

Université de Montréal

Rapport de recherche

Comment la condition économique agit-elle sur la qualité de la fertilité ?

Une étude empirique sur la relation entre la condition économique au moment de la conception et l'état de santé des enfants à la naissance

Rédigé par :

Lan Wei

Dirigé par :

Andriana Bellou

Département de sciences économiques
Faculté des arts et des sciences

20 août 2013

Résumé

L'état de santé des enfants à la naissance n'est pas tiré du hasard; il varie selon la condition économique au moment de la conception. Avec une évidence empirique aux États-Unis, on étudie la relation entre le taux de chômage au moment de la conception et l'état de santé des bébés à la naissance, selon les caractéristiques maternelles et les comportements de santé adoptés par les femmes enceintes au cours de leur grossesse. Pour la période étudiée (de 1999 à 2009), l'amélioration de l'état de santé des enfants conçus pendant la récession et le perfectionnement des comportements de santé au cours de la récession ne sont pas observés. Nos résultats contredisent ceux de plusieurs études empiriques basées sur les pays riches, lesquelles soulèvent la contre-cyclicité entre la fluctuation économique et l'état de santé des enfants. Cette contradiction tire potentiellement son origine de la nature et de la dimension de la dernière récession.

Table des matières

Résumé.....	2
1. Introduction.....	4
2. Cadre théorique.....	5
3. Littérature empirique.....	6
4. Modèle économique.....	7
5. Données.....	8
6. Résultats.....	11
i) Taux de natalité.....	11
ii) État de santé des enfants.....	12
iii) Caractéristiques maternelles.....	14
iv) Comportement de santé.....	15
7. Discussion.....	16
8. Conclusion.....	17
Références.....	18
Annexe.....	19

1. Introduction

Ce rapport de recherche étudie l'effet du taux de chômage au moment de la conception sur l'état de santé de l'enfant à la naissance. De plus, il détermine si cet effet est associé au changement de types de mères enceintes et à la déviation des comportements de santé pendant la récession.

La relation entre la condition économique et l'état de santé des bébés peut être établie du point de vue économique. D'une part, les femmes qui décident de concevoir un enfant au cours d'une récession sont possiblement différentes de celles qui donnent naissance à leur enfant plus tard. Cette différence en matière de caractéristiques maternelles peut avoir un effet sur l'état de santé des bébés. D'autre part, une récession est susceptible de modifier les comportements individuels, incluant les comportements de santé. Il se peut que cette déviation comportementale produise également un effet sur l'état de santé des bébés. Ainsi, on tient à souligner l'importance de la question étudiée du fait que l'état de santé de l'enfant à la naissance n'est pas tiré du hasard. Il est essentiellement déterminé par les caractéristiques maternelles et les comportements de santé adoptés au cours de la grossesse, lesquels sont sujets à varier selon la condition économique.

Parmi les études empiriques reliées à ce sujet, l'article qui motive particulièrement ce travail est celui de Dehejia et Lleras-Muney [2004] dans lequel les auteurs constatent que les bébés conçus pendant la récession bénéficient d'un meilleur état de santé en raison d'un changement de type de mères enceintes et d'une amélioration des comportements de santé.

En suivant l'approche de Dehejia et Lleras-Muney [2004] et en utilisant les données alternatives qui portent sur la période de 1999 à 2009 aux États-Unis, on obtient des résultats qui contredisent vivement ce que Dehejia et Lleras-Muney [2004] ont démontré. Premièrement, au cours de la période étudiée (de 1999 à 2009), l'augmentation du taux de chômage entraîne une diminution du taux de natalité. Cet effet n'est pas observé par Dehejia et Lleras-Muney qui utilisent les données de 1975 à 1999. Deuxièmement, on ne constate pas l'amélioration de l'état de santé chez les enfants conçus pendant la récession. En effet, la mortalité infantile et le pourcentage des bébés ayant un faible poids à la naissance augmentent (de façon non significative) lorsque le taux de chômage est à la hausse. Troisièmement, en ce qui concerne le changement de types de mères pendant la récession, on remarque que pendant la période au cours de laquelle le taux de chômage est élevé les mères qui conçoivent un enfant sont plus jeunes et moins éduquées. Finalement, l'amélioration des comportements de santé au cours de la récession n'est pas observée. On relie cette déviation en termes de résultats du fait que la contrainte de crédit des individus est profondément modifiée lors de la récession la plus récente, et ce n'est pas le cas dans les récessions précédentes.

Ce rapport est divisé comme suit : la section 2 constitue un cadre théorique dans lequel on présente théoriquement de quelle façon la condition économique agit sur les décisions de la fertilité; la section 3 montre la littérature empirique reliée à ce sujet; les sections 4, 5 et 6 décrivent respectivement les spécifications économétriques utilisées, les données recueillies et les résultats obtenus; la section 7 fait état de nos résultats, dans laquelle on donne des explications potentielles qui justifient pourquoi nos résultats diffèrent de ceux des études précédentes; la section 8 contient la conclusion.

