

# 行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

## 生育對婦女勞動供給的影響--- 工具變數法的估計 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型  
計畫編號：NSC 95-2415-H-002-006-  
執行期間：95年08月01日至96年07月31日  
執行單位：國立臺灣大學經濟學系暨研究所

計畫主持人：駱明慶

計畫參與人員：碩士級-專任助理：林華偉

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 96年10月11日

# 生育對婦女勞動供給的影響— 工具變數法的估計

駱明慶\*

2007.10

本研究以 1980、1990 和 2000 年的戶口普查資料, 以「前兩胎性別組成」以做為工具變數, 分析生育對婦女勞動供給的影響。結果發現, 相較於前兩胎均為兒子的家庭, 前兩胎均為女兒的家庭不僅有更高的機率生第三胎, 且在 1990 年以後第三胎為兒子的機率也比較高。兩階段估計的結果顯示, 2SLS 估計下, 生育的負面效果均比 OLS 估計下來得小, 1980 年和 1990 年生育的內生性較為嚴重, 因為這兩年 2SLS 的修正效果較大, OLS 和 2SLS 的差異在 2000 年則並不明顯, 最後, 我們將婦女依教育程度分組, 結果發現, 經過 2SLS 修正生育的內生性問題之後, 生育對高教育程度 (女性的勞動參與並沒有顯著的影響, 生育只對國中以下和高中職女性的勞動參與有顯著影響, 其中又以國中以下女性的影響最大。

**關鍵詞:** 生育, 婦女勞動供給, 性別組成, 工具變數。

**JEL 分類代號:**

## 1 前言

眾所周知, 生育數和婦女勞動供給之間存在著負的相關性, 生育數越多的婦女, 其勞動參與越低。不過, 相關性不立即等同於因果關係。事實上, 生育和勞動供給是婦女同時決定、互為因果的。舉例而言, 在關於生育的研究中, 婦女在勞動市場上的表現如工資, 作為生育的機會成本, 常被用來作為生育的解釋變數; 而在關於勞動供給的研究中, 子女數目也都同樣會被用來解釋婦女的勞動供給。換言之, 勞動供給的迴歸分析中, 由於存在著生育和勞動供給互為因果 (simultaneous causality) 的特性, 使得「子女數」和勞動供給的誤差項相關, 違反解釋變數與誤差項不相關的假設, 而出現「子女數」的內生性 (endogeneity) 問題, 導致 OLS 估計結果的不一致 (inconsistent)。

---

\*作者為臺灣大學經濟系教授。email: luohm@ntu.edu.tw。

修正內生性問題所造成的誤差,以得到具一致性的估計式,除了有澄清因果關係本身的重要性之外,能夠釐清生育對婦女勞動供給的真正影響,也有助於公共政策的討論。舉例而言,觀察到我國15歲以上婦女勞動參與率由1978年的39.2%提高到2003年的47.2%,對照近年來我國婦女教育程度的提高,婦女勞動參與率的提升相當緩慢,<sup>1</sup>有人便猜測這是因為婦女肩負了生養小孩的責任,使得婦女因為生育而無法進入或必須退出勞動市場,被提及的政策建議便包括了政府補貼育兒成本,以使婦女能夠不因生育退出勞動市場。不過,生育對婦女勞動供給是否真有影響,以及影響的大小,國內既有的文獻並無法提供完整的答案。因此,實證上釐清生育對勞動供給的真正影響,是討論是否應以育兒補貼來提高婦女勞動參與率的基礎。

國內文獻對於生育和婦女勞動供給的研究,多由聯立方程式的架構,估計生育與勞動供給互為因果的關係。舉例而言,于若蓉與朱敬一(1988)以兩制內生轉換模型(two-regime endogenous switching model),將勞動參與視為一內生轉換的兩個狀態,在第一階段先估計婦女的就業狀態,再在第二階段估計以理想子女數代表的生育行為。張素梅(1988)則以1975和1985年台灣21縣市橫斷面的總體資料,同時估計婦女勞動參與率、育齡婦女一般生育率和每戶家庭可支配所得等三個聯立方程式。而在育兒負擔對婦女勞動供給的影響方面,譚令蒂與于若蓉(1997)使用勞動市場之進入成本的架構,建構婦女「不工作」、「工作且使用付費看護」和「工作但不使用付費看護」等三種狀態的概似函數(likelihood function),以最大概似法進行估計(maximum likelihood estimation)。不過,以最大概似法估計聯立方程式,由於必須仰賴模型設定(model specification)的正確性,才能獲致估計結果的一致性,一旦模型設定有誤(misspecification),則最大概似法的估計結果便有不一致的問題,因此近年來國外文獻已經較少使用此一估計法,轉而使用其他至少可以確保一致性的估計方法。

