



國立台灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

全民健保對生育行為的影響

The Effects of National Health Insurance on
Fertility: Evidence from Taiwan

黃安正

An-Cheng Huang

指導教授: 駱明慶 博士

Advisor: Ming-Ching Luoh, Ph.D.

中華民國 102年6月

June, 2013



謝辭

這篇論文能完成首先要感謝駱明慶老師。駱老師實際且嚴謹的教導幫助我克服了許多研究上的瓶頸，也讓我磨練了獨立解決問題的能力。此外，我也要感謝駱老師自由開放的指導風格，總能包容學生的諸多不足，並給予我最大的學習彈性。我還要感謝樊家忠老師與江淳芳老師在口試時給了我許多寶貴的建議。我有幸在碩二上學期時修習了兩位老師的課程，也學習到了許多對本篇論文有所助益的知識。最後我還要感謝林明仁老師。若不是我在碩一下學期修習了林老師的勞動經濟學，我也不會對台灣民眾的生育行為產生如此大的興趣，因而有本篇論文的誕生。

在台大經研所的這兩年裡，同學們的相伴是我能完成本篇論文的最大助力。感謝代榕慷慨地分享 cwtex 的編排資源，讓我在短時間裡順利地排板出這篇論文。此外，我更要感謝政澤熱心且不求回報地教導我 cwtex 的排板技巧，甚至花了好幾個晚上與我一起熬夜到近午夜 12 時。感謝智源、璽維、本剛、柏沅、奕賢、冠瑋、奎甫、日青、詠貽、欣誼與華珊，謝謝大家在這段日子裡給我的鼓勵與打氣。我們一起討論了許多課業上的問題，也分享了許多酸甜苦辣刻骨銘心的回憶。能夠認識大家是我莫大的榮幸與幸運。此外，我還要感謝小朱、子瑜、小八、倍倍、安綾、貽叡、雅馨與孟生，謝謝你們在我焦躁不安的時候耐心地聽我 murmur。

最後，我要感謝我的爸爸、媽媽與姐姐。沒有你們從小到大給我無私的愛與包容，讓我在無憂無慮的環境中盡情做我自己喜歡做的事，就沒有本篇論文的產生。謝謝你們。

黃安正

2013 年 6 月



論文提要

本文藉由台灣於 1995 年 3 月 1 日實施全民健保所形成的自然實驗，運用 1994 – 1995、1997 – 1998 共 4 年的家庭收支調查資料，以受到全民健保影響的私部門家庭為實驗組，並以較不受政策影響的公部門家庭為對照組，使用 differences-in-differences 法估計全民健保對於生育行為的影響。實證結果顯示，全民健保使得家庭有子女出生的機率較以往成長了約 23.12%，政策效果為 0.0243。在母親是勞保參加者的家庭中，家庭有子女出生的機率更是成長了約 34.67%，政策效果為 0.0276。但在母親不是勞保參加者的家庭中，全民健保對於其生育行為並沒有影響。雖然本文的實證結果顯示了醫療保險會提高家庭的生育意願，為了避免因實驗組與對照組的選樣偏誤所導致的估計誤差，本文也檢視了近 20 年來台灣公、私部門家庭的生育行為，發現被解釋變數在公、私部門家庭間並不具有相同的時間趨勢，這也意謂著本文的實證結果可能無法排除 differences-in-differences 法估計上的誤差，因而得到了偏誤的政策效果。總而言之，雖然本文的實證結果暗示了全民健保使得家庭有子女出生的機率顯著地上升，醫療保險與生育行為之間的因果關係仍有待後續研究更深入嚴謹的探討。

關鍵詞：全民健保、生育行為、差異中的差異、私部門家庭、公部門家庭



Abstract

Taiwan implemented National Health Insurance (NHI) in March 1995. By reducing health expenditures, comprehensive health insurance can reduce household's costs of rearing children, thereby increase household's demand for children. This paper uses data from the 1994–1995 and 1997–1998 Survey of Family Income and Expenditure and conducts differences-in-differences estimation to investigate the impact of NHI on fertility. The results show that household's fertility increase by about 23.12%, and the effect is about 0.0243. In households where mom joins Labor Insurance, fertility increases by about 34.67%, and the effect is about 0.0276. However, in households where mom does not join Labor Insurance, NHI does not have any impacts on fertility. To avoid possible estimation biases, we investigate both treatment and control group's fertility behavior from 1987 to 2007, and find out that both groups do not have common trend of the dependent variable used in this paper. Therefore, though our analyses show that NHI increases fertility, the results may suffer from some serious estimation biases. The causal relationship between health insurance and fertility behavior should still be investigated carefully in the future.

Keywords: National Health Insurance, Fertility, Differences-in-Differences, Private-sector household, Public-sector household



目錄

1	前言	1
2	政策背景與文獻回顧	6
2.1	台灣醫療保險制度的演變	6
2.2	文獻回顧	10
3	計量方法與實證資料	18
3.1	計量方法	18
3.2	實證資料	22
3.3	變數設定與敘述統計	26
4	全民健保對生育行為的影響	32
4.1	全體樣本	32
4.2	母親為勞保參加者的樣本	36
4.3	公部門家庭作為對照組的檢驗	39
5	結論	51
參考文獻		54



圖目錄

1	台灣歷年總生育率的變化	2
2	回溯式推估方法	25
3	有子女出生機率 (觀察期間為2年) 的時間趨勢	41
4	有子女出生機率 (觀察期間為1年) 的時間趨勢	41



表目錄

1	子女出生的判定	25
2	變數平均值-所有樣本	31
3	實驗組與對照組「子女出生機率」的變化-全體樣本	33
4	全民健保對家庭生育行爲的影響-全體樣本	44
5	變數平均值-母親為勞保參加者的樣本	45
6	變數平均值-母親為非勞保參加者的樣本	46
7	實驗組與對照組「子女出生機率」的變化-母親為勞保參加者的樣本	47
8	實驗組與對照組「子女出生機率」的變化-母親為非勞保參加者的樣本	47
9	縮減勞保生育給付的影響	48
10	各次假實驗實施前、後期間的設定	49
11	公部門家庭作為對照組的檢驗	50



1 前言

藉由減少子女的醫療現金支付 (out-of-pocket health expenditures), 醫療保險能降低家庭養育子女的成本, 進而提高家庭的生育意願。本文藉由台灣政府於 1995 年 3 月 1 日實施全民健康保險 (以下簡稱為全民健保) 所形成的自然實驗 (natural experiment), 使用 differences-in-differences 估計法, 估計全民健保對於生育行為的影響。

近年台灣的「少子化」現象已引起廣泛的重視。2010 年世界各國平均總生育率為 2.5 人,¹ 台灣的 0.9 人位居全世界各國的最末位。(PRB, 2011) 再觀察圖 1 歷年總生育率的走勢, 1985 年總生育率首度跌破 2 人, 1997 年為 1.7 人, 於 2010 年卻首度跌破 1 人, 創下了歷年最低的 0.9 人。由於近年總生育率迅速下降, 自 2011 年起許多直轄市、縣(市) 政府紛紛實施生育津貼政策, 希望能藉由增加現金收入來提高總生育率。(台中市政府主計處, 2011) 面對「少子化」的現象, 社會輿論多認為政府應透過人口政策促進民眾的生育意願。陳信木 (2012) 認為, 倘若不借人口政策改善勞動環境與就業薪資, 台灣的總生育率必然會持續惡化。陳玉華・蔡青龍 (2011) 也指出, 經濟結構的驟變與養育成本的上升是近年台灣總生育率迅速下降的主因, 因此政府應利用公共資源協助家庭養育子女。然而另一方面, 也有研究者關注生育步調 (tempo) 對總生育率估計的影響, 因而對「未

¹ 總生育率是以某一年度的育齡(15-49 歲)婦女的生育情況, 假設它可以代表「一個婦女」的生育歷史, 以推算婦女一生 (15-49 歲) 的預期生育數目。

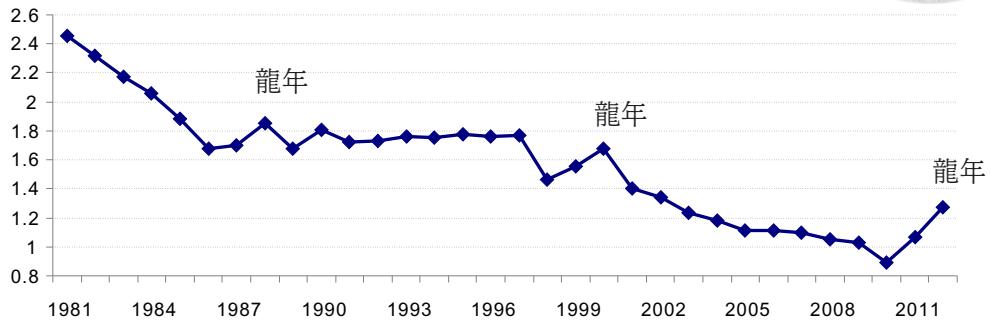


圖 1: 台灣歷年總生育率的變化

註 1：資料來源：內政部統計查詢網

註 2：由作者自行繪製。

來台灣總生育率將持續下跌」的說法抱持審慎的態度。在總生育率的相關研究中，Bongaarts and Feeney (1998)指出，由於總生育率會受到生育數量 (quantum) 與生育步調的影響，一般所估計的總生育率會低估了真實的生育行為。當生育步調停止延後或提前時，總生育率將可自行回升。駱明慶 (2007)連結了總生育率與婦女的婚姻狀態，發現近年台灣總生育率的下降，主要肇因於 20–29 歲婦女有偶比例的下降。當這些晚婚的世代步入婚姻的階段後，她們所延緩的生育數可能會在未來的生育統計中顯現出來，因而使總生育率停止下降甚至回升。

諷刺地是，雖然政府已實施了多項生育津貼政策，到目前仍沒有人能回答「生育津貼能否提升台灣的總生育率？」這個最根本的問題。為了理解現金收入、現金支付等經濟因素對生育行為的影響，我們將眼光回顧到台灣的過往歷史上。由於醫療保險能降低子女的醫療花費，進而降低家庭養育子女的成本而促進生育意願，最後我們聚焦在 1995 年 3 月 1 日所實施的全民健保，試圖探討醫療保險與生育行為



的關係。我們的做法將有以下三個優點：第一，全民健保的影響範圍涵蓋全體國民，本文的實證結果將不會受到樣本選擇偏誤 (selection bias) 的限制。第二，全民健保已施行多年，我們有足夠長的樣本期間來觀察民眾的生育行為。第三，由於台灣特殊的醫療保險環境，本文恰可將全民健保視為一場自然實驗，使用 differences-in-differences 法估計正確的政策效果。

全民健保前，透過農保、勞保與公保體系，大多數的就業者享有醫療保險的保護。然而在非就業者方面，只有公部門家庭的眷屬(父母、配偶或子女)²可連帶受到醫療保險的涵蓋。全民健保的實施使得私部門家庭的眷屬(特別是子女)開始享有醫療保險的保障；³ 相較之下，公部門家庭的子女無論在全民健保前、後皆能擁有醫療保險，故全民健保對於公部門家庭的子女醫療花費的影響較小。因此，本文認為全民健保能降低子女的醫療現金支付，進而降低子女的養育成本而促進家庭的生育意願。我們稱此種效果為「全民健保的直接效果」(正向)，它能降低「子女」相對於其他財貨的相對價格 (relative price)，因而增加家庭對「子女」的需求量。此外在全民健保實施的同時，勞保廢除了「分娩費」給付而僅剩下「生育補助費」這一項給付。縮減勞保生育給付對於母親不是勞保參加者之家庭的衝擊，會較母親是勞保參加者之家庭來的強烈。生育給付金額的減少也會影響家庭的所得收入，進一步降低家庭的生育意願，我們稱此種效果為「縮減勞保生育給付的效果」(負向)，它

