

Université de Montréal

Rapport de recherche

**Effets du nombre de garçons ou de filles d'une femme célibataire sur l'offre de travail et  
comparaison de deux générations.**

Rédigé par :  
Aurélié Tetoofa

Dirigé par :  
Andriana Bellou

Faculté des arts et des sciences  
Département de sciences économiques

Date de soumission : 25 Août 2013

# 1) Introduction.

Nous ne sommes pas sans savoir qu'au cours du siècle dernier la condition féminine, les droits de la femme et les mœurs de la société se sont beaucoup améliorés. Récemment, et ceci est un fait, les femmes accèdent de plus en plus aux professions autrefois réservées à la gent masculine (agents, cadres, directeurs). En outre, ce sont des professions plus rémunératrices. La femme d'aujourd'hui devient donc plus instruite et est désormais plus indépendante vis-à-vis de son mari. Jusqu'aux années 1980, aux États-Unis et partout ailleurs dans le monde, on assiste à une démocratisation du divorce qui entraîna une augmentation du nombre de celui-ci et, par la suite à un ralentissement du phénomène. Le constat général qui en ressort est une augmentation du nombre de femmes divorcées et par conséquent, on observe également beaucoup plus d'enfants qui naissent de mères célibataires, divorcées voire jamais mariées.

La question que nous nous posons dès lors est de savoir si pour une femme célibataire, divorcée, veuve voire jamais mariée, le fait d'avoir un garçon ou une fille a une influence différente sur son offre de travail ?

Notre papier se basera principalement sur les femmes aux États-Unis. Nous essayerons de démontrer s'il existe une relation entre l'augmentation d'un enfant fille ou garçon et l'offre de travail d'une femme active monoparentale. De plus, cette dernière n'a pas l'avantage de pouvoir alléger les charges et les dépenses de son ménage grâce au salaire du mari. Elle doit faire face à plus de responsabilités vis à vis de ses enfants ce qui pourrait en conséquence réduire son offre de travail. Outre la volonté de voir cet impact, un autre point sur lequel nous

souhaitions mettre l'emphase est les enfants en bas âge. Par exemple une mère consacrerait plus de temps à un enfant âgé de moins de 5 ans qu'à un autre plus âgé.

La section 2 présente la revue de la littérature se rapprochant dudit sujet en terme de fondement théorique. Dans la section 3, nous présenterons les données utilisées ainsi que la descriptions statistiques de celles-ci et la section 4 mettra en évidence le modèle et les différentes spécifications empiriques du travail. La section 5 traitera des résultats ainsi que les interprétations. Dans la section 6 nous discuterons des résultats pour finalement conclure le papier.

## 2) Revue de la littérature.

De nombreux auteurs se sont penchés sur le sujet de l'offre de travail de la femme. Outre l'écart salarial existant entre les hommes et les femmes, l'impact des enfants sur l'offre de travail d'une femme fut l'objet de plusieurs études.

Dans l'article « The effects of Children on Women's Wages » (1997), l'auteure Jane Waldfogel dans son étude, arrive à la conclusion que les femmes subissent une perte de salaire lorsqu'elles ont des enfants. Selon un modèle d'effets fixes, elle trouve que le salaire d'une femme diminue de 6% lorsqu'elle a un enfant et de 15% lorsqu'elle en a deux. Cependant, ces résultats sont à nuancer s'il s'agit de femmes célibataires, mariées ou divorcées, mais aussi si ces femmes travaillent à temps plein ou à temps partiel. En abordant le sujet sous un autre angle, l'article de Becker, Gary S. « Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor » (1985) nous apprend que la baisse de l'offre de travail de la

femme, serait dû au fait que cette dernière passe plus de temps à la maison après avoir eu un enfant. De plus, en ce qui concerne l'effort fournis au travail, il diminue également. Effectivement d'après l'auteur, les femmes consacrent plus d'effort à la garde des enfants et aux tâches ménagères ce qui en résulte une baisse de l'effort à chaque heure de travail effectuée sur le marché.