解決內生性問題且能確保一致性的方法之一,是使用工具變數估計法(instrumental variables estimation)。對解決生育的內生性問題而言,適當的工

<sup>1</sup>事實上,以15歲以上婦女的勞動參與率來觀察婦女的勞動供給,是不夠精確的。近年來我國人口的一個重要變化是就學機會的快速增加,使得15-24歲女性就學率提高,其勞動參與率也就由1978年的50.8%降至2003年的36.8%。如果我們使用歷年的人力資源調查,只計算25-64歲婦女的勞動供給,其勞動參與率其實已經由1978年的36.3%提高至2003年的57.3%,總共提高了21個百分點。

具變數必須滿足 (1) 和生育數相關, (2) 但和勞動供給不相關等兩個條件。概念上而言, 工具變數估計法先將原本有內生性問題的解釋變數, 透過與工具變數的相關性分成 (1) 和誤差項相關以及 (2) 和誤差項不相關兩個部分, 再使用與誤差項不相關的部分在第二階段替代原先的解釋變數作迴歸分析, 由此得到的估計將可避免掉原本的內生性問題, 而得到具一致性的估計式。

十餘年來, 勞動經濟學在工具變數估計法, 尤其是適當工具變數 (valid instrumental variables) 的尋找已經有長足的進展, 其中又以 Joshua D. Angrist 有相當豐富的成果 (Angrist and Krueger 2001)。舉例而言, 在關於教育報酬率的估計上, Angrist and Krueger (1991) 利用美國各州關於強制教育 (compulsory schooling) 年限規定的差異, 導致不同出生季節 (birth quarter) 和教育年數之間的相關性, 而以出生季節作為教育年數的工具變數, 解決工資方程式中教育年數的內生性問題。

在生育對勞動供給影響的文獻上, Angrist and Evans (1998) 使用前兩胎的性別組成, 作為生育的工具變數, 是相當創新的作法。使用前兩胎的性別組成作為工具變數的基本想法是, 由於美國的父母對子女有「混合性別」的偏好, 因此當前兩胎「均為兒子」或「均為女兒」時, 其生第三胎的機率會較前兩胎為「一兒一女」時來得高。舉例而言, 他們發現, 在1980年的普查資料中的21-35歲婦女, 當前兩胎的性別組成為「一兒一女」、「均為兒子」和「均為女兒」時, 其生第三胎的比例分別為37.2%、42.3%和44.1%。而對1990年普查資料中的同年齡婦女而言, 前兩胎為「一兒一女」、「均為兒子」和「均為女兒」時, 生第三胎的比例則分別為34.4%、40.1%和41.2%。換言之, 當前兩胎子女為「相同性別」時, 婦女決定生第三胎的機率明顯高於前兩胎為「混合性別」時。就工具變數的適當性而言, 美國父母對「混合性別」的偏好, 與是否生第三胎 (因此也許生育總數) 相關, 但與婦女勞動供給本身並不相關, 因此作為生育的工具變數是適當的。

使用子女性別組成做為工具變數的方法, 也被 Chun and Oh (2002) 應用在探討韓國的生育與婦女勞動供給之間的關係, 他們認為由於韓國父母存在對兒子的偏好, 且其偏好非常強, 以致性別組成對生育數的影響在第一胎和第二胎之間就已經表現出來, 因此他們使用「第一胎為男性」作為生育數的工具變數。

