

D

DOCUMENT D'ÉTUDES

**L'INFLUENCE CAUSALE
DU NOMBRE D'ENFANTS
ET DE LEUR ÂGE DE
PREMIÈRE
SCOLARISATION
SUR L'ACTIVITÉ DES
MÈRES :**

**UNE REVUE DE LA
LITTÉRATURE**

Par
*Julie MOSCHION**

N° 132
Décembre 2007

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**

* Julie Moschion, CES-Université Paris 1, 106-112 Bld de l'Hôpital, 75013 Paris, France;
Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques, 39-43 quai André
Citroën, 75015 Paris, France.

L'auteur remercie Dominique Goux, ainsi que Monique Méron, Valérie Ulrich et Emma-
nuelle Prouet dont les conseils et remarques ont permis d'améliorer ce travail.

SOMMAIRE

| | page |
|--|-----------|
| RESUME | 3 |
| INTRODUCTION | 4 |
| I. L'INFLUENCE DU NOMBRE D'ENFANTS SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES MERES | 7 |
| A. La taille de la descendance et l'offre de travail des mères se déterminent pour partie ensemble | 7 |
| B. Mesure de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères : l'utilisation du sexe des deux aînés comme variable instrumentale | 9 |
| C. Quelle est l'influence des politiques favorisant la fécondité sur l'activité des mères de trois enfants ? | 13 |
| II. L'INFLUENCE DE L'AGE DE PREMIERE SCOLARISATION DES ENFANTS SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES MERES | 16 |
| A. L'effet du trimestre de naissance sur l'âge d'entrée à l'école et la réussite scolaire | 16 |
| B. Le lien entre l'âge de première scolarisation des enfants et l'activité de la mère peut-il être dû au coût de la garde des enfants ? | 17 |
| CONCLUSION | 21 |
| BIBLIOGRAPHIE | 23 |

RESUME

Malgré la hausse du taux d'activité des mères françaises depuis le milieu des années 1960, leur décision d'activité reste aujourd'hui contrainte par des facteurs spécifiques, dont la mise en évidence a fait l'objet de travaux de recherche récents. L'objectif de cette synthèse est de présenter des études qui mesurent l'influence causale de certains facteurs familiaux sur le choix d'activité des mères françaises. Cette synthèse ne recense pas tous les déterminants de l'activité féminine, mais se concentre sur deux des nombreux éléments qui peuvent affecter aujourd'hui l'activité des mères : le nombre d'enfants et leur âge de première scolarisation. Ces deux caractéristiques ont été choisies d'une part parce que leur lien avec l'activité des mères a fait l'objet de nombreuses études ces dernières années, et d'autre part parce que les résultats de ces études peuvent avoir une implication en termes de politiques publiques.

Nous reporterons donc également les travaux français qui traitent de l'impact de certaines politiques publiques sur les variables sus mentionnées et qui peuvent donc également avoir un effet sur l'offre de travail des mères. En permettant d'alléger les contraintes qui pèsent sur les mères, la mise en place de politiques publiques adaptées peuvent permettre de soutenir l'emploi des mères.

Bien que les spécificités institutionnelles et culturelles françaises peuvent, dans certains cas, rendre l'analyse des travaux étrangers non directement transférable à la France, les enseignements de quelques études sur données étrangères sont intéressantes dans le cadre de cette synthèse : certaines recherches portent sur des évolutions communes à plusieurs pays dont la France. D'autres recherches étrangères sont intéressantes d'une part pour leur originalité et leur portée dans le monde scientifique, et d'autre part parce qu'elles ont inspiré des études sur données françaises.

INTRODUCTION

Depuis les années 1960, les femmes des pays développés sont entrées massivement sur le marché du travail. Les sociétés occidentales ont connu de profonds changements qui ont modifié les conditions dans lesquelles les femmes décident ou non de travailler et les ont conduit directement ou indirectement à se présenter de plus en plus sur le marché du travail. Néanmoins, la décision d'activité des femmes, et des mères en particulier, reste contrainte par des facteurs spécifiques, dont la mise en évidence et les moyens d'y remédier ont fait l'objet de travaux de recherche récents.

En France avant la deuxième guerre mondiale, la législation défavorisait explicitement le travail des femmes, notamment mariées³. Depuis 1945, la législation évolue dans le sens de plus d'égalité entre hommes et femmes. Parallèlement, les évolutions en termes d'éducation, de vie sociale (évolution du Code Civil), du rôle des femmes au sein de la famille ou encore de participation des femmes à la vie politique ont à la fois soutenu et résulté de la participation croissante des femmes au marché du travail. En même temps que l'activité des femmes augmentait, leur niveau d'études s'est accru. Elles ont également pu mieux contrôler leurs maternités ou encore demander le divorce. De plus, elles ont obtenu le droit de vote ou encore la reconnaissance juridique de leurs droits individuels (en 1938, l'incapacité juridique des femmes mariées consacrée par le Code Civil de 1804 est supprimée).

Ainsi l'évolution de la participation des femmes au marché du travail coïncide avec l'évolution de divers domaines de la société et c'est sans doute la raison pour laquelle elle passionne à la fois les économistes, les sociologues, les juristes...

Mais c'est aussi cet enchevêtrement de transformations qu'a subi la société ces cinquante dernières années qui rend l'étude des déterminants de l'activité féminine excessivement complexe. Le rôle des économistes n'est pas seulement de faire un descriptif historique de l'évolution de la participation des femmes à l'aide de statistiques. Il leur faut aussi utiliser les méthodes statistiques appropriées pour mettre en évidence, parmi tous les facteurs pouvant jouer un rôle sur l'activité des femmes, lesquels sont de véritables déterminants causaux de cette activité.

Dans les années 1960, la théorie économique néoclassique attribue la hausse de l'offre de travail des femmes à l'accroissement des salaires réels au cours du temps. Selon cette théorie basée sur un arbitrage entre travail et loisirs, les femmes se porteraient davantage sur le marché du travail du fait qu'on leur propose des salaires plus importants. G. Bowen et A. Finegan (1969) trouvent cependant sur données américaines que le modèle néoclassique standard explique seulement 25% de la hausse de l'offre de travail des femmes pour la période 1948-1965 et n'est donc pas adapté à la période d'après-guerre. De plus, dans les années 1970, le modèle néoclassique est vivement critiqué dans la mesure où, alors que le salaire réel n'augmente plus, le travail des femmes continue de progresser. Le modèle néoclassique ne permettant pas d'expliquer complètement l'accroissement de la participation des femmes au marché du travail, les économistes ont cherché d'autres explications. C. Goldin (1990) confirme que l'importance du revenu comme facteur explicatif de l'offre de travail des femmes a diminué tout au long du 20^{ème} siècle : le comportement d'activité des femmes serait de moins en moins sensible aux variations de revenu. Leur décision d'entrer sur le marché du travail proviendrait alors d'autres facteurs que le facteur financier. C. Goldin attribue la hausse du travail des femmes en grande partie à des effets de cohortes (niveau

³ Par exemple, la loi de 1931 interdit certains emplois dans les ministères aux femmes ; en 1932, débute une campagne contre le travail féminin ; en 1934, le travail des femmes mariées est la cible d'attaques du ministre du travail ; en 1938, une prime pour la femme au foyer est créée.

d'éducation, nombre de naissances...) qui semblent très significatifs. Ceci dit, du fait de la concomitance des évolutions considérées, il est hasardeux d'interpréter certains éléments comme les causes et les autres comme les conséquences. Les résultats de C. Goldin mettent en évidence le fait que l'évolution de l'activité des femmes est liée à l'évolution de leur fécondité et de leur niveau d'éducation, c'est-à-dire que ces phénomènes s'influencent mutuellement. Toutefois, ces résultats ne peuvent être interprétés en terme de relation de cause à effet où l'accroissement des niveaux d'éducation et la baisse de la fécondité seraient les causes et la hausse de l'activité féminine la conséquence. En outre, C. Goldin et L. Katz (2002) insistent sur l'effet révolutionnaire de la pilule contraceptive qui a facilité l'implication des femmes dans une carrière en éliminant les risques de grossesse non souhaitée.

Du fait que l'évolution de la société a profondément modifié les conditions dans lesquelles les femmes prennent leurs décisions de participation, les économistes ont mis en évidence un certain nombre de déterminants potentiels de l'activité féminine ces vingt dernières années. En particulier, un nombre important d'études récentes ont mis en évidence certains des déterminants de l'offre de travail des mères.

L'objectif de cette synthèse est de recenser les principales études françaises et étrangères récentes essayant de mesurer le lien causal entre certaines caractéristiques de l'environnement familial et l'activité des mères. En particulier, nous concentrons l'analyse sur certaines contraintes qui peuvent éloigner les mères au moins temporairement du marché du travail. Quels sont ces facteurs qui conditionnent l'activité des mères ?

Les articles étudiés ici portent essentiellement sur deux éléments qui peuvent défavoriser encore aujourd'hui l'activité des mères : le nombre d'enfants et leur âge de première scolarisation. Ces deux éléments ont été choisis pour deux raisons : d'une part, leur lien avec l'activité féminine a fait l'objet de nombreuses études ces dernières années, et d'autre part, les résultats de ces études peuvent avoir une implication en termes de politiques publiques visant à accroître l'emploi des femmes.

Enoncer que le nombre d'enfants et leur scolarisation influencent l'activité de leur mère, ou autrement dit que la mère adapte son activité professionnelle à sa vie familiale n'est pas nouveau et se vérifie dans les faits puisque effectivement l'activité professionnelle de la mère est d'autant plus réduite que la fratrie est nombreuse et que les enfants sont jeunes et non encore scolarisés.