Par ailleurs, en ce qui concerne l'aspect du statut marital des femmes dans l'article « Current Trends in Marriage and Divorce among American Women » (1987), les auteurs Arthur J. Norton et Jeanne E. Moorman aboutissent aux conclusions que le premier mariage d'une femme américaine arrivent de plus en plus tard. Les auteurs notent également que beaucoup de femmes adultes ne se marieront jamais ou encore, que les femmes divorcées ne se remarient pas en générale.

Pour ce qui est des articles incorporant dans leurs variables le sexe des enfants, le papier de S. Philip Morgan, Diane N. Lye and Gretchen A. Condran, « Sons, Daughters, and the Risk of Marital Disruption » (1988), rapporte qu'avoir des garçons réduit de moitié le risque de rupture de mariage de 9% par rapport à si c'étaient des filles. Une des raisons serait que les pères attacheraient plus d'importance à leurs obligations si leur enfant est un garçon.

Enfin récemment, dans l'article « The effects of sons and daughters on men's wages supply and wages » (2002), les auteurs Shelly Lundberg et Elaina Rose ont essayé de voir si le fait d'avoir une fille ou un garçon influence le niveau de salaire des hommes. Grâce à leur modèle d'estimation d'effets fixes, les auteurs trouvent que l'offre de travail et le salaire d'un homme sont corrélés positivement avec le nombre de naissances de garçons. En nous basant principalement sur ce papier, notre but sera de trouver si comme pour les hommes, avoir une fille ou un garçon a un effet sur l'offre de travail d'une femme célibataire.

### 3) Les données et statistiques descriptives.

Les données que nous utiliserons proviennent de la base de données Integrated Public Use Microdata Series, International (Census Microdata for Social and Economic Research), fournissant des données de recensement au niveau individuel. Il s'agit de données en coupe transversale. Notre échantillon est essentiellement composé de femmes divorcées, séparées, veuves et jamais mariées âgées de 18 à 40 ans.

Nous utiliserons les recensements des femmes célibataires aux États-Unis selon deux générations :

- L'échantillon des années 1990, il s'agit des femmes qui sont nées entre 1926 et 1975. Leur période de naissance correspond à l'après seconde guerre mondiale et de fait, se rattache à la période du baby-boom. C'est une période avec d'importants changements sociaux vis-à-vis du rôle de la femme dans la société. En effet, les femmes accèdent de plus en plus au marché du travail et commence à revendiquer l'égalité des salaires et l'accès à l'emploi.
- L'échantillon des années 2000 et plus particulièrement les femmes nées entre 1930 et 1984. Dans la continuité de l'évolution du statut social de la femme de l'après guerre, on peut noter quelques autres événements majeurs. Par exemple, c'est dans le milieu des années 1960 que l'accès à la contraception orale a augmenté. On note également une tendance générale de la hausse de l'âge de la femme au premier mariage causant ainsi, un accroissement du nombre de jeunes femmes célibataires. En parallèle à cela, c'est une période dramatique où les divorces ce sont multipliés, atteignant des taux

sans précédents. Cependant, dans les années 1980 le nombre de divorces a stagné (aux États-Unis) pour ensuite diminuer.

Notre échantillon total après restriction de l'âge est constitué de 80189 observations de femmes séparées, divorcées, jamais mariées et veuves chef du ménage dont la fécondité existe. On compte 36951 observations pour les années 1990 et 43238 observations pour les années 2000. Les moyennes et les écarts-types des variables utilisées dans l'analyse sont reportés dans les tableaux ci-dessous.

Tableau 1. – Moyennes (écart-type) des variables principales.

	Femmes célibataires âgées de 18 ans à 40 ans recensées en 1990	Femmes célibataires âgées de 18 ans à 40 ans recensées en 2000
Log (salaire réel* horaire)	1,93 (0,70)	1,99 (0,69)
Nombre d'heures travaillées si la femme a un travail	27,70 (19,37)	32,35 (16,59)
Age	30,84 (5,44)	30,97 (5,76)
Année d'éducation	6,25 (1,85)	6,37 (1,80)
Nombre d'enfants dans le ménage	1,89 (1)	1,85 (0,98)
Nombre d'enfants âgés moins de 5 ans	0,57 (0,75)	0,56 (0,71)
Nombre d'enfants garçons	0,90 (0,85)	0,92 (0,83)
Nombre d'enfants filles	0,90 (0,85)	0,90 (0,84)
Age de l'enfant le plus jeune	6,07 (4,47)	5,89 (4,36)
Nombre d'observations	<b>36951</b>	<b>43238</b>

Source: IPUMS data-base.

