



HAL
open science

L'effet causal du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères : le cas de la France métropolitaine et de ses départements d'outre-mer

Idriss Fontaine

► **To cite this version:**

Idriss Fontaine. L'effet causal du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères : le cas de la France métropolitaine et de ses départements d'outre-mer. *Revue Economique*, 2018, 69 (5), pp.869-898. 10.3917/reco.695.0869 . hal-03665984

HAL Id: hal-03665984

<https://hal.univ-reunion.fr/hal-03665984>

Submitted on 13 May 2022

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

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

L'effet causal du nombre d'enfants sur l'offre de travail des mères : le cas de La France métropolitaine et de ses départements d'Outre-mer

Idriss Fontaine*

Version Finale

Publié à la *Revue Economique*

<https://www.cairn.info/revue-economique-2018-5-page-869.htm>

Nous étudions l'effet causal d'un accroissement du nombre d'enfants sur l'activité des mères en distinguant la France métropolitaine de ses départements d'Outre-mer. A partir d'un modèle à variables instrumentales, exploitant deux sources exogènes de fécondité (les naissances gémellaires et la non-mixité sexuelle des aînés), nous trouvons que l'ampleur de l'effet causal négatif diffère selon le territoire considéré. Ainsi, pour une mère réunionnaise, avoir plus de deux (resp. trois) enfants réduit la probabilité de participation d'environ 12,5 (resp. 13,9) points de pourcentage. Le même effet est significativement moins élevé en France métropolitaine où il s'élève à 8,9 (resp. 7,4) points. Les départements de Martinique, Guadeloupe et Guyane se distinguent de La Réunion dans la mesure où l'effet causal n'est pas significativement différent de celui observé en France métropolitaine. Nous montrons également que l'ampleur de l'impact causal varie i) avec l'âge de l'enfant le plus jeune, ii) avec le niveau de diplôme de la mère et iii) au sein des régions de France métropolitaine.

The causal effect of family size on mothers' labor supply : evidence from France and its overseas regions

We investigate the causal impact of family size on mothers' labor supply for France and its overseas regions. From on an instrumental variable (IV) model of participation, exploiting two exogenous increases of fertility through twin births and gender mix composition, we find that the magnitude of the negative causal impact is varying. In particular, for a Reunionese mother, having more than two children (resp. three) reduces labor market participation of

*Université de Cergy-Pontoise - THEMA (UMR CNRS 8184). 33 Boulevard du Port, 95000 Cergy FRANCE. email: idriss.fontaine@u-cergy.fr ou idriss.fontaine974@gmail.com.

Pour leurs encouragements et leurs conseils précieux, je tiens à remercier Alexis Parmentier, Nicolas Moreau, Yves Croissant ainsi que Philip Merrigan. Je salue également les participants au colloque TEPP 2016, au 2ème Colloque Annuel de l'Atelier d'Analyse des Economies de l'Outre-mer. Je remercie également Alexandra Razafindrabe pour son professionnalisme au moment de la relecture de cet article. Enfin, je remercie les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires qui ont permis l'amélioration de la qualité générale de cet article. Je reste seul responsable des erreurs et insuffisances de ce travail.

about 12.5 (resp. 13.9) percentage points. The same effect is significantly lower in mainland France since it decreases female activity by around 8.9 (resp. 7.4) points. The other three French Overseas Regions differ from Reunion because the causal impact is not statistically different from mainland France. We also show that the magnitude of the negative impact is varying with i) the age of the youngest child, ii) mothers' education level and iii) across mainland France regions. The supply of childcare at the regional level seems to explain, at least in part, this geographical difference.

Mots clés : Offre de travail, nombre d'enfants, variables instrumentales, régions d'Outre-mer

Keywords : Labor supply, family size, instrumental variables, French overseas regions

JEL classifications : J13, J22

Version finale

INTRODUCTION

Dans les départements d’Outre-mer (DOM), le taux d’activité féminin a connu une augmentation importante au cours des dernières décennies. Par exemple, à La Réunion, l’activité féminine a augmenté de 30 points de pourcentage en quatre décennies, passant de 30% en 1974 à 60% en 2012 (CEROM [2004]) . Dans le même temps, le nombre d’enfants moyen par femme a baissé de manière spectaculaire. En effet, toujours à La Réunion, il a diminué évoluant de 6 enfants par femme en 1974 à 2,3 en 2012. Ces deux tendances de long terme sont également perceptibles dans les autres DOM¹ et en France métropolitaine². Pourtant, les mères réunionnaises semblent se trouver dans une situation singulière face à l’arbitrage entre maternité et participation au marché du travail. En effet, selon les chiffres du recensement français utilisés dans cet article, seules 68% des mères réunionnaises avec au moins deux enfants sont actives alors que cette même statistique s’élève à 78% en France métropolitaine et à 77% dans les autres départements d’Outre-mer³. Globalement, peu importe le nombre d’enfants, il apparaît qu’une mère réunionnaise est moins encline à porter son offre sur le marché du travail (voir aussi tableau 1). L’objectif principal de cet article est d’estimer l’impact causal de la fécondité sur l’activité des mères au marché du travail en distinguant la France métropolitaine de ses régions d’Outre-mer.

L’identification de l’impact causal de la maternité sur l’activité féminine revêt une importance de premier intérêt aussi bien pour les chercheurs que pour les politiques économiques. Il est en effet primordial de comprendre les raisons expliquant la diminution de la participation féminine avec le nombre d’enfants. Par exemple, dans l’éventualité où ce déclin n’est pas en lien avec la présence des enfants mais relié, par exemple, au niveau d’éducation, les politiques ayant pour but la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale ont peu de chances d’atteindre leurs objectifs. En revanche, si la fertilité a un impact causal négatif, alors ces politiques ont plus de chances d’atteindre leur cible initiale et d’être efficace. Dans le cas particulier des DOM, l’intérêt est même plus important car, bien que spécifiques, ces régions partagent (quasiment) les mêmes politiques familiales qu’en France métropolitaine. Ainsi, si le nombre d’enfants a un impact causal négatif plus fort en Outre-mer, alors les décideurs politiques pourraient prendre en compte cette particularité en renforçant les mesures allant dans le sens d’une meilleure conciliation entre les responsabilités professionnelles et familiales

1. Il fut plus difficile d’avoir les mêmes chiffres en tendance longue pour les départements de Martinique, Guadeloupe et Guyane. Cependant, l’analyse de quelques études historiques menées par l’INSEE confirme la chute de la fécondité et la hausse de l’activité féminine dans ces départements.

2. Il convient de remarquer ici que le plus fort de la chute de fécondité a eu lieu en France métropolitaine durant la première moitié du XXème siècle. Le taux d’activité féminin (au sens du recensement) quant à lui était de 43.5% (Roux [1970]). Selon l’INSEE ce dernier était de 69.6% en 2012.

3. Il convient de remarquer que le département de Mayotte est exclu de l’analyse car le mode d’administration du recensement mahorais est différent de celui des autres DOM.

des mères domiennes.

La mesure concrète de la relation entre la taille de famille et l'offre de travail n'est pourtant pas aisée. Même si *de prime abord* la corrélation entre les deux phénomènes semble être négative, il est assez complexe d'identifier un lien de causalité en raison de la probable endogénéité de la décision d'avoir des enfants. En effet, les deux décisions sont influencées par des facteurs communs. Puis, un problème de causalité inversée surgit. Il est difficile d'affirmer si la décision d'avoir des enfants est une cause ou une conséquence de l'activité féminine. Enfin, on peut soupçonner qu'un biais d'anti-sélection, conséquence de facteurs inobservés (et parfois inobservables), complique l'identification d'un impact causal. Il est entièrement possible que les mères de nombreux enfants ont de moins bonnes situations sur le marché du travail, et ceci peu importe la présence des enfants. Par conséquent, les outils économétriques standards, notamment les Moindres Carrés Ordinaires (MCO par la suite), délivrent des estimations biaisées lorsque la variable mesurant la fécondité intervient comme explicative dans l'équation d'offre de travail. Afin d'estimer sans biais un effet causal, une source exogène de variation de la taille de famille est nécessaire. A cet égard, nous suivons une stratégie similaire à Angrist et Evans [1998], Vere [2011] et Moschion [2009] en estimant l'équation de participation au marché du travail par la méthode dites des variables instrumentales (VI par la suite). Plus spécifiquement, la variable endogène de fécondité sera instrumentée par une indicatrice de naissances multiples et/ou par une variable dichotomique renseignant sur la non-mixité sexuelle des enfants déjà nés⁴. L'utilisation de ces instruments nous permet d'évaluer l'ampleur de l'effet causal pour plusieurs rangs de naissance. En particulier, nous estimons l'effet causal de la présence d'un deuxième, d'un troisième et d'un quatrième enfant⁵.

Les régressions par MCO confirment une corrélation négative entre participation au marché du travail et fécondité. Cependant, l'ampleur des coefficients change lorsque la variable présumée endogène est instrumentée mais aussi en fonction du rang de naissance considéré. Ainsi, pour les mères d'au moins deux enfants, la présence d'un troisième enfant réduit la probabilité d'activité de 12,5 points de pourcentage à La Réunion, de 8,9 points en France métropolitaine et de 8,8 points dans les départements d'Outre-mer de Guadeloupe, Martinique et Guyane⁶. Nos estimations préférentielles montrent que la diminution de l'activité féminine croît avec le nombre d'enfants à La Réunion alors que l'inverse est vrai en

4. De nombreux travaux suivent cette stratégie empirique : Cruces et Galiani [2007] pour l'Argentine et le Mexique, Frenette [2011] pour le Canada, Ceceres-Delpiano [2012] pour un échantillon de pays développés et Angrist *et al.* [2010] pour l'Israël.

5. Remarquons que l'instrument « même sexe » ne peut être utilisé comme instrument dans le cas d'une naissance de rang 2.

6. Le coefficient estimé sur l'échantillon « Réunion » est significativement différent de celui de la France métropolitaine. Ce n'est pas le cas sur l'échantillon antillais.

France métropolitaine. Ainsi, pour les mères d'au moins trois enfants, avoir un enfant de plus implique une baisse de la probabilité de participation d'environ 13,9 points à La Réunion. Pour les mères de France métropolitaine et des trois autres départements d'Outre-mer, l'effet causal négatif est moins fort puisqu'il contribue à réduire l'offre de travail de 7,5 et 9,8 points respectivement⁷. D'un point de vue général, nos résultats révèlent que pour les rangs de naissance 3 et 4, l'effet négatif de la taille de famille est le plus élevé à La Réunion⁸.

L'article se propose également d'étudier de manière plus fine le lien causal entre fécondité et offre de travail des mères par le biais de trois analyses complémentaires. Tout d'abord, nous montrons que l'ampleur de l'effet causal dépend de la présence d'un enfant en bas âge. Ainsi, lorsque nous restreignons nos échantillons aux mères pour lesquelles l'enfant le plus jeune est âgé de moins de trois ans, nous montrons que l'impact négatif est (presque) deux fois plus important pour le passage de 1 à 2 enfants. S'agissant de la naissance du troisième enfant, l'effet causal est toujours plus élevé en France métropolitaine alors que les estimations sur données domiennes ne sont pas significativement différentes du modèle de base. Ensuite, nous montrons que l'ampleur de l'effet causal varie avec le niveau d'éducation de la mère. En particulier, nos estimations indiquent que les mères les « plus qualifiées », probablement celles ayant un coût d'opportunité des activités de garde d'enfants plus élevé, sont moins enclines à se retirer du marché du travail lorsque la taille de leur famille augmente. Enfin, comme nous montrons qu'il existe des différences entre la France métropolitaine et ses départements d'Outre-mer, nous examinons si de telles différences existent au sein des régions de France métropolitaine. Nos résultats confirment cette intuition et suggèrent que l'ampleur de l'effet causal est hétérogène au sein-même des régions françaises. Ces différences s'expliquent, du moins en partie, par une forte diversité en matière d'offre de garde d'enfants au niveau régional. En effet, l'impact causal de la taille de famille sur l'activité des mères apparaît plus élevé dans les régions où le nombre de places disponibles en crèche est faible.