2. Cadre théorique

Becker [1960] donne un cadre théorique au sujet de la relation entre la fluctuation cyclique et la fertilité, dans lequel l'auteur démontre que la condition économique influence non seulement le nombre d'enfants souhaité, mais aussi la qualité désirée. (La qualité des enfants peut comporter plusieurs dimensions. Dans ce rapport, on définit la qualité de la fertilité comme l'état de santé des bébés à la naissance, laquelle est mesurée par la mortalité infantile et le poids à la naissance.) Cette dernière est en grande partie déterminée par les comportements de santé adoptés par les femmes enceintes au cours de leur grossesse. Dans l'hypothèse où l'enfant est un bien normal et que les parents prennent la décision de la fertilité en fonction du revenu et du coût d'opportunité du temps, les variations du cycle économique devraient engendrer l'effet de revenu et l'effet de substitution sur les comportements de santé. D'une part, une diminution du revenu de la famille réduit les ressources disponibles pour les enfants (par exemple, la nourriture de qualité). Il s'agit de l'effet de revenu. D'autre part, à la suite d'une diminution de salaire, le coût d'opportunité du temps consacré aux activités de santé diminue. Cela incite les femmes à adopter plus d'activités reliées à la santé qui sont intensives en temps (par exemple, la consultation de médecins, les exercices, les soins prénatals). Il s'agit de l'effet de substitution. Évidemment, l'effet de revenu provoque une détérioration de l'état de santé des enfants, et l'effet de substitution fonctionne dans l'autre sens.

Étant donné que l'effet de revenu et l'effet de substitution s'opposent l'un à l'autre, l'effet net de la récession sur l'état de santé des bébés est ambigu. Or, quelques facteurs déterminent le rapport entre les deux effets (Ferreira et Schady [2009]). Premièrement, la contrainte de crédit joue un rôle essentiel. Si les individus ont parfaitement accès au crédit, les individus sont alors capables de faciliter la consommation par les emprunts. Dans ce cas, la récession ne produit pas l'effet de revenu sur les comportements de santé des femmes enceintes alors que l'effet de substitution persiste toujours. En conséquence, on s'attend à une amélioration de l'état de santé des enfants. Deuxièmement, dans le cas où l'accès au crédit est limité, l'effet de revenu et l'effet de substitution dépendent du revenu initial. Le fait que l'impact de la diminution du revenu d'un dollar supplémentaire est plus important chez les personnes à faible revenu, cela implique qu'à la suite d'une récession, l'effet de revenu est plus important chez les pauvres, et l'effet de substitution est plus important chez les riches¹. De plus, l'augmentation de la gravité et de la durée espérée de la récession ainsi que la réduction des dépenses publiques sur les services de santé au cours de la récession renforcent l'effet de revenu, et, conséquemment, détériore l'état de santé des enfants (Ferreira et Schady [2009]).

¹ Ce sont les raisons pour lesquelles, dans un pays riche comme les États-Unis, où le marché du crédit est pleinement développé la mortalité infantile ou adulte est souvent considérée comme étant pro-cyclique (Chay et Greenstone [2003], Ruhm [2000]). Mais les évidences basées sur les pays à faible revenu, où le degré de développement du marché du crédit est faible, démontrent habituellement que l'état de santé des enfants se détériore avec la récession (Paxson et Schady [2005], Bhalotra [2010]).

3. Littérature empirique

Du côté empirique, plusieurs études sont reliées à ce sujet. À l'égard de la relation entre le cycle économique et la quantité de la fertilité, Becker [1960], Silver [1965] et d'autres études démontrent que la fertilité est plutôt pro-cyclique, c'est-à-dire que le nombre d'enfants nés augmente pendant la période d'expansion. Butz et Ward [1979] confirment que le baby-boom des années 1960 résulte de la croissance du revenu chez les femmes, mais ils prévoient que la fertilité pourrait être contra-cyclique dans le futur. En ce qui concerne le lien entre la condition économique et l'état de santé, Ruhm [2000, 2005] constate que la mortalité des adultes aux États-Unis est pro-cyclique. Chay et Greenstone [2003] démontrent que la mortalité infantile diminue pendant la récession de 1981 à 1982 aux États-Unis. Ils attribuent ce fait à la réduction de la pollution de l'air au cours de la récession. Miller et Urdinola [2010] démontrent que la mortalité infantile pourrait être pro-cyclique dans un pays en voie de développement, avec une évidence basée sur la relation entre les variations du prix du café (déterminant du revenu) et le temps consacré par les parents aux enfants en Colombie.

L'article qui interroge directement la relation entre la condition économique et les décisions de la fertilité, ainsi que les conséquences sur la santé de l'enfant, est celui de Dehejia et Lleras-Muney [2004]. En utilisant les données étatiques de 1975 à 1999 aux États-Unis, les auteurs ont démontré empiriquement que la condition économique défavorable au moment de la conception d'un bébé produit un effet positif sur sa santé. Selon eux, cet effet est attribuable au changement de types de mères qui décident de concevoir un enfant pendant la récession, et à l'amélioration des comportements reliés à la santé.

Ce rapport de recherche, qui suit l'approche de Dehejia et Lleras-Muney et qui utilise les données alternatives (données étatiques de 1999 à 2009 aux États-Unis), contribue à la littérature présente dans plusieurs aspects. Cette contribution repose en grande partie sur les nouvelles données portant sur la période étudiée qui se distingue par de nouvelles caractéristiques. Premièrement, cette étude vérifie si la corrélation positive entre le taux de chômage au moment de la conception et la santé des enfants, observée par Dehejia et Lleras-Muney, persiste au cours de la période de 1999 à 2009 qui couvre les deux récessions les plus récentes aux États-Unis. Comme la gravité et la longueur de la récession de la fin de 2007 à 2009 sont plus importantes que les récessions précédentes qui tombent dans la période étudiée par Dehejia et Lleras-Muney, la variation de l'importance de l'effet du revenu par rapport à l'effet de substitution est en mesure de modifier ce fait. Deuxièmement, on remarque un changement dans la nature des récessions. En fait, au cours de la récession la plus récente, le secteur financier est plus durement touché par rapport au secteur industriel sur lequel la récession de 1981-1982 a été concentrée. Étant donné cette différence, il se peut que l'effet de la réduction de la pollution sur la mortalité infantile, constaté par Chay et Greenstone [2003], ne soit plus aussi important au cours de la période qu'on étudie. Troisièmement, en ce qui a trait à la période étudiée par Dehejia et Lleras-Muney, la période de

¹ Dehejia et Lleras-Muney [2004] constatent que les mères noires qui donnent naissance à leur enfant au cours d'une récession ont un meilleur statut socioéconomique, mais c'est au contraire dans le cas des mères blanches. En même temps, les deux groupes témoignent de l'amélioration de l'état de santé des bébés et des comportements de santé. Donc, l'amélioration de l'état de santé chez les bébés blancs est simplement attribuable à l'amélioration comportementale, alors que celle chez les bébés noirs peut être simultanément attribuée au changement de la composition des mères et à l'amélioration comportementale.

