l'effet du chômage, une variable *cho* (ainsi que son croisement avec les indicatrices *autre* et *gtest*) est introduite dans la spécification. Cette variable représente le taux de chômage des femmes de 18 à 49 ans observé chaque année dans le département de résidence. L'intégration dans les régressions d'un indicateur de l'état du marché du travail est conforme aux travaux de Blundell, Ham et Meghir (1998), qui ont montré que les variables liées aux cycles économiques, en particulier le chômage, jouaient un rôle statistiquement significatif dans l'estimation d'une équation d'offre de travail des femmes. De même, une des variantes des estimations de Eissa et Liebman (1996) comporte un tel indicateur, à travers le taux de chômage mesuré dans l'État de résidence.

On estime l'équation suivante :

$$P(E_i = 1) = G\,(\alpha.gtest_i + \beta.postapi_i + \gamma.postapi_i{*}gtest_i + \eta.autre_i + \theta.cho_i + \lambda.cho_i\ {*}gtest_i + \mu.cho_i\ {*}\ autre_i + \rho.postapi_i{*}autre_i + C.X) \quad (2)$$

Le coefficient de l'indicateur *cho* est assurément négatif, puisqu'une augmentation du taux de chômage réduit la probabilité d'être active occupée. Un signe négatif et significatif pour le coefficient de *cho*gtest* indiquerait que les personnes appartenant au groupe test sont plus sensibles à la hausse du taux de chômage que celles appartenant au groupe témoin. Ces équations sont estimées sur les données issues de l'enquête *Emploi*.

À titre de vérification, on estime dans un second temps ces équations sur les données issues des recensements de la population (1975 et 1982). Les variables du recensement relatives aux caractéristiques individuelles ne sont pas exactement les mêmes que celles de l'enquête *Emploi* : le vecteur des caractéristiques individuelles regroupe alors les variables suivantes : l'âge, l'âge au carré, l'âge au cube, le diplôme d'enseignement général obtenu le plus élevé (en 3 postes), la taille de l'agglomération de résidence (en 5 postes), et le nombre des enfants (en 5 postes).

à ce qu'il a été en moyenne au cours des quatre années suivant la mise en place du dispositif.

Mais il est possible que cet effet soit, entièrement ou en partie, imputable au chômage de masse. Celui-ci aurait affecté davantage les mères isolées d'enfant de moins de 3 ans que celles ayant des enfants plus âgés. L'estimation de l'équation (2) permet de tester cette hypothèse. L'introduction du taux de chômage par département et de son croisement par l'indicatrice d'appartenance au groupe test réduit

Tableau 2
Estimation des équations *logit* d'offre de travail à partir des données de l'enquête *Emploi*

	Équation (1)		Équation (2)	
Nombre d'observations	287 161			
- 2Log vrais.	341636,64		340328,66	
Constante	1,0296	1,0460	1,0325	1,0502
Variables	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type
Postapi	- 4,7904***	1,4505	- 4,4178***	1,4559
Gtest	- 0,3826***	0,1215	- 0,0743	0,1560
Autre	- 1,7181***	0,0859	- 1,7264***	0,1103
Cho	-	-	- 0,0576***	0,0195
Âge	0,0621	0,0951	0,0741	0,0952
Âge*âge	0,000951	0,00279	0,000651	0,00280
Âge*âge*âge	- 0,00004	0,000027	- 0,00003	0,000027
Diplôme d'enseignement général				
Sans diplôme	*Réf.*			
Certificat d'études	0,2638***	0,0308	0,2677***	0,0308
Brevet	0,6255***	0,0459	0,6396***	0,0460
Baccalauréat	1,0121***	0,0611	1,0194***	0,0613
Supérieur au bac	1,5678***	0,0990	1,5811***	0,0992
Diplôme professionnel				
Sans diplôme professionnel	*Réf.*			
CAP, BEP, CFPA	0,3826***	0,0253	0,3804***	0,0253
BEI, BP, Brevet maîtrise	0,5294***	0,0642	0,5243***	0,0643
Bac tech., Brevet de tech. Formation paramédicale	0,7228***	0,0557	0,7227***	0,0557
BTS, diplôme d'ingénieur, autre form. tech. sup.	0,3478***	0,0624	0,3499***	0,0626
Taille de l'agglomération				
Milieu rural	*Réf.*			
Ville de moins de 50 000 hab.	- 0,2464***	0,0393	- 0,2328***	0,094
Ville de 50 000 à 200 000 hab.	- 0,4601***	0,0450	- 0,4462***	0,051
Ville de plus de 200 000 hab.	- 0,4017***	0,0460	- 0,3717***	0,0462
Agglomération parisienne	0,0811*	0,0432	0,0873**	0,0433
Nombre d'enfants de moins de 18 ans				
Sans enfant	*Réf.*			
Un enfant	- 0,6605***	0,0374	- 0,6653***	0,0375
Deux enfants	- 1,5542***	0,0409	- 1,5682***	0,0410
Trois enfants	- 1,9869***	0,0514	- 2,0097***	0,0625
Plus de trois enfants	- 2,5020***	0,0624	- 2,5320***	0,0625
Postapi*gtest	- 0,6128***	0,1588	- 0,3133*	0,1830
Postapi*autre	0,2041*	0,1131	- 0,2174*	0,1290
Cho*autre	-	-	- 0,00312	0,0195
Cho*gtest	-	-	- 0,0902***	0,0276