²本文所稱之「眷屬」大多是年長已退休的父母、家庭主婦(夫)或未成年之子女。

³由於本文欲探討子女醫療花費的影響，我們將把討論重心放在「子女」此種眷屬的成員上。



會使家庭的所得減少，因而減少家庭對「子女」的需求。

考量以上這兩種效果，若「全民健保的直接效果」(正向) 較「縮減勞保生育給付的效果」(負向) 來得大，本文預測全民健保將會促進家庭的生育意願。此外，全民健保對母親是勞保參加者之家庭的正向影響，將會比母親不是勞保參加者之家庭的正向影響來的大。本文實證結果指出，全民健保使得家庭有子女出生的機率較全民健保前成長約 23.12%，政策效果約為 0.0243。在母親是勞保參加者的家庭中，子女出生機率較全民健保前更是成長了約 34.67%，政策效果為 0.0276，效果更加強烈。然而另一方面，對於母親不是勞保參加者之家庭，全民健保對於其生育行為並沒有影響。

雖然本文的實證結果顯示了醫療保險會提高家庭的生育意願，但為了避免運用 differences-in-differences 估計法時因實驗組與對照組的選樣偏誤所導致的估計誤差，(Joshua D. Angrist, 2009; Meyer, 1995) 本文檢視了近 20 年來台灣公、私部門家庭的生育行為，發現被解釋變數在公、私部門家庭間並不具有相同的時間趨勢 (common trends)。這暗示了在探討生育行為時，公部門家庭可能不是私部門家庭適當的對照組，而本文的實證結果可能並無法排除 differences-in-differences 法估計上的誤差，因而得到了偏誤的政策效果。總而言之，雖然本文的實證結果暗示了全民健保後家庭有子女出生的機率有顯著地上升，醫療保險與生育行為之間的因果關係仍有待後續研究更深入嚴謹的探討。



本文共分為五章。除了本章為前言外，第二章將提供本文的相關背景，除了說明我國各種醫療保險制度的發展，也會回顧醫療保險與生育行為的相關文獻；第三章將會說明本文所使用的計量方法與實證資料；第四章將解釋本文的實證結果，分析全民健保對生育行為的影響，並探討本文實證結果可能無法避免的偏誤。第五章為本文的結論、限制與未來研究的建議。



2 政策背景與文獻回顧

2.1 台灣醫療保險制度的演變

全民健保前，台灣的醫療保險主要為公保、勞保與農保三大體系。⁴ 就業者依其職業部門的不同，依法強制參加這三種保險的其中一項，故多數的就業者能受到醫療保險的保障。另一方面，非就業者醫療保險的有無在職業部門上有相當大的差異：只有參加公保者其眷屬(父母、配偶或子女)也能連帶取得醫療保險。全民健保前，約有 54% 的國民享有醫療保險的照顧，1995 年 3 月 1 日實施全民健保後，由於所有國民皆須參加，以往未能受到保障的眷屬也開始有了醫療保險，擁有醫療保險的人口比例也大幅提高至 1996 年 2 月時的 92%。(Chiang, 1997; Peabody et al., 1995)

全民健保前，勞工保險(以下簡稱為勞保)是人數最多的醫療保險體系，在 1992 年 12 月時，勞保被保險人約占全體國民的 37%。勞保於 1950 年開辦，⁵ 至 1988 年時，其被保險人已涵蓋了受僱於 5 人以上公、民營工廠、⁶公司行號、新聞文化、公益或合作事業之勞工、交通或公用事業之員工、依法不得參加公務人員保險或

⁴事實上，全民健保前台灣有多達 10 種健康保險，分別為公務人員保險、公務人員眷屬疾病保險、私立學校教職員保險、私立學校教職員眷屬疾病保險、退休公教人員及其眷屬疾病保險、勞工保險、農民健康保險、各級地方民意代表村里長及鄰長健康保險與低收入戶健康保險。本文將前五項統稱為「公保體系」，將勞工保險簡稱為「勞保」，將「農民健康保險」簡稱為「農保」。

⁵此時的法源為《台灣省勞工保險辦法》，屬於地方性制度。遲至 1958 年 7 月頒布《勞工保險條例》，勞保才成為全國性制度。

⁶為行文方便，此處以「工廠」為統稱，實際上依勞工保險條例規定，包含了工廠、礦場、鹽場、農場、牧場、林場、茶場等。



私立學校教職員保險之員工以及無一定雇主或自營作業而參加職業工會者。凡年滿 15 歲以上, 60 歲以下, 且就業身份符合上述條件者, 其雇主或所屬團體依法為投保單位, 並且須為全體的勞工投保。在保險費率上, 勞保的費率約為被保險人當月之月投保薪資的 6%–8% , 且由被保險人負擔 20% , 投保單位負擔 70% , 政府負擔 10% 。值得注意的是, 勞保參加者其眷屬若為非就業者, 這些眷屬並無法連帶取得醫療保險的保護。

在勞保保障範圍方面, 至 1995 年 3 月實施全民健保前, 勞保可分為普通事故保險與職業災害保險兩大類, 並涵蓋生育、傷病、醫療、殘廢、失業、老年及死亡共 7 種給付。全民健保後, 普通事故保險中的醫療給付改劃歸為全民健保體系, 職業災害保險中的醫療給付則改委託中央健保局辦理。此外, 勞保生育給付 (分娩費、生育補助費) 規定同時也有了改變。全民健保前, 勞保被保險人或其配偶若有分娩或早產的情況, 可申請「分娩費」給付,⁷ 紿付金額為被保險人平均月投保薪資 30 日。此外, 勞保被保險人若有分娩或早產的情況, 還可再多申請「生育補助費」給付, 紿付金額同樣是被保險人平均月投保薪資 30 日。⁸ 然而在全民健保後, 勞保廢除了「分娩費」給付, 僅剩下「生育補助費」給付。對於母親是勞保被保險人的家庭, 可領取的生育給付將由全民健保前的 60 日薪資減少為全民健保後的 30 日薪資。然而對於母親不是勞保被保險人的家庭, 全民健保雖可領取 30 日薪資, 在全

⁷ 也就是說, 父親或母親任一方為勞保參加者即可領取「分娩費」給付。

⁸ 與前述「分娩費」給付資格不同, 只有「母親為勞保參加者」才能領取「生育補助費」給付。



民健保後就無法再領取任何給付了。

值得注意的是，雖然這兩類家庭的生育給付皆同樣減少了 30 日，由於這 30 日生育給付占家庭年所得的比例有顯著的差異，勞保縮減生育給付對這兩類家庭的影響其實並不相同。在母親不是勞保被保險人的家庭中，母親多半是非就業者，家庭收入主要來自於父親的所得，家庭年所得也因而較母親是勞保被保險人的家庭少了許多。⁹ 因此，在母親不是勞保被保險人的家庭中，「30 日生育給付占家庭年所得的比例」將會比在母親是勞保被保險人之家庭來的大。也就是說，雖然同樣減少了 30 日生育給付，但因為母親不是勞保被保險人之家庭的年所得較少，減少生育給付對於家庭收入的影響程度會比較大。故勞保減少生育給付對母親不是勞保被保險人之家庭的衝擊，將會比母親是勞保被保險人之家庭大上許多。

公保體系的建立始於 1958 年。開辦之初，公保的保險對象僅限任職於政府機關之公職人員以及公立學校之教職員。隨著制度更迭，公保體系也逐漸納入了退休人員、配偶、父母以及子女 (1965、1982、1989 及 1992 年)。至 1992 年 12 月時，公保被保險人約占了全體國民的 8.2%。在保險費率上，公保的費率約為被保險人當月之月投保薪資的 3%–5%，且由被保險人負擔 35%，政府負擔 65%。至 1995 年實施全民健保前，公保體系共有公務人員保險、公務人員眷屬疾病保險、私立學校教職員保險、私立學校教職員眷屬疾病保險、退休公教人員及其眷屬疾病保險

⁹ 我們也可從表 5、表 6 發現，在家庭合計年所得這一個項目上，母親為非勞保參加者之家庭至少較母親是勞保參加者之家庭低了約 20 萬元。



等 5 大類, 完整地涵蓋了公保參加者及其眷屬。也就是說, 即使公保參加者其眷屬並非就業者, 這些眷屬也能透過公保體系其他的保險方案取得醫療保險的保護。

台灣於 1989 年 7 月正式開辦農民健康保險 (以下簡稱為農保), 被保險人為農會會員與年滿 15 歲以上從事農業工作的農民。在保險費率上, 費率為被保險人月投保金額的 6%–8%, 且由被保險人負擔 40%, 投保農會負擔 10%, 政府負擔 50%。保障範圍方面, 農保提供了傷害、疾病此二項醫療給付, 以及生育、殘廢及喪葬津貼此三項現金給付。全民健保後, 醫療給付改劃歸健保體系, 且保險費率改為 2.25%。與勞保不同的是, 農保參加者其年長的眷屬 (父母) 大多能享有醫療保險的保護。舉例來說, 若農保參加者之父母亦為農會會員, 則這些年長的眷屬也能受到農保的涵蓋。¹⁰ 因此, 農保幾乎涵蓋了農業部門家庭¹¹ 中 15 歲以上的成員。由上可知,「成年眷屬醫療保險的取得」在勞保與農保家庭上有所差異, 為了避免本文使用 differences-in-differences 估計法難以認定全民健保的政策效果, 在樣本篩選上, 我們將排除農業部門的家庭, 而專注於全民健保前公、私部門家庭間醫療保險涵蓋程度的差異,¹² 以認定全民健保的影響。

台灣於 1995 年 3 月實施全民健保, 所有國民皆為被保險人。當被保險人發生

¹⁰ 依據農民健康保險條例, 農會法第 12 條所定之農會會員為農民健康保險之被保險人。由於農會會員資格並無年齡上限的規定, 且農保參加者的父母往往也從事農業工作, 農保參加者的年長眷屬也很有可能是農民健康保險之被保險人。然而在勞保參加者的家庭中, 年長的眷屬大多已經不是就業者, 並無法透過勞保而取得醫療保險的保障。

¹¹ 此處「農業部門家庭」指得即是家庭成員中無公保參加者, 僅有農保參加者的家庭。

¹² 因此, 本文所指稱之私部門家庭即是指家庭成員沒有公保參加者, 只有勞保參加者的家庭。



疾病、傷害等事故時，全民健保將依法提供多種醫療給付。¹³ 全民健保的保險費率隨著被保險人的投保薪資或其所依附親屬的投保薪資而定，最多不超過月投保薪資的 6%，且由被保險人、投保單位與政府共同分擔。在醫療服務的供給上，全民健保前約有 85% 的醫院與 70% 的診所加入當時的醫療保險體系。全民健保後，加入全民健保體系的醫療院所比例增加至 96.5%。(陳綾珊, 2005) 全民健保大幅提高了國民醫療需求的保障，尤其對私部門家庭的影響特別顯著。全民健保前，私部門家庭的眷屬並無法取得醫療保險的保護；但在全民健保後，由於所有國民皆須參加，私部門家庭的眷屬也開始有了醫療保險。因此，全民健保降低了私部門家庭整體的醫療支出，特別是「子女」的部分。本文認為子女醫療費用的降低會進而減少養育子女的成本，促進家庭的生育意願，提高家庭有子女出生的機率。相較之下，公部門家庭的子女無論在全民健保前、後皆能受到醫療保險的涵蓋，故全民健保對於公部門家庭的子女養育成本影響較小。總而言之，本文可藉由全民健保對公、私部門家庭的不同影響，運用 differences-in-differences 估計法，探討全民健保對於生育行為的影響。

2.2 文獻回顧

Malthus 於 1798 年發表了著名的《人口論》，試圖探討人口成長與經濟發展之間的關係。(Maltus, 2006; Todaro and Smith, 2006) 由於科學革命、啟蒙運動與工