Cet article contribue à la littérature à plusieurs égards. Premièrement, en évaluant l'impact causal de la maternité sur l'offre de travail des mères pour les départements d'Outre-mer, nous comblons l'un des vides de la littérature contemporaine. Deuxièmement, notre travail complète la littérature française dans la mesure où le précédent article traitant de ce sujet, à savoir Moschion [2009], utilise des données couvrant la période 1990-2002. Dans cet article les données du recensement que nous mobilisons couvrent la période 2004-2012. Par ailleurs, notre article propose une évaluation plus complète dans la mesure où l'effet de la taille de fa-

7. Dans ce cas, la différence observée entre les estimations issues de l'échantillon « Réunion » et « France » est significative. En revanche, le coefficient de l'échantillon « Antilles » n'est pas statistiquement différent de celui de la métropole.

8. Les résultats généraux sont robustes aux modifications de la structure de l'échantillon et à des choix d'estimation alternatifs.

mille sur l'activité des mères est aussi étudié pour les rangs de naissance 2 et 4⁹. Enfin, l'une des originalités de cet article repose sur l'utilisation des données du Recensement Rénové de la Population (RRP, par la suite). Cette base de données est intéressante car elle couvre la quasi-totalité du territoire français. Contrairement aux autres sources disponibles, elle est la seule procurant une taille d'échantillon conséquente pour obtenir des estimations d'une précision suffisante pour les régions d'Outre-mer.

La suite de cet article est structurée de la manière suivante : la section 2 propose une brève revue de littérature et présente le contexte domien, la section 3 décrit la base de données et le modèle économétrique, la section 4 se consacre à la présentation des résultats principaux du papier, la section 5 présente les résultats des trois analyses complémentaires décrites au paragraphe précédent, et la section 6 conclut.

PRELIMINAIRES

L'estimation de l'effet causal dans la littérature

Des statistiques descriptives simples montrent encore qu'en moyenne les mères se trouvent plus en difficulté sur le marché du travail que les femmes sans enfant. Leurs chances d'être actives sont plus faibles¹⁰ et une fois en emploi leurs probabilités d'obtenir un emploi à temps partiel et des revenus salariaux moindres sont plus fortes (Korenman et Neumark [1992]; Waldfogel [1998]; Blundell *et al.* [2013]). Ces premiers éléments suggèrent une corrélation négative entre maternité et offre de travail féminine. Toutefois, cette corrélation pourrait être fallacieuse, et dans le cas présent trois arguments compliquent la déduction d'un lien de causalité. Premièrement, les deux phénomènes sont expliqués par des facteurs communs. Par exemple, le niveau d'éducation d'une femme, en modifiant le coût d'opportunité des activités domestiques, pourrait influencer ses perspectives de carrière professionnelle mais aussi ses choix en matière de maternité. Deuxièmement, une autre source d'inquiétude vient de la probable relation de causalité inversée. En effet, les choix d'avoir des enfants et d'être active sont co-déterminés et parvenir à discerner si le choix d'avoir des enfants est une cause ou une conséquence des comportements vis-à-vis du marché du travail est difficile¹¹. Troisièmement, la sélection endogène résultant de facteurs inobservés (et parfois inobservables) complique également l'identification d'un effet causal. L'anti-sélection caractérise

9. Moschion [2009] n'étudie l'effet causal que pour le passage de 2 à 3 enfants.

10. Voir aussi le tableau 1 pour une illustration.

11. En particulier, nous pouvons imaginer qu'en fonction de leurs opportunités de carrière, certaines femmes choisissent de diminuer leur nombre d'enfants désirés. *A contrario*, nous pouvons également augurer qu'avoir plusieurs enfants entrave les possibilités de certaines mères sur le marché du travail (coûts liés à la garde des enfants, organisation de l'emploi du temps journalier, etc.).

l'idée que les mères choisissant d'avoir une famille nombreuse sont moins actives que les autres femmes indépendamment de la présence des enfants. Ce phénomène est problématique dans la mesure où il introduit du biais dans les estimations. En résumé, il y a une forte présomption d'endogénéité lorsque la variable de fécondité est introduite comme explicative dans l'estimation d'une équation de participation.

Afin de retrouver un effet causal, les études empiriques proposent d'estimer l'équation d'intérêt par la méthode des variables instrumentales. L'objectif est de trouver des variables fortement corrélées avec l'endogène mais sans lien direct avec l'offre de travail. L'instrument doit alors être à l'origine d'un choc « exogène » de fertilité, assigné de manière aléatoire, de manière à ce que l'affectation soit similaire à une expérience naturelle. Plusieurs instruments ont été utilisés dans la littérature, le premier étant l'évènement de naissance multiple (Rosenzweig et Wolpin [1980]). Une naissance gémellaire (à la première, deuxième et troisième naissance) est probablement un bon instrument dans la mesure où i) elle ne peut être choisie par les mères, ii) elle n'est (presque) pas reliée aux caractéristiques des mères, et iii) elle provoque une augmentation exogène de la fertilité au-delà du nombre d'enfants voulu. A partir des données du recensement américain, Vere [2011] montre que l'effet causal d'avoir un troisième enfant sur l'activité des mères s'élève à -7,7 points lorsque l'indicatrice de naissance gémellaire sert d'instrument. Ceceres-Delpiano [2012], avec un échantillon de mères résidant dans des pays en développement, trouve qu'en moyenne une mère avec des jumeaux est dans une moins bonne situation vis-à-vis du marché du travail que les mères sans jumeaux. Depuis l'article fondateur d'Angrist et Evans [1998], une autre tendance de la littérature consiste à exploiter, comme expérience naturelle, les préférences des parents en matière de mixité sexuelle de leur descendance¹². Etant donné que les mères avec des enfants de même sexe ont une probabilité plus grande d'avoir un enfant additionnel, et que le sexe des enfants est le résultat d'un processus aléatoire, une variable indiquant si les aînés sont de même sexe est probablement un bon instrument. Cette stratégie identificatrice est appliquée par de nombreux auteurs pour un ensemble de pays diversifié. Globalement, il apparait qu'un choc exogène de fertilité résultant de la non-mixité sexuelle des enfants déjà nés diminue la probabilité d'activité des mères. L'ampleur de l'effet causal est cependant variable, il est non-significatif en Suède (Hirvonen [2010]), en Grande-Bretagne (Iacovou [2001]), au Chili (Lopez de Lerida [2005]), s'élève à -10 points aux Etats-Unis (Angrist et Evans [1998]), au Canada (Frenette [2011]) ou en Argentine (Cruces et Galiani [2007]), et à -20 points en France

12. Récemment, d'autres instruments ont été proposés dans la littérature. Agüero et Marks [2008] utilisent une variable renseignant l'infertilité féminine et Lundborg *et al.* [2017] proposent l'utilisation de la réussite lors de la fécondation *in vitro*. Ces deux stratégies fournissent des estimations cohérentes de l'impact de la maternité sur l'activité féminine. Toutefois, pour être répliquées elles nécessitent la mise à disposition de bases de données spécifiques qui contiennent des informations privées et sensibles.

(Moschion [2009]).

Le contexte des DOM

Depuis les années 1970, les économies domiennes sont caractérisées par un phénomène de décollage et de rattrapage économique (par rapport à la métropole). Par exemple, Parain et Rivière [2013] reportent qu'entre 1998 et 2008 le taux de croissance économique annuel moyen était de 4,8%, 4%, 3,5% et 2,5% à La Réunion, en Guyane, à la Guadeloupe et la Martinique, respectivement¹³. La forte croissance économique des DOM s'est accompagnée d'une augmentation de l'Indice de Développement Humain (IDH par la suite) qui est compris, selon Goujon et Hoarau [2015], entre 0,76 (Guyane) et 0,846 (Guadeloupe) en 2010¹⁴. Toutefois, ces résultats économiques peinent encore à se traduire par une amélioration sur le marché du travail. En effet, les DOM sont caractérisés par un niveau de chômage structurellement élevé. Par exemple, entre 1995 et 2012 le taux de chômage réunionnais (selon les définitions du BIT) n'a jamais été inférieur à 24%¹⁵. Même si cette particularité en termes de chômage doit attirer l'attention, elle ne devrait pas masquer d'autres changements d'envergure relatifs au marché du travail. En effet, le développement économique a changé le comportement des femmes qui sont de plus en plus enclines à porter leur offre sur le marché du travail. Ainsi, en 40 ans le taux d'activité féminin a doublé à La Réunion. Au cours de la même période, le nombre d'enfants par femme a fortement diminué¹⁶. Malgré ces évolutions concomitantes, il semble que la situation réunionnaise se distingue des autres territoires : même si le nombre d'enfants par femme est proche de celui des Antilles, les mères de La Réunion sont en moyenne moins actives (cf. colonne A du tableau 1). Ce fait stylisé est d'autant plus surprenant que ce département partage (quasiment) les mêmes politiques familiales que dans les autres régions françaises. Dans pareil contexte, l'identification du lien causal de la fécondité sur l'activité féminine pourrait révéler des disparités qui justifieraient l'adaptation des politiques familiales aux spécificités d'un territoire.

13. Le rapport CEROM [2004] montre que la croissance économique est soutenue à La Réunion depuis les années 1970. En effet, sur la période 1974-1999, le taux de croissance annuel moyen à La Réunion était de 5%. Il fut plus difficile d'obtenir des statistiques en tendance longue pour les autres DOM historiques. Remarquons enfin que la croissance économique dans les DOM est plus soutenue qu'en France métropolitaine.

14. Goujon et Hoarau [2015] soulignent qu'une différence en termes d'IDH subsiste entre les DOM et la métropole (pour lequel l'indice est de 0,901). Par ailleurs, ces derniers observent que la différence est sensiblement réduite lorsque la dimension monétaire est exclue du calcul de l'IDH.

15. La vue d'ensemble est très similaire pour les autres DOM. En effet, selon Parain et Rivière [2013] sur la période 2001-2012 les taux de chômage martiniquais, guadeloupéen et guyanais n'ont jamais été inférieurs à 20%.

16. Même s'il fut plus difficile d'obtenir les mêmes statistiques pour les autres DOM. Un faisceau d'indice concordant confirme la hausse générale de l'activité féminine et la chute de la fécondité dans ces régions. Par exemple, dans le cas de la Guadeloupe, l'indice conjoncturel de fécondité était de 4,5 en 1970 et atteignait 2,2 en 1998 (INSEE [2002]).

LE CADRE EMPIRIQUE

Données et statistiques descriptives

Insérer tableau 1 ici

Pour mener à bien ce travail de recherche, nous exploitons les données du Recensement Rénové de la Population (RRP). Depuis 2004, le recensement français est une enquête annuelle par sondage et une représentativité à l'échelle de la France est obtenue par empilement de 5 vagues d'enquête successives. Dans ce qui suit, nous travaillons avec l'ensemble des vagues annuelles de la période 2004-2012. L'utilisation du RRP est déterminante car il s'agit de la seule base de données permettant d'avoir des échantillons de taille importante dans le cas des DOM, une condition nécessaire pour obtenir des estimations précises¹⁷. A ce stade, remarquons que pour les DOM Caribéens, à savoir la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane, chaque échantillon individuel est trop petit pour obtenir des estimations précises. Ainsi, de manière à obtenir des échantillons de taille similaire à ceux de La Réunion, nous empilons les observations de ces trois départements dans le même échantillon. Nous nommons le jeu de données résultant, l'échantillon « Antilles ». Un autre avantage du RRP est qu'il contient un ensemble de variables sociodémographiques assez riche comme l'âge, le niveau d'éducation ou encore la position sur le marché du travail¹⁸. Qui plus est, il fournit également un ensemble d'informations relatives à la structure familiale, notamment le sexe et la date de naissance des enfants, qui sont essentiels dans cet article. Nous retenons trois échantillons pour chacune des trois régions principales de l'analyse. Le premier est un échantillon de mères avec au moins un enfant (échantillon A). Le deuxième échantillon contient les mères avec au moins deux enfants (échantillon B) et le troisième inclut les mères avec au moins trois enfants (échantillon C). Comme le RRP fournit des observations uniquement pour les enfants encore présents dans le ménage, nous restreignons nos échantillons aux mères relativement jeunes, âgées entre 20 et 41 ans¹⁹. En procédant de la sorte, notre étude se focalise sur les mères les plus concernées par l'arbitrage entre maternité et activité²⁰. Afin d'identifier la situation vis-à-vis du marché du travail des mères, la variable dépendante utilisée mesure l'activité au marché du travail.