本文的基本想法是, 由於國人存在著對兒子的偏好 (son preference), 且此一偏好在第三胎才表現出來, 前兩胎的性別組成應該也會影響到是否繼續生第三胎, 不過這和美國社會對「混合性別」的偏好略有不同。舉例而言, 2004年內政部的出生統計資料顯示, 新生兒的性比例為每100個女生中, 有110.7個男生。但是, 第一胎和第二胎的性比例分別108.7和109.4, 第二胎的性比例雖然略高於第一胎, 但是差異並不大。到了第三胎, 性比例則跳升至122.6, 高出前兩胎的性比例很多。如果前兩胎是否有兒子, 和是否生第三胎存在相關性, 而前兩胎的性別組成和婦女的勞動供給不相關, 則前「兩胎的性別組成」應該是適當的工具變數。具體而言, 使用我國2000年戶口普查的資料, 針對21-35歲已婚婦女生育情況的初步分析顯示, 前兩胎為「男男」、「男女」、「女男」和「女女」的婦女, 其生第三胎的比例分別為25.9%、28.1%、28.5%和42.2%, 其中前兩胎為「女女」和「男男」時, 分別有最高與最低的比例繼續生第三胎, 差異高達16.3個百分點, 而前兩胎為「男女」或「女男」時, 生第三胎的機率則介於中間, 且彼此並沒有明顯差異。

本文除前言之外, 第二節將使用1980、1990和2000年的戶口普查資料, 選取21-35歲年齡層、生育數大於或等於二之已婚婦女的完整生育歷史, 建構「前兩胎性別組成」以做為工具變數, 說明「前兩胎性別組成」與生育高度相關, 並檢定「前兩胎性別組成」是否有弱工具變數 (weak instruments) 的問題。第三節將以兩階段最小平方法 (Two Stage Least Squares, TSLS) 估計生育對婦女勞動供給的影響, 比較此一影響在1980、1990和2000年的差異, 並將婦女依教育程度分組, 探討生育對勞動供給的影響在不同群體之間的差異。第四節為結論。

## 2 前兩胎性別組成對生育數的影響

首先, 我們使用存在電子檔的最近三次的戶口普查資料, 不同於一般美國的究中所使用5%抽樣的普查資料, 我們使用的是母體本身, 即所有國人都在資料中, 這使得我們可以有相當大量的觀察點。由於我們的估計主要依賴與勞動供給無關的生育行為, 即因為對兒子的偏好所產生的第三胎, 我們將樣本限制在至少已經生了兩胎的婦女。其次, 我們選取21-35歲的已婚婦女,<sup>2</sup>

<sup>2</sup>由於我們婦女未婚生子的情況還相當稀少, 我們不進一步如 Angrist and Evans(1998) 區分所有婦女和已婚婦女。

再根據家中子女依年齡排序的前兩胎，作為生育的工具變數。將婦女年齡的上限訂在35歲是因為普查資料中並沒有特別針對完整生育歷史的問項，為了確定所有子女均未因成年而搬離父母的家庭，使得資料中的子女確實是所有的子女，以避免前面兩胎的生育情況出現衡量誤差 (measurement error)，這和 Angrist and Evans (1998) 的作法類似。

取得21-35歲已婚婦女及其所有子女的資料之後，我們依前兩胎子女的性別，分為「男男」、「男女」、「女男」和「女女」等四種性別組成，利用不同性別組成之下，父母基於對兒子的偏好而產生不同的生第三胎機率，假設對兒子的偏好和婦女的勞動供給無關，以此作為生育——定義為「生育數大於二」和「生育總數」——的工具變數。

在被解釋變數方面，戶口普查中只有「是否在工作」的資訊，而沒有工時或所得的資料，因此我們只探討生育對是否工作的影響。在勞動供給的其他解釋變數方面，我們將使用婦女的年齡和生第一胎的年齡作為解釋變數。