Nous pouvons voir dans ce tableau que le salaire horaire exprimé en logarithme augmente entre les deux générations, passant de 1,93 en 1990 à 1,99 en 2000 pour les femmes entre 18 ans et 40 ans. De plus, le nombre d'heures habituellement travaillées par semaine augmente aussi d'environ 5 heures entre les 10 années. Les autres caractéristiques sont

\* convertit en prix de 1990 grâce à l'indice de prix national des États-Unis

relativement constantes dans le temps, cependant le nombre d'enfants dans le ménage diminue. En effet, le nombre d'enfants passe de 1,89 à 1,85. Ceci peut s'expliquer par le fait que de nos jours la fertilité diminue dans tous les pays développés.

## 4) Le modèle économique, description des variables et méthode empirique

### A) Le modèle économique de base

Le modèle de spécification de base pour notre méthode économique est le suivant :

$$y_i = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 educ + \beta_4 race + \beta_5 marst + \beta_6 ngarçon + \beta_7 nfile + \beta_8 nchlt5 + \beta_9 ygch + \beta_{10} ygch^2 + u_i$$

Tableau 2. – Présentation et description des variables du modèle.

Label	Nom de la variable	Description
<i>Y</i>	Offre de travail de la femme	-Femme a un travail (Y=1) - Emploi à temps partiel (Y=1)
<i>age</i>	Age	Comprend les femmes âgées de 18 ans à 40 ans
<i>age<sup>2</sup></i>	Age polynomiale	X
<i>educ</i>	Niveau d'éducation	Comprend tous les niveaux d'éducation jusqu'au collège
<i>race</i>	Origine ethnique	Comprend les principales origines ethniques
<i>marst</i>	Statut marital	Comprend les femmes divorcées, séparées, veuves et jamais mariées
<i>ngarçon</i>	Nombre d'enfants garçons	Comprend le nombre de garçons allant de 1 à 7 garçons
<i>nfile</i>	Nombre d'enfants filles	Comprend le nombre de garçons allant de 1 à 8 filles
<i>nchlt5</i>	Nombre d'enfants âgés moins de 5	Comprend le nombre d'enfants de

	ans	moins de 5 ans allant de 1 à 7
<i>yngch</i>	Age du plus jeune enfant	Comprend l'âge à partir d'un an et plus
<i>yngch</i> <sup>2</sup>	Age polynomiale du plus jeune enfant	X
<i>ui</i>	Terme d'erreur	caractéristiques pouvant affecter la variable indépendante non inclus dans la régression

## B) Méthode empirique utilisée

Pour répondre à notre problématique, nous avons utilisé le modèle probit. C'est un modèle visant à expliquer la survenue d'un événement, ainsi la variable dépendante est alors une variable binaire ( $Y=1$ , l'événement s'est produit) en fonction des autres variables du modèle. De fait, celui-ci calcule les effets marginaux moyens.

Nous avons premièrement tenté de voir dans notre premier modèle probit si le nombre d'enfants garçons ou de filles a un effet sur la probabilité que la femme ait un emploi. Dans ce cas précis, notre variable binaire est égal à 1 si la femme travaille et à 0 si la femme ne travaille pas. Pour ce faire, nous avons dû éliminer 10 observations de notre échantillon car celles-ci étaient non applicables (N/A). En ce qui concerne les variables indépendantes concernant l'éducation, origine ethnique et statut marital, nous les avons toutes recodées en variables dichotomiques. En effet, pour la variable « educ », on a 1 signifiant que la femme a plus que le niveau collège et 0 lorsque celle-ci a moins que le niveau collège. Pour la variable « race », celle-ci prend une valeur égale à 1 si la femme est blanche et 0 si la femme a d'autres origines ethniques et enfin pour la variable « marst » sur le statut marital, on l'a recodé de sorte à ce que 1 regroupe les femmes divorcées, séparées et veuves, et 0 regroupe les femmes jamais mariées. A des fins de comparaison entre les deux générations, nous avons

fait tourner les modèles pour les femmes recensées en 1990 et celles recensées en 2000 de manières séparées.