17. En particulier, nous privilégions les données du RRP à celles de l'Enquête Emploi DOM dont la taille des échantillons est restreinte.

18. Remarquons que la définition des positions sur le marché du travail (en emploi, au chômage ou inactif) est celle du recensement et non pas celle du Bureau International du Travail. Plus précisément, dans le RRP il est demandé à chaque interrogé de répertorier sa situation.

19. Comme cette restriction d'échantillon pourrait ne pas être neutre, nous reportons en annexe A les résultats issus d'échantillons de mères âgées entre 21 et 35 ans (cf. Angrist et Evans [1998] ou Moschion [2009]).

20. Après ces restrictions, les échantillons « France » contiennent 2570062, 1603249 et 533187 observations, les échantillons « Réunion » 55498, 36958 et 14862, et les échantillons « Antilles » 52987, 33102 et 14036 (à chaque fois pour l'échantillon A, B et C respectivement).

$n+$	Ech. A			Ech. B			Ech. C		
	1+			2+			3+		
	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant
Age	34,2	33,4	34,2	35,3	34,6	36,0	36,1	35,5	35,3
Age 1ère naissance	25,9	23,3	24,3	25,0	22,3	23,0	23,4	20,9	21,2
Sans diplôme	0,152	0,377	0,317	0,175	0,443	0,376	0,269	0,576	0,510
< Bac	0,283	0,273	0,271	0,298	0,271	0,278	0,323	0,242	0,267
Bac	0,206	0,178	0,194	0,193	0,145	0,165	0,157	0,096	0,110
Bac + 2	0,191	0,092	0,117	0,179	0,075	0,097	0,129	0,041	0,062
> Bac +2	0,168	0,080	0,101	0,155	0,066	0,084	0,122	0,045	0,051
Activité	0,828	0,721	0,802	0,785	0,678	0,769	0,658	0,581	0,692
Nb, d'enfants	1,90	2,08	2,10	2,44	2,63	2,76	3,34	3,57	3,80
Plus de n enfants	0,624	0,666	0,625	0,333	0,402	0,424	0,243	0,346	0,409
n ainés garçons	–	–	–	0,261	0,261	0,256	0,143	0,145	0,137
n ainées filles	–	–	–	0,236	0,234	0,243	0,121	0,127	0,125
Même sexe	–	–	–	0,497	0,495	0,499	0,264	0,272	0,262
Jumeaux à la naissance n	0,019	0,014	0,015	0,016	0,014	0,017	0,016	0,014	0,021
Couple	0,838	0,712	0,583	0,871	0,744	0,615	0,872	0,720	0,586

TABLEAU 1: Statistiques descriptives des mères d'au moins 1, 2 ou 3 enfants en France métropolitaine et dans les DOM.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Fr fait référence à la France métropolitaine, Run à La Réunion, Ant à l'échantillon réunissant la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane.

Se faisant, l'objectif est de mesurer l'impact d'un accroissement du nombre d'enfants sur la décision d'être active, c'est-à-dire être à la recherche ou occuper un emploi.

Le tableau 1 consigne un ensemble de statistiques descriptives relatives aux mères. Dans les échantillons retenus, les femmes de France métropolitaine et des Antilles sont plus âgées que leurs homologues de La Réunion. En Outre-mer, les femmes ont leur premier enfant plus tôt. La différence d'âge à la première naissance entre les mères réunionnaises/antillaises et françaises est comprise entre 3 et 2 ans. De plus, remarquons que l'âge à la première naissance décroît avec le nombre d'enfants, caractérisant l'idée que les mères ayant la volonté d'avoir de nombreux enfants commencent leur maternité plus tôt²¹. Le niveau d'étude des mères varie également avec le territoire considéré. En particulier, les domiennes sont plus souvent sans diplôme et moins souvent diplômées du supérieur que leurs homologues de France métropolitaine²². Remarquons que le département de La Réunion est celui avec la proportion de femmes non-diplômées la plus élevée. En termes d'offre de travail, le taux d'activité des mères de l'échantillon A est approximativement de 80% en France et aux Antilles. Avec un taux d'activité féminin plus faible s'élevant à 70%, le département de La Réunion se distingue des autres territoires. Comme attendu, l'activité féminine diminue avec le nombre d'enfants. Toutefois, un fait stylisé robuste est que le niveau d'activité des mères réunionnaises demeure inférieur à ceux observés en France métropolitaine et aux Antilles.

Les 6 dernières lignes du tableau 1 présentent un ensemble d'éléments descriptifs relatif à la fertilité et à la composition du ménage. La variable indicatrice indiquant si les mères ont un enfant de plus est de premier intérêt dans la mesure où il s'agit de la variable présumée endogène. En Outre-mer, plus de 40% des mères avec deux enfants ont au moins un enfant de plus. La même statistique est plus faible en France et s'élève à 33,3%. De plus, plus de 35% des mères avec 3 enfants ont au moins un quatrième enfant dans les DOM contre seulement 24% en France métropolitaine. Sans surprise, le nombre moyen d'enfants par femme est toujours supérieur dans les DOM. S'agissant des instruments, le tableau ne révèle pas de différences importantes entre les trois régions de l'étude : approximativement 1,5% des naissances correspondent à des naissances gémellaires, et, environ 50% des deux premiers enfants sont de même sexe. Sans surprise, avoir deux aînées de sexe féminin est moins fréquent qu'avoir deux aînés garçons²³. Enfin, observons que les mères domiennes sont moins fréquemment en couple

21. Les chiffres relatifs à l'âge à la première naissance du tableau 1 sont quelque peu différents des statistiques fournies l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE). L'âge officiel à la première naissance s'élève à 28 ans en France et à 25,6 ans à La Réunion. Nous avons vérifié que les restrictions appliquées aux échantillons expliquent entièrement ces différences.

22. L'échantillon « France » contient une proportion de femmes « peu qualifiées » plus importante que suggéré par les statistiques officielles. Une nouvelle fois, les restrictions appliquées aux échantillons expliquent entièrement cette différence.

23. En effet, l'Institut National des Etudes Démographiques (INED) rapporte que pour 100 naissances féminines en 2010 il y a 104 naissances masculines. Voir aussi : <https://www.ined.fr/fr/>

que les mères de France métropolitaine. Contrôler cet aspect dans les régressions est donc important.

Le modèle économétrique

Notre objectif principal est d'estimer l'effet causal de la présence d'un enfant supplémentaire sur l'activité au marché du travail des mères. A ces fins, nous considérons l'équation d'offre de travail suivante :

$$y_i = \alpha' w_i + \beta c_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

La variable y_i est l'indicatrice de participation au marché du travail valant 1 si la mère est active, 0 sinon. Nos variables de contrôle, incluses dans le vecteur w_i , sont les suivantes : l'âge de la mère, l'âge de la mère à la première naissance, la différence en année entre les deux dernières maternités (variable utilisée uniquement sur les échantillons B et C), le niveau d'étude de la mère (en 5 modalités), des effets fixes annuels, une dummy renseignant du sexe du premier enfant, une dummy indiquant si la mère vit en couple, une dummy indiquant la présence d'un enfant âgé de moins de 3 ans et une dummy indiquant si la mère est née à l'étranger²⁴. α' est le vecteur de coefficients associés aux variables de contrôle, ε_i est le terme d'erreur. La variable c_i est l'indicatrice présumée endogène indiquant la présence d'un enfant supplémentaire. Par exemple, pour l'échantillon des mères avec au moins 2 enfants (échantillon B), c_i vaut 1 dans l'éventualité où la mère a un troisième enfant. Enfin, le coefficient d'intérêt principal est β . Lorsqu'il a une interprétation causale, il mesure l'impact de la présence d'un enfant additionnel sur l'offre de travail des mères.

L'estimation par MCO de β est probablement biaisée par de la sélection endogène liée à des variables inobservées, implicitement incluses dans ε_i . Il est légitime de s'interroger sur la direction du biais de l'estimateur MCO. Deux éléments peuvent expliquer le sens du biais : i) la relation entre la variable présumée endogène (c_i) et la variable inobservée, et ii) la relation entre cette dernière et la variable de participation (y_i). Supposons que la variable inobservée mesure la *préférence* pour les activités du marché du travail et qu'elle capture l'idée que, pour des raisons diverses²⁵, certaines femmes sont plus ambitieuses et ont de plus grandes aspirations de carrière. Dans l'éventualité où cette variable inobservée est corrélée positivement avec l'activité au marché du travail mais négativement avec la fertilité, alors sa non-inclusion

[tout-savoir-population/chiffres/france/naissance-fecondite/naissances-sexe/](#).

24. Dans le cas de l'échantillon antillais, des indicatrices départementales sont incluses afin de capturer des effets fixes propre à chacun de ces départements d'Outre-mer.

25. Ces raisons pourraient être la conséquence de choix d'éducation passés ou présents, de préférences en faveur d'avoir une famille nombreuse ou encore de l'autonomie féminine.

dans l'équation 1 conduit à un biais à la hausse (en valeur absolue) de l'estimateur MCO²⁶. Remarquons que ce concept de *préférence* peut être relié au coût d'opportunité des activités de production domestique. Le retrait du marché du travail des femmes avec les plus grandes aspirations de carrière pourrait être associé à un coût d'opportunité plus élevé les incitant à avoir moins d'enfants. A l'inverse, les femmes avec un coût d'opportunité plus faible auraient moins de chances d'avoir une situation « favorable » sur le marché du travail et pourraient consacrer plus de temps à l'éducation de leurs enfants.

Pour rompre ce lien d'endogénéité, nous estimons l'équation de participation par la méthode des VI. En particulier, à l'instar d'Angrist et Evans [1998], Agüero et Marks [2008] ou Lundborg *et al.* [2017] (entre autres), nous estimons un modèle de probabilité linéaire par la méthode des Doubles Moindres Carrés (DMC). Cette dernière présente de nombreux avantages pour notre application empirique. A l'inverse des estimateurs par maximum de vraisemblance, elle n'impose aucune hypothèse sur la distribution des termes d'erreur. Ensuite, elle est relativement simple à mettre en œuvre, et comme suggéré par Angrist et Pischke [2009], elle fournit une estimation cohérente des effets marginaux. Puis, comme indiqué par Lewbel *et al.* [2012], elle ne spécifie pas de distribution particulière de la variable endogène qui peut être tronquée, discrète ou continue. Enfin, Heckman et Macurdy [1985] soulignent que cette stratégie d'estimation convient lorsque la variable dépendante, l'endogène et les instruments sont des indicatrices²⁷.

Un avantage pratique des DMC est que l'équation de première étape peut être facilement estimée. Dans notre contexte, il s'agit de régresser la variable de fertilité c_i , sur le(s) instrument(s) z_i et les variables de contrôle w_i :

$$c_i = \pi_0' w_i + \gamma z_i + \eta_i \quad (2)$$

Avec η_i le terme d'erreur de la première étape. En fonction des modèles estimés, la variable de fécondité sera instrumentée, soit par une dummy renseignant l'événement naissance gémellaire, ou, pour les échantillons B et C, par une dummy égale à 1 si les premiers aînés sont de même sexe²⁸. Les coefficients estimés de la première étape doivent être analysés finement dans la mesure où ils permettent de jauger la qualité de l'instrument. A ce stade,

26. En effet, lorsque la variable inobservée est à un niveau « faible », la probabilité d'avoir de nombreux enfants est plus grande tandis que celle d'être active est plus faible. Ainsi, β surestime le vrai impact de c_i puisqu'il confond deux effets négatifs : celui dû à la maternité et celui dû aux opportunités moins favorables sur le marché du travail.

27. Nous avons vérifié que la teneur des résultats principaux est la même lorsque l'équation de participation est estimée par le biais de l'estimateur à VI de Abadie [2003]. Ce dernier permet une approximation non-linéaire flexible de la fonction de réponse causale. Ces résultats complémentaires sont disponibles sur demande.