¹³陳綾珊 (2005) 指出，全民健保提供之醫療給付包括了醫療服務、居家照顧服務、藥事服務、預防保健服務及精神疾病社區復健等。



業革命的影響,18世紀時歐洲知識分子普遍對未來抱持著樂觀的預期,認為社會必將持續地進步繁榮。Malthus 首先以悲觀的觀點探討人口成長與糧食增長的衝突,他認為未來人口將以幾何級數增加,但糧食只能以算數級數增加,若人口毫無節制地增長,必將耗盡社會的糧食而導致生活水準低落。即使糧食生產技術有所進步,隨之引發的人口增長將會抵銷先前糧食增加的效果,導致每人所得 (income per capita) 再度降低而陷入生活水準低落的陷阱。¹⁴ Malthus 認為生育率主要決定於結婚年齡與婚後性行為的頻率。若要避免人口過度增長導致生活資源不足的窘境,他認為唯有透過積極抑制 (positive checks), 例如疾病、水患、戰爭與饑饉; 或是預防抑制 (preventive checks), 例如延後結婚年齡、禁慾或墮胎等措施。Malthus 的觀點影響深遠同時卻也遭受許多批評,主要是他並未考慮工業革命後技術進步導致生產規模報酬遞增的現象。舉例來說,雖然土地供給量是固定不變的,但生產技術的進步可導致土地生產力持續地上升,使得所得成長率高於人口成長率而免於陷入前述生活水準低落的陷阱。

工業革命使得許多西歐國家有長足的經濟發展,然而雖然各國的文化與社會制度多有不同,他們的人口成長模式卻是極為類似的。為了解釋 19 世紀以來西歐國家的人口發展經驗,經濟人口學 (economic demography) 逐漸發展了人口轉型理論 (demographic transition)。人口轉型理論認為,現代國家的人口結構必將經歷三種階段。在經濟現代化前的第一階段中,「高出生率與高死亡率」使得人口呈

¹⁴此即著名的馬爾薩斯陷阱 (Malthusian Population Trap)



現緩慢的成長。經濟現代化後的初期是第二階段，此時所得提高且醫療技術已有進步，平均餘命 (life expectancy at birth) 逐漸提高，死亡率也大幅下降。由於生育行為的轉變較慢，第二階段的「高生育率，低死亡率」將使人口快速地成長。最後在第三階段中，經濟現代化會導致晚婚與不婚的現象增加，因而使生育率下降到約與死亡率相同的水準，「低生育率，低死亡率」將使得人口緩慢地甚至負向地成長。(Todaro and Smith, 2006)

由前可知，傳統的人口研究多以過往趨勢 (past trend) 或人口結構來預測生育率的變動。但這些理論都無法對 1930 年代出生率銳減與二次大戰後嬰兒潮提出令人信服的解釋。為了提供更好的知識基礎，Becker et al. (1960)首先運用經濟學的消費者理論來分析家庭生育行為，創立了個體家庭生育理論 (the microeconomic theory of household fertility)。分析上，Becker 亦將子女視為一種可供選擇的財貨，¹⁵ 認為生育決策是家庭在預算限制下依照偏好做出最適選擇的結果。家庭不止會決定子女的需求量 (quantity of children)，也會決定投入在單一子女上的花費—此即子女的品質 (quality of children)¹⁶。當家庭所得增加時，花費在子女身上的總支出也會增加，而且這些支出的增加主要用以提高單一名子女的品質。也就是說，子女需求量的所得彈性與子女品質的所得彈性應皆為正值，但後者相較前者會大上許多。此外，當子女相較於其他財貨的價格越高，家庭將減少子女的需求量。

¹⁵子女能給予心理上的滿足與現金流上的收入，因此既是耐久的消費財 (durable consumption goods) 也是耐久的生產財 (durable production goods)。

¹⁶若該子女的花費越多，則定義該子女的品質越高。



最後, Becker 也注意到女性的勞動參與對生育行為的影響, 當女性工資率提高時, 生育子女的機會成本隨之增加, 子女需求量也會減少。

個體家庭生育理論主要著重於父、母親的所得與子女的養育成本, 而鮮少提及利率、勞動參與率、資本累積等其他總體經濟變數的動態影響。Becker and Barro (1988)透過跨期模型分析親子世代之間的消費與生育行為。他們推導出了家庭效用函數, 並解釋家庭會在家庭所得限制下依據家庭效用函數做出家庭效用極大化的選擇。當父母對子女的利他程度越高時, 子女需求量也會越高。此外, 當家庭平均每人消費增加時, 子女需求量會降低。子女養育成本方面, 當子女的消費增加時, 養育子女的淨成本也會提高。最後, 當本國經濟與國際資本市場連結, 但尚未與國際勞動市場連結時, 隨著國際實質利率的下降以及本國技術進步率的增加, 本國生育率也會隨之下降。

由上所述, 理論文獻多認為經濟誘因的確會影響生育數量的決定。回到本文的重心, 雖然醫療保險能降低子女的醫療現金支付, 醫療費用的降低真的會對家庭的生育行為產生影響嗎? 在探討醫療保險與醫療需求的文獻中, 最著名的是美國在 1974–1977 年間所舉行的 RAND 健康保險實驗。此實驗在美國 6 個城市隨機挑選家庭, 按照就醫時自費金額 (co-payment) 的不同隨機分成 14 組, 以便觀察這些家庭在之後 3–5 年內的醫療行為。為了瞭解美國在二次大戰後醫療支出大幅增加的原因並估計醫療需求的價格彈性, Manning et al. (1987)分析 RAND 實驗,



發現就醫自費金額的多寡與病患的醫療需求呈現顯著的相關性，當病患的就醫自費金額越少時，門診次數、住院天數等醫療需求也會增加，這顯示醫療行為的確會受到醫療費用的影響，也暗示了子女醫療費用的降低可能會影響子女的醫療需求，進而影響家庭的子女養育成本。為了探究子女的養育成本對家庭生育行為的影響，Leibowitz (1990)同樣分析 RAND 健康保險實驗，發現在免付就醫自費金額的育齡婦女中，她們的生育數量相較於其他須負擔就醫自費金額的育齡婦女高出了約 29%，因此他認為醫療費用的下降確會提高婦女的生育意願。然而他也指出，這些增加的生育數量可能是肇因於婦女調整生育時程的行為，而不是來自婦女一生總生育數量增加的效果。由於 RAND 醫療保險實驗只進行 3–5 年，給付額度也較當時其他醫療保險慷慨許多，婦女可能會為了想享用這些福利而決定提前生育，但其一生 (15–49 歲) 的總生育數量可能並沒有增加。

此外，也有許多文獻探討 1980 年代中期至 1990 年代早期美國 Medicaid 保險資格放寬對於美國生育率的影響。Medicaid 係主要針對重大傷病患者與低收入婦女及其子女的健康保險。在 1987–1991 年間，美國各州陸續放寬了保險資格，因此使得 Medicaid 的被保險人數大幅增加，15–49 歲孕婦加入 Madicaid 的比例更增加了約 20 個百分點。由於 Medicaid 保險提供了婦女在生產與幼兒醫療方面的所有現金支付 (first-dollar coverage)，如此可能會進而降低家庭的子女養育成本而提升生育率。為了瞭解 Medicaid 對低收入婦女生育行為的影響，Joyce et al.



(1998)分析 1986–1992 年美國 15 個州 19–27 歲且教育程度在高中以下女性的生育行為，發現歐裔族群的生育率有約 5% 的提昇，但非裔美國人的生育率並無顯著的變化。另一方面，DeLeire et al. (2011)也分析 Medicaid 保險資格放寬對於美國生育率的影響。他們擴大了觀察期間與觀察州數，運用 1985–1996 年美國全國育齡婦女的醫療資料，再加入了各年、各州與各州人口結構的固定效果 (fixed effects) 後，發現 Medicaid 健康保險資格的放寬與美國的生育率並沒有顯著的關係。除此之外，Bitler and Zavodny (2010)同樣觀察 1982–1996 年美國的全體育齡婦女，也發現 Medicaid 健康保險資格的放寬與美國的生育率並沒有顯著的關連。

除了探討醫療保險與生育率之間的關聯外，也有許多研究專注於社會福利政策對生育行為的影響。Baughman and Dickert-Conlin (2003)分析美國薪資所得租稅抵減制度 (Earned Income Tax Credit, EITC) 對生育率的影響。自1991年起，美國許多州逐步提高了薪資所得租稅抵減的額度，因而增加了擁有子女之家庭所能享有的社會福利補助。舉例來說，對於擁有一個子女的家庭，租稅抵減額度將會從 \$953 提高到 \$2,312。也就是說，相較於沒有子女的家庭，擁有「第一個子女」將帶來 \$359 的邊際效益。對於原本沒有子女的女性，如此的政策變化有可能會提高她們生育第一胎的誘因。實證結果發現，提高 EITC 額度使得已婚的非歐裔美國人「擁有第一個子女」的機率顯著地上升，顯示經濟誘因的確會影響婦女的生育



行爲。Brewer et al. (2011)分析英國於1999年實施多項社會福利改革對於生育率的影響。1999年間英國實施了多項政策，因而使政府投入於單一名子女的實質花費增長了約50%，這些政策是用以資助收入水準較低的家庭。在這些政策中，規模最大的是 Working Families's Tax Credit(WFTC)，此政策大幅提高了至少有一名子女之就業者家庭所能得到的社會福利補助。由於女性教育程度與家庭收入水準具有高度相關，他們使用 differences-in-differences 估計法，並且以教育程度較低的婦女做為實驗組，發現已婚婦女的生育行爲在政策後有大約15%的提昇。另一方面，由於生育的機會成本 (放棄工作機會) 較高，WFTC 刺激生育的正向效果將會被機會成本的負向抑制效果抵銷，此項政策對於未婚女性的生育行爲並沒有顯著的影響。

我國也有許多文獻探討 1995 年實施全民健保對於民眾經濟行爲的影響。Chou et al. (2003)探討全民健保對於預防性儲蓄的影響。醫療支出的不確定性是影響經濟穩定的重要因素，為了面對醫療支出風險，人們會進行預防性儲蓄。過去文獻認為醫療保險能夠降低未來的醫療支出風險，因而降低預防性儲蓄的動機。由於全民健保對不同職業部門的家庭有不同的影響。非公部門家庭的醫療支出風險在全民健保後大幅下降了，但公部門家庭的醫療支出風險在全民健保前、後幾無改變。因此，比較公部門家庭(對照組) 與私部門家庭 (實驗組) 在全民健保前、後儲蓄行爲的差異，可以估計出醫療保險對於預防性儲蓄的影響。他們採用 differences-



in-differences 估計法，發現全民健保使得家庭的儲蓄減少了約 8.6–13.7%，顯示全民健保的確會影響預防性儲蓄。此外, Chou et al. (2011)同樣以未受到全民健保影響的公部門家庭為對照組，探討全民健保對於新生兒健康情況的影響，發現全民健保的實施使農業部門家庭的新生兒產後死亡率 (post-neonatal mortality) 顯著地下降約 13%，但對於私部門家庭的新生兒產後死亡率並無影響。

總結以上文獻，雖然理論上認為家庭的子女養育成本會影響婦女的生育行為，但實證研究的結果其實是反應不一的。這給了我們機會來探討全民健保與生育行為間的關係，也讓本文期許能為此一研究主題增添些許的貢獻。



3 計量方法與實證資料

3.1 計量方法

為了克服解釋變數內生性的問題，本文使用經濟學近年在政策評估上已被廣泛應用的 differences-in-differences 估計法(楊子霆·駱明慶, 2009; Bertrand et al., 2004; Meyer, 1995)。differences-in-differences 估計法關注由外生的制度變化所產生的自然實驗。當制度變化是外生決定時，解釋變數的變異就彷彿在隨機實驗中一樣，因此不會有解釋變數與誤差項 (error term) 相關的內生性問題。因此，若研究者分別觀察受到外生制度變化影響的群體(實驗組) 以及不受外生制度變化影響的群體 (對照組)，比較此二組的被解釋變數在制度變化前、後的變動，將能夠獲得具有一致性 (consistency) 的估計式。本文以受到全民健保影響的私部門家庭為實驗組，並以未受到全民健保影響的公部門家庭 (包括公務員與國營事業員工等) 為對照組，來排除掉除了全民健保外，還會同時影響公、私部門家庭生育行為的其它因素。為了推估家庭的生育行為，本文使用「是否有子女出生」這個虛擬變數作為被解釋變數。¹⁷ 概念上，只要此制度變化是外生的，將私部門家庭 (實驗組) 於全民健保實施前、後子女出生機率的變動量，減去公部門家庭 (對照組) 於相同期間內子女出生機率的變動量，就能估計出全民健保對生育行為的影響。