Afin de montrer que le contexte familial influence réellement les décisions de participation des mères au marché du travail, il est indispensable de s'éloigner des expériences personnelles et des intuitions qui peuvent s'avérer trompeuses. Nous nous intéresserons en particulier aux travaux dont les méthodes permettent de mesurer correctement l'effet d'une variable sur une autre lorsque leur évolution est concomitante et ainsi d'établir clairement l'effet du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur les décisions d'activité des femmes. Nous mentionnerons également les travaux français qui traitent de l'impact de certaines politiques publiques sur les variables sus mentionnées et qui peuvent donc également avoir un effet sur l'offre de travail des mères. En permettant d'alléger ou non les contraintes familiales qui pèsent sur les mères, les politiques familiales offrent une marge de manœuvre aux pouvoirs publics pour soutenir l'emploi des mères. En particulier, les résultats des travaux utilisant les expériences naturelles⁴ pour évaluer l'impact

⁴ Les expériences naturelles sont des changements temporels ou des différences spatiales qui modifient les conditions des décisions individuelles d'un groupe n'ayant aucune autre particularité que d'avoir subi ce choc aléatoire. Il s'agit principalement de modifications de politiques publiques. Par exemple, le programme Moving To Opportunity mené dans 5 grandes villes américaines a consisté à sélectionner des familles habitant dans des voisinages défavorisés au hasard parmi des volontaires, pour les envoyer dans des quartiers plus favorisés afin d'étudier l'effet de cette déségrégation sur leurs revenus, la réussite scolaire de leurs enfants... En moyenne, les

des politiques publiques sur l'activité des mères seront reportés. L'originalité de notre synthèse est de se concentrer spécifiquement sur des travaux économétriques portant sur l'offre de travail des mères, et de s'intéresser au rôle facilitant ou contraignant des politiques publiques en la matière.

Nous nous attacherons dans un premier temps à recenser les différents travaux mesurant l'effet du nombre d'enfants sur la participation des mères au marché du travail. Nous mentionnerons aussi les travaux évaluant l'effet des politiques visant à mieux concilier vie familiale et vie professionnelle sur l'activité féminine.

Nous relaterons ensuite les travaux mesurant l'effet de l'âge de première scolarisation des enfants sur l'activité des mères. Deux explications potentielles à cet effet seront alors avancées : le niveau scolaire et les politiques de prestations d'accueil des jeunes enfants.

familles sélectionnées sont identiques aux familles non sélectionnées parmi les volontaires ce qui permet de comparer la réussite des « mêmes » individus dans des contextes différents.

I. L'INFLUENCE DU NOMBRE D'ENFANTS SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES MÈRES

Les femmes qui ont le moins d'enfants sont également celles qui travaillent le plus. En outre, dans les pays développés au 20^{ème} siècle, on a observé à la fois une baisse de la fécondité et une hausse de la participation des femmes au marché du travail. Ces phénomènes se poursuivent au 21^{ème} siècle, et notamment en Europe. Continent où, on a aussi vu se développer deux types de politique publique : des mesures visant à favoriser la reprise de la fécondité et des mesures favorisant le travail féminin. Afin de mettre en œuvre les dispositions de politique publique les plus efficaces du point de vue de ces deux objectifs essentiels, il faut être capable de mesurer effectivement l'effet de la fécondité sur l'offre de travail et inversement.

La littérature empirique et théorique visant à mettre en évidence et préciser la relation entre ces deux phénomènes est abondante. Un des thèmes qui a notamment suscité l'intérêt des chercheurs est l'effet du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères. Cette question en apparence très simple trouve en pratique difficilement une réponse : dans quelle mesure l'arrivée d'un enfant supplémentaire réduit-elle la capacité des mères à participer au marché du travail ?

A. La taille de la descendance et l'offre de travail des mères se déterminent pour partie ensemble

La relation entre fécondité et activité est complexe car les décisions de fécondité et d'activité ont des déterminants conjoints, et que ces décisions s'influencent mutuellement. Intuitivement, on peut penser qu'une femme décide de ne pas travailler parce qu'elle désire un nombre important d'enfants. Mais, on peut aussi faire valoir le fait qu'ayant des enfants, elle décide de suspendre son activité professionnelle. Difficile donc de dire si le choix de travailler ou non est la cause ou la conséquence de la décision d'avoir un certain nombre d'enfants.

Une grande majorité des études empiriques décèle une forte corrélation négative entre fécondité et offre de travail des femmes : les femmes qui ont plus d'enfants travaillent moins. Néanmoins, l'interprétation de ces corrélations reste ambiguë (M. Browning (1992)).

Dans un cadre non expérimental, faire des inférences causales sur l'effet d'une variable sur une autre est en général assez difficile. Plus précisément, étudier l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères est compliqué du fait que ce nombre d'enfants est endogène, c'est-à-dire qu'il est influencé par certaines des mêmes forces (notamment inobservables) que celles qui influencent l'offre de travail elle-même. Lorsque les variables explicatives sont endogènes, la technique statistique usuelle (les moindres carrés ordinaires) donne des estimations biaisées de l'effet causal de la variable explicative sur la variable expliquée. L'idée est que lorsque l'on mesure le lien entre activité des femmes et fécondité, le résultat obtenu n'équivaut pas à l'effet pur de la fécondité sur l'activité, mais à l'effet de toutes les caractéristiques des femmes qui font que ces deux variables évoluent simultanément. Par exemple, les femmes qui travaillent et qui ont peu d'enfants peuvent partager certaines caractéristiques qui les ont conduites à la fois à travailler et à avoir peu d'enfants. Ceci accroît artificiellement le lien entre activité et fécondité⁵.

⁵ Si toutes ces caractéristiques communes étaient observables, on pourrait raisonner « toutes choses égales par ailleurs », c'est-à-dire mesurer l'effet de la fécondité sur l'activité des mères à caractéristiques observables

Une stratégie fréquemment utilisée pour pallier ces problèmes est de trouver une source de variation exogène et aléatoire de la fécondité (la variable explicative endogène) qui n'a pas d'effet sur l'activité autrement qu'indirectement, via son effet sur la fécondité. Ces estimations utilisent seulement la partie de la variance de l'explicative endogène qui est exogène à la variable expliquée pour estimer la variance de la variable expliquée⁶. Par exemple, J. Angrist (1990) s'intéresse au problème suivant : les salaires dans la vie civile des vétérans de la Guerre du Vietnam sont inférieurs à ceux du reste de la population. Cette différence de salaire vient-elle explicitement du statut de vétéran ou du fait qu'ils possèdent des caractéristiques personnelles spécifiques qui expliquent l'infériorité de leurs salaires ? On peut en effet soupçonner que les hommes ayant peu d'opportunités dans la vie civile sont plus enclins à s'engager dans l'armée. Il se peut donc que la corrélation négative entre le statut de vétéran et le salaire civil ne provienne pas d'une relation de cause à effet entre les deux phénomènes mais plutôt des caractéristiques individuelles des vétérans qui affectent simultanément leur probabilité de s'engager dans l'armée et leur salaire civil. Afin de mesurer l'effet propre du statut de vétéran sur les salaires, J. Angrist utilise le fait que le détachement pour la guerre du Vietnam était supposé aléatoire puisque basé sur le tirage au hasard de dates de naissance⁷. Dans ce cas, ceux dont la date de naissance a été tirée au sort ont une probabilité plus grande d'avoir servi au Vietnam que les autres mais n'ont pas en moyenne de caractéristiques individuelles spécifiques influençant le salaire. La procédure consiste alors à comparer les salaires des hommes dont les dates de naissance ont été tirées au sort avec ceux dont les dates de naissance n'ont pas été tirées. Observant un salaire moyen inférieur pour les individus dont la date de naissance a été tirée au sort, J. Angrist conclut que le statut de vétéran a en tant que tel un effet négatif sur les salaires dans le civil.

Pour appliquer cette méthode à la mesure de l'effet de la fécondité sur l'activité, il faut trouver une variable qui affecte l'activité des mères uniquement par son effet sur la fécondité⁸. Une telle variable est appelée variable instrumentale. Repérer une telle variable est toute la difficulté du travail de l'économiste.

L'intérêt d'utiliser des instruments est d'éviter les biais présents dans les estimations par les moindres carrés ordinaires lorsque la variable explicative est endogène. Néanmoins, il existe certaines conditions pour que l'application de cette méthode soit efficace et améliore réellement les résultats (voir encadré).

constantes. Toutefois, certaines caractéristiques inobservables sont également à l'origine d'une concomitance des comportements de fécondité et d'activité.

⁶ Pour une revue de littérature sur la technique des variables instrumentales, voir J. Angrist et A. Krueger (1995) et J. Angrist et A. Krueger (2001).

⁷ En pratique, le caractère aléatoire a été remis en question par certains auteurs (par exemple M. Rosenzweig et K. Wolpin (2000)). Néanmoins, l'objectif de cet exemple est simplement de comprendre intuitivement comment le processus de sélection aléatoire selon une variable exogène peut résoudre le problème d'endogénéité.

⁸ De la même manière que la date de naissance affecte le salaire des vétérans uniquement par son effet sur la probabilité de servir au Vietnam.