28. Remarquons que la variable « même sexe » peut être scindée en deux variables, « avoir n garçons » et « avoir n filles ».

il convient de discuter de l'interprétation de γ lorsque l'instrument « jumeaux » est utilisé. Dans ce cas particulier, il mesure l'accroissement moyen du nombre d'enfants pour les mères ayant connu une naissance gémellaire comparativement aux mères sans jumeaux. Bien sûr, toutes les mères avec des jumeaux à la n -ième naissance ont $n + 1$ enfants, mais ce que nous mesurons est une différence dans la propension d'accroître la taille de famille entre les mères de jumeaux et les autres mères. Etant donné que les tailles de famille sont plus grandes en moyenne dans les DOM, nous pouvons anticiper que les coefficients associés à la variable « jumeaux » seront plus élevés en France métropolitaine.

Variables instrumentales et LATE

Deux hypothèses générales sont requises pour la validité des instruments. Premièrement, les instruments doivent avoir un pouvoir prédictif significatif sur la variable endogène. Cette hypothèse implique que la corrélation entre les instruments « jumeaux »/« même sexe » et la variable de fécondité ne doit pas être nulle de sorte qu'une différence de nombres d'enfants puisse être mesurée. Les estimations de première étape renseignent sur la validité de la stratégie d'instrumentation. La seconde hypothèse stipule que les instruments ne doivent pas être corrélés avec les termes d'erreur de l'équation (1). Dit autrement, les instruments doivent eux-mêmes être exogènes. La littérature récente soulève deux inquiétudes à propos de l'utilisation des naissances gémellaires comme instrument pour la fécondité. D'un côté, les naissances multiples sont plus fréquentes pour les mères ayant eu recours à une assistance médicale pour aboutir à une grossesse. Toutefois, étant donné le caractère peu commun de ces traitements comparativement à l'ensemble des naissances, ce phénomène ne devrait pas être une source de problème dans notre application. De l'autre côté, Rosenzweig et Zhang [2009] soulignent que, dans la mesure où les jumeaux ont plus de chances d'être en mauvaise santé à la naissance, les parents pourraient modifier leur comportement vis-à-vis du marché du travail. Par exemple, certains parents pourraient dédier plus de temps à leurs enfants en réduisant de manière temporaire le temps qu'ils consacrent à leurs activités sur le marché du travail. Un tel comportement, en révélant un effet spécifique des naissances gémellaires sur la participation des mères, pourrait invalider la condition d'exogénéité. Dans leur application, Rosenzweig et Zhang [2009] prennent en compte cette possibilité en incluant dans leurs régressions une variable renseignant le poids de l'enfant à la naissance. Comme cette information n'est pas donnée dans le RRP, nous ne pouvons envisager une telle approche. Une manière indirecte d'étudier si les mères de jumeaux sont différentes des mères sans jumeaux est de comparer leurs caractéristiques prédéterminées. Le tableau 8 de l'annexe B fournit ces statistiques descriptives. En termes de niveau de diplôme, les mères de jumeaux sont semblables aux mères sans jumeaux. Pour l'échantillon A, les premières vivent plus souvent en

couple alors que l'inverse est vrai pour l'échantillon C. Comme attendu, les mères ayant connu une naissance gémellaire sont légèrement plus âgées et ont eu leur premier enfant plus tardivement. Enfin, le tableau 8 semble indiquer que l'activité des mères avec des jumeaux est plus faible. Cependant, si nous les comparons avec les mères ayant le même nombre d'enfants (cf. tableau 1), les différences ne sont plus significatives. Dans l'ensemble, lorsque des différences existent, elles ne sont pas significatives d'un point de vue économique. Par conséquent, étant donné l'échantillon d'analyse, l'utilisation de variables de contrôle et le caractère aléatoire des naissances gémellaires, il est plus probable que l'hypothèse d'exogénéité soit vérifiée²⁹.

Au-delà de ces interrogations, il convient de remarquer que le coefficient estimé β a une interprétation causale particulière. En effet, il nous renseigne sur comment varie la probabilité de participation à la suite d'un accroissement du nombre d'enfants uniquement pour les mères qui, en raison de l'évènement capté par l'instrument, ont plus d'enfants qu'elles n'auraient eu autrement. Comme démontré par Angrist et Imbens [1995], β doit être interprété comme un effet de traitement local moyen (LATE)³⁰. Par conséquent, β est informatif sur comment les *compliers* répondent à une augmentation du nombre d'enfants mais il ne procure aucune information sur la réaction des mères qui ne connaîtront jamais (ou qui connaîtront toujours) une grossesse additionnelle. Cependant, lorsque l'évènement de naissance gémellaire sert d'instrument pour la fécondité, l'effet local estimé a une interprétation encore plus particulière. En effet, comme l'instrument « jumeaux » exclut l'existence des *never-takers*, le LATE peut s'interpréter comme un effet de traitement moyen sur les non-traités (Angrist *et al.* [2010]). Dans ce cas particulier, la population des *compliers* comprend toutes les mères qui voulaient (au moment de l'enquête) n enfants mais qui, en raison d'une naissance multiple, ont un ou plusieurs enfants de plus. L'annexe C présente plus en détails les hypothèses et les propriétés liées au LATE.

RESULTATS

Dans cette section, les principaux résultats de l'article sont présentés. En premier lieu, nous détaillons et discutons des résultats de la première étape. En second lieu, les estimations de seconde étape sont décrites. Enfin, nous discutons les résultats et leur validité.

Insérer tableau 2 ici

29. Remarquons également que l'hypothèse mise en avant par Rosenzweig et Zhang [2009] a plus de chances d'opérer à court terme. Or, les données utilisées dans notre étude ne nous permettent pas d'étudier l'effet de court terme de la fécondité sur l'offre de travail des mères.

30. Du terme anglais *Local Average Treatment Effect*.

	(1)			(2)			(3)			(4)			(5)			(6)		
	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant
<i>Contrôle</i>																		
	Non									Oui								
<i>Echantillon A: Mères d'au moins 1 enfant</i>																		
<i>Jumeaux-1</i>	-	-	-	-	-	-	0,383 (0,002)	0,339 (0,017)	0,381 (0,017)	-	-	-	-	-	-	0,438 (0,002)	0,408 (0,013)	0,418 (0,014)
<i>F-stat</i>	-	-	-	-	-	-	29695	412	498	-	-	-	-	-	-	67175	1670	1357
<i>Echantillon B: Mères d'au moins 2 enfants</i>																		
<i>Même sexe</i>	0,020 (0,000)	0,039 (0,005)	0,010 ^{NS} (0,005)	-	-	-	-	-	-	0,012 (0,000)	0,029 (0,0,04)	0,03 ^{NS} (0,005)	-	-	-	-	-	-
<i>2 garçons</i>	-	-	-	0,019 (0,000)	0,039 (0,006)	0,006 ^{NS} (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,011 (0,000)	0,028 (0,005)	0,001 ^{NS} (0,005)	-	-	-
<i>2 filles</i>	-	-	-	0,021 (0,000)	0,038 (0,006)	0,013 (0,007)	-	-	-	-	-	-	0,012 (0,000)	0,029 (0,006)	0,007 ^{NS} (0,007)	-	-	-
<i>Jumeaux-2</i>	-	-	-	-	-	-	0,678 (0,002)	0,606 (0,021)	0,586 (0,021)	-	-	-	-	-	-	0,704 (0,002)	0,617 (0,016)	0,572 (0,015)
<i>F-stat</i>	730	58	3	360	29	2	55460	804	800	41893	1332	1077	39898	1269	1030	48944	1453	1182
<i>Echantillon C: Mères d'au moins 3 enfants</i>																		
<i>Même sexe</i>	0,003 (0,001)	0,026 (0,004)	-0,009 ^{NS} (0,009)	-	-	-	-	-	-	0,001 ^{NS} (0,001)	0,011 (0,006)	-0,001 ^{NS} (0,007)	-	-	-	-	-	-
<i>3 garçons</i>	-	-	-	0,007 (0,002)	0,039 (0,011)	0,000 ^{NS} (0,012)	-	-	-	-	-	-	0,003 (0,001)	0,022 (0,009)	0,021 ^{NS} (0,009)	-	-	-
<i>3 filles</i>	-	-	-	0,015 (0,002)	0,024 (0,012)	0,002 ^{NS} (0,012)	-	-	-	-	-	-	0,006 (0,000)	0,015 ^{NS} (0,010)	0,001 ^{NS} (0,010)	-	-	-
<i>Jumeaux-3</i>	-	-	-	-	-	-	0,769 (0,005)	0,663 (0,033)	0,604 (0,028)	-	-	-	-	-	-	0,769 (0,003)	0,681 (0,024)	0,0579 (0,021)
<i>F-stat</i>	6	9	1	51	7	0	29424	401	456	13752	607	508	13128	580	0	17184	678	570

TABLEAU 2: L'impact des instruments sur la fertilité: estimations de première étape.

Sources: RRP, calculs de l'auteur

Notes: Fr fait référence à la France métropolitaine, Run à La Réunion, Ant à l'échantillon réunissant la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1% sauf ceux marqués par l'exposant *NS*. Tailles des échantillons: France 1+ 2570062, 2+ 1603249, 3+ 533187; La Réunion 1+ 55498, 2+ 36958, 3+ 14862; les Antilles" 1+ 52987, 2+ 33102, 3+ 14036. Les estimations sont basées sur un échantillon de mères âgées entre 21 et 40 ans.

La première étape

Les résultats de première étape pour laquelle la variable dépendante est l'indicatrice de fécondité sont reportés au tableau 2. Comme la plupart des coefficients sont significatifs au seuil de 1% et afin d'avoir une présentation aussi simple que possible, le tableau ne reporte pas les niveaux de significativité. Les coefficients non-significatifs sont repérables par l'exposant *NS*. Nous évaluons le pouvoir prédictif des variables instrumentales en suivant Stock et Yogo [2005]. Ces derniers proposent des critères basés sur des seuils plancher pour la statistique de Fisher de première étape. Concrètement, dans un modèle sans variable de contrôle, une statistique de Fisher inférieure à 10 suggère un instrument faible. Dans notre cas, ces dernières sont toutes largement supérieures à 10 lorsque la variable « jumeaux » est la source exogène de variation du nombre d'enfants. Le constat est plus contrasté lorsque la composition sexuelle des aînés sert d'instrument. En effet, pour l'échantillon « Antilles », le critère n'est jamais respecté. S'agissant des échantillons « Réunion » et « France » les statistiques de Fisher sont supérieures au seuil plancher pour l'échantillon B alors qu'elles sont inférieures pour l'échantillon C. Dans l'ensemble, ces premières analyses indiquent que la non-mixité sexuelle des aînés provoque une faible incitation à l'augmentation de la taille de la fratrie aux Antilles et pour les rangs de naissance élevés.

Analysons désormais les coefficients. Sans surprise, les paramètres estimés associés à la variable de naissance gémellaire sont plus élevés en France métropolitaine que dans les DOM. Par exemple, pour l'échantillon B le coefficient de première étape associé à la variable « jumeaux » est égal à 0,68 pour la France métropolitaine et 0,59 pour les Antilles³¹. Aucune préférence des mères pour la mixité sexuelle de leurs enfants n'est visible dans les échantillons « Antilles ». Peu importe le rang de naissance étudié, avoir des aînés de même sexe n'augmente pas la probabilité d'avoir un enfant additionnel dans ces régions. En revanche, les régressions confirment l'idée d'une préférence des mères réunionnaises et « françaises » en faveur de la mixité sexuelle de leur descendance seulement pour l'échantillon B. Dans un modèle sans variable de contrôle, la probabilité d'avoir un troisième enfant lorsque les deux aînés sont du même genre augmente de 3,9 points à La Réunion et de 2 points en France métropolitaine. Lorsque la variable « même sexe » est divisée en 2 (deux aînés garçons et deux aînés filles), le constat est similaire et aucune préférence en faveur de l'un des sexes apparaît. Aux colonnes (4) et (5), les variables de contrôle w_i sont ajoutées aux régressions et permettent de contrôler des effets liés aux caractéristiques sociodémographiques des mères. Remarquons que la non-mixité sexuelle des aînés ne constitue plus une incitation à accroître

31. Autrement dit, 32% des mères « françaises » auraient eu un troisième enfant, peu importe l'assignement de la variable « jumeaux ». Dans l'échantillon « Antilles », la statistique correspondante est de 41%.

le nombre d'enfants pour les mères d'au moins 3 enfants. En effet, les coefficients estimés sont soit proches de 0 soit non-significatifs suggérant que les mères de 3 aînés de même sexe ne sont pas plus enclines à connaître une quatrième maternité.