以上的概念我們也可以用以下的數學式表示：

¹⁷本文回溯式地推估家庭的生育行為，細節請參閱 3.2 節。



$$\Delta birth = [E(birth | \text{私部門家庭, 實施後}, X) - E(birth | \text{私部門家庭, 實施前}, X)]$$

$$-[E(birth | \text{公部門家庭, 實施後}, X) - E(birth | \text{公部門家庭, 實施前}, X)]$$

(1)

$E(birth | \cdot)$ 表示給定某些條件下，家庭有子女出生機率的期望值，因為是機率，其值的範圍在0至1之間。 X 代表其它會影響家庭生育行爲的變數。 $\Delta birth$ 即私部門家庭在全民健保前、後有子女出生機率的變動量，減去同時期公部門家庭有子女出生機率的變動量，而這也就是全民健保對於生育行爲的影響。

以上概念我們也可用迴歸模型表示，其中 $\Delta birth$ 可以下式迴歸係數 β_3 代表：

$$birth_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{全民健保後}_t + \beta_2 \text{私部門家庭}_i + \beta_3 \text{政策效果}_{it} + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

(2)

下標 i 表示此觀測值為樣本中的第 i 個家庭，下標 t 為此觀測值的資料年度。¹⁸ $birth_{it}$ 為此家庭是否有子女出生的虛擬變數，若樣本第 i 個家庭有子女出生， $birth_{it}$ 記為 1；否則 $birth_{it}$ 記為 0。

¹⁸ 由於本文運用家庭收支調查中「1 歲 (或 2 歲) 以下的子女個數」，回溯式地推估家庭過往的生育行爲，資料年度與行爲時點並不相同。若此觀測值來自 1997 年家庭收支調查，則 $t = 1997$ 。



私部門家庭_i 為私部門家庭的虛擬變數, 若樣本第 i 個家庭為私部門家庭, 私部門家庭_i 記為 1, 否則 私部門家庭_i 記為 0。¹⁹ 全民健保後_t 為時間的虛擬變數, 若樣本第 i 個家庭的資料年度為 1997 或 1998 年, 此時是全民健保後的時期, 全民健保後_t 記為 1; 若樣本第 i 個家庭的資料年度為 1994 或 1995 年, 此時是全民健保前的時期, 全民健保後_t 記為 0。²⁰ 政策效果_{it} = 全民健保後_t · 私部門家庭_i, 為 全民健保後_{it} 與 私部門家庭_{it} 的交乘項, 也是一個虛擬變數, 目的是衡量樣本第 i 個家庭是否有受到全民健保的影響 (政策效果)。若此樣本第 i 個家庭是資料年度為 1997 或 1998 年的私部門家庭, 則記為 1, 表示此家庭受到了全民健保的影響; 否則記為 0。

利用式 (2), 對於公部門家庭 (對照組), 全民健保前有子女出生機率的期望值為 β_0 ; 全民健保後此機率的期望值為 $\beta_0 + \beta_1$ 。因此, 公部門家庭有子女出生機率的期望值在全民健保前、後的差異為 β_1 。同理, 對於私部門家庭 (實驗組), 全民健保前有子女出生機率的期望值為 $\beta_0 + \beta_2$; 全民健保後此機率的期望值為 $\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ 。因此, 私部門家庭有子女出生機率期望值在全民健保前、後的差異為 $\beta_1 + \beta_3$ 。我們將私部門家庭在全民健保前、後有子女出生機率期望值的變動量, 減去同時期公部門家庭有子女出生機率的變動量, 就能得到 β_3 , 這是本文在 differences-in-differences 估計法中最感興趣的係數, 因為它即代表了全民健保對

¹⁹關於公、私部門家庭的認定與細節, 請參閱 3.2 節。

²⁰關於全民健保前、後的認定與細節, 請參閱 3.2 節。



生育行為的影響。

除了全民健保後_t、私部門家庭_i與政策效果_{it}此三項，在(2)式中我們再加入了會同時影響公、私部門家庭生育行為的其它因素，以作為 differences-in-differences 估計法中的控制變數。James H. Stock (2007)認為，在 differences-in-differences 估計法中加入其他控制變數，除了能增進迴歸係數估計的效率性 (efficiency)，並檢測此自然實驗所造成的解釋變數變異是否為外生之外，若此自然實驗所造成的解釋變數變異不是外生的，而是在「給定某些條件」下才是外生的，則加入能衡量前述「某些條件」的變數作為 difference-in-differences 估計法中的控制變數，將能夠調整自然實驗中解釋變數變異不是外生的問題。因此，本文依循過往探討台灣生育率的實證研究(張瑋珍, 2010; 陳彥仁, 2006; Lin and Yang, 2009; Yang, 2000)，將母親是否為就業者、父母雙方的年齡、受教育年數以及家戶合計年所得納入迴歸模型中作為控制變數。此外，考慮到台灣四大地理區(北部、中部、南部及東部)各自特有且不隨時間更迭而改變的風俗文化，由於這些因素可能會影響到家庭的生育行為，本文也分別將這些地區固定效果 (fixed effects) 加入迴歸模型中。

由於本文使用回溯式的方法，藉由家庭中 1 歲 (或 2 歲) 以下的子女個數，推估家庭於 1 年 (或 2 年) 前是否有生育行為，不同資料年度所能夠觀察到的行為期間「年數」也就不盡相同。當資料年度為 1998 年 (或 1995 年) 時，藉由家中 2



歲以下子女的個數，可觀察到 1996–1997 年（或 1993–1994 年）此 2 年內家庭的生育行為。然而，當資料年度為 1997 年（或 1994 年）時，藉由家中 1 歲以下子女的個數，只能夠觀察到 1996（或 1993 年）此 1 年內家庭的生育行為。然而，當生育行為觀察年數越長，本文能觀察到家庭有子女出生的機率本來也就會越高。為了避免生育行為觀察年數會干擾迴歸係數的估計，本文再加入「生育行為觀察年數」作為 differences-in-differences 的控制變數。

總結上述分析，我們在式 (2) 的 X_{it} 中加入了母親是否為就業者、父母雙方的年齡、父母雙方的受教育年數、家戶合計年所得、地區固定效果以及生育行為觀察年數作為 differences-in-differences 的控制變數。²¹

3.2 實證資料

本文使用 1994–1995 年與 1997–1998 年共 4 個年度的「台灣地區家庭收支調查」資料。此調查由行政院主計處自 1964 年起辦理，調查對象為居住於台灣地區內，具有中華民國國籍之個人及其所組成之家庭。²² 此調查每年調查約 13,000 至 15,000 個家庭，為橫斷面資料 (cross sectional data)，調查項目包括了戶口組成、設備及住宅概況、所得收支（收入、非消費支出與消費支出）等。在戶口組成上，它詳細記錄了家庭各成員的個人特性，例如與經濟戶長的關係、性別、年齡、教育程度、部門別、行業別、職業別、從業身份、婚姻等。此外，在所得收支上，家庭收支

²¹ 各控制變數的設定細節請參閱 3.3 節。

²² 不含共同事業戶人口及年內達半年在營義務役軍人。



調查也詳細記載了家庭中各所得者的分項收入與支出，以及無法分屬於個人的家庭收入與支出。值得注意的是，雖然「家庭收支調查」資料內容相當豐富，此調查並未記錄家庭過去一年內新出生的子女個數，因此本文必須以子女個數回溯式地推估家庭過往的生育行為。

由於公務人員眷屬疾病保險於 1992 年 7 月開始涵蓋了子女，為了避免此變革的影響，本文設定觀察期間在全民健保前後各 2 年，也就是 1993–1994 年與 1996–1997 年這兩個時期。此外在這兩個時期內，我國並無其它對於公、私部門家庭有不同影響的全國性大型政策。再者，在此時期中，我國的總生育也都相當地平穩，沒有劇烈的變動。因此，觀察 1993–1994 年與 1996–1997 年這兩個時期，本文可以只觀察到全民健保此單一政策的影響，避免受到其他與全民健保同時存在且對於公、私部門家庭有不同衝擊的因素影響，而估計出了偏誤的政策效果。

在樣本篩選上，由於前述農保家庭全民健保效果難以認定的問題，我們排除了農業部門的家庭。本文進一步參考生育行為研究的慣例，將樣本限制於母親年齡介於 15–44 歲之間的家庭，以利將結果與其它研究比較。此外，我們亦排除掉經濟戶長與其配偶皆為非就業者的家庭，因為在這種情況下，我們無法藉由經濟戶長與其配偶的共同就業部門別，來認定此家庭為私部門家庭或公部門家庭。最後，本文亦排除掉了在各項控制變數上有資料遺漏問題的樣本。

為了測量家庭的生育行為，本文使用「是否有子女出生」這個虛擬變數作為被



解釋變數。我們使用回溯式的方法，藉由家庭是否有子女出生，以推估家庭是否有生育行為。家庭收支調查於當年 12 月至次年 2 月進行實地訪問調查，以 1997 年家庭收支調查為例，訪問調查於 1997 年 12 月 1 日至 1998 年 2 月 28 日實施。若此時家庭至少有 1 位以上 0-1 歲的子女，即可推估此子女的出生日期約為 1996 年 12 月 2 日 -1997 年 11 月 30 日。假設每個子女受孕至出生的間隔皆為 10 個月，則可推估此子女的受孕日期約在 1996 年 2 月 2 日 -1997 年 1 月 31 日。因此，由 1997 年家庭收支調查資料中 0-1 歲子女個數，可推估此家庭於 1996 年 2 月 2 日 -1997 年 1 月 30 日（概稱為 1996 年）的生育行為。相同地，本文可由 1998 年家庭收支調查資料中 0-2 歲子女個數，推估此家庭於 1996 年 2 月 2 日 -1998 年 1 月 31 日（概稱為 1996-1997 年）的生育行為。同理，在全民健保實施前的時期，本文可由 1994 年家庭收支調查資料中 0-1 歲子女個數，推估此家庭於 1993 年 2 月 2 日 -1994 年 1 月 30 日（概稱為 1993 年）的生育行為；並以 1995 年資料中 0-2 歲子女個數，推估此家庭於 1993 年 2 月 2 日 -1995 年 1 月 30 日（概稱為 1993-1994 年）的生育行為。我們將以上回溯式的推估方式整理於表 1 與圖 2 之中。

我們以資料中經濟戶長²³與其配偶兩人共同的就業部門紀錄，來判定此家庭是否有受到全民健保的影響。若經濟戶長與其配偶至少有一方為公部門就業者（包括公營事業及各級政府），由於此種家庭的子女在全民健保前、後皆能藉由公保體系

²³家庭收支調查中，經濟戶長係指戶內成員中，收入最多且負責維持家庭主要生計者。



表 1: 子女出生的判定

使用資料年度	判定規則	子女出生期間	生育行爲觀察期間
1994	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1993 年 12 月 2 日 – 1994 年 11 月 30 日	1993 年 2 月 2 日 – 1994 年 1 月 31 日
	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1993 年 12 月 2 日 – 1995 年 11 月 30 日	1993 年 2 月 2 日 – 1995 年 1 月 31 日
1995	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1996 年 12 月 2 日 – 1997 年 11 月 30 日	1996 年 2 月 2 日 – 1997 年 1 月 31 日
	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1996 年 12 月 2 日 – 1998 年 11 月 30 日	1996 年 2 月 2 日 – 1998 年 1 月 31 日
1997	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1996 年 12 月 2 日 – 1997 年 11 月 30 日	1996 年 2 月 2 日 – 1997 年 1 月 31 日
	家庭中至少有一位以上 0 – 1 歲的子女	1996 年 12 月 2 日 – 1998 年 11 月 30 日	1996 年 2 月 2 日 – 1998 年 1 月 31 日