Encadré méthodologique

La technique des variables instrumentales est utile dès lors que la variable explicative x est endogène, c'est-à-dire lorsque dans l'équation : $y = \beta x + \varepsilon$, la variable explicative x et l'erreur ε sont corrélées ($E(x\varepsilon) \neq 0$). Dans ce cas, le β estimé par les moindres carrés ordinaires ne peut s'interpréter comme l'effet direct de x sur y . On utilise alors une ou des variables annexes z , appelées instruments, non corrélées avec ε mais corrélées avec x . L'objectif est alors de ne conserver dans l'estimation de y sur x uniquement ce qui relève de l'influence de x sur y , et d'extraire tout le reste. Autrement dit, cette technique permet de mesurer l'effet réel de x sur y sans que cette mesure ne soit polluée par les influences extérieures de y sur x ou encore d'une troisième variable sur x et y . J. Bound, D. Jaeger et R. Baker (1995) mettent en évidence deux problèmes associés à l'utilisation des variables instrumentales :

- Recourir à des instruments z qui expliquent peu la variable explicative endogène x pose problème même s'il existe seulement une relation faible entre les instruments et l'erreur de l'équation structurelle. Pour que l'estimation par variable instrumentale soit consistante, il faut que la variable explicative endogène et la variable instrumentale soient corrélées ; et que la variable instrumentale ne soit pas corrélée avec l'erreur de l'équation de la variable expliquée sur la variable explicative endogène : c'est-à-dire qu'il n'y ait pas de lien direct entre la variable instrumentale et la variable expliquée. Toute l'influence de l'instrument sur y doit passer par x . Si la corrélation entre l'instrument et l'endogène est faible, même une petite corrélation entre l'instrument et l'erreur peut produire un biais de l'estimation par variable instrumentale plus grand que celui de l'estimation par les moindres carrés ordinaires.

- De plus, dans les échantillons finis (donc en pratique dans tous les cas), les estimations par variable instrumentale sont biaisés dans la même direction que les moindres carrés ordinaires. Ce biais sera d'autant plus important que l'échantillon est réduit et que la corrélation entre les instruments et la variable explicative endogène est faible.

Pour illustrer ces résultats, ils reviennent sur les recherches menées par J. Angrist et A. Krueger (1991) qui ont utilisé les grands échantillons du recensement américain pour estimer des équations de salaire où le trimestre de naissance est utilisé comme instrument de la durée d'études. Ils montrent que leurs estimations pourraient être biaisées du fait de l'échantillon fini alors qu'ils ont un grand échantillon. En effet, alors que le trimestre de naissance est faiblement corrélé avec la durée d'études, ils obtiennent des coefficients significatifs de l'éducation sur le revenu car du fait des grands échantillons qu'ils utilisent, leurs écarts-types sont raisonnables.

Ainsi, si la corrélation entre l'explicative endogène et l'instrument est trop faible, cela peut accroître le problème d'inconsistance s'il existe et les biais sur les échantillons finis. Afin de regarder si de tels problèmes existent, ils suggèrent de vérifier dans l'équation de première étape (régression de l'explicative endogène sur l'instrument) que : le coefficient de corrélation des instruments et la statistique de Fisher (nullité globale des instruments) sont suffisamment importants. Le critère standard ayant émergé dans la littérature est que la statistique de Fisher de première étape doit être supérieure à 8 ou 10.

B. Mesure de l'impact de la fécondité sur l'activité des mères : l'utilisation du sexe des deux aînés comme variable instrumentale

Comment trouver une source de variation exogène de la fécondité des femmes afin de mesurer l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères ?

De nombreuses études ont mis en avant un phénomène de préférence des parents pour une composition sexuelle mixte de leur descendance. Cela se traduit concrètement par le fait que les parents ayant des enfants de même sexe sont significativement plus enclins à agrandir leur famille que les autres.

L'impact de la préférence pour la mixité sexuelle sur la fécondité peut être analysé à partir d'un modèle standard de fécondité quantité/qualité. Ce type de modèle a été mis en avant par G. Becker et H. Lewis (1973) et G. Becker et N. Tomes (1976), puis approfondi par

M. Rosenzweig et K. Wolpin (1980a). Dans ces modèles, l'utilité des parents dépend du nombre d'enfants et d'un bien complémentaire 'la qualité des enfants' (qui intervient dans la fonction d'utilité et la contrainte budgétaire proportionnellement au nombre d'enfants). Dans notre cadre, la qualité de la descendance est en partie déterminée par la mixité sexuelle de la fratrie. Ainsi, sous l'hypothèse que les parents préfèrent une composition mixte, une composition non mixte réduit leur utilité et accroît l'utilité marginale d'un enfant supplémentaire, ce qui augmente la probabilité pour ces parents d'essayer d'avoir un autre enfant.

J. Angrist et W. Evans (1998) tentent de mesurer l'impact du nombre d'enfants sur les décisions d'activité des mères américaines âgées de 21 à 35 ans en s'appuyant sur leur préférence pour une fratrie mixte. Ils observent que les parents choisissent plus souvent d'avoir un troisième enfant lorsque les deux premiers sont de même sexe (et ceci indépendamment de leurs caractéristiques individuelles). L'idée est que le sexe des deux aînés conditionne au moins en partie la décision d'avoir un enfant supplémentaire, qui elle-même peut influencer l'offre de travail, alors même que le sexe des deux aînés n'a pas d'effet direct sur l'offre de travail de leur mère. Le sexe des deux premiers enfants fournit donc une source de variation exogène de la fécondité permettant de mesurer l'impact du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères.

Ils trouvent que lorsque les deux premiers enfants sont de même sexe, les parents ont significativement plus un troisième enfant et dans ce cas, la probabilité de travailler des mères est plus faible. En 1990, 40% des familles américaines ayant deux aînés de même sexe ont eu un troisième enfant, contre 34% de celles ayant des aînés de sexe différent. Le taux d'activité des mères d'aînés de même sexe est aussi plus faible de 0,5 point que celui des mères d'aînés de sexe différent. Ce double constat leur permet de mettre en évidence l'influence négative de la maternité sur les décisions d'offre de travail : en 1990, avoir un troisième enfant engendrait une diminution de la probabilité d'activité de 10 points.

M. Foley et A. York (2005) étendent le travail de J. Angrist et W. Evans (1998) sur 1950-2000. Ils confirment que lorsque les aînés sont de même sexe, les parents ont plus souvent un troisième enfant. Pour 1950 et 1960, aucune variable d'offre de travail n'est influencée par le fait d'avoir un troisième enfant. A partir de 1970, le fait d'avoir un troisième enfant diminue la probabilité de travailler des femmes en couple. Le changement observé à partir de 1970 peut être dû au fait qu'avant les mères travaillaient peu, donc le troisième enfant impactait peu les variables considérées. De plus, cette évolution commence d'abord par les femmes en couple, éventuellement parce qu'il est plus facile pour elles de suspendre leur activité professionnelle que pour les femmes seules. Les estimations en 2000 montrent que l'effet d'un troisième enfant « déprime » la participation au marché du travail, les semaines travaillées et les heures travaillées, mais n'a aucun effet sur le salaire des mères contrairement aux résultats de 1980 et 1990. De plus, entre 1990 et 2000 l'impact négatif du troisième enfant sur l'activité des mères décroît. Selon les auteurs, ces évolutions entre 1980, 1990 et 2000 pourraient être dues au niveau de formation croissant des femmes, à une utilisation croissante du travail à temps partiel qui peut permettre de se maintenir en activité et à une baisse de la discrimination de genre qui rendrait aujourd'hui plus aisée qu'il y a dix ans la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

La même méthodologie a également été utilisée dans d'autres pays et donne les résultats suivants : dans les années 1990, l'effet du troisième enfant sur la probabilité d'activité était significativement négatif en France⁹, alors qu'il était non significatif en Grande-Bretagne¹⁰ et au Canada¹¹. Les résultats des études utilisant le sexe des deux premiers

⁹ J. Moschion (2007).

¹⁰ M. Iacovou (2001).

enfants pour évaluer l'effet du troisième enfant sur l'activité des mères diffèrent selon le pays et la période considérés : avoir un troisième enfant ne réduit pas toujours significativement l'activité de la mère. Ces différences pourraient notamment provenir de différences culturelles ou institutionnelles. Ainsi, une étude comparative quantifiant l'importance respective des facteurs culturels et institutionnels dans l'effet qu'à le troisième enfant sur l'activité des mères permettrait d'expliquer ces différences.

H. Chun et J. Oh (2002) estiment l'effet de la fécondité sur la participation au marché du travail des femmes mariées en Corée. Les ménages coréens préfèrent les garçons aux filles : les parents qui ont un aîné garçon ont une probabilité significativement plus faible d'avoir un autre enfant. En utilisant cette variation exogène comme variable instrumentale de la fécondité, ils trouvent que pour les familles d'au moins un enfant, avoir un enfant supplémentaire réduit la probabilité de travailler des mères de 27%. Pour les mères d'au moins deux enfants, en avoir un troisième réduit la probabilité d'activité de 40%. Dans la mesure où les coréens présentent la spécificité de préférer les garçons aux filles, les résultats de cette étude ne sont pas transférables à la France, mais cet exemple permet de mettre en évidence le fait que suivant le contexte, le sexe des enfants peut être diversement utilisé pour mesurer l'impact de la fécondité sur l'activité des mères.

Il apparaît que le sexe des deux premiers enfants est sans doute l'instrument qui donne les résultats les plus crédibles en matière d'impact de la fécondité sur l'activité des mères.