Dans l'ensemble, les estimations de première étape confirment que la variable « jumeaux » est probablement un bon instrument de la fertilité. En revanche, le constat est nuancé pour la variable « même sexe », notamment lorsqu'elle est utilisée sur les échantillons antillais et les échantillons C. Ce constat remet en doute le bienfondé de l'utilisation de cet instrument.

Insérer tableau 3 ici

La seconde étape

Les estimations de seconde étape ayant pour variable dépendante la participation et pour explicatives la variable de fertilité et les variables de contrôle sont consignées au tableau 3. Pour conserver une présentation simple, seuls les coefficients associés à la variable indiquant la présence d'un enfant sont reportés³². Comme indiqué à la première colonne, estimer par MCO l'équation de participation confirme une corrélation négative entre le nombre d'enfants et l'activité des mères. L'ampleur des coefficients MCO est en général plus faible dans les DOM comparativement à la France métropolitaine.

Les 4 dernières colonnes du tableau D fournissent les résultats issus des modèles à VI. Pour l'échantillon des mères d'au moins 1 enfant, le seul instrument valable est la survenue d'une naissance gémellaire à la première naissance. Ainsi, la présence d'un deuxième enfant, générée par une naissance multiple, a un impact négatif sur l'offre de travail des mères en la faisant diminuer de 13, 12 et 10 points de pourcentage en France, à La Réunion et aux Antilles, respectivement. Les coefficients estimés sont très proches pour l'ensemble des territoires considérés suggérant que pour le rang de naissance 2, l'impact négatif de la fécondité est similaire.

Pour l'échantillon B et C, en plus de la variable « jumeaux », la variable indiquant la composition sexuelle des aînés est aussi utilisable. Concentrons-nous dans un premier temps sur l'échantillon B. L'ampleur de l'impact négatif associée à la variable de fertilité change lorsque la variable « même sexe » est le moteur de l'inférence causale. En particulier, les coefficients estimés s'élèvent à -0,11 et -0,22 en France métropolitaine et à La Réunion. Il convient de remarquer que, avec des écarts-types de 5 et 16 points de pourcentage respectivement, les coefficients estimés sont imprécis voire non-significatifs. La vision d'ensemble est inchangée lorsque la variable « même sexe » est séparée selon le genre (cf. colonne DMC

32. Des résultats additionnels concernant les autres variables du modèle sont consultables à l'annexe D.

	MCO (1)	DMC (2)	DMC (3)	DMC (4)
<i>Instrument(s)</i>	–	<i>Même sexe</i>	<i>Même sexe divisé</i>	<i>Jumeaux</i>
<i>Echantillon A: Mères d'au moins 1 enfants</i>				
<i>France</i>	-0,098 *** (0,000)	–	–	-0,128 *** (0,004)
<i>Réunion</i>	-0,067 *** (0,005)	–	–	-0,119 *** (0,013)
<i>Antilles</i>	-0,040 *** (0,004)	–	–	-0,105 *** (0,011)
<i>Echantillon B: Mères d'au moins 2 enfants</i>				
<i>France</i>	-0,140 *** (0,001)	-0,111 *** (0,050)	-0,107 *** (0,050)	-0,089 *** (0,004)
<i>Réunion</i>	-0,100 *** (0,006)	-0,219 (0,160)	-0,218 (0,160)	-0,125 *** (0,020)
<i>Antilles</i>	-0,063 *** (0,006)	-1,06 (1,820)	-0,034 (0,885)	-0,088 *** (0,021)
<i>Echantillon C: Mères d'au moins 3 enfants</i>				
<i>France</i>	-0,149 *** (0,002)	2,993 (2,876)	1,00 (0,379)	-0,074 *** (0,006)
<i>Réunion</i>	-0,101 *** (0,011)	0,847 (0,919)	0,815 (0,552)	-0,139 *** (0,031)
<i>Antilles</i>	-0,094 *** (0,010)	6,46 (57,33)	-0,149 (0,542)	-0,098 ** (0,030)

TABLEAU 3: L'impact de la fertilité sur l'activité des mères : estimations de deuxième étape.

Source: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité: * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons: France 1+ 2570062, 2+ 1603249, 3+ 533187; Réunion 1+ 55498, 2+ 36958, 3+ 14862; Antilles 1+ 52987, 2+ 33102, 3+ 14036. Les estimations sont basées sur des échantillons de mères âgées entre 21 et 40 ans. Tous les modèles incluent des variables de contrôle.

(3)). L'échantillon « antillais » se distingue des deux autres. En effet, les modèles DMC utilisant la non-mixité sexuelle comme instrument fournissent des estimations incohérentes, imprécises et non-significatives de l'impact causal. Ce résultat confirme les intuitions de la sous-section précédente : l'instrument « même sexe », appliqué à l'échantillon B « antillais », n'est pas assez puissant et détériore la qualité des estimations de seconde étape. A la colonne DMC (4), la variable endogène est instrumentée par l'évènement de naissance gémellaire. De manière attendue, cela change l'ampleur de l'effet causal qui est désormais plus faible. Dans l'ensemble, les modèles confirment que les mères réunionnaises sont plus enclines à se retirer du marché du travail à la suite d'une augmentation du nombre d'enfants. Ainsi, avoir plus de deux enfants est associé à une diminution de la probabilité d'activité des mères réunionnaises d'environ 12,5 points. En France métropolitaine l'effet causal est significativement plus faible puisqu'il s'élève à 9 points³³. Un autre fait remarquable des estimations issues de l'échantillon B est que les résultats basés sur l'échantillon « antillais » (lorsque la variable « jumeaux » sert d'instrument) ne sont pas statistiquement différent de ceux de la France métropolitaine.

La partie inférieure du tableau 3 reporte les résultats relatifs à l'impact d'une quatrième naissance. Pour toutes les régions considérées, l'effet estimé n'est ni cohérent, ni statistiquement significatif lorsque la variable de fécondité est instrumentée par le sexe des trois aînés. Qui plus est, ces modèles ne délivrent pas le signe escompté de l'effet de traitement qui est curieusement positif. Une nouvelle fois, ces incohérences sont la conséquence directe de la faiblesse de cet instrument. Cependant, sur cet échantillon l'indicatrice de naissances multiples demeure une source de variation exogène de fécondité. Ainsi, avec la variable « jumeaux » comme instrument, nous trouvons que la fécondité a un impact plus fort sur l'activité des mères réunionnaises. En particulier, après le passage de 3 à 4 enfants, la probabilité d'activité des réunionnaises diminue de 13,9 points contre seulement 7,4 et 9,8 points en France métropolitaine et aux Antilles (cf. colonne DMC (4))³⁴.

Discussion

Au moment de la présentation de notre modèle empirique, nous avons anticipé un biais à la hausse de l'estimateur MCO. En effet, les mères avec les plus grandes aspirations de carrière, probablement celles ayant un coût d'opportunité des activités de production domestique plus élevé, seraient plus enclines à offrir leur offre de travail et réduire leur nombre d'enfants désiré. A l'inverse, les mères ayant de moins bonnes perspectives de carrière et

33. La différence entre les estimations est ici significative au seuil de 10%.

34. L'écart existant entre les coefficients associés aux estimations sur l'échantillon « France » et « Réunion » est significatif au seuil de 5%. A l'inverse, l'estimation basée sur les données antillaises n'est pas significativement différente de celle basée sur les données métropolitaines.

un coût d'opportunité moins grand seraient plus enclines à se retirer du marché du travail pour consacrer du temps à l'éducation de leurs enfants. Dans les échantillons d'Outre-mer, les paramètres associés à la variable endogène ne sont pas significativement différents des estimations par MCO, sauf pour l'échantillon A. Pour les échantillons « France », les modèles à VI utilisant les naissances gémellaires comme instrument conduisent à des estimations inférieures au modèle MCO pour l'échantillon B et C alors que l'inverse apparaît pour l'échantillon A. Par ailleurs, lorsque la non-mixité sexuelle est le seul instrument, l'effet causal n'est plus statistiquement différent des estimations par MCO. Nos résultats restent toutefois cohérents avec la littérature internationale. En particulier, Vere [2011] et Ceceres-Delpiano [2012] trouvent que les modèles à VI utilisant la variable « jumeaux » comme choc exogène de fertilité conduisent à des effets plus faibles que ceux obtenus en utilisant les MCO. Dans l'ensemble, l'hypothèse d'Angrist et Evans [1998] et Agüero et Marks [2008] à propos de la direction du biais est confirmée uniquement sur les échantillons français (B et C) et lorsque l'évènement de naissance multiple sert d'instrument. Aucune conclusion ferme ne peut être établie dans le cas des DOM.

Dans l'ensemble, nos résultats suggèrent qu'une naissance supplémentaire entraîne une réduction plus forte de l'activité des mères à La Réunion comparativement à la France métropolitaine et aux autres DOM. Ce constat est particulièrement vrai pour les rangs de naissance 3 et 4. En fournissant des résultats avec l'emploi comme variable dépendante, l'annexe E renforce ce fait stylisé. Il montre qu'une augmentation de la taille de la fratrie diminue plus la probabilité d'emploi des mères à La Réunion qu'en France métropolitaine et aux Antilles³⁵. Par ailleurs, le tableau 3 indique également que l'impact causal décroît (en valeur absolue) avec le nombre d'enfants (lorsque la variable « jumeaux » est l'instrument) en France alors que l'inverse est vrai à La Réunion. Nos résultats empiriques sont cohérents avec les statistiques descriptives mises en avant au tableau 1. Ils confirment l'idée que les mères réunionnaises se trouvent dans une situation singulière face à l'arbitrage entre maternité et participation au marché du travail.

ANALYSES COMPLEMENTAIRES

Cette section explore des aspects relatifs à l'intensité de l'impact causal négatif. En premier lieu, nous examinons si l'ampleur de l'effet causal est le même selon l'âge de l'enfant le plus jeune. En second lieu, nous étudions dans quelle mesure l'effet négatif dépend du niveau d'éducation des mères. En troisième et dernier lieu, il s'agit d'étudier si l'effet de la fécondité

35. Observons cependant que les résultats reportés à l'annexe E ne sont pas significatifs pour l'échantillon A.

sur l'activité féminine est hétérogène au sein-même des régions de France métropolitaine.

L'impact causal selon l'âge de l'enfant le plus jeune

Insérer tableau 4 ici

Lorsque nous étudions l'impact causal d'un enfant supplémentaire sur l'activité féminine, la présence d'un enfant en bas âge peut modifier le niveau de l'effet causal. En particulier, nous pouvons légitimement supposer que la présence d'un enfant très jeune, à qui il est nécessaire de consacrer beaucoup de temps, constitue une barrière supplémentaire au retour à l'activité. Afin de prendre en compte cette possibilité, nous ré-estimons nos modèles en restreignant nos échantillons aux mères dont l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 3 ans³⁶. Le tableau 4 reporte les résultats³⁷. Dans l'ensemble, ces derniers sont en accord avec notre hypothèse de départ. Ainsi, lorsque l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 3 ans, le passage de 1 à 2 enfants réduit la probabilité de participation des mères de 22 points en métropole et de 25 points à La Réunion. Comparativement aux estimations du tableau 3, l'ampleur de l'effet négatif est presque doublée. S'agissant de la présence d'un troisième enfant (colonne B du 4), l'impact négatif est toujours significativement plus élevé pour les mères de France métropolitaine et de La Réunion, alors que les intervalles de confiance ne nous permettent pas de conclure dans le cas des Antilles. De la même manière, pour les mères d'au moins trois enfants, les échantillons restreints n'offrent pas suffisamment de pouvoir statistique pour parvenir à une conclusion cohérente. Il convient de remarquer que l'échantillon « Antilles » se distingue des deux autres dans la mesure où les paramètres associés à la variable de fécondité ne sont significatifs que pour l'échantillon C. Pour résumer, l'estimation de ces modèles confirme que la présence d'un enfant en bas âge peut conduire à une sous-estimation de l'ampleur de l'effet causal, notamment pour les passages de 1 à 2 et de 2 à 3 enfants. Une nouvelle fois, nos résultats confirment que l'effet causal négatif est plus élevé à La Réunion.