1999 à 2009 se distingue par un taux de mortalité infantile considérablement réduit et un niveau d'études des mères qui a significativement augmenté. Les deux facteurs jouent un rôle important dans les décisions de la fertilité (Becker [1960]), ce qui explique pourquoi une diminution de la mortalité infantile réduit la quantité demandée; De Tray [1974] démontre qu'une hausse du niveau d'études des mères réduit la quantité mais augmente la qualité des enfants.

4. Modèle économétrique

On suit d'abord la spécification établie par Dehejia et Lleras-Muney [2004], laquelle constitue un modèle à effets fixes qui tient compte à la fois de l'effet fixe de l'état et de l'effet fixe de l'année¹ :

$$y_{st} = \alpha + \beta * unemployment_{st} + p_s + \theta_t + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

La variable dépendante y_{st} consiste en une série de résultats qui mesure l'état de santé des bébé à la naissance, les caractéristiques maternelles et le comportement de santé (taux de natalité, taux de mortalité infantile, pourcentage des bébés pesant moins de 1500 grammes, pourcentage des bébés pesant moins de 2500 grammes, pourcentage des bébés qui ont reçu des soins prénatals au cours du premier trimestre, pourcentage des bébés masculins, pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans, pourcentage des mères âgées entre 25 et 35 ans, pourcentage des mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études, et pourcentage des mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études). La variable indépendante $unemployment_{st}$ désigne le taux de chômage annuel dans chaque état, qui mesure la condition économique au moment de la conception. p_s et θ_t représentent respectivement l'effet fixe de l'état et l'effet fixe de l'année; s et t indiquent respectivement l'état et l'année. À noter qu'on assortit les résultats à l'année t au taux de chômage à l'année $t-1$ qui correspond approximativement au moment de la conception².

De plus, la relation linéaire entre la variable dépendante et la variable indépendante, supposée par cette spécification, n'est pas nécessairement réaliste en pratique. Par exemple, il se peut que l'impact du taux de chômage sur l'état de santé des bébés soit plus grand (ou plus faible) lorsque le taux de chômage augmente. Afin de capturer cet effet non linéaire et de vérifier la robustesse de l'estimation de la première spécification, on considère la deuxième spécification :

$$y_{st} = \alpha + \beta_1 * unemployment_{st} + \beta_2 * unemployment_{st}^2 + p_s + \theta_t + \varepsilon_{st} \quad (2)$$

¹ Afin d'estimer l'effet fixe de l'année, on crée les variables indicatrices pour chaque année (sauf la première année). Par exemple, $year_{2000}=1$ si la donnée tombe dans l'année 2000. Sinon, il s'agit de $year_{2000}=0$. À l'aide du logiciel Stata, la régression (1) est obtenue par la programmation suivante :
`xi : xtreg y unemployment i.year, fe`

² Le taux de chômage au moment de la conception est essentiellement le taux de chômage retardé (*lagged unemployment*).

Cette spécification est basée sur une fonction polynomiale dans laquelle l'effet marginal de la variable indépendante $unemployment_{st}$ sur la variable dépendante y_{st} est

$\beta_1 + 2 \cdot \beta_2 \cdot unemployment_{st}$, qui n'est pas une constante.

Le recours à un modèle à effets fixes nous permet d'ignorer les différences entre les états et les variations entre les années et de se concentrer sur les effets résultant des variations du taux de chômage au moment de la conception. Cependant, il suffit de tester s'il est nécessaire de tenir compte de l'effet fixe de l'année. Pour ce faire, on effectue un test conjugué pour voir si les coefficients des variables indicatrices pour toutes les années sont nuls¹. Si on ne pouvait rejeter l'hypothèse nulle telle que les coefficients de toutes les années sont conjointement égaux à zéro, le modèle à effet fixe sans considérer l'effet fixe de l'année devrait alors être utilisé:

$$y_{st} = \alpha + \beta * unemployment_{st} + p_s + \varepsilon_{st} \quad (3)$$

$$y_{st} = \alpha + \beta_1 * unemployment_{st} + \beta_2 * unemployment_{st}^2 + p_s + \varepsilon_{st} \quad (4)$$

Par ailleurs, on utilise l'erreur type *robust* afin de contrôler l'hétéroscédasticité².

5. Données

Les données recueillies portent sur les variations des variables dépendantes et de la variable indépendante à travers les états aux États-Unis, et à l'intérieur de l'état au cours de la période de 1999 à 2009. Donc, les données constituent un panel, et l'état est considéré comme l'unité de toutes les observations.

Les données sur les variables dépendantes à l'exception du taux de natalité et du taux de natalité sont calculées en fonction des données individuelles fournies par *CDC Wonder*⁴. Celles-ci comprennent les informations sur les caractéristiques maternelles (le lieu de résidence, l'âge et le niveau d'éducation), l'état de santé des bébés (le poids à la naissance), ainsi que le comportement de santé adopté par les mères (le mois au cours duquel la mère enceinte prend les soins prénatals). Ces données individuelles proviennent des répertoires annuels qui enregistrent les renseignements de toutes les naissances aux États-Unis.