D'une part, pour être un instrument valable, le fait d'avoir des aînés de même sexe doit être exogène, c'est-à-dire que la mixité sexuelle des enfants n'affecte l'activité de leur mère par aucune autre voie que par le fait qu'elle impacte la probabilité des parents d'avoir un autre enfant. De fait, les parents ne choisissent pas le sexe de leurs enfants et J. Angrist et W. Evans (1998) montrent à partir de données américaines qu'il ne dépend pas du profil des mères (quel que soit l'âge des mères, leur âge à la première naissance..., elles ont la même probabilité d'avoir deux enfants de même sexe). Dès lors que le sexe des deux aînés peut être considéré comme une variable aléatoire et qu'il a un effet direct sur l'activité des mères, le fait d'avoir des aînés de même sexe constitue un instrument adapté pour étudier l'impact de la fécondité sur l'offre de travail. Dans la littérature, un autre instrument couramment utilisé pour estimer l'effet de la fécondité sur l'offre de travail des femmes est le fait d'avoir des jumeaux en deuxième position dans la fratrie¹², qui est considéré comme un événement aléatoire. Néanmoins cet instrument est moins robuste que le sexe des deux premiers enfants. En effet, même si le fait d'avoir des jumeaux ne résulte pas d'un choix, certaines catégories de femmes (plus âgées...) ont plus souvent des jumeaux ce qui crée alors un biais puisque alors ce n'est pas forcément le fait d'avoir des jumeaux qui influence la décision d'activité, mais peut être les caractéristiques spécifiques de ces mères. De plus, il est moins courant d'avoir des jumeaux que des aînés de même sexe, ce qui réduit alors les échantillons analysés¹³. Enfin, la présence de jumeaux peut avoir d'autres effets sur la famille puisque c'est un événement inhabituel. Autrement dit, il est difficile de savoir si les effets observés sur l'activité sont le résultat d'un enfant supplémentaire inattendu ou de la présence intrinsèque de jumeaux.

D'autre part, le fait d'avoir deux aînés de même sexe n'est pas un instrument faible, c'est-à-dire que cela crée un choc de fécondité suffisamment grand : une mère avec deux aînés de même sexe a une probabilité substantiellement plus importante d'avoir un troisième enfant qu'une mère de deux aînés de sexe différent.

¹¹ W. Ezzaouali (2003).

¹² Voir par exemple, S. Bronars et J. Grogger (1994), J. Gangadharan et J. Rosenbloom (1996) ou M. Rosenzweig et K. Wolpin (1980).

¹³ Sachant que la probabilité d'avoir des jumeaux en 1^{ère} ou en deuxième naissance est assez proche, dans l'échantillon de M. Rosenzweig et K. Wolpin (1980) qui compte 12605 observations, seules 87 femmes ont eu des jumeaux en première naissance.

Toutefois, l'utilisation du sexe des deux aînés comme instrument a suscité certaines critiques.

En premier lieu, l'utilisation d'une variable instrumentale nécessite d'être prudent sur les interprétations que l'on en tire. Lorsque l'instrument est dichotomique (les enfants sont de même sexe ou ils ne le sont pas), cette approche ne peut être interprétée qu'en termes d'effet de traitement moyen local, c'est-à-dire que l'on a l'effet de la taille de la fratrie sur l'activité seulement pour les familles qui ont effectivement un troisième enfant et dont les premiers étaient de même sexe. Il ne s'applique donc pas aux familles ayant eu un enfant, ou deux seulement, ou pour celles qui en ont eu trois mais dont les deux premiers étaient de sexe différent. Pour généraliser ces estimations à toutes les familles ayant eu un troisième enfant, il faut supposer que :

- L'appartenance au groupe de traitement (*'même sexe'*) ou de contrôle (*'sexe différent'*) est aléatoire.
- L'effet d'avoir des aînés de même sexe sur la probabilité d'avoir un troisième enfant ne diffère pas par sous groupe (autrement dit, si les parents d'aînés de sexe différent avaient eu des aînés de même sexe, ils auraient eu un troisième enfant avec la même probabilité que celles que l'on observe sur les parents ayant des aînés de même sexe).

Dans ce cas, on peut interpréter les résultats comme étant l'effet général du troisième enfant sur l'activité des mères quel que soit le sexe des deux premiers enfants.

Pour généraliser au-delà des différences entre deux et trois enfants, il faut supposer une relation linéaire entre la taille de la famille et l'offre de travail des mères : chaque enfant supplémentaire baisse d'autant l'activité des mères. Mais il est assez probable que le passage d'un à deux enfants ou encore de trois à quatre enfants n'ait pas le même effet sur l'activité des mères. Elle ne permet donc d'étudier que le cas particulier du troisième enfant. Cette approche est malgré cela intéressante puisqu'un des changements significatifs du comportement de fécondité des femmes ces 30 dernières années est justement la baisse du nombre de femmes ayant plus de deux enfants. De fait, en France, le modèle de la famille de deux enfants est le plus répandu. Ce modèle implique que le passage du premier au deuxième enfant est très fréquent, mais que le passage du deuxième au troisième est nettement plus rare. Ainsi, alors que parmi les femmes nées en 1960, 72% ont eu au moins deux enfants, seulement 32% ont eu au moins 3 enfants¹⁴. Dans la mesure où avoir un troisième enfant affecte négativement l'offre de travail des mères, il est possible que les femmes fassent moins d'enfants notamment pour se maintenir sur le marché du travail, auquel cas les politiques publiques qui faciliteraient la conciliation vie familiale vie professionnelle pourraient à la fois favoriser la fécondité et l'activité des mères.

En second lieu, M. Rosenzweig et K. Wolpin (2000) avancent que le sexe des aînés peut avoir un impact direct sur l'activité de la mère : élever deux enfants de sexe différent est plus coûteux que d'élever deux enfants de même sexe (ils peuvent moins facilement partager la même chambre et se partager des vêtements). Si cette différence est assez grande pour affecter significativement l'offre de travail des mères, la composition sexuelle de la fratrie n'est plus exogène à l'activité. Cependant, D. Conley (2004) ne trouve aucun lien direct entre la mixité sexuelle de la fratrie et l'activité des mères américaines¹⁵.

¹⁴ D. Breton et F. Prioux (2005).

¹⁵ Si l'effet du sexe des deux aînés sur l'activité provient de rendements d'échelles, cet effet devrait également apparaître lorsque l'on restreint l'échantillon aux familles de trois enfants et plus. D. Conley (2004) montre que dans ces familles, les mères de trois enfants de même sexe ne travaillent pas moins que les autres mères. On peut donc être assez confiant sur le fait que la composition sexuelle de la fratrie n'affecte pas la participation des mères à cause de rendements d'échelle.

A l'heure actuelle, le sexe des deux premiers enfants reste l'instrument le mieux adapté afin de mesurer l'impact de la fécondité sur l'offre de travail des mères de deux enfants ou plus. Suivant la période et le pays étudié, l'effet du troisième enfant sur l'activité des mères n'est pas le même. Ces différences pourraient provenir de différences institutionnelles et / ou culturelles. Il convient alors de s'interroger sur l'effet indirect des politiques de fécondité sur le travail de ces mères et sur la possibilité de mettre en œuvre des politiques favorisant simultanément la fécondité et le travail féminin.

C. Quelle est l'influence des politiques favorisant la fécondité sur l'activité des mères de trois enfants ?

Les gouvernements de nombreux pays développés sont actuellement confrontés à deux objectifs discordants : comment inciter les familles à avoir plus d'enfants et maintenir le taux d'activité des mères à un niveau élevé ?

En France, les politiques de soutien financier aux familles sont traditionnellement conduites en majorité vers les familles de trois enfants ou plus. Si l'existence d'aides spécifiques pour les familles d'au moins trois enfants crée une incitation à avoir trois enfants, on peut se demander si elle n'a pas un effet indirect sur la participation des mères au marché du travail ? Les modifications temporelles de la politique familiale peuvent permettre d'évaluer la façon dont certaines allocations affectent la probabilité d'avoir un troisième enfant et par ce biais la participation des mères au marché du travail. Autrement dit, on peut se demander si indépendamment des politiques familiales, le fait d'avoir un troisième enfant diminue la probabilité d'activité des mères ; ou si en même temps qu'elles stimulent la fécondité, certaines politiques familiales encouragent les mères de trois enfants à suspendre leur activité professionnelle. Quelles sont alors les aides existantes et leur effet supposé sur la fécondité et l'activité des mères ?

En France, on peut repérer deux périodes où des mesures incitant les familles à avoir un troisième enfant ont été mises en place : 1978-1982, puis 1985-1994.

En 1978, le complément familial, allocation plus généreuse que les précédentes, est créé¹⁶. En 1979, l'allocation perçue à la naissance est fortement majorée à partir du troisième enfant (elle atteint alors 10 000 francs). A partir de 1980, les allocations mensuelles perçues pour le troisième enfant sont supérieures de 83% à celles perçues pour le deuxième¹⁷, et le troisième enfant à charge compte pour une part dans la déclaration de revenus. A partir de 1982, un certain nombre d'avantages sont supprimés ou amoindris.

En 1985, l'allocation parentale d'éducation (APE) voit le jour. Elle est servie au père ou à la mère qui interrompt ou réduit son activité professionnelle à l'occasion de la naissance du troisième enfant, et ce jusqu'aux trois ans de l'enfant¹⁸. En 1994, l'APE est étendue aux parents de deux enfants dont un de moins de trois ans. Cette allocation est conditionnée à ce que l'un des parents suspende ou réduise son activité ce qui représente une désincitation explicite à travailler.

Depuis 2004, le bénéfice relatif des parents de deux et trois enfants est réduit avec le remplacement progressif de l'APE par le Complément de libre choix d'activité (CLCA) : ce

¹⁶ Le complément familial est versé aux familles ayant un enfant de moins de trois ans et aux familles de trois enfants et plus.

¹⁷ Les allocations s'élevaient alors à 23% du salaire mensuel de base pour le deuxième enfant et à 42% pour le troisième.

¹⁸ Le montant de l'allocation a été revalorisé progressivement (entre 1985 et 1987), et les conditions d'activité antérieures assouplies. Seules 27000 familles en ont bénéficié en 1986, puis 162000 en 1987 et 186000 en 1988 et 1989.

complément est en effet versé dès le premier enfant. Néanmoins, un assouplissement du congé parental spécifique aux parents de 3 enfants a vu le jour le 1^{er} juillet 2006 : le complément optionnel de libre choix d'activité qui permet aux parents éligibles de choisir entre le dispositif actuel et un congé parental plus court (1 an), mais mieux rémunéré.