Hétérogénéité selon le niveau de diplôme des mères

Insérer tableau 5 ici

Afin d'explorer plus en détail le lien entre le concept de *préférence*, le coût d'opportunité de la garde des enfants et l'effet causal de la fécondité sur l'offre de travail féminine, nous estimons nos modèles en séparant les échantillons selon le niveau de diplôme. En effet, les

36. Nous choisissons l'âge de 3 ans car en général il correspond à l'entrée en maternelle des enfants.

37. Observons que pour faciliter la comparaison entre les 3 territoires considérés, nous abandonnons l'utilisation de l'instrument « même sexe ».

	A (1+)	B (2+)	C (3+)
<i>Instrument</i>	<i>Jumeaux-1</i>	<i>Jumeaux-2</i>	<i>Jumeaux-3</i>
<i>France</i>	-0.219 *** (0.008)	-0.128 *** (0.008)	-0.054 *** (0.013)
<i>Réunion</i>	-0.248 *** (0.067)	-0.269 *** (0.065)	-0.116 (0.100)
<i>Antilles</i>	-0.007 (0.077)	-0.087 (0.069)	-0.227 ** (0.098)

TABLEAU 4: L'impact de la fertilité sur l'activité des mères lorsque l'enfant le plus jeune est âgé de moins de 3 ans.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité: * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons : France 1+ 805300, 2+ 454468, 3+ 160052; Réunion 1+ 15221, 2+ 10191, 3+ 4866; Antilles 1+ 14708, 2+ 9822, 3+ 4984.

	A (1+)		B (2+)		C (3+)	
<i>Instrument</i>	<i>Jumeaux-1</i>		<i>Jumeaux-2</i>		<i>Jumeaux-3</i>	
<i>Education</i>	< Bac	≥ Bac	< Bac	≥ Bac	< Bac	≥ Bac
<i>France</i>	-0,162 *** (0,008)	-0,101 *** (0,004)	-0,104 *** (0,006)	-0,078 (0,004)	-0,092 *** (0,009)	-0,048 *** (0,009)
<i>Réunion</i>	-0,152 ** (0,061)	-0,084 *** (0,042)	-0,133 *** (0,043)	-0,093 * (0,048)	-0,133 ** (0,058)	-0,207 ** (0,101)
<i>Antilles</i>	-0,158 *** (0,060)	-0,069 *** (0,036)	-0,112 ** (0,050)	-0,056 (0,036)	-0,132 ** (0,056)	0,004 (0,075)

TABLEAU 5: L'impact de la fertilité sur l'activité des mères selon le niveau de diplôme.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité: * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons : France < Bac 1+ 1119485, 2+ 758398, 3+ 315517; France ≥ Bac 1+ 1451127, 2+ 844851, 3+ 217670; Réunion < Bac 1+ 36101, 2+ 26371, 3+ 12211; Réunion ≥ Bac 1+ 19397, 2+ 10587, 3+ 2651; Antilles < Bac 1+ 31190, 2+ 21685, 3+ 10822; Antilles ≥ Bac 1+ 21797, 2+ 11417, 3+ 3214

modèles théoriques prédisent que le coût d'opportunité des activités de production domestique (dont peut faire partie le temps consacré à l'éducation des enfants) croît avec le niveau de diplôme. Dans ce qui suit, pour chacun des territoires et chacun des échantillons nous distinguons 2 sous-échantillons. D'un côté, le sous-échantillon des mères qui ont au plus un niveau de diplôme strictement inférieur au baccalauréat. De l'autre, le sous-échantillon des mères qui ont au moins un diplôme équivalent au baccalauréat³⁸. Les résultats d'estimation sont visibles au tableau 5. Clairement, il apparaît que les mères les moins diplômées sont bien plus enclines à se retirer du marché du travail lorsqu'elles ont des enfants. A l'exception d'un cas³⁹, cela est vrai pour toutes les régions. Par exemple, une troisième naissance additionnelle réduit la probabilité d'activité des mères les « moins qualifiées » d'environ 10,5 points contre 7,8 points pour les mères les « plus qualifiées » (échantillon « France »). Sans ambiguïté, nos résultats confirment que les mères les « plus qualifiées », probablement celles avec le coût d'opportunité des activités de production le plus élevé, sont moins enclines à se retirer du marché du travail lorsque leur taille de famille augmente. Ce résultat est cohérent avec le concept de *préférence* proposé par Angrist et Evans [1998].

L'effet causal est-il homogène au sein des régions de France métropolitaine ?

Insérer tableau 6 ici

Avec les estimations de la section précédente, nous montrons une hétérogénéité de l'ampleur de l'effet causal d'intérêt entre la France métropolitaine et La Réunion. Dans cette sous-section, nous nous demandons si l'effet causal est homogène en France métropolitaine. En effet, nous pouvons augurer que l'effet négatif du nombre d'enfants sur l'activité féminine dépend i) du développement de l'offre de garde d'enfants dans une région spécifique, ou encore ii) de la situation économique au niveau régional (fort/faible taux de chômage, offres d'emplois disponibles au niveau régional etc.). Afin d'avoir une première idée des disparités régionales, nous ré-estimons nos modèles pour les 13 nouvelles régions de France métropolitaine. Le graphique 1 montre la distribution des coefficients estimés de la variable endogène de fécondité. Tout d'abord, remarquons que l'effet d'un accroissement du nombre d'enfants sur l'activité des mères varie sensiblement selon les régions de France métropolitaines. Ainsi, l'effet causal de la présence d'un deuxième enfant varie entre -9,3 points (Nouvelle-Aquitaine) et -21,4 points (Corse). La dispersion de l'effet causal pour la troisième et la quatrième naissance

38. Ce choix de restriction des échantillons est guidée par le fait que dans les DOM environ 50% des mères ont un niveau de diplôme inférieur au baccalauréat. Procéder de la sorte, nous permet d'équilibrer la taille des échantillons domiens.

39. L'exception (curieuse) concerne l'échantillon C réunionnais. Toutefois, il convient de remarquer que cet échantillon contient un nombre d'observations limité (2651) et que les coefficients estimés sont imprécis.

	A (1+)	B (2+)	C (3+)
<i>Instrument</i>	<i>Jumeaux-1</i>	<i>Jumeaux-2</i>	<i>Jumeaux-3</i>
<i>Moins de 10 places</i>	-0,144 *** (0,008)	-0,102 *** (0,007)	-0,091 *** (0,011)
<i>Plus de 15 places</i>	-0,113 ** (0,005)	-0,079 *** (0,005)	-0,068 *** (0,009)

TABLEAU 6: L'impact de la fertilité sur l'activité des mères selon le nombre de places disponibles en crèche.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité: * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons : Echantillon "Moins de 10 places" 1+ 813887, 2+ 533794, 3+ 195769; Echantillon "Plus de 15 places" 1+ 1229818, 2+ 736008, 3+ 236196

est moins large, allant de -6,6 points (Normandie) à -11,4 points (Corse) et de -2,6 points (Occitanie) à -12 points (Grand-Est)⁴⁰. Un autre fait remarquable du graphique 1 est qu'il suggère que, parmi les régions françaises, La Réunion est probablement celle où l'effet causal négatif est le plus fort pour les rangs de naissance 3 et 4. Par exemple, pour le passage de 3 à 4 enfants, l'effet causal le plus fort en France métropolitaine s'élève à -12 points alors qu'à La Réunion il est égal à -13,9 points. Ce constat renforce l'idée d'une spécificité dans l'arbitrage entre offre de travail féminine et fécondité à La Réunion.

Afin d'offrir une première piste d'explication à ces disparités régionales, nous proposons de nouvelles estimations de notre modèle en distinguant, pour chacun des échantillons A, B et C, deux sous-échantillons selon le niveau de l'offre de garde d'enfants. Le premier sous-échantillon contient des régions où le nombre de places en crèche (collective ou familiale) est inférieur à 10 places pour 100 enfants de moins de 3 ans. Ce premier groupe est qualifié de régions à « faible » offre de garde. Le second groupe, quant à lui, contient les régions pour lesquelles le nombre de places en crèche est supérieur à 15 places pour 100 enfants de moins de 3 ans⁴¹. Ce second groupe est qualifié de régions à « forte » offre de garde⁴². Dans cette analyse, l'idée principale étant de révéler des différences entre des groupes se situant dans le haut et le bas de la distribution, nous laissons de côté le groupe de régions où l'offre de garde d'enfants est « intermédiaire »⁴³. Dans le groupe de régions à « faible » offre de garde, nous retrouvons des régions où l'impact négatif du nombre d'enfants est élevé, comme par exemple le Grand-Est, les Hauts-de-France et La Réunion. A l'inverse, dans le second groupe, nous avons plutôt les régions où l'effet causal est faible, comme par exemple l'Occitanie, la Martinique, la Guadeloupe et l'Ile de France. Les résultats esquissés au tableau 6 indiquent que, dans les régions où l'offre de places en crèche est « faible », l'impact négatif d'un accroissement du nombre d'enfants est supérieur à celui observé dans les régions à « forte » offre de garde d'enfants⁴⁴. Ainsi, pour le premier groupe le passage de 1 à 2 enfants diminue la probabilité de participation de 14,4 points de pourcentage alors que pour le second groupe l'effet estimé est de 11,3 points. Les différences entre les coefficients estimés sont significatives pour les échantillons A et B mais pas pour l'échantillon C. A notre connaissance, nos

40. Pour les échantillons A et B tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1%. Pour l'échantillon C, les coefficients ne sont pas significatifs pour l'Occitanie, la Bretagne, la Corse et les Pays-de-le-Loire. Pour les autres régions les coefficients sont significatifs au seuil de 5% (au moins).

41. Les données sur le nombre de places disponibles en garderie sont en accès libre sur le site de la DREES.

42. Le choix des valeurs seuils (10 et 15) n'est pas fixé de manière aléatoire. En effet, il correspond aux 33ème et 66ème percentiles de la distribution de notre proxy pour le nombre de places disponibles en crèche. Notre proxy de l'offre de places en crèche correspond à une moyenne arithmétique simple du nombre de places disponibles au niveau régional pour les années 2010, 2011 et 2012.

43. Nous retrouvons dans ce groupe dit « intermédiaire » la région Bourgogne-Franche-Comté, Auvergne-Rhône-Alpes (entre autres).

44. Observons que pour prendre en compte des liés aux caractéristiques des régions, des effets fixes régionales sont ajoutés aux régressions.

résultats à propos de l'hétérogénéité de l'impact causal en fonction disparités régionales en matière d'offre de garde sont nouveaux. Ils contrastent quelque peu avec l'article de Moschion [2012], qui trouve que la préscolarisation à 2 ans ne permet pas une meilleure conciliation entre vie familiale et professionnelle⁴⁵. Nous sommes néanmoins conscients que nos premiers résultats mériteraient d'être confirmés par une étude plus complète considérant des données plus récentes et un niveau d'agrégation plus faible.

Insérer graphique 1 ici

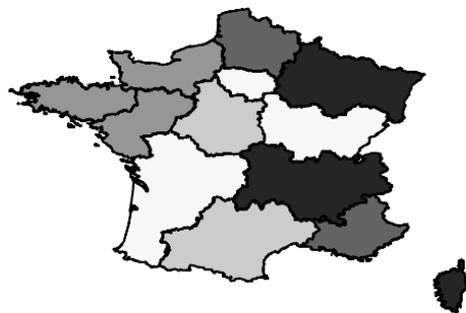
CONCLUSION

A partir des données du Recensement Rénové de la Population, nous étudions l'impact de la maternité sur la participation féminine au marché du travail en France et en Outre-mer. Dans le but d'obtenir une interprétation causale, nous estimons des modèles à Variables Instrumentales exploitant la survenue d'une naissance multiple et/ou la non-mixité sexuelle des enfants déjà nés comme sources exogènes de fécondité. Nos résultats indiquent que le nombre d'enfants a un impact négatif sur l'activité féminine plus fort à La Réunion qu'en France métropolitaine et dans les autres DOM. Qui plus est, l'ampleur de l'effet causal est décroissante avec le nombre d'enfants en France métropolitaine alors que l'inverse est observé à La Réunion. Nous affinons ensuite l'analyse en considérant trois formes d'hétérogénéités potentielles. Tout d'abord, nous montrons que l'ampleur de l'effet négatif est bien plus forte lorsque le plus jeune enfant de la fratrie est âgé de moins de 3 ans. Ensuite, nous trouvons que les mères les moins diplômées sont plus enclines à se retirer du marché lorsqu'elles ont des enfants. Ces résultats sont cohérents avec la théorie économique suggérant que les mères avec les plus grandes aspirations de carrière sont celles ayant un cout d'opportunité de l'inactivité plus élevé. Enfin, une analyse géographique révèle que l'impact causal de la fécondité sur l'activité des mères est hétérogène au sein-même des régions de France métropolitaine. Une telle dispersion suggère que des caractéristiques locales pourraient influencer sur l'effet causal d'intérêt. En tant que première approche, nous estimons des régressions en divisant nos échantillons selon l'offre de garde d'enfants au niveau régional. Les résultats confirment notre intuition dans la mesure où l'effet causal est plus élevé dans les régions avec une faible disponibilité en matière d'offre de garde.