Toutes ces variables sont incluses dans l'article de Dehejia et Lleras-Muney [2004]. Ils utilisent trois échantillons différents: toutes les mères, les mères blanches et les mères noires. On remarque que les renseignements sur les mères noires ne sont plus disponibles dans beaucoup d'états

¹ Dans le *Stata*, ce test conjugué est effectué par la commande `testparm _lyear*`.

² Selon les résultats des tests d'hypothèse, on rejette cette hypothèse nulle dans toutes les régressions avec les différentes variables dépendantes. Par conséquent, ce sont les spécifications (1) et (2) qu'on utilise éventuellement.

³ Avec cet ajustement, la régression (3) est effectuée par la programmation suivante :
`xi : xtreg y unemployment i.year, fe vce (cluster state).`

⁴ *CDC Wonder* et *VitalStats* sont les bases de données disponibles sur Internet publiées par *Centers for Disease Control and Prevention (CDC)*.

américains depuis l'année 2005. Pour cette raison, on utilise seulement l'échantillon global et blanc¹.

Le taux de natalité à travers les États au cours de la période 1999 à 2009 est tiré de *VitalStats*. Étant donné que le taux de natalité n'est pas observé pour les caractéristiques maternelles, pour cette variable, seulement l'échantillon global est utilisé. Les données sur le taux de chômage au moment de la conception proviennent du *Bureau of Labor Statistics* (disponible sur Internet). Elles incluent tous les États et couvrent la période de 1998 à 2008.

Parmi toutes les variables indiquées, il y a trois variables dépendantes dont les données sont absentes pour quelques années dans certains États. Elles sont le «pourcentage des mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études», le «pourcentage des mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études», et le «pourcentage des bébés qui ont reçu des soins prénatals au cours du premier trimestre». Les années manquées sont présentées dans l'annexe ci-jointe. Pour les autres variables dépendantes, les données sont complètes dans tous les États, de 1999 à 2009. Les données portant sur le taux de chômage au moment de la conception, disponibles pour tous les États, couvrent la période de 1998 à 2008.

Les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 Résumé statistique des variables

	Échantillon global		
	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type
Panel A			
Taux de chômage au moment de la conception (%)	561	4,72	1,17
Taux de natalité ²	561	13,76	1,74
Taux de mortalité infantile par 100 000 personnes ³	561	700,33	155,21
Bébés masculins (%)	561	51,21	0,33
Bébés pesant moins de 1500 grammes (%)	561	1,44	0,36
Bébés pesant moins de 2500 grammes (%)	561	7,97	1,38
Mères âgées de moins de 25 ans (%)	561	36,71	6,88
Mères âgées entre 25 et 35 ans (%)	561	50,13	3,90
Panel B			
Taux de chômage au moment de la conception (%)	445	4,67	1,17
Mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études ⁴ (%)	445	18,16	5,37

¹ L'échantillon global comporte toutes les naissances, et l'échantillon blanc inclut seulement les naissances données par les femmes blanches.

² Le taux de natalité est égal au nombre annuel de naissances divisé par la population totale. Il s'exprime en ‰ (pour mille).

³ Le taux de mortalité infantile est défini comme étant le rapport entre le nombre d'enfants morts avant l'âge d'un an et le nombre total d'enfants nés vivants.

⁴ Depuis l'année 2007, *CDC Wonder* catégorise les mères en fonction du niveau d'éducation atteint au lieu du nombre d'années d'études effectuées. Afin d'unifier les noms des variables, on considère que «les mères qui ne détiennent pas un diplôme de *highschool*» et «les mères qui détiennent un diplôme du

Mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études (%)	445	25,75	6,51
Bébés qui ont reçu des soins prénatals dans le premier trimestre (%)	445	79,03	14,81

Échantillon blanc

	Nombre d'observations	Moyenne	Écart-type
Panel C			
Taux de chômage au moment de la conception (%)	550	4,68	1,15
Taux de mortalité infantile par 100 000 personnes	550	584,86	92,37
Panel D			
Taux de chômage au moment de la conception (%)	561	4,72	1,17
Bébés pesant moins de 1500 grammes (%)	561	1,16	0,16
Bébés pesant moins de 2500 grammes (%)	561	7,01	0,83
Mères âgées de moins de 25 ans (%)	561	34,11	7,23
Mères âgées entre 25 et 35 ans (%)	561	51,93	3,57
Panel E			
Taux de chômage au moment de la conception (%)	445	4,67	1,17
Mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études (%)	445	17,05	6,45
Mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études (%)	445	28,54	8,69
Bébés qui ont reçu des soins prénatals dans le premier trimestre (%)	445	80,76	8,63

Les panels A, C et D incluent tous les états américains, mais le district de Columbia n'est pas inclus dans le panel C. Dans tout état inclus, les données sur les variables indiquées sont complètes au cours de la période de 1999 à 2009. Il s'agit donc de panels équilibrés. Les panels B et E comportent également tous les états, mais pour certains de ceux-ci, les données des variables présentées sont irrégulièrement absentes pour quelques années (voir l'annexe ci-jointe). Ainsi, ces deux panels sont non équilibrés.

En faisant une comparaison entre l'échantillon global et l'échantillon blanc, on constate qu'en moyenne, les enfants blancs¹ ont un meilleur état de santé: le taux de mortalité infantile s'élève à 700,33 par 100 000 personnes dans l'échantillon global, alors que ce taux est significativement plus faible dans l'échantillon blanc, soit 584,86 par 100 000 personnes; le pourcentage des enfants ayant un faible poids à la naissance est aussi plus faible au niveau de l'échantillon blanc. On attribue cette différence à la disparité en termes de l'état de santé entre les enfants blancs et les enfants noirs. En effet, la mortalité infantile était plus d'une fois plus grande chez les enfants

collège ou de plus haut niveau» sont respectivement équivalentes à «les mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études» et «les mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études».