首先，我們以統計表說明不同的「前兩胎性別組成」之下，「生育數大於二」和「生育總數」的差別。表1是「前兩胎性別組成」與「生第三胎比例」的分析。

表 1: 前兩胎性別組成、生第三胎比例與第三胎為兒子比例

普查年	1980			1990			2000		
	樣本數			樣本數			樣本數		
前兩胎性別	樣本比例	生第三胎比例	第三胎為兒子	樣本比例	生第三胎比例	第三胎為兒子	樣本比例	生第三胎比例	第三胎為兒子
男男	26.1%	55.2%	51.0%	27.2%	37.6%	51.6%	26.5%	25.9%	51.8%
男女	24.7%	62.0%	51.1%	24.2%	41.9%	51.2%	24.7%	28.1%	50.5%
女男	25.2%	61.8%	52.3%	24.6%	41.6%	52.7%	25.2%	28.5%	52.6%
女女	24.0%	72.7%	51.7%	24.0%	59.7%	53.2%	23.7%	42.2%	55.8%
合計	100%	62.7%	51.5 %	100%	45.0%	52.3%	100%	31.0%	53.0%

表1顯示，隨著整體生育率的下降，生第三胎的比例在三次普查之間持續下降，由1980年的62.7%降至1990年的45.0%，再降至2000年的31.0。前兩

胎都是女兒者,在各個普查年中,生第三胎的比例都相當明顯地高於兩胎都是兒子的婦女生第三胎的比例。這樣的差異在1980年是72.7%和55.2%的差異,相差了17.5%,在1990年則是59.7%和37.6%的差異,相差了22.1%,在2000年則是42.2%和25.9%,相差16.3%。而前兩胎為一男一女者,生第三胎的比例則介於全為女兒和全為兒子之間。另外,一男一女的性別組成中,先生男或先生女,生第三胎的機率則相當接近。換言之,我國父母對於兒子的偏好確實存在,此與美國父母對混合性別的偏好不同。

另外,對兒子的偏好除了會影響到生第三胎的機率之外,在性別選擇的生殖技術逐漸發展的過程中,不同前兩胎性別組成中,第三胎為男性的機率應該也會有所不同。因此,我們也觀察前兩胎性別組成與第三胎性別之間的關係,如果對兒子的偏好確實存在,那麼前兩胎均為女兒者,不但生第三胎的比例較高,第三胎為男性機率應該也會更高,尤其是在「優生保健法」施行和胎兒性別篩檢的技術被廣泛使用之後的1990年和2000年的普查資料中。表1也顯示,1980年的資料中,前二胎的不同性別組成雖然會影響生第三胎的機率,但是第三胎為兒子的比例並沒有明顯差異。反觀1990年的資料中,前兩胎均為女兒的婦女,不僅生第三胎的機率較前二胎均為兒子的婦女為高,且生兒子的機率為53.2%,也較前兩二胎均為兒子者第三胎為兒子機率的51.6%,高了1.6%。換算為性比例則為113.7(每百位女性之男性數目)和106.6的差異。第三胎為男性比例的差異,到了2000年時又更加明顯。此時,前兩胎均為女兒者,第三胎為兒子的比例高達55.8%,性比例為126.2,此時前兩胎為兒子者,不僅生第三胎的機率較低,且第三胎為兒子的比例僅為51.8%,性比例為在正常範圍的107.5。

綜合而言,表1所顯示不同前兩胎性別組成之下,生第三胎比例和第三胎為兒子機率的差異型態,可以說明我國父母確實存在對「至少有一兒子」的偏好。

接下來,我們進行兩階段最小平方方法(Two Stage Least Squares, TSLS)的第一階段,其迴歸模型如下:

$$X_i = \pi Z_i + \delta W_i + v_i$$

其中  $X_i$  是代表生育的變數—「生育數大於二」或「生育總數」,  $Z_i$  是工具變數—「前兩胎性別組成」的虛擬變數,  $W_i$  為其他關於勞動供給的解釋變數,

如年齡、生第一胎的年齡等。當生育的變數定義為「生育數大於二」,由於它是一個二元變數,因此我們實際上與 Angrist and Evans (1998) 相同,已經假設了線性機率模型 (linear probability model)。線性機率模型雖然有預測值會超出 0 與 1 範圍的問題,不過它的估計是仍具一致性,因此文獻上許多樣本數很大的二元迴歸模型,仍然採取此一模型。表2是第一階段的迴歸結果。