說明：以 1997 年資料為例，若家庭至少有 1 位以上 0 – 1 歲的子女，即可推估此子女的出生日期約為 1996 年 12 月 2 日 – 1997 年 11 月 30 日。假設每個子女受孕至出生的間隔皆為 10 個月，則可推估此子女的受孕日期約在 1996 年 2 月 2 日 – 1997 年 1 月 31 日。因此，由 1997 年家庭收支調查資料中 0 – 1 歲子女個數，可推估此家庭於 1996 年 2 月 2 日 – 1997 年 1 月 30 日（概括為 1996 年）的生育行為。

全民健保前時期			全民健保後時期		
受孕日期	1993	1994	1996	1997	
資料年度	1994-1995 年歷年家庭收支調查			1997-1998 年歷年家庭收支調查	
1994	0~1 歲子女				
1995	0~2 歲子女				
1997				0~1 歲子女	
1998				0~2 歲子女	

圖 2: 回溯式推估方法

說明：藉由 1994 年資料，本文可推估此家庭於 1993 年這一年內的生育行為。而藉由 1995 年資料，可推估 1993 – 1994 年這 2 年內的生育行為。同理，藉由 1997 年資料，我們可推估此家庭於 1996 年這一年內的生育行為。再藉由 1998 年資料，可推估 1996 – 1997 年這 2 年內的生育行為。



享有醫療保險的保障，我們認定此家庭為公部門家庭(對照組)。若經濟戶長與其配偶皆不是公部門就業者，則認定此家庭為私部門家庭(實驗組)。

由前所述，若樣本第 i 個家庭的資料年度為 1997 或 1998 年，我們可觀察到此家庭的行為時點為 1996 年或 1996–1997 年，這是在全民健保後的時期，全民健保後_t 記為 1；若樣本第 i 個家庭的資料年度為 1994 或 1995 年，我們可觀察到此家庭的行為時點為 1993 年或 1993–1994 年，是在全民健保前的時期，全民健保後_t 記為 0。也就是說，當資料年度在 1997 年以後時，全民健保後_{it} 記為 1，否則記為 0。

綜合上述，本文樣本為母親年齡於 15–44 歲、經濟戶長與其配偶至少有一方就業中的公部門與私部門家庭。樣本數目為 26,969 個，其中公部門家庭有 5,371 個 (19.92%)，私部門家庭有 21,598 個 (80.08%)。

3.3 變數設定與敘述統計

除了實驗組虛擬變數、全民健保後虛擬變數與政策效果 (前述兩者的交乘項) 這三個 differences-in-differences 估計法必備的三個解釋變數以外，我們更加入了母親是否為就業者、父母雙方的年齡、父母雙方的受教育年數、家戶合計年所得、地區固定效果以及生育行為觀察年數作為控制變數。除了能增進迴歸係數估計的效率性 (efficiency)，並調整自然實驗中解釋變數變異不是外生的問題之外，由於私部門家庭與公部門家庭的個人特性有許多不小的差異，我們必須加入這些變數以控制此問題。



本文觀察在全民健保前後各 2 年，也就是 1993–1994 年與 1996–1997 年這兩個時期內公、私部門家庭的生育行爲。由於我們使用回溯的方式推估，當資料年度不同，所衡量的父、母年齡皆不盡相同。例如，當資料年度為 1997 年時，資料中的父、母親年齡均是在 1997 年底時調查而得，然而當我們用 1997 年資料時，所能觀察到的生育行爲期間是 1996 年這一年；當資料年度為 1998 年時，資料中的父、母親年齡均是在 1998 年底時調查而得的，然而我們所觀察的生育行爲期間是 1996–1997 年這兩年。為了排除這種問題，我們改為衡量父、母於觀察期間的起始年（1993 年或 1996 年）時的年齡。我們首先計算父、母各自的出生年度，針對全民健保後的時期，本文以父、母在 1996 年時的年齡作為測量值。同理，針對全民健保前的時期，本文以父、母在 1993 年時的年齡作為測量值。

在生育行爲觀察年數上，當資料年度為 1997 年（或 1994 年）時，可觀察到的行爲期間是 1996 年（或 1993 年）這一年，因此生育行爲觀察年數為 1 年。同理，資料年度為 1998 年（或 1995 年）時，可觀察到的行爲期間是 1996–1997 年（或 1993–1994 年）這兩年，因此生育行爲觀察年數為 2 年。為了控制這兩種不同的觀察年數，本文設立「觀察年數為 2 年」此虛擬變數：當生育行爲觀察年數為 2 年時，記為 1；否則記為 0。²⁴

家庭收支調查中詳細記載了各成員的教育程度，共分成 9 類。本研究將資料中的教育程度轉換為教育年數，轉換方式為不識字為 0 年、自修為 3 年、國小為 6

²⁴ 也就是說，資料年度為 1995 年或 1998 年時，觀察年數為 2 年此虛擬變數值為 1。



年、國中為 9 年、高中高職為 12 年、專科為 14 年、大學為 16 年以及研究所為 18 年。(駱明慶, 2001) 此外, 家戶合計年所得以 2006 年價格計算。最後, 本文依照資料中家庭所在縣市, 將全台灣分為四大地理區, 以控制各地區特有, 且不隨時間更迭而變動的固定效果, 例如風土民情等。²⁵

表 2 列出了在全民健保前、後, 公、私部門家庭的所有變數的平均值。我們發現私部門家庭(實驗組) 在全民健保之後, 有子女出生的機率上升了約 0.006, 但公部門家庭(對照組) 却下降了約 0.016, 顯示出此兩部門在生育行為上有著不小的差異。此外, 在全民健保前, 公部門家庭有子女出生的機率較私部門家庭為高; 在全民健保後, 私部門家庭有子女出生的機率反而比公部門家庭來的高。這似乎暗示著全民健保可能對生育行為有所影響。

然而, 由於本文資料特性, 我們必須再考慮「生育行為觀察年數」的效果。在全民健保前的私部門家庭中, 觀察年數為 2 年的觀測值約有 46.5%; 全民健保後, 此比例上升至約 50.08%。此外, 在全民健保前的公部門家庭中, 觀察年數為 2 年的觀測值約有 46.16%; 全民健保後, 比例上升至約 48.97%。因此, 公、私部門家庭在全民健保後, 有子女出生的家庭比例的變動, 很有可能是因為觀察年數為 2 年的觀測值比例變動不同的關係, 而不是全民健保的影響。總而言之, 由於本文資料特性, 我們必須控制「生育行為觀察年數」此變數, 才不會得到偏誤的因果關係。

²⁵ 北部: 宜蘭縣、基隆市、台北縣市、桃園縣、新竹縣市與苗栗縣。中部: 台中縣市、彰化縣、南投縣與雲林縣。南部: 嘉義縣市、台南縣市、高雄縣市、屏東縣與澎湖縣。東部: 花蓮縣與台東縣。



在父母年齡方面，無論是公、私部門，父母年齡在全民健保後都有略為上升，顯示近年逐漸晚婚及延後生育的趨勢。在父母教育年數上，值得注意的是，只有公部門家庭母親的教育年數稍微地下降，但總地來說，這仍顯示近年教育投資增加的現象。若再比較此二部門間的差異，我們可發現，無論在全民健保前、後，公部門家庭父母的教育年數都較私部門家庭多出了約 3 年，顯示公部門家庭父母的教育程度一直都比私部門家庭父母高出許多。此外，公部門家庭父母的年齡也都較私部門家庭父母來的高，反映出了教育年數的增加與晚婚及延後生育的趨勢有著高度的相關。

在母親是否就業方面，私部門家庭母親為就業者的比例增加了約 3%，表現出女性勞動參與率增加的趨勢。然而，公部門家庭母親為就業者的比例卻反而減少了約 0.1%。此外，無論在全民健保前、後，公部門家庭母親為就業者的比例皆較私部門家庭為高，這可能與公部門家庭母親教育年數普遍較私部門家庭高，因此也較容易於勞動市場中取得工作機會有關。

在家戶合計年所得方面，公、私部門家庭的年所得在全民健保後皆有顯著地上升，但公部門家庭的增加幅度較私部門家庭來的多。此外，無論在全民健保前、後，公部門家庭的年所得皆較私部門家庭來的高，這可能是因為公部門家庭父母親教育年數普遍較私部門家庭高，因此也較容易賺取更多的薪資，進而提升家庭的年所得。



歸納以上觀察，公、私部門家庭之間的人口與經濟特性確實存有不小的差異。

本文為了採用 difference-in-difference 估計法，我們的確有必要控制這些變數，來確保這些特性的差距不會隨著全民健保的實施而改變，因而影響本文的估計結果。



表 2: 變數平均值-所有樣本

	私部門家庭(實驗組)		公部門家庭(對照組)	
	全民健保前 (1993–1994)	全民健保後 (1996–1997)	全民健保前 (1993–1994)	全民健保後 (1996–1997)
有子女出生的機率	0.1032 (0.3043)	0.1093 (0.312)	0.1122 (0.3157)	0.0962 (0.295)
母親年齡	33.73 (5.8768)	34.27 (5.9729)	34.95 (5.4418)	35.41 (5.3691)
母親教育年數	9.64 (3.217)	10.4 (3.1585)	12.95 (2.9909)	12.67 (2.8715)
母親為就業者的家庭比例	53.54 (0.4988)	56.61 (0.4956)	69.56 (0.4602)	69.47 (0.4606)
父親年齡	37.37 (7.1032)	37.8 (6.7834)	38.29 (6.6291)	38.49 (6.0344)
父親教育年數	10.35 (3.2885)	10.96 (3.2048)	13.56 (2.7427)	13.87 (2.636)
家戶合計年所得 (2006年價格,1,000元)	1101.58 (575.591)	1197.72 (607.96)	1423.76 (602.085)	1551 (665.1982)
家庭地點 (北部) 比例	49.8 (0.5)	52.12 (0.4996)	63.82 (0.4986)	47.85 (0.4997)
家庭地點 (中部) 比例	19.72 (0.3979)	17.62 (0.381)	15.01 (0.3573)	15.58 (0.3627)
家庭地點 (南部) 比例	28.59 (0.4519)	27.89 (0.4485)	27.57 (0.447)	31.47 (0.4645)
家庭地點 (東部) 比例	1.89 (0.1361)	2.37 (0.1521)	3.6 (0.1864)	5.1 (0.2201)
觀察年數為 1 年比例	54.5 (0.4988)	49.92 (0.5)	53.84 (0.4986)	51.03 (0.5)
觀察年數為 2 年比例	46.5 (0.4988)	50.08 (0.5)	46.16 (0.4986)	48.97 (0.5)
樣本數	11762	9836	3137	2234

註: 括弧內為標準差



4 全民健保對生育行為的影響

4.1 全體樣本

本文如欲探討全民健保對生育行為的影響，必須將同時間勞保縮減生育給付的事實也納入考慮。由前所述，「全民健保的直接效果」與「縮減勞保生育給付的效果」皆會對家庭的生育行為產生影響，且影響的方向恰好相反：前者會促進家庭的生育意願，但後者會有抑制的效果。因此，本文欲瞭解以上這兩種效果的「淨效果」，也就是「全民健保的總效果」是否會對生育行為產生影響。更進一步地，若全民健保的總效果會促進家庭的生育行為，我們預測在「母親為勞保參加者的家庭」中的影響會大於「母親非勞保參加者的家庭」中的影響。

在進一步進行迴歸分析之前，我們先用表3的 differences-in-differences 估計來瞭解在全民健保後，公、私部門家庭間有子女出生機率的差異是否有所改變。表3顯示，全民健保前，私部門家庭子女出生機率為 0.1032，全民健保後為 0.1093，上升了 0.0061，但標準差為 0.0042，故私部門家庭有子女出生機率的增幅並不顯著。公部門家庭中，全民健保前子女出生機率為 0.1122，全民健保後為 0.0962，下降了 0.016，但標準差為 0.0084，顯示公部門家庭有子女出生機率的降幅亦不顯著。最後，我們將實驗組與對照組在全民健保前、後有子女出生機率的變化作比較，私部門家庭子女出生機率上升了 0.0061，公部門家庭子女出生機率下降了 0.016，此二項變化的差異即 differences-in-differences 估計法中政策效果。從表1我們