Dans l'ensemble, notre étude ne doit être qu'une première étape dans la compréhension des liens entre maternité et activité féminine dans les DOM. Même si les politiques familiales sont presque les mêmes entre les régions d'Outre-mer, d'autres facteurs (observés ou inobservés)

45. Il convient de remarquer que sur un échantillon de mères diplômées, Moschion [2012] trouve que la préscolarisation réduit l'impact négatif du nombre d'enfants.

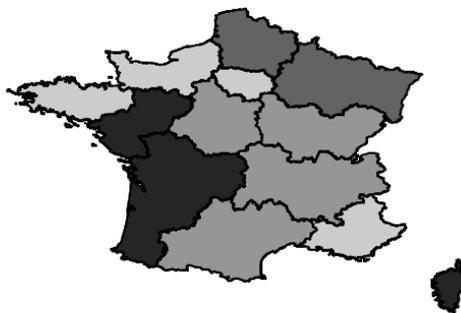
**Ech. A: Mères d'au
moins un enfant**



Coefficients estimés 1+

- -0.2 to -0.12
- -0.12 to -0.11
- -0.11 to -0.09
- -0.09 to -0.07
- -0.07 to -0.06

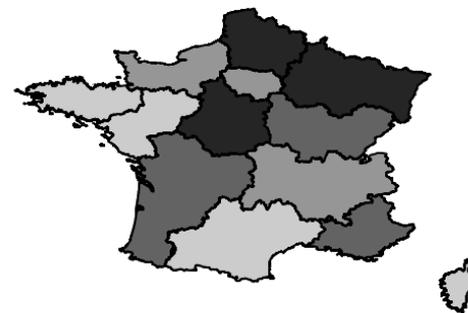
**Ech. B: Mères d'au
moins deux enfants**



Coefficients estimés 2+

- -0.11 to -0.1
- -0.1 to -0.08
- -0.08 to -0.07
- -0.07 to -0.06

**Ech. C: Mères d'au
moins trois enfants**



Coefficients estimés 3+

- -0.11 to -0.08
- -0.08 to -0.06
- -0.06 to -0.04
- -0.04 to -0.03

peuvent influencer l'ampleur de l'effet causal. En la matière, le cas de La Réunion devrait attirer l'attention puisque l'impact négatif de la taille de famille sur l'activité féminine est le plus fort. Par conséquent, les mesures futures devraient aller dans le sens d'une meilleure conciliation entre vie familiale et professionnelle. Les interrogations sur quels outils mettre en œuvre pour augmenter l'activité féminine à La Réunion sont l'objet de recherches futures.

Version finale

Références bibliographiques

- ABADIE, A. [2003] : “Semiparametric instrumental variable estimation of treatment response models,” *Journal of Econometrics*, 113(2), 231 – 263.
- AGÜERO, J. M., ET M. S. MARKS [2008] : “Motherhood and Female Labor Force Participation : Evidence from Infertility Shocks,” *The American Economic Review*, 98(2), 500–504.
- ANGRIST, J., V. LAVY, ET A. SCHLOSSER [2010] : “Multiple Experiments for the Causal Link between the Quantity and Quality of Children,” *Journal of Labor Economics*, 28(4), 773–824.
- ANGRIST, J., ET S. PISCHKE [2009] : *Mostly Harmless Econometrics : An empiricist’s Companion*. Princeton University Press, Princeton.
- ANGRIST, J. D., ET W. N. EVANS [1998] : “Children and Their Parents’ Labor Supply : Evidence from Exogenous Variation in Family Size,” *The American Economic Review*, 88(3), 450–477.
- ANGRIST, J. D., ET G. W. IMBENS [1995] : “Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity,” *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), 431–442.
- BLUNDELL, R., A. BOZIO, ET G. LAROQUE [2013] : “Extensive and Intensive Margins of Labour Supply : Work and Working Hours in the US, the UK and France,” *Fiscal Studies*, 34(1), 1–29.
- CACERES-DELPANO, J. [2012] : “Can We Still Learn Something From the Relationship Between Fertility and Mother’s Employment ? Evidence From Developing Countries,” *Demography*, 49(1), 151–17.
- CEROM [2004] : “Une double transition presque réussie,” Etudes cerom, CEROM.
- CRUCES, G., ET S. GALIANI [2007] : “Fertility and Female Labor Supply in Latin America : New Causal Evidence,” *Labour Economics*, 14(3), 565–573.
- FRENETTE, M. [2011] : “How Does the Stork Delegate Work ? Childbearing and the Gender Division of Paid and Unpaid Labour,” *Journal of Population Economics*, 24(3), 895–910.
- GOUJON, M., ET J.-F. HOARAU [2015] : “Une nouvelle mesure du développement des économies ultramarines françaises à travers l’application de l’indicateur de développement humain hybride,” *Région et Développement*, (42-2015), 55–78.

- HECKMAN, J. J., ET T. E. MACURDY [1985] : “A Simultaneous Equations Linear Probability Model,” *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d’Economie*, 18(1), 28–37.
- HIRVONEN, L. [2010] : “The Effect of Children on Earnings Using Exogenous Variations in Family Size : Swedish Evidence,” Working paper.
- IACOVOU, M. [2001] : “Fertility and female labour supply,” ISER Working Paper Series 2001-19, Institute for Social and Economic Research.
- INSEE, ET CAF [2002] : “Familles de Guadeloupe,” Rapport 3.
- KORENMAN, S., ET D. NEUMARK [1992] : “Marriage, Motherhood, and Wages,” *The Journal of Human Resources*, 27(2), 233–255.
- LEWBEL, A., Y. DONG, ET T. T. YANG [2012] : “Comparing features of convenient estimators for binary choice models with endogenous regressors,” *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économie*, 45(3), 809–829.
- LOPEZ DE LERIDA, J. [2005] : “The Impact of Exogenous Variation in Family Size on Women’s Labour Force Participation,” Mimeo.
- LUNDBORG, P., E. PLUG, ET A. W. RASMUSSEN [2017] : “Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments,” *American Economic Review*, 107(6), 1611–37.
- MOSCHION, J. [2009] : “Offre de travail des mères en France : l’effet causal du passage de deux à trois enfants,” *Economie et Statistique*, (422), 51–78.
- [2012] : “Concilier vie familiale et vie professionnelle,” *Revue Economique*, 63(2), 187–214.
- PARAIN, C., ET F. RIVIÈRE [2013] : “Approche comparée des évolutions économiques des Outre-mer français sur la période 1998-2010,” Document de travail 131, Agence Française du Développement.
- ROSENZWEIG, M. R., ET K. I. WOLPIN [1980] : “Life-Cycle Labor Supply and Fertility : Causal Inferences from Household Models,” *Journal of Political Economy*, 88(2), 328–348.
- ROSENZWEIG, M. R., ET J. ZHANG [2009] : “Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birth Weight and China’s One-Child Policy,” *Review of Economic Studies*, 76(3), 1149–1174.

ROUX, C. [1970] : “Tendances récentes de l’activité féminine en France,” *Population*, 25(1), 179–194.

STOCK, J., ET M. YOGO [2005] : *Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression* pp. 80–108. Cambridge University Press, New York.

VERE, J. P. [2011] : “Fertility and parents’ labour supply : new evidence from US census data Winner of the OEP prize for best paper on Women and Work,” *Oxford Economic Papers*, 63(2), 211–231.

WALDFOGEL, J. [1998] : “Understanding the “Family Gap” in Pay for Women with Children,” *The Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137–156.

Version finale

Annexes

Annexe A: Robustesse à la restriction d'âge

Insérer tableau 7 ici

Comme indiqué dans le corps du texte, les échantillons sont restreints aux mères âgées entre 20 et 41 ans. Comme ce type de restriction pourrait impacter la teneur des résultats, il convient d'en évaluer la robustesse. Pour ce faire, nous suivons la stratégie d'Angrist et Evans [1998] en ne conservant dans nos échantillons que les mères âgées entre 21 et 35 ans. Le tableau 7 indique que l'ampleur de l'effet causal a tendance à être légèrement plus grand avec ces échantillons. Par exemple, la baisse de la participation est plus élevée d'environ 2 points de pourcentage pour le passage de deux à trois enfants. Dans l'ensemble, la restriction de l'échantillon selon l'âge des mères n'a que peu d'impact sur le message principal de cet article.

Annexe B: Mères de jumeaux vs mères sans jumeaux

Insérer tableau 8 ici

Annexe C: L'effet de traitement mesuré par le modèle VI

Insérer tableau 9 ici

Afin d'avoir une meilleure compréhension de ce que mesure l'effet du traitement local moyen (LATE), il peut être utile de faire l'analogie avec les expériences randomisées et de diviser l'échantillon global en fonction des situations individuelles au regard du traitement c_i et de l'instrument utilisé z_i (avoir des jumeaux ou avoir des aînés de même sexe). Le tableau 8 renseigne les différentes situations. Dans ce contexte, la sous-population des *compliers* contient les mères qui, en raison des instruments, ont effectivement un enfant supplémentaire. Ces dernières sont traitées parce qu'elles réagissent à l'incitation procurée par l'instrument. Les sous-populations des *never-takers* et des *always-takers* n'exhibent aucune réaction à l'instrument. Les *never-takers* sont indifférentes à l'instrument, et peu importe son assignation, elles n'auront jamais un enfant supplémentaire. Les *always-takers* sont également indifférentes à l'instrument, mais à l'inverse, peu importe son assignation, elles auront toujours un enfant

	A (1+)	B (2+)	C (3+)
<i>Instrument(s)</i>	<i>Jumeaux-1</i>	<i>Jumeaux-2</i>	<i>Jumeaux-3</i>
<i>France</i>	-0,152 *** (0,005)	-0,108 *** (0,006)	-0,088 *** (0,010)
<i>Réunion</i>	-0,128 *** (0,044)	-0,144 *** (0,043)	-0,131 *** (0,069)
<i>Antilles</i>	-0,133 *** (0,045)	-0,096 * (0,049)	-0,123 * (0,073)

TABLEAU 7: Résultats principaux à partir d'un échantillon de mères âgées entre 21 et 35 ans.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité: * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons: France: 1+ 1139254, 2+ 726169, 3+ 205720; Réunion 1+ 31868, 2+ 18594, 3+ 6410; Antilles : 1+ 27665, 2+ 15336, 3+ 6152.