Lecture : les régressions logistiques estiment la probabilité d'occuper un emploi, à partir de l'équation (1) et (2) de l'encadré sur les données de l'enquête Emploi.
postapi : être observée en 1977 ou après ; gtest : indicateur d'appartenance au groupe test, autre : n'être ni dans le groupe test, ni dans le groupe témoin.
* : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 10 %.
Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : enquêtes Emploi *1972 à 1981, Insee.*

la double différence à 2,24 points. Si le taux de chômage était resté à son niveau antérieur à 1977, le taux d'emploi des mères de jeunes enfants isolées n'aurait diminué que d'un peu plus de 2 points relativement au groupe témoin. Ce résultat est significatif au seuil de 10 %.

Les effets dissuasifs de l'API vis-à-vis du travail seraient donc plus faibles que sans prise en compte du chômage. Étant donné le niveau élevé de l'allocation, on aurait pu s'attendre à ce que les mères isolées de jeunes enfants éligibles à l'API aient retardé leur retour l'emploi. Elles auraient ainsi pu refuser tout emploi assorti d'un salaire inférieur à l'allocation (cette dernière représentant environ un Smic à temps plein). Nos résultats indiquent que la baisse de leur taux d'emploi est fortement liée à la dégradation du marché du travail. Autrement dit, l'introduction de l'API en 1977 n'expliquerait qu'une part seulement de la chute du taux d'emploi de ces femmes relativement à celui des mères isolées d'enfants plus âgés. Si le marché du travail était resté stable, leur taux d'emploi n'aurait pas autant reculé relativement aux autres, et cela malgré l'introduction de l'API. Leur chômage est donc un chômage de nature involontaire, dû à la baisse de la demande de travail. Ce résultat est cohérent avec les travaux de Afsa (1999), qui montre que la durée de perception de l'API est d'autant plus courte que le taux de chômage est faible.

… et ce résultat est confirmé par le recensement

Les données du recensement permettent de vérifier la robustesse des résultats obtenus à partir des enquêtes *Emploi*, (19) et ceci à partir de deux méthodes différentes.

La première consiste à estimer la double différence sur les données du recensement relatives à l'ensemble du territoire, en contrôlant la dégradation du marché du travail par l'introduction du taux de chômage par département et par année (équation (2) de l'encadré). Les résultats détaillés figurent en annexe 3, tableau A. Il en ressort que le taux d'emploi des mères isolées d'un enfant de moins de 3 ans aurait été supérieur d'environ 1 point à ce qu'il a été effectivement si l'API n'avait pas été introduite et ce résultat est significatif à 1 % (20). Les données issues du recensement confirment que l'introduction de l'API a eu un faible effet sur l'offre de travail des mères isolées.

Une seconde méthode de vérification utilise les données de quatre recensements (1968, 1975, 1982, 1990). Il ne s'agit plus d'introduire le taux de chômage comme une variable de contrôle de l'état du marché du travail mais d'estimer l'équation (1) sur deux zones géographiques différentes : une zone dans laquelle le taux de chômage a peu augmenté sur la période étudiée, et une zone dans laquelle il a particulièrement augmenté. Pour construire ces deux ensembles, il est nécessaire de disposer d'un découpage du territoire relativement fin, et tel que les données utilisées pour les estimations de l'équation (1) soient significatives. Si l'on retient le département comme échelon géographique élémentaire, les effectifs de l'enquête *Emploi* sont insuffisants pour permettre une telle estimation. En revanche, les données du recensement, significatives au niveau du département, permettent de le faire.