D. Breton et F. Prioux (2005) montrent que les politiques de soutien au troisième enfant ont augmenté le nombre des naissances de troisième enfant. Leurs résultats sont cependant à nuancer dans la mesure où sur les périodes qu'ils étudient (1978-1982 et 1985-1994), la fécondité était forte quel que soit le nombre d'enfants alors que les politiques ciblaient uniquement le troisième enfant. Ainsi, ils ont des difficultés à quantifier véritablement l'effet de ces mesures faute de pouvoir voir ce qui se serait passé en leur absence.

T. Piketty (2005) s'appuie sur les enquêtes Emploi (1982-2002) et l'enquête Famille (1999) pour mesurer l'impact de l'allocation parentale d'éducation sur la fécondité et l'activité féminine. Il utilise l'extension de l'APE au deuxième enfant intervenue en juillet 1994 comme expérience naturelle. Cet élargissement de l'APE, étant intervenu en une seule fois, constitue un choc exogène qui permet de saisir les effets de cette politique sur la fécondité et la participation des mères au marché du travail. Cette politique a en effet totalement modifié les incitations financières des mères de deux enfants (dont un de moins de trois ans) : si le benjamin est né avant juillet 1994, sa mère ne bénéficie d'aucune aide, alors que s'il est né après, elle perçoit une aide d'environ 450 euros par mois.

En termes de fécondité, les effets de l'extension de l'APE sont difficilement quantifiables : selon T. Piketty, celle-ci pourrait expliquer au maximum 20-30% de la hausse totale de la fécondité française observée entre 1994 et 2001. En revanche, les effets sur le travail féminin sont significatifs. D'une part, l'extension de l'APE a entraîné en trois ans un recul important de l'activité des mères de deux enfants (dont un de moins de trois ans) : entre 100 000 et 150 000 mères auraient ainsi arrêté de travailler alors qu'elles ne l'auraient pas fait sans l'APE. Ce retrait s'est particulièrement concentré sur les emplois peu qualifiés. D'autre part, les mères de trois enfants dont le benjamin a moins de trois ans ayant déjà bénéficié de l'APE pour leur deuxième enfant se retirent plus volontiers du marché du travail pour leur troisième enfant que les autres, ce surplus d'interruption étant proche de 50 000. P. Choné, D. Le Blanc et I. Robert-Bobée (2004) retrouvent ce même résultat : selon eux, la suppression de l'APE ferait augmenter le taux d'emploi féminin de 4 points, au sein des couples mariés avec au moins un enfant de moins de 3 ans. Les auteurs montrent aussi que le choix d'un mi temps ou d'un 80% serait moins fréquent en l'absence de l'APE correspondante. T. Piketty indique également que l'extension de l'APE semble avoir permis à des mères peu diplômées de pouvoir s'occuper de leur deuxième enfant jusqu'à trois ans sans remettre en cause leur retour sur le marché du travail. Il n'exclut cependant pas que l'APE puisse avoir des effets négatifs de long terme sur les carrières professionnelles de ses bénéficiaires et ainsi entretenir les inégalités hommes-femmes au sein de l'entreprise et du foyer étant donné que la majorité des bénéficiaires de l'APE sont des femmes.

L'extension de l'APE ne permet pas d'inciter clairement à une reprise de la fécondité et déprime (au moins temporairement) l'activité des mères éligibles ce qui rentre en contradiction avec les politiques d'emploi les plus récentes visant à accroître le taux d'activité des femmes¹⁹. Comment justifier alors son maintien ? A cet égard, J. Martin (1998) confirme cette ambiguïté : « *L'imbrication des objectifs entre politique familiale et politique de l'emploi se solde par des retraits d'activité des mères de famille. Aujourd'hui, l'opposition natalité-activité est toujours présente, même réduite à la présence indispensable de la mère*

¹⁹ C. Marc et H. Zajdela (2007).

dans les premières années de l'enfant grâce à la construction psychosociale du 'bien-être de l'enfant' »²⁰. Ainsi, alors qu'aucune étude ne met en évidence un effet intrinsèquement négatif du deuxième enfant sur l'activité des mères, il apparaît que l'extension de l'APE en 1994 a eu un tel effet. Même si ces résultats ne peuvent être extrapolés au cas des familles de trois enfants, il se peut qu'avoir un troisième enfant ne nuise pas en soi à l'activité des mères mais que cet effet soit en réalité le résultat des politiques familiales en faveur des familles de trois enfants. Les politiques publiques ont donc un rôle important à jouer en termes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle.

Le Complément de libre choix d'activité, introduit en 2004, diffère en quelques points de l'APE, mais ne favorise en rien une plus grande implication des pères que des mères qui bénéficient encore de fait minoritairement de ce type de dispositif (en 2005, 97% des allocataires étaient des femmes). En effet, « *Si près de la moitié des allocataires de la Prestation d'accueil du jeune enfant (PAJE) interrogés jugent que la réduction ou l'arrêt de l'activité professionnelle devraient être réparties entre le père et la mère pour ouvrir droit à l'intégralité du complément, dans les faits, le renoncement partiel ou complet, à l'activité professionnelle à l'occasion d'une naissance reste exclusivement le fait des mères* »²¹. Il ne semble donc pas que les politiques publiques s'orientent réellement vers un meilleur partage dans le couple des responsabilités familiales et professionnelles et donc à une conciliation vie familiale / vie professionnelle plus équitable entre les deux parents. Une politique moderne qui permet un partage plus équitable des responsabilités familiales et professionnelles a été introduite en Islande en 2003. Le congé parental islandais est réservé à hauteur d'un tiers à la mère, un tiers au père et un tiers qu'ils peuvent se partager, chaque partie non utilisée par son destinataire étant perdue. Elle permet donc à la fois de stimuler la fécondité tout en ne faisant pas porter toute sa charge sur les mères. D'après les premières évaluations, ce dispositif fonctionne puisque les pères prendraient 30% du total disponible, soit toute la partie du congé qui leur est exclusivement destinée. Afin d'appréhender l'impact de telles mesures, il serait utile de comparer l'effet du nombre d'enfants sur l'activité des mères à différentes périodes et dans différents pays européens suivant qu'ils les utilisent ou pas²².

Enfin, il semble qu'un dispositif favorisant à la fois la fécondité et ne décourageant pas l'activité féminine n'ait pas été suffisamment exploité en France : offrir aux parents la possibilité de faire garder leur enfant dans les divers structures accueillant de jeunes enfants en leur proposant un nombre de places suffisant et peu coûteux²³.

²⁰ Une étude de E. Berger et al. (2006) explique que « les allocataires du CLCA à taux plein font presque toutes référence au bien-être de [leurs enfants] et à leur volonté de se consacrer à leur éducation. »

²¹ E. Berger et al. (2006).

²² En 1995, la Suède avait innové en introduisant dans son congé parental un dispositif de non transférabilité de certains jours de congés entre le père et la mère. Toutefois, il est beaucoup plus frileux qu'en Islande : en 2002, sur les 480 jours de congé parental, seuls 60 étaient exclusivement réservés au père, soit 12,5% du total. En 2004, il existait également un dispositif de non transférabilité dans les congés parentaux danois et norvégien, ainsi qu'une possibilité d'allonger la durée totale du congé si le père l'utilise en Italie.

²³ L'étude de E. Berger et al. (2006) révèle en effet que « 15% des allocataires du CLCA à taux plein avancent par ailleurs le coût trop élevé des autres modes de garde comme la principale raison de leur choix, et 67% citent cette raison comme ayant compté dans leur choix. » Une aide financière plus conséquente portant sur les modes de garde permettrait donc aux allocataires qui le souhaitent de continuer leur activité professionnelle, au moins à temps partiel : 40% des bénéficiaires du CLCA à taux plein déclarent qu'elles auraient aimé continuer à travailler.

II. L'INFLUENCE DE L'AGE DE PREMIERE SCOLARISATION DES ENFANTS SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES MERES

L'offre de travail des mères dépend des caractéristiques de leurs jeunes enfants et notamment du fait qu'ils soient nés plutôt en début d'année ou en fin d'année. On observe que les mères dont l'enfant est né en début d'année travaillent plus que les autres. Même si cette corrélation étonnante reste pour l'instant en partie inexpliquée, il semble qu'elle provienne au moins en partie de l'âge d'entrée à l'école²⁴. En se référant à la littérature qui traite de l'impact pour un jeune enfant d'être né en début ou en fin d'année et des pratiques de scolarisation, plusieurs hypothèses peuvent être avancées. D'une part, des études françaises montrent qu'en primaire, les enfants nés en fin d'année réussissent moins bien à l'école que les autres. Cette moindre réussite pourrait inciter leurs mères à renoncer à leur activité professionnelle. D'autre part, les dérogations autorisées par le système français permettant d'entrer en avance en maternelle sont accordées en priorité aux enfants nés en début d'année qui commencent donc l'école plus tôt. Ceci peut constituer un mode de garde gratuit pour la mère ce qui peut accélérer et faciliter son retour à l'emploi. L'influence d'avoir un enfant né en début ou en fin d'année sur l'activité des mères est intéressante parce qu'elle permet d'évaluer les effets de politiques publiques visant à concilier vie professionnelle et vie familiale autres que l'allocation parentale d'éducation étudiée dans la partie précédente. En particulier, cette partie s'intéressera aux modes de garde et aux aides qui y sont relatives.