表 2: 前兩胎性別組成對生育數的影響

前二胎 性別組成	1980		1990		2000	
	生育數 大於二	生育 總數	生育數 大於二	生育 總數	生育數 大於二	生育 總數
男男 (對照組)						
男女	0.0674 (0.0014)**	0.1553 (0.0024)**	0.0367 (0.0014)**	0.0134 (0.0020)**	0.0206 (0.0018)**	0.0268 (0.0021)**
女男	0.0656 (0.0014)**	0.1588 (0.0024)**	0.0359 (0.0014)**	0.0165 (0.0020)**	0.027 (0.0018)**	0.0338 (0.0021)**
女女	0.1760 (0.0013)**	0.5613 (0.0026)**	0.2168 (0.0014)**	0.4127 (0.0025)**	0.1645 (0.0018)**	0.2359 (0.0024)**
常數項	0.3838 (0.0050)**	2.2875 (0.0084)**	0.3298 (0.0054)**	2.3899 (0.0080)**	0.2945 (0.0067)**	2.3773 (0.0083)**
樣本數	776113	776113	787835	787835	437407	437407
$R^2$	0.24	0.32	0.22	0.22	0.16	0.18
$F$ -統計量 <sup>1</sup>	6232.6	15755.6	9895.2	11759.2	3179.0	3637.5
$p$ -value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

<sup>1</sup> 前二胎性別組成的係數全為零的聯合檢定。

<sup>2</sup> 括弧中為標準差, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於零。其他控制變數包含年齡和生第一胎年齡。

表2顯示,和表1比較不同性別組成之下生第三胎機率的結果一致,相對於前二胎均為兒子,前二胎均為女兒或一兒一女均有較高的機率生第三胎,其中又以前二胎均為女兒者的差異最大。同樣地,若以生育總數代表生育情況,前兩胎均為女兒也顯著地較前兩胎均為兒子者有較高的生育總數。此外,在所有年度和所有的生育情況的衡量之下,性別組成的係數均為零的  $F$  檢定,其  $p$ -value 都小於 0.0001,在 0.01% 的水準之下都還是顯著的,且其  $F$  統計量均遠大於一般做為工具變數所要求的 10 (Stock and Watson 2003, p.371),因此前二胎性別組成確實與生育情況高度相關,並沒有弱工具變數的問題。



### 3 生育對勞動參與的影響

兩階段最小平方法的第二階段, 迴歸模型為:

$$Y_i = \beta \hat{X}_i + \gamma W_i + u_i$$

其中 $Y_i$ 為是否工作的勞動供給變數, 由於 $Y_i$ 是一個二元變數, 我們使用的是線性機率模型 (linear probability model), 只要 $\hat{X}_i$ 與 $u_i$ 不相關,  $\hat{\beta}_{2SLS}$ 就具有一致性 (consistent)。

我們分別估計1980、1990和2000年的資料, 觀察生育對勞動供給的影響, 是否有長期變化的趨勢。表3分別列出以前兩胎性別組成做為工具變數, 「生育數大於二」和「生育總數」對勞動參與的影響。

表 3: 生育對勞動參與的影響

解釋變數	生育數大於二					
	1980		1990		2000	
年度	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0855 (0.0011)**	-0.0518 (0.0072)**	-0.0808 (0.0012)**	-0.0465 (0.0062)**	-0.0992 (0.0017)**	-0.0978 (0.0116)**
解釋變數	生育總數					
	1980		1990		2000	
年度	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0410 (0.0006)**	-0.0162 (0.0022)**	-0.0378 (0.0007)**	-0.0216 (0.0030)**	-0.0789 (0.0014)**	-0.0680 (0.0080)**

<sup>1</sup> 其他控制變數包括年齡和生第一胎年齡。

<sup>2</sup> 括弧中為標準差, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於零。其他控制變數包含年齡和生第一胎年齡。

以「生育數大於二」作為解釋變數時, 各年的結果顯示, 2SLS估計下, 生育的負面效果均比 OLS 估計下來的小, 尤其是1980和1990年的結果顯示, 生育的內生性較為嚴重。1980年時, 生第三胎對勞動參與的影響, OLS的估計結果為-8.55%, 2SLS則修正為5.18%。同樣地, 使用工具變數將使1990年