Pour déterminer les zones géographiques, les départements ont été classés par ordre croissant de variation du taux de chômage entre 1975 et 1982. La zone dans laquelle la dégradation du marché du travail a été la plus faible (zone A) a été délimitée de telle sorte que sa population soit suffisamment importante pour que l'estimation économétrique soit significative. La zone dans laquelle la montée du chômage a été la plus importante (zone B) a été ensuite déterminée pour que sa population soit de taille comparable à celle de la zone A.

La zone A se compose des huit départements dans lesquels le taux de chômage a le moins augmenté entre 1975 et 1982 (21). Dans cette zone l'augmentation du taux de chômage entre ces deux dates est comprise entre 2,5 points (Alpes-Maritimes) et 4,4 points (Val-d'Oise), soit une augmentation moyenne de 3,4 points (22). La zone B comporte les départements dans lesquels le taux de chômage a le plus augmenté entre 1975 et 1982 (23) : cette augmentation est comprise entre 8,8 points (Eure) et 11,9

19. L'effet de l'API sur l'offre de travail des mères isolées, calculé à partir des données du recensement et sans contrôler de l'état du marché du travail s'élève à 10,62 points, au seuil de 1 %.

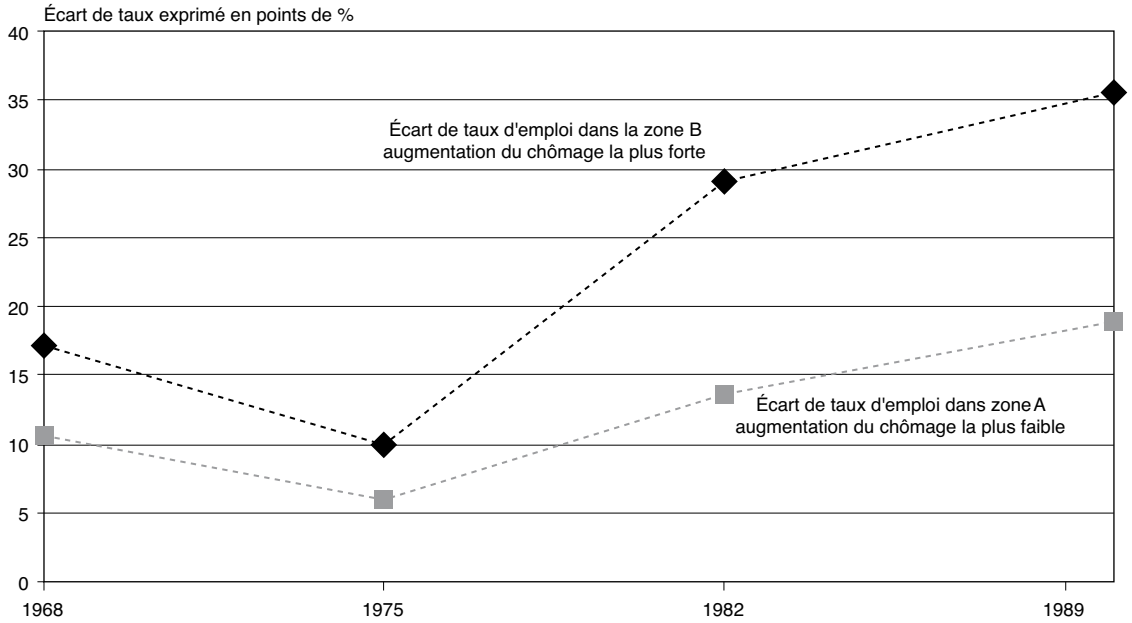
20. Le taux de chômage de référence utilisé dans l'équation correspond au taux de chômage moyen des femmes âgées de 18 à 49 ans en 1975, soit 6 %. En le maintenant à ce niveau, on évalue ce qu'aurait été l'impact de l'API si le taux de chômage était resté stable sur la période étudiée. L'âge de référence est l'âge moyen de la population du groupe test et du groupe témoin, soit 33,2 ans.

21. À savoir : 06 (Alpes-Maritimes) ; 75 (Paris) ; 92 (Hauts-de-Seine) ; 78 (Yvelines) ; 91 (Essonne) ; 94 (Val-de-Marne) ; 77 (Seine-et-Marne) ; 95 (Val-d'Oise).