¹ Dans cet article, l'expression «enfants blancs» désigne les enfants dont la mère est blanche. Par contre, «enfants noirs» représente les enfants dont la mère est noire.

noirs que chez les enfants blancs: selon les données publiées par CDC, de 1999 à 2009, le taux de mortalité infantile chez les enfants noirs s'élève à 1315,46 par 100 000 personnes. Comme il nous manque des données chez les femmes noires, l'hétérogénéité en matière de l'état de santé des enfants entre les races, accentuée par Dehejia et Lleras-Muney, ne peut être précisément révisée dans ce rapport.

À propos du niveau d'éducation maternelle et du comportement de santé adopté par les mères, on remarque que les mères blanches sont plus éduquées et entament plus tôt les soins prénatals.

En comparant les statistiques descriptives présentées dans l'article de Dehejia et Lleras-Muney [2004], on perçoit deux changements notables de 1975 à 2009. Premièrement, le taux de mortalité infantile diminue significativement, dont la moyenne passe de 978 à 700,33. Deuxièmement, le pourcentage des mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études, en moyenne, augmente de 19 % à 25,75 %¹. En ce qui a trait aux statistiques des autres variables, elles sont comparables à celles présentées dans l'article de Dehejia et Lleras-Muney.

6. Résultats

i) Taux de natalité

Tableau 2 Effet du chômage sur le taux de natalité

	Taux de natalité
(1) Taux de chômage au moment de la conception (%)	-0,2189*** (0,0563)
(2) Semi-élasticité	-0,0170*** (0,0040)
(3) Taux de chômage au moment de la conception (%)	-0,1635 (0,2052)
(4) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	-0,0056 (0,0175)

*Significatif à un seuil de 10% ** Significatif à un seuil de 5% *** Significatif à un seuil de 1%

Le tableau 2 présente l'effet du taux de chômage au moment de la conception sur le taux de natalité. L'estimation de la première spécification démontre qu'au cours de la période étudiée, l'augmentation du taux de chômage entraîne une diminution significative du taux de natalité dans l'échantillon global : une augmentation d'un point du taux de chômage au moment de la conception entraîne une baisse de 0,22% du taux de natalité (qui est mesuré en ‰). Avec la même spécification, cet effet n'est pas observé par Dehejia et Lleras-Muney qui utilisent les données de 1975 à 1999, mais ils dénotent que l'effet du taux de chômage sur le taux de natalité

¹ Dans l'article de Dehejia et Lleras-Muney (2004), la variable «pourcentage des mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études» n'existe pas. Pourtant, la variable logiquement équivalente dans l'article est «pourcentage des mères qui détiennent un diplôme du collège ou de plus haut niveau».

est plus important chez les femmes noires par rapport aux femmes blanches. Comme les données sur le taux de natalité par les caractéristiques maternelles ne sont pas disponibles, on ne peut comparer l'ampleur de l'effet du chômage sur le taux de natalité dans différents échantillons.

D'ailleurs, on estime la semi-élasticité du taux de chômage par rapport au taux de natalité¹: une augmentation d'un point du taux de chômage résulte une diminution du taux de natalité de 1,7%² (ligne 2).

Selon l'estimation de la deuxième spécification, le taux de natalité diminue, de manière non significative, avec le taux de chômage au moment de la conception (lignes 3 et 4).

ii) État de santé des enfants

Tableau 3 Effet du chômage sur l'état de santé des enfants

	Taux de mortalité infantile par 100 000 personnes	Bébé pesant moins de 1500 grammes (%)	Bébé pesant moins de 2500 grammes (%)
Échantillon global			
(1) Taux de chômage au moment de la conception (%)	6,6926 (5,9969)	0,0011 (0,0104)	0,02525 (0,0388)
(2) Taux de chômage au moment de la conception (%)	-30,7647 (25,2083)	-0,0755*** (0,0276)	-0,1727 (0,1227)
(3) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	3,77 (2,8312)	0,0077** (0,0035)	0,0199 (0,1388)
Échantillon blanc			
(4) Taux de chômage au moment de la conception (%)	6,3407 (6,6532)	-0,0074 (0,0069)	-0,0095 (0,0209)

¹ On estime la semi-élasticité du taux de chômage par rapport au taux de natalité par la spécification suivante : $\ln(y_{st}) = \alpha + \beta * unemployment_{st} + p_s + \theta_t + \varepsilon_{st}$, où $\ln(y_{st})$ désigne le logarithme du taux de natalité, et $\hat{\beta}$ représente la valeur estimée de la semi-élasticité du taux de chômage par rapport au taux de natalité.

² Dans ce rapport, à part le taux de natalité et le taux de mortalité infantile, toutes les variables sont mesurées en pourcentage. Étant donné que l'unité des variables est essentiellement importante dans l'interprétation des résultats, on tient à préciser mathématiquement les expressions utilisées qui décrivent la variation des variables. Dans l'article, soit X une variable mesurée en pourcentage (par exemple, le taux de chômage, le pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans, etc.), l'expression «X augmente de 1%» désigne X+1%, mais pas X × (1+1%). Par contre, si la variable Y n'est pas mesurée en pourcentage (comme le taux de natalité), alors l'expression «Y diminue de 1,7%» signifie Y × (1-1,7%) au lieu de Y-1.7%.