A. L'effet du trimestre de naissance sur l'âge d'entrée à l'école et la réussite scolaire

J. Angrist et A. Krueger (1991) établissent sur données américaines que la saison de naissance affecte le niveau scolaire atteint à cause de la politique qui fixe l'âge de scolarisation et des lois de scolarisation obligatoire. Aux Etats-Unis, lorsque les enfants nés en début d'année commencent l'école, ils sont en moyenne plus âgés que les autres et atteignent donc avant les autres l'âge de fin de scolarisation obligatoire. Ils peuvent donc arrêter l'école avant les autres. Ils montrent que les hommes nés en fin d'année dans les années 1940, 1950 et 1960, font plus d'années d'études et ont plus souvent leur bac que ceux qui sont nés en début d'année. Selon eux, puisque la saison de naissance n'est pas corrélée avec les autres déterminants potentiels inobservés du salaire telles que les aptitudes individuelles, la saison de naissance fournit une source de variation exogène dans l'éducation qui peut permettre d'évaluer l'impact de la scolarisation obligatoire sur l'éducation et le revenu.

S'il est indubitable que la scolarisation obligatoire est en partie responsable de la corrélation entre trimestre de naissance et réussite scolaire, il n'est en revanche pas certain que ces lois soient les seules raisons de cette corrélation. J. Bound, D. Jaeger et R. Baker (1995) et J. Bound et D. Jaeger (1996) confirment le fait que le trimestre de naissance a un effet sur le revenu et la réussite scolaire en dehors du rôle joué par les lois de scolarisation obligatoire²⁵. Ils envisagent donc les autres canaux possibles de l'influence du trimestre de

²⁴ L'âge d'entrée à l'école diffère selon que l'enfant est né en début ou en fin d'année. D'une part, sans dérogations, l'enfant entre en maternelle en septembre l'année de ses trois ans. Ainsi, au moment de la rentrée scolaire, il aura trois ans et huit mois s'il est né en janvier, tandis qu'il aura seulement deux ans et neuf mois s'il est né en décembre. Si l'on ajoute les dérogations qui peuvent être accordées à certains enfants nés en début d'année afin qu'ils rentrent plus tôt en maternelle, l'écart d'âge entre les enfants les plus jeunes et les plus âgés en première année de maternelle peut excéder un an.

²⁵ D'une part, la corrélation entre le trimestre de naissance et le revenu qu'ils trouvent est trop forte pour être entièrement expliquée par les lois de scolarisation obligatoire. D'autre part, ils trouvent une relation entre trimestre de naissance et revenu pour des générations non contraintes par la scolarisation obligatoire.

naissance sur la réussite scolaire et les revenus, c'est-à-dire toutes les variables liées au trimestre de naissance et qui sont susceptibles d'affecter le niveau scolaire et les revenus : les aptitudes personnelles²⁶, les problèmes de santé²⁷, la personnalité, la polarisation géographique et le revenu de la famille²⁸. Enfin, ils notent que le trimestre de naissance ne peut être un instrument valable pour estimer les rendements de l'éducation puisque même une relation faible entre le trimestre et ces facteurs pourraient créer un biais important dans l'estimation des rendements de l'éducation. Par conséquent, ils ne prouvent pas directement que les résultats de J. Angrist et A. Krueger (1991) sont biaisés, mais jettent néanmoins un doute sur la validité des inférences causales tirées d'estimation d'équations de salaire utilisant le trimestre de naissance comme instrument de l'éducation. Cette critique est très importante et doit être considérée dès lors que l'on utilise le trimestre de naissance comme variable instrumentale. Mais ce qui nous intéresse surtout ici, ce sont toutes les explications potentielles qu'elle offre à la corrélation entre trimestre de naissance et offre de travail de la mère. En effet, outre l'explication institutionnelle avancée par J. Angrist et A. Krueger (1991) liée aux lois de scolarisation obligatoire, les différentes variables d'aptitude des enfants ainsi que le revenu familial pourraient influencer la décision de participation de la mère. Toutefois, les corrélations évoquées ci-dessus entre le trimestre de naissance et les caractéristiques individuelles et familiales n'ont, semble-t-il, pas été étudiées dans le cas français.

En France, un certain nombre d'études ont mis en évidence un lien entre le trimestre de naissance et la réussite scolaire des jeunes enfants. J. P. Caille et F. Rosenwald (2006) utilisent le panel d'élèves du premier degré recruté en 1997. Les auteurs montrent que toutes choses égales par ailleurs²⁹, les élèves nés au premier trimestre ont en moyenne 2,4 points de plus que ceux du second trimestre aux épreuves d'évaluation en début de CP. Ceux du troisième trimestre ont en moyenne 1,6 point de moins que ceux du second trimestre, et ceux du quatrième 3,9 points de moins que ceux du second. Ces résultats montrent que plus l'enfant est né tard dans l'année, moins il réussit à l'école en début de CP. Ils trouvent aussi que l'écart de réussite est plus prononcé en mathématiques qu'en français. De même, une étude menée sur 40 000 élèves de l'académie de Poitiers par le recteur J. Ferrier (2003) montre qu'en maternelle et en primaire, les écarts de réussite sont importants. Ainsi, à Poitiers, à l'évaluation nationale de CE2, en français, les élèves de début d'année obtiennent en moyenne 6,4 points de plus que ceux de la fin de l'année, et en mathématique cette différence est de 7,6 points. Toujours, dans l'Académie de Poitiers, le nombre d'enfants en retard d'une ou deux années en sixième est deux fois plus élevé parmi ceux nés en décembre que parmi ceux du mois de janvier. A. Florin, O. Cosnefroy et P. Guimard (2004) montrent également que « les élèves nés en début d'année civile obtiennent de meilleures performances scolaires que ceux nés en fin d'année et ont une probabilité plus élevée de suivre une scolarité sans redoubler ». Tous les travaux cités ci-dessus mettent en évidence le fait que ces différences de résultats en fonction du trimestre de naissance diminuent au fil de la scolarité pour disparaître au collège.

L'explication donnée dans ces études est liée aux écarts importants de développement psychologique qui existent entre deux jeunes enfants nés la même année, l'un en janvier l'autre en décembre (et qui ont donc presque un an d'écart). Ces écarts ne seraient pas

²⁶ Voir par exemple H. Carroll, (1992), P. Mortimore et al.(1988), et P. Williams et al. (1970).

²⁷ Voir par exemple C. Watson et al. (1984), E. O'Callaghan et al. (1991), P. Sham et al. (1992), H. Knoblock et B. Pasamanick (1958), R. Livingston et al. (1993).

²⁸ Voir par exemple B. Kestenbaum (1987).

²⁹ De nombreuses variables explicatives qui caractérisent l'élève sont intégrées dans leurs régression : son sexe, son rang dans la fratrie, son année et trimestre de naissance, la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence, le diplôme du père et de la mère, l'activité de la mère, la taille de la famille, la structure parentale, l'âge d'entrée à la maternelle et le rapport des parents à l'immigration.

suffisamment pris en compte par le système éducatif qui considère qu'un enfant qui entre en CP doit apprendre à lire qu'il ait à peine 6 ans ou presque 7. Cette explication est conforme au fait qu'être né en début d'année (et avoir donc presque un an de plus que ceux de fin d'année) constitue un avantage relatif qui décroît à mesure que les enfants grandissent : avoir 7 ans plutôt que 6 est différent d'avoir 17 ans plutôt que 16.

Certaines études françaises ont donc établi un lien entre le trimestre de naissance et la réussite scolaire des jeunes enfants du fait des règles de scolarisation. D'autres ont également trouvé une corrélation entre le trimestre de naissance des enfants et la participation au marché du travail de la mère³⁰. La question qui se pose alors est de savoir, si l'effet du trimestre de naissance sur la réussite scolaire est suffisamment important pour expliquer que l'offre de travail des mères d'enfants nés en fin d'année est inférieure à celle des mères d'enfants nés en début d'année.

B. Le lien entre l'âge de première scolarisation des enfants et l'activité de la mère peut-il être dû au coût de la garde des enfants ?

Le système français comporte également des règles qui sont liées au trimestre de naissance des enfants et peuvent affecter l'activité des mères. En France, la plupart des enfants rentrent à la maternelle au mois de septembre de l'année de leurs trois ans. Néanmoins, 30% des enfants sont autorisés à entrer en maternelle un an plus tôt, soit l'année de leur deuxième anniversaire. Cette dérogation est accordée en priorité aux enfants qui ont effectivement deux ans au moment de la rentrée scolaire en septembre. De ce fait, une proportion importante d'enfants nés avant septembre en bénéficient (40%) alors que c'est le cas de peu d'enfants nés après septembre (18%). Ainsi, les mères d'enfants nés en début d'année peuvent bénéficier plus tôt et plus facilement que les autres d'un mode de garde gratuite. Ces dérogations pourraient accélérer et faciliter le retour à l'emploi des mères de jeunes enfants nés en début d'année³¹.

Les ménages ayant des enfants en bas âge doivent en effet souvent comparer les gains provenant de l'activité professionnelle de la mère et le coût de la garde des enfants pour arbitrer sur l'intérêt de travailler. Les politiques publiques qui visent à favoriser la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle agissent sur les termes de cet arbitrage au moyen de deux types d'instruments : la prise en charge d'une partie du coût de la garde des enfants en bas âge (aides financières ou possibilité d'entrer précocement en maternelle), d'une part, le versement d'un revenu de remplacement en cas d'arrêt momentané de l'activité des parents d'autre part (APE jusqu'en 2004 et Complément de libre choix d'activité ensuite).