22. L'augmentation moyenne du taux de chômage dans la zone est calculée en pondérant l'augmentation dans chaque département par sa population.

23. À savoir : 90 (Territoire-de-Belfort) ; 55 (Meuse) ; 70 (Haute-Saône) ; 57 (Moselle) ; 62 (Pas-de-Calais) ; 42 (Loire) ; 02 (Aisne) ; 08 (Ardennes) ; 71 (Saône-et-Loire) ;17 (Charente-Maritime) ; 25 (Doubs) ; 76 (Seine-Maritime) ; 59 (Nord) ;88 (Vosges) ; 11 (Aude) ; 16 (Charente) ; 27 (Eure).

Graphique IV
Évolution de l'écart de taux d'emploi entre groupe témoin et groupe test selon deux zones géographiques dans lesquelles l'augmentation du chômage diffère



Lecture : en 1982, la différence de taux d'emploi entre le groupe test et le groupe témoin était de 13,8 points pour la zone A et de 29,1 points pour la zone B.
Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : recensements 1968, 1975, 1982, 1990.

points (Territoire-de-Belfort), ce qui représente une augmentation moyenne de 10 points sur la période étudiée.

L'écart entre le taux d'emploi du groupe témoin (les mères isolées dont l'enfant le plus jeune est âgé de 7 à 9 ans) et celui du groupe test (les mères isolées dont le benjamin a moins de 3 ans) augmente nettement moins dans la zone où l'augmentation du chômage est faible, que dans celle où l'augmentation du chômage est la plus forte (cf. graphique IV).

On procède alors à deux estimations de l'équation (1) : l'une sur la zone A, l'autre sur la zone B (cf. annexe 3, tableaux A et B) (24). À caractéristiques observables égales, la double différence est de 13,7 points (avec un niveau de significativité de 1 %) sur la zone B où le taux de chômage a augmenté en moyenne de 10 points durant la période, alors qu'elle n'est que de 4,5 points (avec un niveau de significativité de 5 %) sur la zone A, zone dans laquelle le chômage n'a augmenté que de 3,4 points.

Ces résultats confirment les précédents. La dégradation du marché du travail, concomitante à l'introduction de l'API, explique l'essentiel de la baisse des taux d'emploi des mères isolées ayant de jeunes enfants. Finalement, la réaction de l'offre de travail de ce groupe à la forte désincitation financière introduite par l'API a été faible. □

24. La zone A contient essentiellement l'Ile-de-France, une zone spécifique qui pourrait biaiser les résultats. Les taux d'emploi ont été recalculés et l'équation (1) a été estimée à nouveau en supprimant Paris et en ajoutant 3 départements à la zone A (31 (Haute-Garonne) ; 12 (Aveyron) ; 87 (Haute-Vienne)), pour conserver une taille d'échantillon identique. La double différence augmente légèrement mais reste proche du 1er résultat (5,25 points).

BIBLIOGRAPHIE

Algava E., Le Minez S., Bressé S. et Pla A. (2005) : « Les familles monoparentales et leurs conditions de vie », *Études et résultats*, n° 389.

Algava E. et Avenel M. (2001) : « Les bénéficiaires de l'allocation de parent isolé (API) », *Études et résultats*, n° 112.

Afsa C. (1999) : « L'allocation de parent isolé : une prestation sous influences. Une analyse de la durée de perception », *Économie et Prévision*, n° 137.

Aillet V. (1998) : « La force symbolique de l'allocation de parent isolé », *Recherches et Prévisions*, n° 50-51.

Blau F. et Kahn L. (2005) : « Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women : 1980-2000 », *NBER Working Paper Series*, n° 11230.

Buchet D. (2005) : « Du contrôle des pauvres à la maîtrise des risques », *Informations Sociales*, n° 126.

Blundell R., Ham J. et Meghir C. (1998) : « Unemployment, Discouraged Workers and Female Labour Supply », *Research in Economics*, vol. 52, n° 2.

Chaupain S. et Guillot O. (1998) : « Au sortir de l'allocation de parent isolé », *Recherches et Prévisions*, n° 50-51.

Chaupain-Guillot S. et Guillot O. (2000) : « Durée effective de perception et modes de sortie de l'API », *Recherches et Prévisions*, n° 62.

Clément J., Mathieu F. et Mahieu R. (2005) : « 1,5 million de familles monoparentales sont allocataires des CAF », *E-ssentiel*, n° 33.