的估計結果由 8.08% 修正為 4.65%。不過, OLS和 2SLS 的差異在 2000 年則並不明顯, 只由 9.92% 修正為 9.78%。就 2SLS 結果的跨年比較而言, 生第三胎對勞動參與的影響以 2000 年最大, 將使勞動參與率下降 9.78%。

以「生育總數」作為解釋變數時, OLS和 2SLS 的估計結果的比較和以「生育數大於二」作為解釋變數的結果類似, 2SLS所估計生育的負面效果均比 OLS 的結果小, 以 2000 年的負面效果最大, 此時多生一個小孩, 將使婦女的勞動參與率下降 6.8%。

Angrist and Evans (1998) 發現, 兩階段最小平方方法所得的生育對婦女勞動供給的影響, 在低丈夫所得 (所得分配最低的三分之一) 和低教育程度 (高中輟學) 的婦女中最大, 對高丈夫所得 (最高的三分之一) 和高教育程度 (高於高中畢業) 婦女的影響則不顯著。由於我們的普查資料中並沒有丈夫所得, 因此我們將樣本依婦女教育程度為國中以下、高中職和專科以上分為三組, 觀察兩階段估計法所得到的係數, 是否也有和 Angrsit and Evans(1998) 類似的發現。表 4 是兩階段估計的結果。

首先, 表 4 顯示, 就國中以下教育程度的婦女而言, 2SLS 修正後的估計結果, 並沒有使得生育對勞動參與的負面影響減少, 不論是以「生育數大於二」或是「生育總數」作為解釋變數, 2SLS 的估計結果在各年都仍是顯著的。舉例而言, 2000 年的結果顯示, 生第三胎將使國中以下婦女的勞動參與率下降 11.59%

其次, 就高中職婦女而言, 2SLS 的估計結果均比 OLS 的結果來得小, 顯示生育確實存在內生性的問題。2SLS 的結果顯示, 1980 年時高中職女性的生育對其勞動參與沒有影響。但是, 到了 1990 年和 2000 年時, 生育數大於三分別會使婦女勞動參與率降低 3.12% 和 8.18%。以「生育總數」作為解釋變數的結果也類似, 1980 年時生育對勞動參與沒有影響, 1990 年和 2000 年時, 多生一個子女, 將使勞動參與率分別下降 1.54% 和 6.21%。

最後, 就專科以上的高教育程度女性而言, 經過 2SLS 修正後, 生育對婦女的勞動參與率均沒有顯著影響。

表 4: 生育對勞動參與的影響— 依婦女教育程度分

國中以下婦女						
解釋變數						
生育數大於二						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0348 (0.0011)**	-0.0539 (0.0073)**	-0.0373 (0.0014)**	-0.0450 (0.0069)**	-0.0629 (0.0029)**	-0.1159 (0.0168)**
解釋變數						
生育總數						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0207 (0.0006)**	-0.0159 (0.0020)**	-0.0165 (0.0008)**	-0.0206 (0.0030)**	-0.0513 (0.0021)**	-0.0690 (0.0100)**
高中職婦女						
解釋變數						
生育數大於二						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0992 (0.0034)**	0.0048 (0.0236)	-0.0771 (0.0023)**	-0.0312 (0.0120)**	-0.0967 (0.0024)**	-0.0818 (0.0159)**
解釋變數						
生育總數						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0659 (0.0025)**	0.0037 (0.0147)	-0.0422 (0.0016)**	-0.0154 (0.0074)*	-0.0818 (0.0020)**	-0.0621 (0.0120)**
專科以上婦女						
解釋變數						
生育數大於二						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0568 (0.0067)**	-0.0009 (0.0488)	-0.0914 (0.0054)**	0.054 (0.0377)	-0.0899 (0.0047)**	-0.0385 (0.0472)
解釋變數						
生育總數						
年度	1980		1990		2000	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
估計係數	-0.0327 (0.0050)**	-0.0014 (0.0347)	-0.053 (0.0040)**	0.0431 (0.0266)	-0.0798 (0.0041)**	-0.0327 (0.0393)

<sup>1</sup> 其他控制變數包括年齡和生第一胎年齡。

<sup>2</sup> 括弧中為標準差, \*\* 表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於零, \* 表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於零。其他控制變數包含年齡和生第一胎年齡。