Ensuite, nous avons fait un modèle en fonction des heures de travail de la femme. En effet, nous avons recodé les heures de travail en fonction de la durée de travail : temps partiel ou temps plein. Avec un seuil de trente cinq heures, c'est-à-dire si la femme travaille moins de trente cinq heures, nous l'avons considéré comme « travaillant à temps partiel » et si la femme travaille plus, elle est considérée comme travaillant à temps plein. Ainsi, notre variable dépendante dans ce nouveau modèle probit est une variable binaire avec comme valeur 1 si la femme est à temps plein et 0 si la femme travaille à temps partiel. Concernant les autres variables, nous les avons recodées comme précédemment.

La nouvelle spécification du modèle est donc la suivante :

$$y_i = \alpha + \beta_1 age + \beta_2 age^2 + \beta_3 hs + \beta_4 white + \beta_5 marstat + \beta_6 ngarçon + \beta_7 nfilie \\ + \beta_8 nchlt5 + \beta_9 ygch + \beta_{10} ygch^2 + u_i$$

Où Y est une variable dichotomique signifiant « travaille » ou « travaille pas » premièrement et « temps plein » ou « temps partiel » ensuite.

## 5) Résultats aux modèles.

### A) Effets des enfants sur le travail

Tableau 3. – Probabilités d’avoir un travail (Y=1 signifie que la femme a un travail)

Variables	Génération 1990		Génération 2000	
	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z
<b>age</b>	0,0225507	0,000	0,0155893	0,000
<b>agecarré</b>	-0,0003302	0,000	-0,0002978	0,000
<b>highschool</b>	0,1454346	0,000	0,1196606	0,000
<b>white</b>	0,0603904	0,000	0,0312795	0,000
<b>marstat</b>	0,0870765	0,000	0,0274084	0,000
<b>ngarcons</b>	-0,0579001	0,000	-0,0285395	0,000
<b>nfilles</b>	-0,0585904	0,000	-0,0265837	0,000
<b>nchlt5</b>	-0,0421399	0,000	-0,0149997	0,000
<b>yngh</b>	0,0084137	0,000	0,01127	0,000
<b>ynhcarré</b>	-0,0002603	0,035	-0,0005254	0,000
<b>Observations :</b>	<b>36 951</b>		<b>43 238</b>	

Source: IPUMS data-base.

Ce tableau représente les résultats obtenus à la première régression probit avec Y=1 si la femme a un travail. Nous pouvons remarquer que tous les effets marginaux sont significatifs à niveau de 5%. En effet en 1990, lorsque une femme continue ses études d’une année après le collège nous notons une hausse de 14,5% de la probabilité qu’elle ait un travail. Ce chiffre diminue de 2,6 points en 2000 soit environ 12%. Les résultats présentés précédemment prennent pour référence les femmes ayant moins d’années d’études que le collège comme niveau d’éducation.

En ce qui concerne les variables nombre de garçons et nombre de filles, celui-ci est très similaire pour une année donnée (1990&2000). Toutes choses égales par ailleurs lorsqu’un enfant de plus naît en 1990, nous notons une diminution de 5,8% que la femme

travaille. De plus pour la même année, l'augmentation d'un enfant âgé de moins de cinq ans entraîne également une diminution d'environ 4% de la probabilité que la femme ait un emploi. Si l'on regarde à présent les résultats pour l'année 2000, les probabilités sont en baisse et sont égales à 2,7%-2,8% pour la variable nombre de garçons, nombre de filles et pour le nombre d'enfants de moins de cinq ans il est de 1,5%. Ainsi nous pouvons constater que l'impact du nombre d'enfants garçons/filles tend à diminuer les chances de travail d'une femme entre les deux générations. Voyons à présent comment celui-ci affecte les heures de travail de la femme célibataire.