P. Choné, D. Le Blanc et I. Robert-Bobée (2004) modélisent les décisions simultanées des mères de jeunes enfants en matière d'offre de travail et de recours à une garde payante, de manière à évaluer la sensibilité de ces choix aux coûts de garde, aux salaires et aux montants

³⁰ Par exemple, E. Maurin et J. Moschion (2006) trouvent un effet significatif du trimestre de naissance sur l'offre de travail des mères.

³¹ On pourrait toutefois penser que les enfants ayant un an d'avance risquent encore davantage que les enfants de fin d'année de souffrir d'un manque de maturité conduisant à des difficultés scolaires. Toutefois, O. Cosnefroy, A. Florin et P. Guimard (2004) montrent qu'avoir un an d'avance (selon l'année civile) affecte moins négativement les résultats aux évaluations nationales de CP que le trimestre de naissance. Ceci pourrait provenir du fait que les enfants ayant un an d'avance en maternelle ne le conserve en primaire que s'il sont estimés assez matures. On permet donc aux enfants ayant un an d'avance qui ne sont pas prêts de rester un an de plus en maternelle, ce qui n'est pas le cas pour les autres. Par conséquent, un enfant qui arrive en CP alors qu'il n'est pas prêt a une probabilité plus grande d'être né en fin d'année que d'avoir un an d'avance.

des diverses aides publiques. Ils utilisent ensuite les données de l'enquête Emploi 1998 pour simuler et mesurer les effets de différentes variantes de politiques économiques.

Leurs résultats suggèrent que le coût de la garde influe sur le recours à une garde payante, mais peu sur la décision d'activité féminine : lorsque les frais de garde augmentent, parmi les mères qui cessent de recourir à une garde payante, 18% ne travaillaient pas avant la hausse, 55% ne changent pas leur durée de travail, 21% réduisent leur durée et 6% arrêtent de travailler. Ainsi, toutes les mesures visant à accroître les frais de garde (suppression de la réduction d'impôt pour frais de garde, doublement des dépenses de garde à la charge des ménages) ont un effet négatif modéré sur l'emploi des mères.

Ce résultat pourrait provenir du fait que l'offre de travail des mères serait affectée par un mode de garde très particulier : la possibilité pour les enfants nés en début d'année d'entrer à la maternelle à deux ans et donc pour leurs mères de bénéficier d'un mode de garde gratuit. La différence avec les autres aides considérées est que l'entrée à la maternelle à deux ans est la seule aide qui est liée au mois de naissance. Ainsi, toutes les mères n'y sont pas confrontées de la même manière. On a donc une expérience naturelle, c'est-à-dire un choc qui fait qu'un groupe est traité l'autre pas, ce qui expliquerait en outre l'impact du trimestre de naissance sur l'offre de travail des mères.

Y. De Curraize (2005) tente d'identifier et de mesurer l'effet de la scolarisation en maternelle sur l'offre de travail des mères des jeunes enfants. L'école maternelle pourrait en effet jouer un rôle de mode de garde gratuit, diminuant le coût d'opportunité de l'emploi et favorisant l'activité. En France, la quasi-totalité des enfants de trois et quatre ans et le tiers des enfants de deux ans sont scolarisés en maternelle en 1982, tandis qu'en 1968, une minorité des enfants de deux à quatre ans l'étaient. En permettant aux mères de se retirer moins souvent et moins longtemps du marché du travail après la naissance de leurs enfants, cette augmentation de l'accueil des jeunes enfants en maternelle a-t-elle contribué à la hausse du taux d'emploi des mères ?

Afin d'étudier l'effet de ce changement institutionnel exogène sur le comportement des mères, il compare le comportement d'offre de travail des mères concernées par le changement, à celui d'un groupe témoin n'y ayant pas été confronté. Une des limites de cette étude est que l'accès des enfants de deux à quatre ans à la maternelle s'est fait progressivement : il n'y a pas une date avant laquelle aucun enfant ne va en maternelle et après laquelle tous y vont. Dans la mesure où le taux de scolarisation à deux ans augmente à partir de 1977, il compare l'évolution du taux d'emploi des mères dont le plus jeune enfant a deux ans avec celui des mères dont le plus jeune enfant a moins de deux ans en opposant les périodes 1969-1976 et 1977-1981. Dans la première période, il ne devrait pas y avoir de différence de taux d'emploi entre les mères dont le plus jeune a deux ans et celles dont le plus jeune a moins de deux ans, alors que dans la deuxième il devrait y avoir une hausse de l'activité des mères dont le plus jeune a deux ans et donc une différence entre les deux groupes.

Y. De Curraize trouve que l'effet de la maternelle à deux ans sur l'activité des mères n'est significative qu'au seuil de 10%³². Selon l'auteur, il est possible que la différence observée entre le taux d'emploi des mères dans la première et la seconde période provienne des modifications des comportements de fécondité observées au milieu des années 1970.

La distribution géographique du nombre de places en maternelle fournit une autre source de variation du niveau de l'offre de places. Celles-ci sont en effet très diversement réparties. Elles sont nombreuses en Bretagne, dans le Nord ou dans les Cévennes, mais rares

³² En raisonnant toutes choses égales par ailleurs, l'effet marginal de la scolarisation à deux ans se réduit : la différence de taux d'emploi entre les mères ayant un enfant de deux ans ou un enfant de moins de deux ans n'est supérieure que de 2,5 points dans la période de forte scolarisation à deux ans par rapport à la période antérieure.

en Alsace ou dans le bassin parisien³³. Selon l'auteur, l'origine de ces disparités n'est pas la conséquence de la variation régionale du taux d'emploi féminin. L'effet positif de la scolarisation en maternelle sur l'offre de travail des mères de jeunes enfants sera confirmé si la différence entre le niveau de l'activité dans le groupe test et son niveau dans le groupe témoin est plus forte dans les départements les plus scolarisés. L'étude géographique révèle que la différence de taux d'emploi suivant l'âge de l'enfant n'est pas plus forte dans les départements où la scolarisation à deux ans est forte. Selon lui, il faudrait vérifier que ce résultat peu probant n'est pas dû aux caractéristiques de ces départements, plus ruraux, et où le poids de la religion est plus fort qu'ailleurs. En effet, il se pourrait que malgré cette opportunité de scolariser leur enfant à deux ans, les mères habitant ces départements ne travaillent pas plus que les autres, mais pour d'autres raisons que la possibilité ou non de faire garder leurs enfants en bas âge. On peut également ajouter que beaucoup d'enfants scolarisés à deux ans ne le sont qu'à temps partiel³⁴ ce qui ne résout pas complètement la question de la garde de l'enfant et peut expliquer l'impact limité sur l'activité des mères. Il rappelle enfin que son résultat ne signifie pas qu'il n'y a pas d'effet de la scolarisation à deux ans sur l'activité féminine.

Il apparaît que l'âge de première scolarisation a un effet sur la décision de participation des mères mais l'origine de cet effet reste incertain. En particulier, il semble que deux explications principales se dégagent. La première est institutionnelle : le trimestre de naissance constitue un choc aléatoire qui affecte l'âge d'entrée à l'école et donc l'éventualité d'avoir accès à un mode de garde gratuite plus ou moins tôt ce qui pourrait favoriser l'activité des mères. La seconde est liée à la réussite scolaire : avant le collège, les enfants de fin d'année sont potentiellement moins matures et réussissent moins bien à l'école ce qui pourrait aussi affecter négativement l'offre de travail des mères qui pourraient alors être plus enclines à quitter leur emploi pour les aider.

Jusqu'à présent, aucune étude n'a réellement réussi à séparer les canaux potentiels par lesquels l'âge de première scolarisation affecte l'offre de travail des mères (entrée précoce en maternelle et / ou réussite scolaire). Il s'agit donc d'une piste de travail intéressante qui mériterait d'être traitée en profondeur. Et ce d'autant plus que si l'effet du coût de la garde prime, il serait alors pertinent d'accroître l'offre collective d'accueil des jeunes enfants à coût réduit pour améliorer les conditions de la conciliation vie familiale et vie professionnelle des mères. En revanche, si la moindre participation au marché du travail des mères de jeunes enfants nés en fin d'année est due aux difficultés scolaires qu'ils rencontrent durant leurs premières années d'école, une prise en compte plus systématique des différences d'âge au sein d'une même classe dans les pratiques pédagogiques pourrait réduire ce problème³⁵.

³³ Selon le Syndicat National Unitaire des Instituteurs, Professeurs des écoles et Professeur d'enseignement général de collège.

³⁴ N. Blanpain (2006).

³⁵ O. Cosnefroy, A. Florin et P. Guimard (2004) discutent des « implications pédagogiques des écarts de développement psychologique liés au trimestre de naissance et à l'âge des enfants ». En particulier, ils insistent sur le fait qu'il ne faut pas confondre les écarts liés à l'âge avec des difficultés réelles. Pour cela, la loi sur l'éducation de 1989 qui organisait l'enseignement en cycles de 3 ans aurait du permettre de respecter davantage le cycle de développement de l'enfant, notamment en évitant des redoublements qui peuvent être dévalorisants.

CONCLUSION

Malgré la progression de la participation des femmes au marché du travail ces cinquante dernières années, il reste néanmoins près d'une femme sur quatre en âge de travailler qui est inactive et des différences de participation par rapport aux hommes persistent. En particulier, les taux d'activité des mères de deux enfants ou plus dont au moins un est âgé de moins de trois ans sont très faibles.

Or, selon E. Berger et al. (2006), « 40% des bénéficiaires du CLCA à taux plein déclarent qu'elles auraient aimé continuer à travailler. Dans le but de pouvoir favoriser leur accès à l'emploi, il est important d'identifier les raisons pour lesquelles elles ne se portent pas ou se retirent du marché du travail. En particulier, éprouvent-elles des difficultés particulières qu'il faudrait corriger ou bien est-ce que le système actuel de politiques publiques les incite à abandonner leur activité professionnelle ?