可以知道，此政策效果的估計值為 0.022，標準差為 0.009，在統計上顯著，這表示全民健保的總效果可能促進了家庭的生育行為，進而提高子女出生機率。然而，表 3 只是最基本的 differences-in-differences 估計結果，我們尚須藉由迴歸分析，控制其他變數，例如觀察年數、家庭特性等的影響，這樣才能估計出正確的政策效果。

表 4 為普通最小平方法 (Ordinary Least Square, OLS) 回歸分析的結果。第 (1) 欄即表 3 的估計結果。在第 (2) 欄中，除了控制 differences-in-differences 估計法中三個重要的虛擬變數 — 全民健保後虛擬變數、私部門家庭虛擬變數與政策效果之外，由於本文資料特性，我們再控制了「生育行為觀察年數」。由全民健保後虛擬變數的係數顯示，整體家庭有子女出生的機率皆呈現下降的現象。平均而言，1996–1997 年間家庭子女出生的機率較 1993–1994 年間減少了約 0.0181，且在統計上顯著。此外，由私部門家庭虛擬變數的係數顯示，私部門家庭子女出生的機率較公部門家庭低了約 0.0093，但在統計不顯著。而由政策效果的係數，我們發

表 3：實驗組與對照組「子女出生機率」的變化—全體樣本

	全民健保前 (1993–1994)	全民健保後 (1996–1997)	時間差異
私部門家庭 (實驗組)	0.1032 (0.3043)	0.1093 (0.3120)	0.0061 (0.0042)
公部門家庭 (對照組)	0.1122 (0.3157)	0.0962 (0.2950)	-0.0160 (0.0084)
兩組差異	-0.009 (0.0063)	0.0131 (0.007)	0.022* (0.009)

括弧內為標準差，星號標示 $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$



現全民健保使家庭有子女出生的機率增加了 0.0215，且在統計上顯著，表示全民健保的總效果對生育行爲有顯著的正向影響。

值得注意的是，第 (2) 欄政策效果的係數也與第 (1) 欄所估計出的係數 0.022 略有差異，顯示「生育行爲觀察年數」的確會干擾到估計值。此外，由觀察年數為 2 年虛擬變數的係數顯示，當樣本的觀察年數為 2 年時，家庭子女出生的機率會提高約 0.075，且在統計上顯著，這與前述的預測相符，²⁶ 表示我們的確需要納入觀察年數作為迴歸估計的控制變數。總之，為了估計正確的政策效果，下文的迴歸分析皆將控制「生育行爲觀察年數」此變數。

第 (3) 欄進一步地控制了母親特性，包括了母親年齡、母親教育年數與母親為就業者虛擬變數。政策效果的係數稍微減少為 0.0213，但仍在統計上顯著。全民健保後虛擬變數的係數 -0.0111，但在統計上不顯著，這顯示在第 (2) 欄中，全民健保後家庭子女出生機率減少的現象可能與母親特性在此二時期之間的變化有關。由私部門家庭虛擬變數的係數顯示，私部門家庭子女出生的機率較公部門家庭低了約 0.0183，且在統計上顯著。這也意謂著公、私部門家庭生育行爲的差異可能與母親特性在公、私部門家庭間有所不同有關。母親特性方面，當母親年齡增加 1 歲時，家庭子女出生機率會下降 0.0185，在統計上顯著。當母親教育年數增加 1 年時，家庭子女出生機率會增加 0.0051，在統計上顯著。最後，當母親為就業者

²⁶ 即 3.1 節中所提及：當生育行爲觀察年數越長，本文觀察到家庭有子女出生的機率本來也就會越高。



時,家庭子女出生機率會減少 0.0334 ,且在統計上顯著。這表示當母親為就業者時,生育的機會成本 (所必須放棄的勞動收入等) 會越高,因此也會抑制生育的意願,而且效果比母親年齡及母親教育年數這兩個母親特性大上許多。

第 (4) 欄進一步控制了父親特性,包括了父親年齡與父親教育年數。政策效果的係數略增為 0.0226 ,在統計上顯著。全民健保後虛擬變數為 -0.0121 ,但在統計上不顯著。私部門家庭有子女出生的機率仍是比公部門家庭低了 0.0198 ,在統計上顯著,但效果較第 (3) 欄略微降低。母親特性的影響仍與第 (3) 欄相似,但效果皆略為縮小,特別是母親教育年數的係數減少至 0.00376 ,在統計上顯著。與母親特性相似地,當父親年齡增加 1 歲時,家庭子女出生機率會下降 0.0298 。此外,當父親教育年數增加 1 年時,家庭子女出生機率會增加 0.002 。

第 (5) 欄進一步控制了家庭合計年所得 (對數值),由係數顯示,當家庭合計年所得增加 1% 時,家庭有子女出生機率會增加 0.0466 。政策效果方面,係數略增為 0.0239 ,在統計上顯著。在全民健保後虛擬變數方面,係數為 -0.0148 ,但仍 在統計上不顯著。私部門家庭子女出生機率仍比公部門家庭低了 0.0174 ,在統計上顯著,但效果較第 (4) 欄略為降低。在父、母年齡上,由於父、母年齡與家庭合計年所得有正向關係,且家庭合計年所得與家庭子女出生機率有正向關係,父、母年齡的係數皆較第 (4) 欄小,²⁷但仍為負向的影響,且在統計上顯著。在父、母教

²⁷此處的「小」,係指第 (5) 欄的係數會較第 (4) 欄的係數來的小,例如由 -1 降至至 -2 ,或由 3 降至 2 ,而不是指「絕對值」的大小。



育年數上,由於父、母教育年數與家庭合計年所得有正向關係,且家庭合計年所得與家庭子女出生機率有正向關係,父、母教育年數的係數亦皆將較第(4)欄小。值得注意的是,母親教育年數仍有正向顯著的影響,但父親教育年數的係數在統計上並不顯著。²⁸

第(6)欄進一步控制了地區固定效果。²⁹北部地區與中部、南部或東部地區間家庭子女出生機率並無顯著的差異。在政策效果方面,係數略增為0.0243,在統計上顯著。在全民健保後虛擬變數方面,係數為-0.0154,但在統計上不顯著。私部門家庭子女出生機率較公部門家庭低了0.0169,在統計上顯著,但效果較第(5)欄略為降低了。父、母親特性與家庭合計年所得方面,係數皆幾乎沒有變化。

由前所述,在各種迴歸模式下政策效果的估計值都非常穩定。我們的估計結果顯示,對於整體樣本,考慮了縮減勞保生育給付的效果(負向)後,全民健保的總效果會使家庭養育子女的成本降低,促進生育意願,提高家庭有子女出生的機率。

4.2 母親為勞保參加者的樣本

由4.1節,考慮了全民健保的直接效果(正向)與縮減勞保生育給付的效果(負向)後,全民健保的總效果會促進家庭的生育意願,進而提高家庭有子女出生的機率。這也意謂著全民健保的直接效果(正向)會比縮減勞保生育給付的效果(負向)來的大。然而,「母親是否為勞保參加者」會影響生育給付與家庭所得在全民健保後

²⁸以上推論係根據 Omitted Variable Bias Formula (Angrist and Pischke, 2008)

²⁹以北部地區家庭為參照。



的縮減幅度，進而影響縮減勞保生育給付的效果（負向）。假設全民健保的直接效果（正向）是同質性的，由於這 30 日生育給付占家庭年所得的比例有顯著的差異，母親不是勞保參加者之家庭所受到勞保縮減生育給付的負向效果，將會比母親為勞保參加者之家庭大上許多。因此，「母親為勞保參加者的家庭」所受到的「全民健保的總效果」，將會比「母親非勞保參加者的家庭」所受到的影響來的大。此節我們將會把全部樣本區分為「母親為勞保參加者的樣本」與「母親為非勞保參加者的樣本」，分別進行 differences-in-differences 估計，以觀察前者樣本中的政策效果是否會大於後者樣本。

我們以「母親是否為就業者」來判定「母親是否為勞保參加者」。由於本文資料篩選的特性，私部門家庭中的父、母必定都不是公部門的就業者。在就業方面，樣本中的父、母必定至少有一人是就業者，並不會出現父、母都不是就業者的情況。因此在私部門家庭中，若母親為就業者，我們可以確定她是私部門的就業者，因此也是勞保的參加者。為了選取樣本標準的一致性，在公部門家庭中，我們也以「母親是否為就業者」來判定「母親是否為勞保參加者」，將所有公部門家庭分為「母親為勞保參加者的公部門家庭」與「母親為非勞保參加者的公部門家庭」。表 5 與表 6 分別是「母親為勞保參加者的樣本」與「母親為非勞保參加者的樣本」所有變數的平均值。無論在全民健保前、後，母親年齡、母親教育程度、父親年齡、父親教育程度及家戶合計年所得皆是私部門家庭的數值較公部門家庭來的低。³⁰

³⁰ 這與表 2「所有樣本」時的情況相同。



子女出生機率方面，由表 7 與表 8，在「母親為勞保參加者的樣本」中，無論在全民健保前、後，皆是私部門家庭較公部門家庭來的低，但差距從 0.0332 縮小為 0.0003。政策效果的係數為 0.0328，在統計上顯著。然而，在「母親為非勞保參加者的樣本」中，無論在全民健保前、後，皆是私部門家庭較公部門家庭來的低，但差距從 0.024 縮小為 0.0195。政策效果的係數為 0.0045，在統計上不顯著。³¹ 這顯示了「母親為勞保參加者樣本」與「母親為非勞保參加者樣本」的生育行為確實有所差異。然而，這只是最基本的 differences-in-differences 估計結果，我們尚須藉由迴歸分析，控制其他變數，例如觀察年數、家庭特性等的影響，這樣才能估計出正確的政策效果。

表 9 為普通最小平方法 (Ordinary Least Square, OLS) 回歸分析的結果。第 (1) 欄為全部樣本的估計結果，也就是 4.1 節中表 4 的第 (6) 欄結果。第 (2) 欄為「母親為勞保參加者樣本」的估計結果，政策效果的係數為 0.0276，在統計上顯著。第 (3) 欄為「母親為非勞保參加者樣本」的估計結果，政策效果的係數為 0.0202，在統計上不顯著。在此我們可以發現，全民健保的總效果由大至小依序為「母親為勞保參加者樣本」的 0.0276、「全部樣本」的 0.0243 與「母親為非勞保參加者樣本」的 0.0202，且在最後一種樣本中效果並不顯著。這與本文先前的預測相符，「母親為勞保參加者的家庭」所受到全民健保總效果的影響，將會比「母親非勞保參加者的家庭」來的大。這也證實了縮減勞保生育給付確實會影響家庭的生育行為。此

³¹ 值得一提的是，全體樣本的政策效果估計值為 2.43%。



外，在「母親非勞保參加者的家庭」中，全民健保的總效果並不顯著，假設全民健保的直接效果（正向）是同質性的，這也暗示了此時全民健保的直接效果（正向）被縮減勞保生育給付的效果（負向）給抵銷了。

4.3 公部門家庭作為對照組的檢驗

Joshua D. Angrist (2009); Meyer (1995)出，使用 differences-in-differences 估計法，重要的前提是被解釋變數在實驗組與對照組中有相同的時間趨勢。也就是說，在本文的樣本期間（1993–1997年）中，私部門家庭與公部門家庭的生育行為必須具有相同的時間趨勢。舉例來說，若私部門家庭的子女出生機率呈現逐年遞增的現象，而公部門家庭的子女出生機率則是連年遞減，則我們觀察到私部門家庭於全民健保實施前、後有子女出生機率的變動量，減去公部門家庭於相同期間內有子女出生機率的變動量，很有可能是肇因於實驗組與對照組時間趨勢的不同，而非全民健保的影響。