De Curraize Y. (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 N. et Liebman J. B. (1996) : « Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit » *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 2, pp. 605-637.

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

Hausman J. A. (1981) : « Labor Supply », *in* Aaron et Pechman, pp. 27-72.

Killingsworth M. R. et Heckman J. J. (1986) : « Female Labor Supply : A Survey », *in* Ashenfelter O. et Layard R. (eds.), Handbook of Labor Economics.

Périvier H. (2006) : « Quel sort pour les allocataires des minima sociaux », *Lettre de l'OFCE*, n° 273.

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

Pitrou A. (1994) : *Les politiques familiales : approches sociologiques*, Syros, Paris.

Pla A. (2007) : « Sortie des minima sociaux et accès à l'emploi », *Études et résultats*, n° 567.

Ray J.-C. (1983) : « 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.

Ray J.-C. (1989) : « Quelques réflexions à propos de la mesure de l'impact des transferts sociaux sur les comportements individuels », *Économie et Prévision*, n° 87.

Scholz J. K. (1996) : « In-work Benefits in the United States : the Earned Income Tax Credit », *Economic Journal*, vol. 106, pp. 156-169.

Trannoy A. (2003) : « À propos des évidences apportées par les expériences naturelles », *Économie Publique*, n° 13.

Williams R. G. (1975) : *Public Assistance and Work Effort : the Labor Supply of Low-Income Female Heads of Household*. Journal of Industrial Relations, vol. 17, n° 3, pp. 329-331.

ANNEXE 1

L'API LORS DE SA CRÉATION

Introduite en juillet 1976 par la loi n° 76-617 *(25)*, l'allocation de parent isolé (API) a été en vigueur du 1er octobre 1976 au 31 mai 2009. On trouvera dans cette annexe les caractéristiques du dispositif au moment de sa création, ainsi que ses principales évolutions.

Qu'est-ce-que l'API ?

L'allocation de parent isolé (API) est versée 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 est ouvert jusqu'à ses trois 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.

Il s'agit d'une allocation différentielle : son montant est égal au revenu garanti par l'allocation et la totalité des ressources personnelles de l'allocataire *(26)* à savoir :

- les avantages en nature dont jouit le parent isolé, qui sont évalués forfaitairement,
- les revenus procurés par des biens immobiliers et mobiliers et par des capitaux perçus,
- les pensions alimentaires perçues par le parent isolé.

Dès sa création, elle est versée par les CAF tous les mois et elle est révisée tous les trimestres. Lors de son introduction, le montant garanti s'élève à 130 % de la base mensuelle de calcul des allocations familiales (BMAF) pour le parent isolé et à 44 % de cette même base pour chaque enfant à charge. En 1976, cela représentait 903 francs + 306 francs. Dès le 1er octobre 1977, le montant garanti est relevé à 150 % de la BMAF pour le parent auxquels s'ajoutent 50 % de la BMAF par enfant à charge soit 1 042 francs + 347 francs (décret n° 77-1290) *(27)*, ce qui représente environ 710 euros 2006.

Au moment de sa création en 1976, aucune possibilité de cumul entre l'allocation et les revenus d'activité n'était prévue. Ainsi lors de la reprise d'un emploi, chaque franc perçu en salaire se traduisait par la perte de un franc d'allocation.