### B) Effets des enfants sur les heures de travail

Tableau 4. – Probabilités d'être à temps plein (Y=1 signifie que la femme travaille à temps plein)

Variables	Génération 1990		Génération 2000	
	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z
<b>age</b>	0,0489323	0,000	0,0494725	0,000
<b>age<sup>2</sup></b>	-0,000718	0,000	0,0007944	0,000
<b>highschool</b>	0,1169215	0,000	0,0998812	0,000
<b>white</b>	0,0249235	0,000	0,0022573	0,634
<b>marstat</b>	0,0929716	0,000	0,041009	0,000
<b>ngarcons</b>	-0,069968	0,000	-0,0462385	0,000
<b>nfilles</b>	-0,0745377	0,000	-0,0452245	0,000
<b>ncht5</b>	-0,041339	0,000	0,0021305	0,705
<b>ygch</b>	0,0038768	0,143	0,0179919	0,000
<b>ygch<sup>2</sup></b>	-0,0000755	0,596	-0,0007274	0,000
<b>Observations :</b>	<b>36 951</b>		<b>43 238</b>	

Source: IPUMS data-base.

Les effets marginaux ci-contre nous indiquent que ceteris paribus, la variation d'une unité de l'âge de la mère augmente la probabilité que la femme soit à temps plein de 4,8% en 1990 et de 4,9% en 2000. Les probabilités relatives à l'éducation de la mère restent relativement proches de ce que l'on a trouvé précédemment. Concernant le statut marital, les groupes de femmes divorcées, séparées et veuves ont une probabilité d'environ 9% de travailler à temps plein en 1990 par rapport au groupe de référence : les femmes jamais mariées. Par contre ce taux diminue de moitié en 2000 où il est d'environ 4% pour le groupe de femmes divorcées, séparées et veuves.

Pour ce qui est des variables se rapportant aux nombres d'enfants tout sexe confondu, une augmentation unitaire de ce nombre augmente comme précédemment la probabilité que la femme travaille à temps plein. En 1990 un enfant de plus, garçon ou fille diminue la probabilité que la femme soit à temps plein d'environ 7%, alors qu'en 2000 cette même probabilité diminue de presque de moitié. De fait et comme on l'a vu précédemment, la distinction garçons/filles n'a pas d'impact sur l'offre de travail de la femme pour une même année, mais la naissance d'un garçon ou d'une fille de plus tend à augmenter les chances de travail d'une femme entre les deux générations. Chose également à relever, le nombre d'enfants âgés de moins de 5 ans. Celui-ci diminue la probabilité que la femme travaille à temps plein en 1990 de 4% et devient non significatif en 2000

Regardons les résultats d'un autre point de vue, c'est-à-dire en admettant des restrictions sur l'âge des femmes. Dès lors, nous pouvons classer les femmes en deux groupes : celui des femmes âgées entre 18 ans et 29 ans, et celles ayant un âge compris entre 30 et 40 ans.

### C) Effets des enfants sur le travail avec restriction de l'âge de la femme

Tableau 5. – Probabilités d'avoir un travail avec restriction de l'âge (Y=1 signifie que la femme a un travail)

Variables :	Génération 1990				Génération 2000			
	Femmes âgées entre 18 ans et 29 ans		Femmes âgées entre 30 ans et 40 ans		Femmes âgées entre 18 ans et 29 ans		Femmes âgées entre 30 ans et 40 ans	
	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z
<b>age</b>	0,0458247	0,026	0,0320828	0,121	0,0536512	0,000	0,0129213	0,445
<b>age<sup>2</sup></b>	-0,0007615	0,071	-0,0004747	0,111	-0,0010456	0,001	-0,0002483	0,304
<b>highschool</b>	0,1493915	0,000	0,1385706	0,000	0,1165875	0,000	0,11834	0,000
<b>white</b>	0,051211	0,000	0,0642419	0,000	0,034581	0,000	0,0290632	0,000
<b>marstat</b>	0,1051886	0,000	0,0757004	0,000	0,0178903	0,009	0,0321196	0,000
<b>ngarcons</b>	-0,077081	0,000	-0,0474652	0,000	-0,0336855	0,000	-0,0258329	0,000
<b>nfilles</b>	-0,0763623	0,000	-0,0491353	0,000	-0,0338543	0,000	-0,0228416	0,000
<b>nchlt5</b>	-0,0507104	0,000	-0,0329321	0,000	-0,0106903	0,074	-0,0234088	0,000
<b>yngh</b>	0,0049733	0,282	0,0112851	0,000	0,185284	0,000	0,0077879	0,001
<b>yngh<sup>2</sup></b>	-0,000225	0,577	-0,0003828	0,009	-0,001263	0,000	-0,0003587	0,002
<b>Total observations :</b>	14 576		22 375		17 192		26 046	