一般來說，台灣公、私部門家庭的特徵有相當大的差異，尤其是父、母特性與家戶所得。我們也可由第三章表 2 各項變數的平均值發現，在父母教育年數方面，公部門家庭的父、母較私部門家庭的父、母多了約 3 年；家戶所得方面，公部門家庭也較私部門家庭多出了約 10 萬元。因此，在本文的迴歸模型（2）中，我們將父、母特性與家戶所得作為控制變數，除了可增進 differences-in-differences 估計法中迴歸係數估計的效率性，也可以避免這些特性會隨著時間的演變，而在實驗組、控



制組中有不同的變化，因而違反了「相同的時間趨勢」的假設。

然而，除了以上這些控制變數，仍然有無法被觀到的因素會影響到公、私部門家庭的生育行爲。若這些因素會導致公、私部門家庭的生育行爲有著不一樣的時間趨勢，則 differences-in-differences 估計法的結果可能會有偏誤。例如，在本文樣本期間 1993–1997 年之中，台灣經濟高度擴張且社會文化快速變遷，³² 由於職業型態的多元化，私部門家庭對子女的偏好與家庭觀念的變動可能會較公部門家庭來的劇烈，因此使得公、私部門家庭的實際生育行爲有著不一樣的時間趨勢。

為了探討公、私部門家庭的生育行爲是否有著相同的時間趨勢。我們首先運用與表 1 相同的判定方式，分別以 1 年與 2 年作為一個生育行爲的觀察期間，來觀察 1987 – 2007 共 20 年內，公、私部門家庭有子女出生機率的時間序列 (time series) 是否具有相同的時間趨勢。由圖 3，公、私部門家庭的生育行爲在某些年度裡呈現了不同的變化走勢。在 1987 – 1990 年、1991 – 1994、1996 – 1999 年間，公、私部門家庭有子女出生的機率有著相反的變化方向。2002 年之後，公、私部門家庭的生育行爲才逐漸呈現了相同的時間趨勢。此外再由圖 4，若我們以 1 年作為生育行爲的觀察期間，我們也可以發現公、私部門家庭的生育行爲在某些年度之間也有著不同的變化情形。

除了以圖形觀察公，為了更精確地瞭解公、私部門家庭的生育行爲是否有相同的時間趨勢，本文做了以下 6 個假的實驗。在第 1 個假實驗中，我們更換樣本期間，

³²這五年內的經濟成長率分別為 6.73%、7.59%、6.38%、5.54% 與 5.48%。

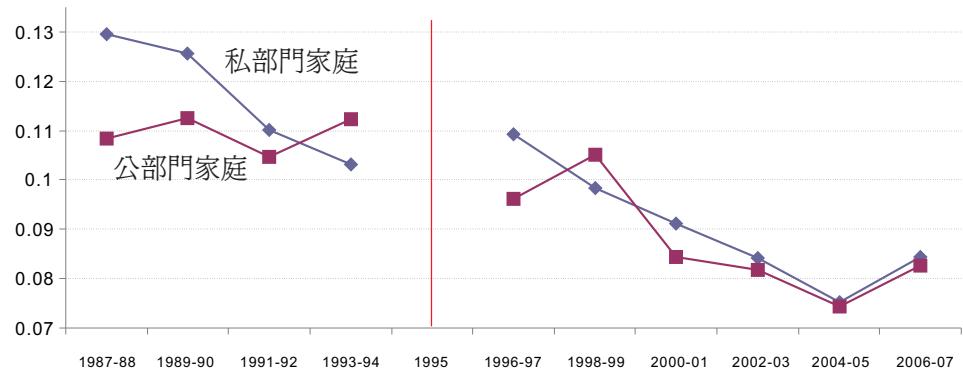


圖 3: 有子女出生機率 (觀察期間為 2 年) 的時間趨勢

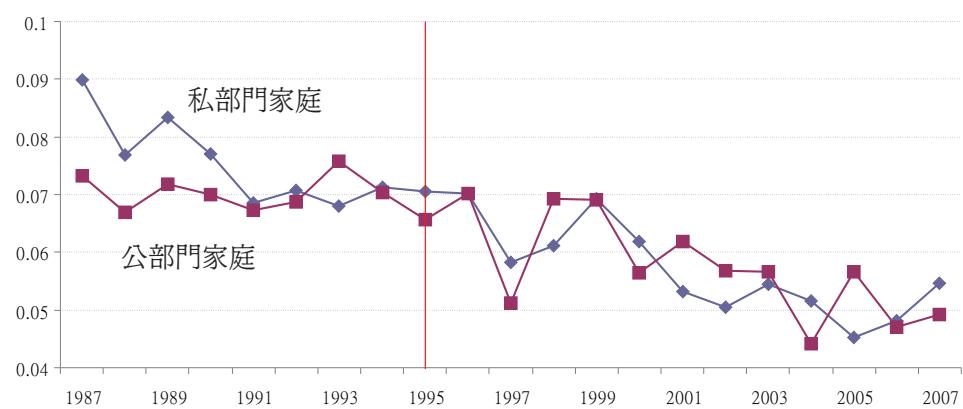


圖 4: 有子女出生機率 (觀察期間為 1 年) 的時間趨勢



改用 1988–1989 年及 1990–1991 年的家庭收支調查資料，觀察 1987–1990 年間的生育行為。並以 1987–1988 這兩年作為新制度實施前的期間，以 1989–1990 年作為新制度實施後的期間。同樣地，我們以私部門家庭為實驗組，公部門家庭為對照組，重新估計全體樣本政策效果的估計值。³³ 事實上，1988 年前後台灣並無醫療保險的重大政策，因此表 11 中所估計出的政策效果應該是不顯著的。我們以上述同樣的方式分別對第 2 至第 6 個假實驗估計政策效果。有關各次假實驗實施前、後期間的設定，請參考表 10。

表 11 為此 6 個假實驗政策效果的估計結果。除了第 3 個假實驗外，其餘 5 個假實驗政策效果的係數估計值皆不顯著，這顯示了在 1988、1990、1997、1999 與 2001 年前後，公、私部門家庭的生育行為有著相似的時間趨勢。然而，由於第 3 個假實驗政策效果的係數估計值是顯著的，這意謂著在 1991–1994 這 4 年內，公、私部門家庭有子女出生的機率並不具有相同的時間趨勢。也就是說，在全民健保實施的前 4 年間，本文的被解釋變數在實驗組與對照組中的時間趨勢並不相同，也因此可能導致本文運用 differences-in-differences 法估計出偏誤的實證結果。

由上所述，透過圖 3 與圖 4 的觀察，以及表 11 所設計的 6 個假實驗，在 1987–2007 年間，本文的被解釋變數在實驗組與對照組中並非總是具有相同時間趨勢的。尤其在全民健保實施的前 4 年間，公部門家庭的子女出生機率呈現逐年上升，而私部門家庭的子女出生機率則是持續地減少。由於我們不知道導致 1991–1994 年間

³³ 同樣採用表 4 的樣本選取條件。



公、私部門家庭生育行為不具有相同時間趨勢的因素究竟是什麼,若這個因素在本文的樣本期間 (1993–1997) 內仍持續存在著,本文使用 differences-in-differences 法將無法排除此因素的影響,因而可能得到偏誤的估計結果。

總而言之,雖然本文的實證結果暗示了醫療保險會提高家庭的生育意願,使得家庭有子女出生機率成長了約 23.12%,政策效果為 0.0243,由於本文的被解釋變數在公、私部門家庭間並不具有相同的時間趨勢,我們必須對此估計結果的正確性與穩健性抱持審慎保守的態度,醫療保險與生育行為間的因果關係也仍有待後續研究更深入且嚴謹的探討。



表 4: 全民健保對家庭生育行爲的影響-全體樣本

	家庭有子女出生機率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政策效果	0.0220*	0.0215*	0.0213*	0.0226**	0.0239**	0.0243**
	(0.00941)	(0.00935)	(0.00875)	(0.00873)	(0.00872)	(0.00873)
全民健保後	-0.0160	-0.0181*	-0.0112	-0.0121	-0.0148	-0.0154
	(0.00841)	(0.00837)	(0.00785)	(0.00785)	(0.00784)	(0.00785)
私部門家庭	-0.00900	-0.00925	-0.0183**	-0.0198**	-0.0174**	-0.0169**
	(0.00630)	(0.00625)	(0.00603)	(0.00614)	(0.00613)	(0.00614)
觀察年數為 2 年		0.0750***	0.0589***	0.0587***	0.0566***	0.0566***
		(0.00377)	(0.00346)	(0.00345)	(0.00346)	(0.00346)
母親年齡			-0.0185***	-0.0154***	-0.0160***	-0.0160***
			(0.000371)	(0.000542)	(0.000550)	(0.000550)
母親教育年數			0.00509***	0.00376***	0.00246***	0.00254***
			(0.000507)	(0.000697)	(0.000708)	(0.000710)
母親為就業者			-0.0334***	-0.0330***	-0.0420***	-0.0422***
			(0.00356)	(0.00356)	(0.00358)	(0.00358)
父親年齡				-0.00298***	-0.00307***	-0.00305***
				(0.000413)	(0.000415)	(0.000417)
父親教育年數				0.00196**	0.000385	0.000394
				(0.000683)	(0.000695)	(0.000696)
家戶合計年所得 (對數值)					0.0466***	0.0478***
						(0.00468)
家庭地點						✓
常數項	0.112***	0.0776***	0.673***	0.688***	0.0989	0.0774
	(0.00564)	(0.00568)	(0.0174)	(0.0180)	(0.0607)	(0.0622)
樣本數	26969	26969	26969	26969	26969	26969
adj. R^2	0.000	0.015	0.152	0.154	0.157	0.157

註: 括弧內為標準差, 星號標示 $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$



表 5: 變數平均值-母親為勞保參加者的樣本

	私部門家庭(實驗組)		公部門家庭(對照組)	
	全民健保前 (1993-1994)	全民健保後 (1996-1997)	全民健保前 (1993-1994)	全民健保後 (1996-1997)
有子女出生的機率	0.0796 (0.2706)	0.0892 (0.2851)	0.1127 (0.3163)	0.0896 (0.2856)
母親年齡	34.12 (5.704)	34.52 (5.8159)	35.05 (5.2889)	35.61 (5.2308)
母親教育年數	9.76 (3.2905)	10.62 (3.1913)	12.89 (2.7973)	13.24 (2.7453)
父親年齡	37.83 (7.2215)	37.94 (6.8269)	38.23 (6.3693)	38.66 (6.0746)
父親教育年數	10.4 (3.3364)	11.17 (3.2015)	13.85 (2.6908)	14.1 (2.6538)
家戶合計年所得 (2006年價格,1,000元)	1203.34 (603.8445)	1293.62 (605.2415)	1588.69 (598.3775)	1716.53 (609.545)
家庭地點 (北部) 比例	49.41 (0.5)	53.66 (0.4987)	55.91 (0.4966)	50.45 (0.5001)
家庭地點 (中部) 比例	18.99 (0.3923)	17.47 (0.3798)	14.44 (0.3515)	14.63 (0.3535)
家庭地點 (南部) 比例	29.05 (0.4541)	26.54 (0.4416)	25.57 (0.4364)	29.57 (0.4565)
家庭地點 (東部) 比例	2.05 (0.1416)	2.33 (0.151)	4.08 (0.1978)	5.35 (0.2251)
觀察年數為 1 年比例	53.66 (0.4987)	49.21 (0.5)	53.25 (0.4991)	51.29 (0.5)
觀察年數為 2 年比例	46.34 (0.4987)	50.79 (0.5)	46.75 (0.4991)	48.71 (0.5)
樣本數	6297	5568	2182	1552