			Part.	Sans diplôme	> Bac + 2	Couple	Age	Age 1ère naissance
Ech. A	Fr	Sans jumeaux	0.829	0.152	0.167	0.838	34.2	25.8
		Twin	0.799	0.150	0.182	0.867	34.9	27.1
	Run	Sans jumeaux	0.721	0.378	0.080	0.711	33.4	23.3
		Twin	0.691	0.348	0.087	0.763	33.9	23.9
	Car	Sans jumeaux	0.803	0.317	0.101	0.582	34.2	24.3
		Twin	0.751	0.331	0.088	0.638	34.7	25.3
Ech. B	Fr	Sans jumeaux	0.786	0.175	0.155	0.871	35.4	25.0
		Twin	0.733	0.189	0.153	0.874	35.7	25.2
	Run	Sans jumeaux	0.679	0.443	0.066	0.744	34.6	22.3
		Twin	0.603	0.433	0.067	0.755	34.6	22.4
	Car	Sans jumeaux	0.770	0.376	0.084	0.616	35.0	23.0
		Twin	0.709	0.415	0.077	0.599	35.1	22.9
Ech. C	Fr	Sans jumeaux	0.659	0.268	0.122	0.873	36.1	23.4
		Twin	0.605	0.293	0.111	0.868	36.2	23.4
	Run	Sans jumeaux	0.583	0.576	0.041	0.720	35.5	20.9
		Twin	0.485	0.598	0.029	0.657	35.3	20.6
	Car	Sans jumeaux	0.693	0.510	0.052	0.585	35.3	21.2
		Twin	0.615	0.535	0.012	0.589	35.2	20.9

TABLEAU 8: Statistiques descriptives supplémentaires.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Fr fait référence à la France métropolitaine, Run à La Réunion, Ant à l'échantillon réunissant la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane.

	$P(c_i = 1/z_i = 1)$	$P(c_i = 0/z_i = 1)$
$P(c_i = 1/z_i = 0)$	Always takers	Defiers
$P(c_i = 0/z_i = 0)$	Compliers	Never takers

TABLEAU 9: Sous-populations selon l'instrument.

Notes: $P(\cdot)$ correspond à une probabilité conditionnelle.

supplémentaire ⁴⁶.

Comme indiqué par Angrist et Pischke [2009], le LATE est basé sur quatre hypothèses. Premièrement, les instruments doivent être assignés de manière aléatoire et indépendamment du traitement et de la valeur potentielle prise par la variable d'intérêt (condition d'indépendance). Cette première hypothèse ressemble fortement à l'hypothèse d'exogénéité nécessaire pour la validité du modèle à VI. Si l'instrument de non-mixité sexuelle ne semble pas être relié aux caractéristiques des mères et à leur activité au marché du travail, l'instrument de naissances gémellaires pourrait aller à l'encontre de cette hypothèse. En particulier, il est connu que la probabilité d'avoir des jumeaux augmente avec l'âge de la mère et si cette dernière suit un traitement clinique pour être enceinte (fécondation in-vitro par exemple). Même s'il est impossible de contrôler la seconde éventualité avec les données du RRP, l'ajout de variables explicatives comme l'âge permet de limiter une éventuelle violation de cette première hypothèse. Deuxièmement, l'effet de l'instrument sur la variable d'intérêt est seulement indirect et opère via son effet (direct) sur l'instrument (condition d'exclusion). Comme pour l'hypothèse d'indépendance, il n'y a pas de preuves directes d'un effet potentiel du sexe des aînés sur l'offre de travail des mères. Cependant, Rosenzweig et Zhang [2009] soulignent une possible violation de la condition d'exclusion dans le cas de l'instrument « jumeaux ». En effet, comme les jumeaux ont en moyenne une charge pondérale inférieure et une probabilité de mortalité infantile plus grande que les enfants nés seuls, les parents peuvent avoir une incitation à, soit consacrer plus de temps à leurs jumeaux en réduisant le temps consacré aux activités sur le marché du travail, soit augmenter leur volume horaire travaillé dans le but de couvrir les frais relatifs aux dépenses de santé. De tels comportements invalideraient la condition d'exclusion et indiqueraient un impact direct des naissances gémellaires sur l'offre de travail. Une discussion plus approfondie sur ce sujet est apportée dans le corps principal du texte. Troisièmement, l'effet causal de l'instrument sur le traitement est non nul en moyenne (condition de première étape). Comme indiqué dans le corps du texte, cette hypothèse semble être vérifiée dans le cas de l'instrument « jumeaux », mais pas dans le cas de l'instrument « même sexe » appliqué à l'échantillon C et aux échantillons « Antilles ». Dernièrement, même s'il reste possible que l'instrument n'ait aucun effet sur une partie de la population, l'instrument engendre une réponse dans le même sens pour toutes les personnes traitées avec l'instrument valant 1 (condition de monotonie). D'un point de vue formel, l'hypothèse de monotonie implique que $P(c_i = 1/z_i = 1) \geq P(c_i = 1/z_i = 0)$. Sous les quatre hypothèses mentionnées, le coefficient β de l'estimateur par VI correspond à l'effet du traitement sur la population des *compliers*, c'est-à-dire ceux qui ont un enfant supplémentaire

46. Strictement parlant, il y a une quatrième sous-population qui propose une réaction à contre-sens lorsque l'instrument vaut 1 : les *defiers*. Cependant, l'hypothèse de monotonie, nécessaire pour l'identification du LATE, exclut cette possibilité.

en raison de l'affectation de l'instrument. Remarquons que, comme l'instrument est assigné de manière aléatoire, le LATE est représentatif de l'ensemble des *compliers* et pas seulement ceux pour lesquels l'instrument vaut 1.

Sans aucune autre information supplémentaire, le LATE est différent de l'effet moyen du traitement sur les traités. Ce dernier peut être exprimé comme une moyenne pondérée de l'effet sur les *always-takers* et les *compliers* pour lesquels l'instrument vaut 1. Le LATE est également différent de l'effet du traitement sur les non-traités qui s'exprime quant à lui comme une moyenne pondérée de l'effet sur les *never-takers* et les *compliers* pour lesquels l'instrument vaut 0. Toutefois, dans le cas de l'instrument de naissance multiple, le LATE a une interprétation particulière. En effet, comme l'instrument « jumeaux » exclut la possibilité de *never-takers* car $P(c_i = 0/z_i = 1) = 0$, il induit une *compliance* dite parfaite. Ainsi, toutes les mères ayant des jumeaux pour un certain rang de naissance sont considérées comme traitées et appartiennent de surcroît à la population des *compliers*. Ainsi, la population des non-traités et celle des *compliers* pour lesquels l'instrument vaut 0 sont identiques. Comme le LATE estime l'effet du traitement sur les *compliers*, et en supposant que l'évènement de naissance gémellaire est distribué de manière aléatoire, l'instrument « jumeaux » mesure l'effet du traitement sur les non-traités. Se faisant, l'instrument « jumeaux » identifie un accroissement du nombre d'enfants espéré pour les mères qui veulent un enfant de plus mais qui se retrouvent avec un (ou plusieurs) autre(s) enfants additionnels en raison de la naissance multiple.

Annexe D: Les variables de contrôle

Insérer tableau 10 ici

Le tableau 10 reporte les coefficients estimés associés aux variables de contrôle. L'effet du niveau de diplôme va dans la direction attendue. Comparativement aux mères qui ont un niveau de diplôme de niveau baccalauréat, les mères qui sont sans diplôme voient leur probabilité d'activité réduite de 18 points en France métropolitaine, 19 points à La Réunion et 12 points aux Antilles (échantillon A). Par ailleurs, remarquons que l'obtention d'un diplôme du supérieur est l'élément qui augmente le plus la probabilité d'activité féminine à La Réunion. De manière assez surprenante, vivre avec un partenaire diminue la probabilité de participation entre 3,5 et 6 points (échantillon B). Enfin, remarquons que la présence d'un enfant en bas âge diminue de manière relativement forte l'offre de travail.

<i>Sample</i>	A (1+)			B (2+)			C (3+)		
<i>Region</i>	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant	Fr	Run	Ant
<i>Instrument</i>	<i>Jumeaux-1</i>			<i>Jumeaux-2</i>			<i>Jumeaux-3</i>		
Age	0,004 *** (0,000)	0,002 *** (0,002)	0,002 *** (0,000)	0,005 *** (0,000)	0,005 * (0,002)	0,004 ** (0,002)	0,009 *** (0,000)	0,008 * (0,004)	0,006 * (0,003)
Age 1ère naissance	0,004 *** (0,000)	0,001 (0,002)	0,002 *** (0,000)	0,005 *** (0,000)	-0,004 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,001 (0,000)	0,011 *** (0,004)	0,006 * (0,004)
Sans diplôme	-0,182 *** (0,001)	-0,193 *** (0,056)	-0,121 *** (0,005)	-0,179 *** (0,001)	-0,192 *** (0,007)	-0,107 *** (0,007)	-0,188 *** (0,002)	-0,203 *** (0,014)	0,090 *** (0,013)
< Bac	-0,048 *** (0,001)	-0,081 *** (0,005)	-0,029 *** (0,005)	-0,051 *** (0,001)	-0,088 *** (0,007)	-0,019 *** (0,006)	-0,057 *** (0,002)	-0,100 *** (0,015)	0,007 (0,013)
Bac +2	0,051 *** (0,001)	0,073 *** (0,005)	0,034 *** (0,005)	0,061 *** (0,001)	0,083 *** (0,009)	0,048 *** (0,007)	0,083 *** (0,002)	0,081 *** (0,020)	0,067 *** (0,017)
> Bac +2	0,054 *** (0,001)	0,113 *** (0,006)	0,063 *** (0,005)	0,077 *** (0,001)	0,142 *** (0,008)	0,082 *** (0,008)	0,118 *** (0,002)	0,164 *** (0,019)	0,098 *** (0,008)
Couple	-0,016 *** (0,001)	-0,042 *** (0,006)	-0,041 *** (0,005)	-0,036 *** (0,001)	-0,060 *** (0,005)	-0,059 *** (0,005)	-0,064 *** (0,002)	-0,062 *** (0,09)	-0,084 *** (0,008)
Naiss, Etrangère	-0,115 *** (0,001)	-0,085 *** (0,011)	-0,125 *** (0,006)	-0,088 *** (0,001)	-0,058 (0,013)	-0,059 *** (0,005)	-0,042 *** (0,002)	0,005 (0,021)	-0,087 *** (0,087)
Enf, < 3 ans	-0,138 *** (0,001)	-0,173 *** (0,010)	-0,070 *** (0,011)	-0,185 *** (0,001)	-0,183 (0,014)	-0,092 *** (0,013)	-0,219 *** (0,003)	-0,174 (0,012)	-0,099 *** (0,020)

TABLEAU 10: Coefficients estimés pour les variables de contrôle.

Sources: RRP, calculs de l'auteur.

Notes: Fr fait référence à la France métropolitaine, Run à La Réunion, Ant à l'échantillon réunissant la Guadeloupe, la Martinique et la Guyane. Les écrats-types robustes à l'hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité : * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons: France 1+ 2570062, 2+ 1603249, 3+ 533187; Reunion 1+ 55498, 2+ 36958, 3+ 14862; Antilles 1+ 52987, 2+ 33102, 3+ 14036. Les estimations sont basées sur des échantillons de mères âgées entre 21 et 40 ans.

Annexe E: L'emploi comme variable dépendante

Insérer tableau 10 ici

Le tableau 11 consigne les résultats lorsque l'emploi remplace l'activité comme variable dépendante. Aucun résultat significatif ne ressort des estimations sur l'échantillon A. Pour l'échantillon B et C, nos précédents résultats sont confirmés. Ainsi, avoir trois (resp. quatre) enfants plutôt que deux (resp. trois) réduit la probabilité d'être en emploi d'environ 7,7 points (resp. 9,1) à La Réunion. En France métropolitaine et aux Antilles l'effet causal semble être plus faible.

Version finale

	A (1+)	B (2+)	C (3+)
<i>Instrument</i>	<i>Twins-1</i>	<i>Twins-2</i>	<i>Twins-3</i>
<i>France</i>	-0.004 (0.004)	-0.020 *** (0.003)	-0.013 * (0.007)
<i>Reunion</i>	-0.029 (0.041)	-0.077 *** (0.037)	-0.091 * (0.054)
<i>Caribbean</i>	-0.053 (0.039)	-0.042 (0.034)	-0.041 (0.056)

TABLEAU 11: Coefficients estimés avec l’emploi comme variable dépendante.

Sources: RRP, calculs de l’auteur.

Notes: Les écarts-types robustes à l’hétéroscédasticité sont indiqués entre parenthèses. Seuils de significativité : * 10%; ** 5%; *** 1%. Tailles des échantillons : France 1+ 2128011, 2+ 1258550, 3+ 350837; Réunion 1+ 40014, 2+ 25057, 3+ 8635; Antilles 1+ 42496, 2+ 25455, 3+ 9713.