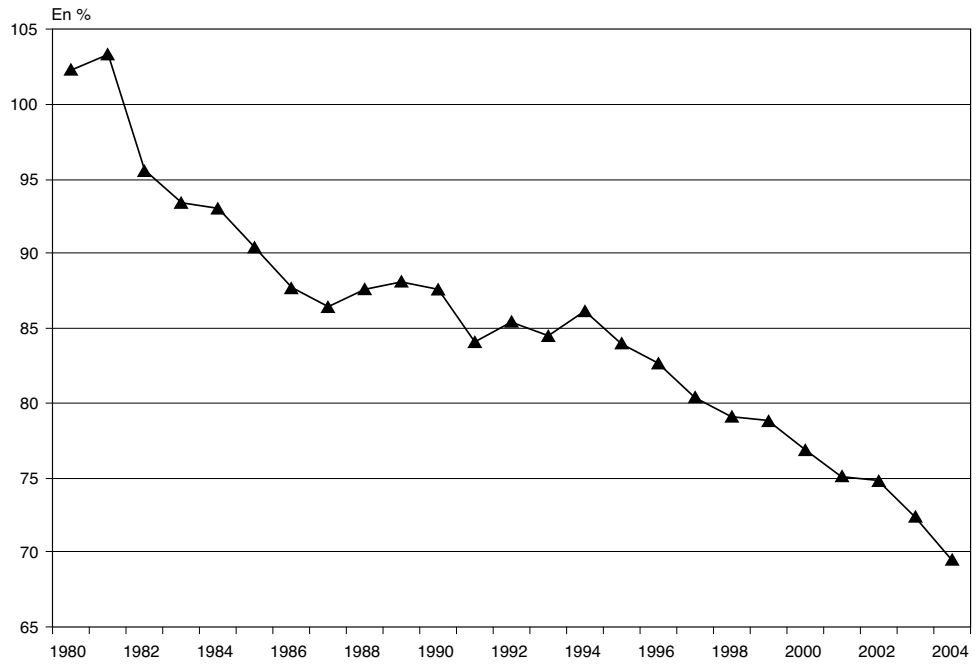
Les évolutions du dispositif

Les montants de l'API ont évolué : le montant maximal offert en 2006 était de 551,81 € pour une femme enceinte et 735,75 € pour un parent isolé avec un enfant, le supplément pour enfant supplémentaire à charge s'élevant à 183,94 € (cf. graphique ci-dessous) Le cumul temporaire entre revenus d'activité et allocation est devenu possible en 1998 : les lois Aubry de lutte contre l'exclusion de 1998 ont associé à l'API le même mécanisme d'intéressement que celui du RMI. Depuis la loi n° 2008-1249 du 1er décembre 2008, l'API a été remplacée par le RSA, Revenu de Solidarité Active.

---

25. http://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do;jsessionid=B7AE527200552B1A6F5FD3DFC130F2B4.tpdjo10v_3?cidTexte=JORFTEXT000000689445&dateTexte=19760930&categorieLien=cid.
26. Si l'allocataire vit dans sa famille, seules ses propres ressources sont intégrées dans le calcul de l'allocation.
27. http://www.legifrance.gouv.fr/jopdf/common/jo_pdf.jsp?numJO=0&dateJO=19771126&numTexte=&pageDebut=05549&pageFin=.

Évolution du montant maximal de l'API



Lecture : les montants de l'API correspondent à l'allocation maximale perçue par une personne élevant seule un enfant ; le Smic correspond au Smic net temps plein à 39 heures.
Source : Périvier (2006) d'après les données de la Cnaf.

ANNEXE 2

CONSTRUCTION DE LA CATÉGORIE « FEMMES ISOLÉES »

La partie statistique et économétrique de l'article requiert le repérage et la définition du groupe « femmes isolées » dans l'enquête *Emploi* et dans le recensement. Les variables type de ménage code détaillé, TYPMEN, et type de ménage code regroupé, TYPMENR, présentes dans l'enquête *Emploi* et dans le recensement pourraient permettre de repérer ce groupe. Mais ces variables n'existent pas avant 1982. Sur l'ensemble de la période 1969-2000, on utilise donc la variable lien avec le chef de ménage (LCM) pour identifier les femmes isolées. Cette variable est dénommée lien avec la personne de référence du ménage (LPRM) à partir de 1990.

À partir de 1982, la personne de référence du ménage est systématiquement l'homme du couple. Une femme personne de référence du ménage ne peut donc qu'être une femme sans conjoint, c'est-à-dire une femme isolée. Cette définition de la personne de référence du ménage a été adoptée parce qu'elle correspondait le plus souvent à la façon dont les individus se déclaraient chef de ménage avant 1982. Ainsi, si les enquêtes *Emploi* antérieures à 1982 peuvent en théorie comporter des femmes chef de ménage qui vivent en couple, cette configuration se rencontre peu fréquemment.