Source: IPUMS data-base.

Commençons par les femmes âgées de 18 ans à 29 ans, et pour les différentes générations. En terme de significativité, on trouve que l'âge du plus jeune enfant n'est pas significatif en 1990 puis devient significatif en 2000. On note aussi que la variable concernant le nombre d'enfants de moins de 5 ans, n'est plus significatif en 2000, alors qu'en 1990 celui-ci faisait baisser les probabilités que la femme travaille de 7,6%. La variable éducation a un plus grand effet sur notre variable dépendante. Augmenter d'une année l'éducation après le

collège augmente les probabilités de travailler de plus de 10%.

Continuons avec les chiffres pour les femmes âgées de 30 ans à 40 ans. Si l'on regarde ce groupe, l'âge et l'âge polynomiale ne sont pas significatifs pour les deux générations. Ainsi nous ne pouvons pas interpréter ces variables. Enfin, en ce qui concerne les variables garçons et filles, on retrouve la même tendance que dans nos modèles précédents.

#### D) Effets des enfants sur les heures de travail avec restriction de l'âge de la femme

Tableau 6. – Probabilités d'être à temps plein avec restriction (Y=1 signifie que la femme travaille à temps plein)

Variables :	Génération 1990				Génération 2000			
	Femmes âgées entre 18 ans et 29 ans		Femmes âgées entre 30 ans et 40 ans		Femmes âgées entre 18 ans et 29 ans		Femmes âgées entre 30 ans et 40 ans	
	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z	Effets marginaux moyens	P> z
<b>age</b>	0,1150623	0,000	0,0380863	0,125	0,1272366	0,000	0,0372736	0,090
<b>age<sup>2</sup></b>	-0,0020154	0,000	-0,0005513	0,122	-0,0023032	0,000	-0,0005979	0,057
<b>highschool</b>	0,1127297	0,000	0,1179145	0,000	0,0628399	0,000	0,1165956	0,000
<b>white</b>	0,02388	0,006	0,0245221	0,000	0,0010111	0,895	0,0030091	0,619
<b>marstat</b>	0,0973579	0,000	0,0895863	0,000	0,0402577	0,000	0,0405121	0,000
<b>ngarcons</b>	-0,0798719	0,000	-0,0648051	0,000	-0,0504053	0,000	-0,0441648	0,000
<b>nfilles</b>	-0,0865679	0,000	-0,0684057	0,000	-0,054782	0,000	-0,0402314	0,000
<b>nchlt5</b>	-0,0399741	0,000	-0,044659	0,000	0,0058801	0,458	-0,0117791	0,197
<b>ygch</b>	0,0030396	0,538	0,0050995	0,163	0,0230079	0,000	0,0145865	0,000
<b>ygch<sup>2</sup></b>	-0,0000511	0,904	0,0000231	0,899	-0,0013532	0,001	-0,000568	0,000
<b>Total observations :</b>	14 576		22 375		17 192		26 046	

Source: IPUMS data-base.

Le tableau ci-contre a le même gabarit que précédemment, sauf qu'à présent  $Y=1$  signifie que la femme travaille à temps plein. Pour les femmes de 18 ans à 29 ans, l'âge n'est pas significatif pour l'ancienne génération et le devient pour la nouvelle génération. Les effets marginaux nous rapportent qu'en 2000, l'augmentation unitaire de l'âge du plus jeune enfant augmente la probabilité que la femme soit à temps plein de 2,3% (en maintenant les autres variables constantes). Par contre durant cette même année, les variables femme « blanche » et « enfant de moins de 5 ans » ne sont plus significatifs alors qu'elles étaient en 1990.