(5) Taux de chômage au moment de la conception (%)	0,5678 (22,0938)	0,0026 (0,0492)	0,0088 (0,0828)
(6) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	0,5852 (1,7566)	-0,0010 (0,0492)	-0,0018 (0,0080)

*Significatif à un seuil de 10% ** Significatif à un seuil de 5% *** Significatif à un seuil de 1%

Le tableau 3 résume l'effet du taux de chômage au moment de la conception sur l'état de santé des enfants. La première spécification indique que dans l'échantillon global, la mortalité infantile augmente et le pourcentage des bébés ayant un faible poids à naissance augmentent lorsque le taux de chômage s'accroît (ligne 1). Dans l'échantillon blanc, le taux de mortalité infantile augmente alors que le pourcentage des bébés ayant un faible poids à la naissance diminue au moment où le chômage grimpe (ligne 4). Cependant, aucun coefficient estimé n'est statistiquement significatif.

À propos de l'estimation de la deuxième spécification, dans l'échantillon global, $\hat{\beta}_1$, la valeur estimée du coefficient $unemployment_{st}$ est négatif dans les équations de régression qui portent sur le taux de mortalité et le pourcentage des bébés pesant moins de 1500 grammes et le pourcentage des bébés pesant moins de 2500 grammes (ligne 2). Or, toutes les valeurs estimées du coefficient $unemployment_{st}$ ne sont pas significatifs à l'exception de celle de la régression au sujet du pourcentage des bébés pesant moins de 1500 grammes (ligne 2). Dans l'échantillon blanc, $\hat{\beta}_1$ est toujours positif mais non significatif (ligne 5). Comme les coefficients estimés sont presque toujours non significatifs, les résultats de la deuxième spécification ne sont pas radicalement différents de ceux de la première.

En bref, contrairement à ce que Dehejia et Lleras-Muney démontrent, on ne constate pas une amélioration significative de l'état de santé chez les enfants conçus pendant la récession¹.

¹ Dehejia et Lleras-Muney constatent qu'à la suite d'une hausse du taux de chômage, la mortalité infantile et le pourcentage des bébés ayant un faible poids à naissance diminuent dans l'échantillon global, blanc et noir, et cet effet est plus important chez les noirs que chez les blancs.

iii) Caractéristiques maternelles

Tableau 4 Effet du chômage sur les caractéristiques maternelles

	Mères âgées de moins de 25 ans (%)	Mères âgées entre 25 et 35 ans (%)	Mères ayant effectué moins de 11 ans d'études (%)	Mères ayant effectué plus de 16 ans d'études (%)
Échantillon global				
(1) Taux de chômage au moment de la conception (%)	0,4216*** (0,1162)	-0,4516*** (0,0104)	0,1842* (0,1036)	-0,1309 (0,1286)
(2) Taux de chômage au moment de la conception (%)	1,1199** (0,4535)	-1,1689** (0,4644)	1,1643*** (0,3827)	0,4372 (0,5304)
(3) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	-0,07021* (0,0410)	0,0721* (0,0400)	-0,0991*** (0,03656)	-0,0575 0,0494
Échantillon blanc				
(4) Taux de chômage au moment de la conception (%)	0,3783** (0,1683)	-0,4448*** (0,1310)	0,2926* (0,1681)	-0,2787 (0,2875)
(5) Taux de chômage au moment de la conception (%)	1,2391* (0,6591)	-1,2291** (0,5491)	1,5005** (0,6594)	0,0864 (0,9403)
(6) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	-0,0865 (0,6591)	0,07886* (0,04611)	-0,1222** (0,0553)	-0,0369 (0,0757)

*Significatif à un seuil de 10% ** Significatif à un seuil de 5% *** Significatif à un seuil de 1%

Le tableau 4 examine l'effet du taux de chômage au moment de la conception sur les caractéristiques maternelles (l'âge et le niveau d'éducation). En ce qui concerne l'âge des mères, l'estimation de la première spécification prédit que dans l'échantillon global, le pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans augmente de 0,42% et le pourcentage des mères âgées entre 25 et 35 ans diminue de 0,45% lorsque le taux de chômage au moment de la conception augmente de 1% (ligne 1). Cet effet est statistiquement significatif. Dans l'échantillon blanc, une augmentation d'un point dans le taux de chômage est associée à une hausse de 0,38% dans le pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans, et à une baisse de 0,44% dans le pourcentage des mères âgées entre 25 et 35 ans (ligne 4). L'estimation de la deuxième spécification démontre des résultats similaires. Dans l'échantillon global et blanc, $\hat{\beta}_1$ est significativement positif dans l'équation de régression qui porte sur le pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans, alors qu'il est significativement négatif dans celle qui porte sur le pourcentage des mères âgées entre 25 et 35 ans (lignes 2 et 5).

À l'égard du niveau d'éducation, d'après l'estimation de la première spécification, dans l'échantillon global, le pourcentage des mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études augmente de 0,18% (statistiquement significatif) et le pourcentage des mères qui ont effectué plus

de 16 ans d'études diminue de 0,13% lorsque le taux de chômage au moment de la conception augmente de 1% (ligne 1). Les mêmes effets sont observés dans l'échantillon blanc, mais avec une ampleur plus considérable : une augmentation d'un point dans le taux de chômage peut impliquer une augmentation de 0,29% (statistiquement significatif) dans le pourcentage des mères ayant effectué moins de 11 ans d'études, et une diminution de 0,28% dans le pourcentage des mères ayant effectué plus de 16 ans d'études (ligne 4). L'estimation de la deuxième spécification donne des résultats similaires. Dans l'équation de régression qui porte sur le pourcentage des mères ayant effectué moins de 11 d'études, $\hat{\beta}_1$ est significativement positif dans les deux échantillons (lignes 2 et 5).