ANNEXE 3

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR LES DONNÉES DU RECENSEMENT

Tableau A
Estimation de l'équation *logit* d'offre de travail des mères isolées avec jeunes enfants à partir des données du recensement

	Équation (2)	
Nombre d'observations	4 131 582	
-2 Log vrais.	5 668 729,2	
Constante	- 1,8911***	0,1280
Variables	Coefficients	Écart-type
Postapi	- 4,2803***	0,1688
Gtest	- 0,3693***	0,0519
Autre	- 1,8455***	0,0375
Cho	- 0,1007***	0,00457
Âge	0,3134***	0,0113
Âge*âge	- 0,00467***	0,000334
Âge*âge*âge	0,0000013***	0,0000032
Diplôme d'enseignement général		
Sans diplôme	*Réf.*	
Certificat d'études	0,3555***	0,00389
Brevet	0,7800***	0,00550
Baccalauréat ou supérieur au bac	0,8935***	0,00600
Taille de l'agglomération		
Milieu rural	*Réf.*	
Ville de moins de 50 000 hab.	0,00349	0,00502
Ville de 50 000 à 200 000 hab.	- 0,0561***	0,00546
Ville de plus de 200 000 hab.	- 0,0675***	0,00515
Agglomération parisienne	0,2917***	0,00539
Nombre d'enfants de moins de 18 ans		
Sans enfant	*Réf.*	
1 enfant	- 0,6344***	0,00463
2 enfants	- 1,4791***	0,00505
3 enfants	- 2,0726***	0,00651
+ de 3 enfants	- 2,6503***	0,00824
Postapi*gtest	- 0,2328***	0,0597
Postapi*autre	0,7287***	0,0426
Cho*autre	0,00584	0,00458
cho*gtest	- 0,0316***	0,00654

Lecture : les régressions logistiques estiment la probabilité d'occuper un emploi à partir de l'équation (1) de l'encadré sur les données du recensement.
postapi : être observée en 1977 ou après ; gtest : indicateur d'appartenance au groupe test, autre : n'être ni dans le groupe test, ni dans le groupe témoin.
** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 10 %.*
Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans
Source : recensements de la population de 1975 et de 1982, Insee.

Tableau B
Estimations de l'équation *logit* d'offre de travail des mères isolées avec jeunes enfants sur les données du recensement

	Équation (1) Zone A (augmentation du chômage la plus faible)		Équation (1) Zone B (augmentation du chômage la plus forte)	
Nombre d'observations	825 771		850 958	
-2Log vrais.	1 068 408,8		1 179 506,6	
Constante	- 2,6167***	0,2880	- 1,0518***	0,2707
Variables	Coefficients	Écart-type	Coefficients	Écart-type
Postapi	- 3,2309***	0,3841	- 6,6785***	0,3620
Gtest	- 0,5504***	0,0731	- 0,6380***	0,0660
Autre	- 1,8521***	0,0537	- 1,8634***	0,0483
Âge	0,3350***	0,0259	0,1890***	0,0246
Âge*âge	- 0,00516***	0,000768	- 0,00112	0,000732
Âge*âge*âge	0,0000053	0,0000074	- 0,00003***	0,0000070
Diplôme d'enseignement général				
Sans diplôme	*Réf.*			
Certificat d'études	0,4350***	0,00944	0,4479***	0,00841
Brevet	0,6400***	0,0118	0,9509***	0,0129
Baccalauréat ou supérieur au bac	0,3879***	0,0116	1,4887***	0,0157
Taille de l'agglomération				
Milieu rural	*Réf.*			
Ville de moins de 50 000 hab.	0,1984***	0,0244	0,0618***	0,0107
Ville de 50 000 à 200 000 hab.	0,1141***	0,0255	- 0,1390***	0,0109
Ville de plus de 200 000 hab.	- 0,5332***	0,0244	- 0,0798***	0,0107
Agglomération parisienne	0,2988***	0,0200		
Nombre d'enfants de moins de 18 ans				
Sans enfant	*Réf.*			
1 enfant	- 0,6730***	0,0103	- 0,6997***	0,0104
2 enfants	- 1,5577***	0,0113	- 1,6092***	0,0115
3 enfants	- 2,1954***	0,0155	- 2,1950***	0,0145
+ de 3 enfants	- 2,8422***	0,0219	- 2,8377***	0,0179
Postapi*gtest	- 0,1841**	0,0919	- 0,5408***	0,0834
Postapi*autre	0,6674***	0,082	0,8491***	0,0600

Lecture : les régressions logistiques estiment la probabilité d'occuper un emploi à partir de l'équation (1) de l'encadré sur les données du recensement.
postapi : être observée en 1977 ou après ; gtest : indicateur d'appartenance au groupe test, autre : n'être ni dans le groupe test, ni dans le groupe témoin.
** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; *** : significatif à 10 %.*
Champ : femmes âgées de 18 à 49 ans.
Source : recensements de la population de 1975 et de 1982, Insee.