Cette synthèse montre que les travaux économiques récents mettent en évidence qu'avoir un troisième enfant et avoir un enfant né en fin d'année ont un impact négatif sur l'activité des mères. Se posent alors les questions suivantes :

- L'impact négatif d'une troisième naissance sur l'activité des mères est-il dû à un effet intrinsèque du troisième enfant ? Autrement dit, est-ce qu'avoir trois enfants engendre des difficultés spécifiques qui contraignent un des deux parents à suspendre son activité professionnelle ? Si tel est le cas, la question se pose alors de savoir pourquoi ce sont en grande majorité les mères qui font cette concession et comment inciter les pères à l'envisager davantage. Si tel n'est pas le cas, est-il possible que l'effet négatif du troisième enfant sur l'activité des mères françaises provienne en réalité des politiques familiales françaises qui incitaient financièrement les mères de trois enfants à s'arrêter de travailler ? Dans ce cas, au lieu d'encourager les mères à se retirer du marché du travail, il conviendrait sans doute mieux de développer les politiques familiales visant à une meilleure conciliation entre vie familiale et vie professionnelle qui permettrait aux mères qui le souhaitent de se maintenir en emploi.
- Le fait que les mères d'enfants nés en fin d'année soient plus nombreuses à ne pas travailler que les mères d'enfants nés en début d'année peut avoir deux explications. Premièrement, un enfant né en début d'année a plus de chances d'entrer à la maternelle de façon anticipée. Sa mère a donc l'opportunité de bénéficier d'un mode de garde gratuit plus tôt que celles dont l'enfant est né en fin d'année et donc de reprendre plus tôt une activité professionnelle. Deuxièmement, les enfants de fin d'année, qui ont presque un an d'écart avec leurs camarades de classe de début d'année, sont moins matures et réussissent moins bien à l'école. Ceci pourrait impacter négativement l'offre de travail des mères qui seraient alors plus enclines à quitter leur emploi pour les aider. Si l'offre d'un mode de garde gratuit a un effet conséquent sur la participation des mères au marché du travail, pourquoi ne pas les développer et offrir à toutes les familles la possibilité de faire garder leurs enfants à très bas coût ? Si le second effet compte, on pourrait imaginer qu'une prise en compte plus systématique des différences d'âge au sein d'une même classe dans les pratiques pédagogiques aurait des effets positifs sur la réussite des enfants nés en fin d'année et sur la participation de leur mères au marché du travail.

Ainsi, il existe encore des marges de manœuvre potentielles pour les pouvoirs publics, notamment à travers des politiques favorisant la conciliation de la vie familiale et de la vie professionnelle afin de soutenir l'activité des mères. A cet égard, des politiques développant par exemple des modes de garde à faible coût pourraient atténuer davantage les inégalités de participation au marché du travail entre hommes et femmes. Il reste donc encore un important

travail de recherche notamment en termes d'évaluation des politiques publiques afin que puissent être mises en place les mesures les plus efficaces et que les mères puissent librement faire le choix de l'activité ou de l'inactivité.

BIBLIOGRAPHIE

Angrist J. D. (1990) “Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence From Social Security Administrative Records”, *American Economic Review*

Angrist J. D., Evans W. N. (1998) “Children and Their Parents’ Labor Supply: Evidence From Exogenous Variation in Family Size”, *American Economic Review*

Angrist J. D., Krueger A. B. (1991) “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *Quarterly Journal of Economics*

Angrist J. D., Krueger A. B. (1995) “Split Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling”, *Journal of Business and Economic Statistics*

Angrist J. D., Krueger A. B. (2001) “Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments”, *Journal of Economic Perspectives*

Becker G. S., Lewis H. G. (1973) “On the Interaction between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*

Becker G. S., Tomes N. (1976) “Child Endowments and the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*

Berger E., Chauffaut D., Olm C., Simon M. O. (2006), “Les bénéficiaires du Complément de libre choix d’activité: une diversité de profils”, *DREES Etudes et Résultats*, n°510

Blanpain N. (2006), “Scolarisation et modes de garde des enfants âgés de 2 à 6 ans”, *DREES Etudes et Résultats*, n°497

Bound J., Jaeger D. A., Baker R. M. (1995) “Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak”, *Journal of the American Statistical Association*

Bound J., Jaeger D. A. (1996) “On the Validity of Season of birth as an instrument in Wage equations: a Comment on Angrist and Krueger’s “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *NBER Working Paper* n°5835

Bowen G., Finegan A. T. (1969) *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton University Press

Breton D., Prioux F. (2005) “Deux ou trois enfants? Influence de la politique familiale et de quelques facteurs sociodémographiques”, *Population*

Bronars S. G., Grogger J. (1994) “The Economic Consequences of Unwed Motherhood: Using Twins as a Natural Experiment”, *American Economic Review*

Browning M. (1992) “Children and Household Economic Behaviour”, *Journal of Economic Literature*

- Caille J. P., Rosenwald F. (2006)** “Les inégalités de réussite à l’école élémentaire : construction et évolution”, *France, portrait social*
- Caroll H. C. M. (1992)** “Season of Birth and School Attendance”, *British Journal of Educational Psychology*
- Choné P., Le Blanc D., Robert Bobée I. (2004)** “Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants”, *Economie et Prévision*
- Chun H., Oh J. (2002)** “An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labour Force Participation of Married Women”, *Applied Economics Letters*
- Conley D. (2004)** “The ‘True’ Effect of Sibship Size and Birth Order? Instrumental Variable Estimates From Exogenous Variation in Fertility”, *Eastern Sociological Society Annual Meeting, New York*
- Cosnefroy O., Florin A., Guimard P. (2004)** “Trimestre de naissance et parcours scolaire”, *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*
- De Curraize Y. (2005)** “L’extension de la scolarisation en maternelle : une expérience naturelle pour comprendre l’offre de travail des mères de jeunes enfants”, *Miméo*
- Ezzaouali W. (2003)** “L’effet des enfants sur l’offre de travail des mères : cas du Canada”, *Mémoire de maîtrise en économie, Université du Québec à Montréal*
- Ferrier J. (2003)** “L’avance et le retard scolaires à l’école élémentaire et au collège”, *Les Cahiers de l’Education*
- Foley M. C., York G. A. (2005)** “The Effect of Children on Female Labour Supply in the United States From 1950 to 2000”, *Miméo*
- Gangadharan J., Rosenbloom J. L. (1996)** “The Effects of Childbearing on Married Women’s Labor Supply and Earnings: Using Twin Births as a Natural Experiment”, *NBER Working Paper n°5647*
- Goldin C. (1990)** “Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women”, *Oxford University Press*
- Goldin C. , Katz L. (2002)** “The Power of the Pill: Oral Contraceptive and Women’s Career and Marriage Decisions”, *Journal of Political Economy*
- Iacovou M. (2001)** “Fertility and Female Labour Force Participation”, *ISER Working Paper*
- Kestenbaum B. (1987)** “Seasonality of Birth: Two Findings from the Decennial Census”, *Social Biology*
- Knoblock H. et Pasamanick B. (1958)** “Seasonal Variation in the Births of the Mentally Deficient”, *American Journal of Public Health*

Livingston R. B., Adam S., Bracha H. S. (1993) “Season of Birth and Neurodevelopmental Disorders: Summer Birth is Associated with Dyslexia”, *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*

Marc C. et Zajdela H. (2007) “Politique familiale et emplois des mères, peut-on importer le modèle suédois ?”, *Travail, genre et sociétés*

Martin J. (1998) “ Politique familiale et travail des mères de famille : perspective historique 1942-1982”, *Population*

Maurin E., Moschion J. (2006) “The Social Multiplier and Labour Market Participation of Mothers », *IZA Discussion Paper n°2514*

Mortimore P., Sammons P., Stoll L., Lewis D., Eciob R. (1988) “School Matters: The Junior Years”, *Somerset UK: Open Books*

Moschion J. (2007) “L’offre de travail des mères françaises : l’effet d’une variation exogène du nombre d’enfants”, *Miméo*

O’Callaghan E., Gibson T., Colohan H. A., Walshe D., Buckley P., Larkin C., Waddington J. L. (1991) “Season of Birth in Schizophrenia: Evidence for Confinement of an Excess of Winter Births to Patients Without a Family History of Mental Disorder”, *British Journal of Psychiatry*

Piketty T. (2005) « L’impact de l’allocation parentale d’éducation sur l’activité féminine et la fécondité en France, 1982-2002 », dans *LEFEVRE C. (Ed.): Histoires de familles, histoires familiales*, Les Cahiers de l’INED

Rosenzweig M. R., Wolpin K. I. (1980) “Testing the Quantity-Quality Fertility Model: the Use of Twins as a Natural Experiment”, *Econometrica*

Rosenzweig M. R., Wolpin K. I. (2000) “Natural “Natural Experiments” in Economics”, *Journal of Economic Literature*

Sham P. C., O’Callaghan E., Takei N., Murray G. K., Hare E. H., Murray R. M. (1992) “Schizophrenia Following Prenatal Exposure to Influenza Epidemics Between 1930 and 1960”, *British Journal of Psychiatry*

Watson C. G., Kucala T., Tilleskjoer C., Jacobs L. (1984) “Schizophrenic Birth Seasonality in Relation to the Incidence of Infectious Diseases and Temperature Extremes”, *Archives of General Psychiatry*

Williams P., Davies P., Evans R., Ferguson N. (1970) “Season of Birth and Cognitive Development”, *Nature*

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROELICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTE, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLEY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriame MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Michèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÉMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selarj ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérengère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT- Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.