En résumé, dans l'échantillon global et blanc, pendant la période au cours de laquelle le taux de chômage est élevé les mères qui conçoivent un enfant sont plus jeunes et moins éduquées. De plus, l'effet négatif du chômage sur le niveau d'éducation est plus important chez les femmes blanches.

Dehejia et Lleras-Muney dénotent que globalement, le pourcentage des mères âgées de moins de 25 ans diminue alors que le pourcentage des mères âgées entre 25 et 35 ans augmente au cours d'une récession. Notre résultat en ce qui a trait à l'effet du chômage sur l'âge des mères indique exactement l'inverse.

iv) Comportement de santé

Tableau 5 Effet du chômage sur le comportement de santé

	Bébé ayant reçu des soins prénatals dans le premier trimestre (%)	
	Échantillon global	Échantillon blanc
(1) Taux de chômage au moment de la conception (%)	-1,136 (0,6853)	-0,3159 (0,4680)
(2) Taux de chômage au moment de la conception (%)	8,0102 (6,3787)	1,2533 (1,6629)
(3) Taux de chômage au moment de la conception (au carré)	-0,9251 (0,6806)	-0,1587 (0,1611)

*Significatif à un seuil de 10% ** Significatif à un seuil de 5% *** Significatif à un seuil de 1%

Le tableau 5 vérifie s'il existe une amélioration des comportements de santé au cours de la récession. Selon l'estimation de la première spécification, si le taux de chômage au moment de la conception augmente de 1%, le pourcentage des bébés ayant reçu des soins prénatals dans le premier trimestre diminue de 1,14% dans l'échantillon global et de 0,32% dans l'échantillon blanc (ligne 1). Aucun coefficient estimé n'est statistiquement significatif. À l'égard de l'estimation de la deuxième spécification, $\hat{\beta}_1$ est positif dans les deux échantillons, et il est plus important dans l'échantillon global (ligne 2). Cependant, ces coefficients estimés ne sont pas statistiquement significatifs.

En un mot, ces résultats démontrent que l'amélioration significative des comportements de santé au cours de la récession n'est pas observée, et le comportement de santé est considérablement moins modifié chez les femmes blanches.

Cette découverte contredit partiellement ce que soulèvent Dehejia et Lleras-Muney. D'une part, les auteurs notent que le pourcentage des bébés ayant reçu des soins prénatals dans le premier trimestre augmente significativement à la suite d'une hausse du taux de chômage. D'autre part, ils remarquent également que l'effet du chômage sur le comportement de santé des mères est moins important dans l'échantillon blanc par rapport à l'échantillon global ou noir.

7. Discussion

Contrairement aux résultats de plusieurs études basées sur les données des États-Unis, lesquelles soulèvent la pro-cyclicité entre la fluctuation économique et la mortalité (infantile ou adulte), nos résultats démontrent qu'au cours de la période étudiée, l'amélioration de l'état de santé des enfants conçus pendant la récession n'existe pas (tableau 3). Statistiquement, ce fait est relié à la composition des mères (tableau 4) et aux comportements de santé (tableau 5). D'après le tableau 4, globalement, les mères qui décident d'avoir un enfant au cours de la récession sont plus jeunes et moins éduquées. Or, les mères plus jeunes et moins éduquées témoignent d'une mortalité infantile significativement plus élevée: selon les données publiées par *CDC Wonder*, de 1999 à 2009, la mortalité infantile chez les mères âgées de moins de 25 ans s'élève à 833,27, contre 572,47 chez les mères âgées entre 25 et 35 ans; ce taux chez les mères ayant effectué moins de 11 ans d'études atteint 844,07, contre 413,37 chez les mères ayant effectué plus de 16 ans d'études. De plus, selon le tableau 5, l'amélioration des comportements de santé n'est pas observée. Ces deux faits expliquent statistiquement pourquoi on n'observe pas l'amélioration de l'état de santé des enfants.

Ainsi, la question essentielle est de savoir pourquoi l'amélioration des comportements de santé à la suite de la récession, démontrée par Dehejia et Lleras-Muney [2004], ne peut être observée. Dans la section 2, on a mentionné que les comportements de santé dépendent en grande partie de l'effet de revenu et de l'effet de substitution. Si les individus ont accès au crédit, l'effet de revenu est alors dominé par l'effet de substitution. Cependant, au cours de la récession la plus récente, causée par la crise financière, l'accès au crédit est largement limité. Conséquemment, l'effet de revenu est renforcé. Ce phénomène est compatible avec nos résultats qui suggèrent que l'effet de substitution est dominé par l'effet du revenu. Par ailleurs, le fait que la gravité et la longueur de la récession de la fin de 2007 à 2009 sont plus importantes que les récessions précédentes, peut renforcer l'effet de revenu. Décidément, ces deux effets dominants soulèvent une question empirique et varient selon la dimension et la nature de la crise (Ferreira et Schady [2009]).

En outre, la nature de la récession modifie non seulement le rapport entre l'effet de revenu et l'effet de substitution, mais elle peut agir directement sur l'état de santé des enfants. Par exemple, la récession de 1981-1982, qui touche durement le secteur industriel, résulte une diminution de la production dans les secteurs à forte intensité énergétique, ce qui implique une réduction de pollution de l'air, et, par conséquent, produit un effet positif sur l'état de santé des enfants (Chay et Greenstone [2003]). Cet exemple suggère que l'amélioration de l'état de santé des enfants conçus pendant la récession, observée par Dehejia et Lleras-Muney [2004], ne résulte pas

entièrement du changement de la composition des mères enceintes et de l'amélioration des comportements de santé. Pour la période étudiée, comme la récession autour de l'année 2008 frappe davantage le secteur financier que le secteur industriel, l'effet positif de la réduction de la pollution de l'air sur l'état de santé des enfants pourrait être moins important.