Pour les femmes d'âge plus mature (30 ans à 40 ans). L'âge de la femme et celui de l'enfant le plus jeune ne sont pas significatifs en 1990. On pourrait dire que lorsque la femme atteint un certain niveau d'âge, l'effet sur son offre de travail diminue progressivement jusqu'à effectivement ne plus devenir significative. L'effet de l'augmentation d'un garçon ou d'une fille s'interprète de la même façon que précédemment. Notons qu'il y aurait peut-être une différence de probabilité pour ces variables pour la tranche des femmes de 18 ans et 30 ans en 1990, dans le sens où la probabilité que la femme ait un travail à temps plein est de 7,9% lorsqu'il s'agit d'un garçon, alors que lorsqu'il s'agit d'une fille, ce taux augmenterait à 8,6%. Donc on remarque une légère nuance par rapport à tous les résultats précédents.

## 6) Discussion.

D'après nos résultats, on peut observer que le nombre de garçons et de filles a le même effet sur l'offre de travail de la femme pour une même année donnée, que ce soit en terme de travail ou en terme d'heures de travail habituellement effectuées. Nous pourrions

alors penser que la femme ne fait aucune distinction quant à l'allocation de son temps de travail et se comporte de la même manière que ce soit un garçon ou une fille. De ce fait, ce serait le nombre d'enfants en général qui influencerait l'offre de travail des mères célibataires. Lors de l'estimation des différents modèles, c'est la même tendance qui en ressort. En effet, il serait possible de dire que l'offre de travail d'une femme est une fonction décroissante du nombre d'enfants. C'est-à-dire qu'avoir un enfant de plus pour une femme veuve, divorcée, séparée voir jamais mariée impacte négativement son offre de travail en la diminuant. De 1990 à 2000, nous constatons une baisse de pourcentage du coefficient ainsi cela sous-entend que l'impact du nombre d'enfants garçons/filles serait moins important après dix ans.

Comment pourrait-on expliquer ce résultat ? Tout d'abord, nous pourrions penser que cela est dû au fait que plus la femme a d'enfants, plus elle doit s'occuper d'eux et renoncer à travailler un temps soit peu voire totalement. Avoir un enfant de plus devient donc un frein à travailler davantage.

Cependant, remarquons que l'effet désincitatif à travailler peut être compensé par les aides gouvernementales accordées aux mères monoparentales. Ayant qu'un seul revenu pour le ménage, il n'est pas toujours facile pour ces femmes-ci de subvenir aux besoins des enfants sans aides externes.

Enfin nous pouvons mettre en évidence le fait que les femmes « modernes » n'abordent pas toutes le même raisonnement à savoir si un enfant de plus est un frein à leur offre de travail. Certaines femmes aujourd'hui préfèrent privilégier leur carrière professionnelle dans un premier temps, avant de se consacrer à une vie de famille. Cependant le contraire est tout aussi vrai.

## 7) Conclusion.

Dans ce papier, notre but a été de regarder l'impact dû à l'augmentation d'enfants garçons ou filles.

Nous avons trouvé que l'influence de ces naissances n'a pas d'effet significativement différent sur l'offre de travail de la femme qu'il s'agisse d'un garçon ou d'une fille. De plus, selon les résultats propres aux différentes générations, on constate que l'augmentation du nombre d'enfants garçons ou de l'augmentation du nombre de filles a une probabilité plus grande de réduire l'offre de travail pour la génération 1990. Effectivement, pour la génération récente des années 2000, les probabilités continuent d'influencer l'offre de travail de la femme mais de manière moins importante.

Enfin, pour une même génération donnée on ne trouve aucun effet par rapport au sexe de l'enfant. De fait, on peut conclure que seul l'augmentation du nombre d'enfant sans distinction garçons/filles a un impact sur l'offre de travail de femme. Et ainsi, contrairement aux résultats trouvés par les auteurs Shelly Lundberg et Elaina Rose, dans « The effects of sons and daughters on men's wages supply and wages » (2002) qui dit que les hommes augmentent leur offre de travail lorsqu'ils ont un enfant garçon, les femmes elles ne font aucune distinction de genre lorsqu'elles allouent leur temps au travail.