上述結果有相當明確的政策意涵, 如果生育對婦女勞動供給的負面效應主要出現在低所得和低教育程度的家庭, 那麼政策討論的方向就不應和近年來婦女教育程度的提高連結在一起, 因為得到教育機會的高教育程度婦女, 其勞動供給並不會受到生育的影響, 托兒補助並不會有提高他們勞動供給的效果。

#### 4 結論

本研究整理我國 1980、1990 和 2000 年的戶口普查資料, 選取 21-35 歲年齡層、生育數大於二之已婚婦女完整生育歷史的資料。我們建構「前兩胎性別組成」以做為工具變數, 發現「前兩胎性別組成」不僅與生第三胎高度相關, 在 1990 和 2000 年各與第三胎的性別息息相關。相較於前兩胎均為兒子的家庭, 前兩胎均為女兒的家庭不僅有更高的機率生第三胎, 且第三胎為兒子的機率也比較高, 此與 1980 年代中後期之後生殖技術中篩選性別技術的出現有關。

迴歸分析中, 我們以兩階段最小平方法 (Two Stage Least Squares, TSLS) 估計生育對婦女勞動供給的影響, 比較此一影響在 1980、1990 和 2000 年的差異。以所有婦女為樣本的結果顯示, 2SLS 估計下, 生育的負面效果均比 OLS 估計下來得小, 估計結果也顯示, 1980 年和 1990 年生育的內生性較為嚴重, 因為這兩年 2SLS 的修正效果較大, OLS 和 2SLS 的差異在 2000 年則並不明顯,

最後, 我們依婦女教育程度分組, 探討生育對勞動供給的影響在不同群體之間的差異, 以評估生育補貼的可能效果。結果發現, 經過 2SLS 修正生育的內生性問題之後, 生育對高教育程度 (專科以上) 女性的勞動參與並沒有顯著的影響, 生育只對國中以下和高中職女性的勞動參與有顯著影響, 其中又以國中以下女性的影響最大。如果生育對婦女勞動供給的負面效應主要出現在低教育程度的家庭, 那麼政策討論的方向就不應和近年來婦女教育程度的提高連結在一起, 因為得到教育機會的高教育程度婦女, 其勞動供給並不會受到生育的影響, 托育補助並不會有促進高教育程度女性就業的效果。

## 5 參考文獻

- 于若蓉與朱敬一 (1988), 婦女勞動參與對生育行為之影響— 兩制內生轉換模型之應用, 《經濟論文叢刊》, 16:2, 225-249。
- 林勝勛 (2001), 幼兒看護與婦女從業身分之探討, 國立台北大學經濟學系碩士論文。
- 張素梅 (1988), 婦女勞動參與率的研究— 聯立模型分析, 《經濟論文叢刊》, 16:2, 175-195。
- 譚令蒂與于若蓉 (1997), 幼兒看護與婦女勞動供給— 勞動市場進入成本模型之應用, 《經濟論文叢刊》, 25:4, 493-520。
- Ashenfelter, Orley and Alan Krueger (1994), “Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins,” *American Economic Review*, 84:5, December, 1157-1173.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger (1991), “Does Compulsory School Affect Attendance Affect Schooling and Earnings?” *Quarterly Journal of Economics*, 106:4, 979-1014.
- Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger (2001), “Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments,” *Journal of Economic Perspectives*, 15:4, 979-1014.
- Angrist, Joshua D. and William N. Evans (1998), “Children and Their Parents’ Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size” *American Economic Review*, , 88:3, 450-477.
- Chun, Hyunbae and Jeungil Oh (2002), “An Instrumental Variable Estimate of the Effect of Fertility on the Labour Force Participation of Married Women,” *Applied Economics Letters*, 9, 631-634.
- Jacobsen, Joyce P., James Wishart Pearce III and Joshua L. Rosenbloom (1999), “The Effects of Childbearing on Married Women’s Labor Supply and Earnings— Using Twin Births as a Natural Experiment,” *Journal of Human Resources*, 34(3):449-474.
- Stock and Watson (2003), *Introduction to Econometrics*, Addison Wesley.