8. Conclusion

Ce rapport de recherche met en lumière une nouvelle évidence empirique sur la relation entre la condition économique et la qualité de la fertilité. En étudiant les données au cours de la période de 1999 à 2009 aux États-Unis, on constate qu'au cours de la période étudiée, il n'existe pas d'amélioration de l'état de santé des enfants conçus pendant la récession. En même temps, cette observation est associée au fait que globalement, les mères qui décident d'avoir un enfant sont plus jeunes et moins éduquées, et qu'une amélioration des comportements de santé n'est pas observée. Ces résultats contredisent ce que soulèvent plusieurs études précédentes basées sur des données américaines. En bref, ce travail démontre que dans un pays riche comme les États-Unis, la condition économique défavorable ne produit pas nécessairement d'effet positif sur l'état de santé des enfants.

En ce qui concerne l'implication du travail, nos résultats suggèrent qu'au cours d'une récession causée par la crise financière, comme celle la plus récente dont la gravité et la longueur sont très importantes, la réduction des dépenses gouvernementales sur les services de santé est en mesure de renforcer l'effet de revenu, et, conséquemment, détériore la qualité de la fertilité.

Par ailleurs, nos résultats soulèvent quelques nouvelles questions. En fait, l'effet de la condition économique sur le changement de type de mères demeure indéterminé. Notre observation à l'effet que «des mères qui conçoivent leur enfant pendant la récession sont globalement plus jeunes» ne signifie pas nécessairement que plus de mères jeunes (moins de 25 ans) conçoivent leur enfant pendant la récession. En effet, au cas où le taux de natalité demeurerait constant chez les mères âgées de moins de 25 ans et diminuerait chez les mères âgées entre 25 et 35 ans, la population maternelle peut aussi rajeunir. Ainsi, afin de clarifier ce qui implique de l'augmentation du pourcentage des mères jeunes et moins éduquées au cours de la récession, il suffit d'obtenir des données qui portent sur le taux de natalité par les caractéristiques maternelles.

Références

- Becker, S. Gary (1960). «An Economic Analysis of Fertility», dans *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, pages 209–231, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bhalotra, Sonia (2010). «Fatal fluctuations? Cyclicalité in infant mortality in India», *Journal of Development Economics*, Elsevier, vol. 93(1), pages 7-19.
- Butz, William P. et Ward, Michael P. (1979). «The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility», *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 69(3), pages 318-328.
- Chay, Kenneth Y. et Greenstone, Michael (2003). «The Impact Of Air Pollution On Infant Mortality: Evidence from Geographic Variation in Pollution Shocks Induced by a Recession», *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 118(3), pages 1121-1167.
- Dehejia, Rajeev et Lleras-Muney, Adriana (2004). «Booms, Busts and Babies' Health», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 119(3), MIT Press, pages 1091-1130.
- De Tray, Dennis N. (1974). «Child Quality and the Demand for Children», NBER Chapters, dans *Economics of the Family: Marriage, Children, and Human Capital*, pages 91-119, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ferreira, Francisco H. G. et Schady, Norbert (2008). «Aggregate economic shocks, child schooling and child health», Policy Research Working Paper Series 4701, The World Bank.
- Miller, Grant et Urdinola, B. Piedad (2010). «Cyclicalité, Mortality, and the Value of Time: The Case of Coffee Price Fluctuations and Child Survival in Colombia», *Journal of Political Economy*, vol. 118(1), University of Chicago Press, pages 113-155.
- Paxson, Christina et Schady, Norbert (2005). «Child Health and Economic Crisis in Peru», *World Bank Economic Review*, World Bank Group, vol. 19(2), pages 203-223.
- Ruhm, Christopher J. (2000). «Are Recessions Good for Your Health? », *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 115(2), pages 617-650.
- Ruhm, Christopher J. (2005). «Healthy living in hard times», *Journal of Health Economics*, Elsevier, vol. 24(2), pages 341-363.
- Silver, Morris (1965). «Births, Marriages, and Business Cycles in the United States», *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 73, pages 237-255.

Annexe

Les années dont les données sont absentes pour les variables «pourcentage des mères qui ont effectué moins de 11 ans d'études», «pourcentage des mères qui ont effectué plus de 16 ans d'études», et «pourcentage des bébés qui ont reçu des soins prénatals au cours du premier trimestre»¹.

Alabama	2007-2009	Montana	2007
Alaska	2007-2009	Nebraska	2005-2006
Arizona	2007-2009	Nevada	2007-2009
Arkansas	2007-2009	New Hampshire	2004-2006
California	2006	New Jersey	2007-2009
Colorado		New Mexico	2007
Connecticut	2007-2009	New York	
Delaware	2006	North Carolina	2007-2009
District of Columbia	2007-2009	North Dakota	2006
Florida	2004-2006	Ohio	2006
Georgia	2007	Oklahoma	2007-2009
Hawaii	2007-2009	Oregon	2007
Idaho	2004-2006	Pennsylvania	2003-2006
Illinois	2007-2009	Rhode Island	2007-2009
Indiana		South Carolina	2004-2006
Iowa		South Dakota	2006
Kansas	2005-2006	Tennessee	2004-2006
Kentucky	2004-2006	Texas	2005-2006
Louisiana	2007-2009	Utah	2007-2008
Maine	2007-2009	Vermont	2005-2006
Maryland	2007-2009	Virginia	2007-2009
Massachusetts	2007-2009	Washington	2003-2006
Michigan	2007	West Virginia	2007-2009
Minnesota	2007-2009	Wisconsin	2007-2009
Mississippi	2007-2009	Wyoming	2006
Missouri	2007-2009		

¹ Dans les années indiquées, les données des trois variables sont conjointement absentes pour les deux échantillons.