## 8) Références et annexes.

- Amara Bachu, « Trends in Marital Status of U.S. Women at First Birth:1930 to 1994 », Working Paper No., 20 U.S. Census Bureau, Mars 1998.

- Becker, Gary S., “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics* 3:1 (1985), S33–58.

- Bradbury K. and Jane Katz : « The Responsiveness of Married Women’s Labor Force Participation to Income and Wages: Recent Changes and Possible Explanations », 2008, Working Paper 08-7

- Elliott Diana B., Kristy Krivickas, Matthew W. Brault, U.S. Census Bureau, « Historical Marriage Trends from 1890-2010: A Focus on Race Differences », SEHSD Working Paper Number, 2012

- Korenman S. et Neumark D., « Marriage, Motherhood, and Wages », *The Journal of Human Resources*, 1992.

- Lundberg S. et Rose E. « The effects of sons and daughters on men’s wages supply and wages », *The Review of Economics and Statistics*, May 2002, 84(2): 251-268.

- Morgan, S. Philip, Diane Lye, and Gretchen Condron, “Sons, Daughters and the Risk of Marital Disruption,” *American Journal of Sociology* 94:1 (1988), 110–129.

- Norton Arthur J. et Moorman Jeanne E., « Current Trends in Marriage and Divorce among American Women », U.S. Bureau of the Census, *Journal of Marriage and the Family* 49, (February 1987), 3-14.

- Waldfogel, Jane, “The Effects of Children on Women’s Wages,” *American Sociological Review* 62 (1997), 209–217.

- **Base de données : IPUMS, en ligne.**

- **Encyclopédie sur internet :**

[http://fr.wikipedia.org/wiki/Droit\\_de\\_vote\\_des\\_femmes](http://fr.wikipedia.org/wiki/Droit_de_vote_des_femmes)

- **Chiffres sur taux de fertilité :**

<http://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SP.DYN.TFRT.IN/countries/all?page=6&display=default>

## Annexes :

Tableau des fréquences de distribution des caractéristiques.

	Femmes célibataires recensées en 1990	Femmes célibataires recensées en 2000
<b>Age :</b>		
- De 18 ans à 29 ans	14 576	17 192
- De 30 à 40 ans	22 375	26 046
<b>Niveau d'éducation :</b>		
- Au moins le niveau collège	28 803	37 447
- Plus que le niveau collège	19 194	23 244
<b>Origine ethnique :</b>		
- Blanche	29 829	37 447
- Autres	18 248	23 244
<b>Statut marital :</b>		
- Divorcées, séparées, veuves	13 319	22 616
- Jamais mariées, célibataires	34 758	38 075
<b>Nombre de femmes ayant un travail</b>	35 214	50 491
<b>Nombre de femmes travaillant :</b>		
- à temps partiel	19 968	19 708
- à temps plein	28 106	40 983
<b>Nombre d'enfants :</b>		
- un enfant	22 309	30 270
- deux enfants	16 167	19 812
- trois enfants	6 553	7 497
- quatre enfants	2 130	2 248
- cinq enfants	622	601
- six enfants et plus	296	264
<b>Nombre d'enfants âgés de moins de cinq ans :</b>		
- pas d'enfants âgés de moins de cinq ans	31 489	40 630
- au moins un enfant âgés de moins de cinq ans	16 588	20 061
<b>Nombre d'enfants garçons :</b>		
- un enfant	18 490	22 740
- deux enfants	20 994	27 507
- trois enfants	6 822	8 396
- quatre enfants	1 448	1 696
- cinq enfants et plus	269	291
	54	61
<b>Nombre d'enfants filles :</b>		
- un enfant	16 711	21 237
- deux enfants	22 388	28 808
- trois enfants	7 120	8 495
- quatre enfants	1 517	1 787
- cinq enfants et plus	54	59
<b>Nombre d'observations</b>	<b>48077</b>	<b>60691</b>

Source: IPUMS data-base.