註: 括弧內為標準差



表 6: 變數平均值-母親為非勞保參加者的樣本

	私部門家庭(實驗組)		公部門家庭(對照組)	
	全民健保前 (1993-1994)	全民健保後 (1996-1997)	全民健保前 (1993-1994)	全民健保後 (1996-1997)
有子女出生的機率	0.1305 (0.3368)	0.1354 (0.3422)	0.111 (0.3143)	0.1114 (0.3149)
母親年齡	33.28 (6.0395)	33.94 (6.1572)	34.72 (5.772)	34.95 (5.6487)
母親教育年數	9.51 (3.1251)	10.11 (3.0923)	10.91 (2.9643)	11.37 (2.7284)
父親年齡	36.83 (6.9265)	37.6 (6.7221)	38.41 (7.1897)	38.1 (5.9280)
父親教育年數	10.29 (3.2318)	10.69 (3.1887)	12.91 (2.7493)	13.34 (2.5197)
家戶合計年所得 (2006年價格,1,000元)	984.31 (516.9928)	1072.0 (588.5126)	1046.91 (410.7083)	1174.32 (632.5913)
家庭地點 (北部) 比例	49.68 (0.5)	50.15 (0.5001)	49 (0.5002)	41.93 (0.4938)
家庭地點 (中部) 比例	20.55 (0.4141)	17.81 (0.3826)	16.34 (0.3699)	17.74 (0.3823)
家庭地點 (南部) 比例	28.07 (0.4494)	29.64 (0.4567)	32.15 (0.4673)	35.78 (0.4797)
家庭地點 (東部) 比例	1.7 (0.1293)	2.4 (0.1535)	2.51 (0.1566)	4.55 (0.2085)
觀察年數為 1 年比例	53.32 (0.4989)	50.85 (0.5)	55.18 (0.4976)	50.44 (0.5003)
觀察年數為 2 年比例	46.68 (0.4989)	49.15 (0.5)	44.82 (0.4976)	49.56 (0.5003)
樣本數	5465	4268	955	682

註: 括弧內為標準差



表 7: 實驗組與對照組「子女出生機率」的變化—母親為勞保參加者的樣本

	全民健保前 (1993–1994)	全民健保後 (1996–1997)	時間差異
私部門家庭 (實驗組)	0.0796 (0.2706)	0.0893 (0.2851)	0.0097 (0.0051)
公部門家庭 (對照組)	0.1127 (0.3163)	0.0896 (0.2856)	-0.0232* (0.0099)
兩組差異	-0.0332*** (0.0076)	-0.0003 (0.0082)	0.0328** (0.0112)

註: 括弧內為標準差, 星號標示 $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$

表 8: 實驗組與對照組「子女出生機率」的變化—母親為非勞保參加者的樣本

	全民健保前 (1993–1994)	全民健保後 (1996–1997)	時間差異
私部門家庭 (實驗組)	0.1305 (0.3368)	0.1354 (0.3422)	0.005 (0.0069)
公部門家庭 (對照組)	0.1110 (0.3143)	0.1114 (0.3149)	0.0004 (0.0158)
兩組差異	0.024 (0.0131)	0.0195 (0.0111)	0.0045 (0.0172)

註: 括弧內為標準差, 星號標示 $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$



表 9: 縮減勞保生育給付的影響

	家庭有子女出生機率		
	(1) 所有樣本	(2) 母親為 勞保參加者	(3) 母親為 非勞保參加者
政策效果	0.0243** (0.00873)	0.0276** (0.0104)	0.0202 (0.0159)
全民健保後	-0.0154 (0.00785)	-0.0204* (0.00929)	-0.00753 (0.0146)
私部門家庭	-0.0169** (0.00614)	-0.0210** (0.00762)	-0.00546 (0.0105)
母親年齡	-0.0160*** (0.000550)	0.0141*** (0.000663)	-0.0177*** (0.000910)
母親教育年數	0.00254*** (0.000710)	0.00187* (0.000835)	0.00278* (0.00120)
父親年齡	-0.00305*** (0.000417)	-0.00245*** (0.000460)	-0.00429*** (0.000756)
父親教育年數	0.000394 (0.000696)	0.000839 (0.000826)	0.000340 (0.00116)
家戶合計年所得 (對數值)	0.0478*** (0.00475)	0.0552*** (0.00576)	0.0427*** (0.00791)
家庭地點	✓	✓	✓
常數項	0.0774 (0.0622)	-0.139 (0.0769)	0.227* (0.102)
樣本數	26969	15599	11370
adj. R^2	0.157	0.134	0.180

註: 括弧內為標準差, 星號標示* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$



表 10: 各次假實驗實施前、後期間的設定

假實驗次序	實施前期間 (概括年度)	實施後期間 (概括年度)		
1	1987 年 2 月 2 日 – 1989 年 1 月 31 日	1987 年 – 1988 年	1989 年 2 月 2 日 – 1991 年 1 月 31 日	1989 年 – 1990 年
2	1989 年 2 月 2 日 – 1991 年 1 月 31 日	1989 年 – 1990 年	1991 年 2 月 2 日 – 1993 年 1 月 31 日	1991 年 – 1992 年
3	1991 年 2 月 2 日 – 1993 年 1 月 31 日	1991 年 – 1992 年	1993 年 2 月 2 日 – 1995 年 1 月 31 日	1993 年 – 1994 年
4	1996 年 2 月 2 日 – 1998 年 1 月 31 日	1996 年 – 1997 年	1998 年 2 月 2 日 – 2000 年 1 月 31 日	1998 年 – 1999 年
5	1998 年 2 月 2 日 – 2000 年 1 月 31 日	1998 年 – 1999 年	2000 年 2 月 2 日 – 2002 年 1 月 31 日	2000 年 – 2001 年
6	2000 年 2 月 2 日 – 2002 年 1 月 31 日	2000 年 – 2001 年	2002 年 2 月 2 日 – 2004 年 1 月 31 日	2002 年 – 2003 年

說明：以第 1 個假實驗為例，1987 年 2 月 2 日–1989 年 1 月 31 日為新制度實施前的期間，1989 年 2 月 2 日–1991 年 1 月 31 日為新制度實施後的期間。（為了行文方便，以 1987–1988 年為新制度實施前的概括年度，並以 1989–1990 年為新制度實施後的概括年度。）再以私部門家庭為實驗組，公部門家庭為對照組，重新估計全體樣本政策效果的估計值。



表 11: 公部門家庭作為對照組的檢驗

	家庭有子女出生機率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政策效果	-0.00196 (0.00772)	-0.00693 (0.00774)	-0.0179* (0.00796)	-0.0147 (0.00961)	0.00880 (0.00967)	-0.00149 (0.00952)
全民健保後	-0.00375 (0.00718)	-0.00127 (0.00684)	0.0160* (0.00710)	0.00895 (0.00870)	-0.0144 (0.00877)	0.00522 (0.00899)
私部門家庭	0.0121* (0.00579)	0.0105 (0.00587)	0.000264 (0.00582)	0.00873 (0.00690)	-0.00876 (0.00743)	-0.000940 (0.00698)
觀察年數為 2 年	0.0600*** (0.00333)	0.0656*** (0.00326)	0.0636*** (0.00326)	0.0568*** (0.00366)	0.0503*** (0.00366)	0.0453*** (0.00365)
母親年齡	-0.0189*** (0.000459)	-0.0179*** (0.000467)	-0.0168*** (0.000488)	-0.0149*** (0.000634)	-0.0156*** (0.000658)	-0.0156*** (0.000650)
母親教育年數	0.00382*** (0.000657)	0.00419*** (0.000651)	0.00356*** (0.000651)	0.00265*** (0.000791)	0.00222** (0.000820)	0.000369 (0.000892)
母親為就業者	-0.0423*** (0.00335)	-0.0401*** (0.00334)	-0.0380*** (0.00334)	-0.0405*** (0.00388)	-0.0337*** (0.00392)	-0.0326*** (0.00396)
父親年齡	-0.00174*** (0.000270)	-0.00207*** (0.000289)	-0.00256*** (0.000332)	-0.00355*** (0.000530)	-0.00235*** (0.000553)	-0.00190*** (0.000555)
父親教育年數	0.00152* (0.000624)	0.00111 (0.000628)	-0.000160 (0.000635)	0.000997 (0.000788)	0.000380 (0.000815)	0.00117 (0.000852)
家庭合計年所得 (對數值)	0.0355*** (0.00452)	0.0361*** (0.00452)	0.0410*** (0.00445)	0.0425*** (0.00512)	0.0411*** (0.00487)	0.0420*** (0.00490)
家庭地點	✓	✓	✓	✓	✓	✓
常數項	0.263*** (0.0569)	0.228*** (0.0579)	0.160** (0.0580)	0.110 (0.0677)	0.132* (0.0648)	0.103 (0.0646)
樣本數	32915	32374	30955	22951	21257	19832
adj. R^2	0.164	0.165	0.161	0.152	0.148	0.148

註: 括弧內為標準差, 星號標示 $*p < 0.05$, $**p < 0.01$, $***p < 0.001$



5 結論

為了瞭解現金收入與現金支付等經濟因素對於生育行為的影響，本文藉由台灣政府於1995年3月1日實施全民健康保險所形成的自然實驗，使用 differences-in-differences 估計法，估計全民健保對於生育行為的影響。

藉由將低子女的醫療現金支付，全民健保能夠減少家庭的子女養育成本，進而提高家庭的生育意願，本文稱這種效果為「全民健保的直接效果」(正向)。此外在全民健保實施的同時，勞保也取消了「分娩費」給付，而僅剩下「生育補助費」這一項給付。減少生育給付會降低家庭的現金收入，進而影響家庭的生育意願，而且此種效果對於母親不是勞保參加者之家庭的衝擊，將會較母親是勞保參加者之家庭來的強烈。本文稱這種效果為「縮減勞保生育給付的效果」(負向)。因此，我們如欲探討全民健保對於生育行為的真正影響，必須同時考量這兩種方向恰好相反的作用。由於資料特性，本文運用「家庭收支調查」資料中 1 歲 (或 2 歲) 以下子女個數，回溯式地推估家庭於 1 年 (或 2 年) 前的生育行為。實證結果指出，全民健保使得家庭有子女出生的機率較全民健保前成長了約 23.12%。在母親是勞保參加者的樣本中，子女出生機率較全民健保前成長了約 34.67%，效果更加強烈。另一方面，對於母親不是勞保參加者之樣本，全民健保對於生育行為並沒有顯著的影響。這顯示了考慮「全民健保的直接效果」(正向) 與縮減勞保生育給付的效果」(負向)，此兩種作用的淨效果仍會影響家庭的生育意願，進而增加家庭有子女出生的機率。



為了避免運用 differences-in-differences 估計法時因實驗組與對照組的選樣偏誤所導致的估計誤差，本文除了觀察 1987–2007 年間公、私部門家庭有子女出生的機率的時間趨勢圖外，我們也做了 6 項假實驗，並且發現在全民健保實施的前 4 年間，本文的被解釋變數在實驗組與對照組中並不具有相同的時間趨勢：公部門家庭的子女出生機率呈現逐年上升，而私部門家庭的子女出生機率則是持續地減少。這暗示了在探討生育行爲時，公部門家庭可能不是私部門家庭適當的對照組，而本文的實證結果可能無法排除 differences-in-differences 法估計上的誤差，因而得到了偏誤的政策效果。也就是說，雖然雖然本文的實證結果暗示了醫療保險會提高家庭的生育意願，醫療保險與生育行爲間的因果關係仍有待更深入的探討。

由於「家庭收支調查」並無記錄過往一年中新出生子女的個數，本文必須以家庭中的子女個數回溯式地推估家庭的生育行爲。這樣的推算方法無可避免會有測量誤差 (measurement error) 的產生，例如新生子女的死亡、夫妻離婚而更改戶籍等。又由於勞動環境驟變，為了減少育兒的相關花費，父母往往會將新生的子女託給自己年長的雙親照顧，因而導致父母與新生兒沒有一起生活的現象。以上這些情況皆會降低「家庭收支調查」中的子女個數，因而讓本文錯誤地低估家庭過往的生育行爲。倘若這些現象在公、私部門家庭間有極大的差異，³⁴ 很有可能會影響本文政策效果估計值的正確性。此外，雖然本文實證結果顯示全民健保提高了家庭有子女出生的機率，如同 Leibowitz (1990)，我們並無法確定這是因為家庭增加了實

³⁴ 例如：私部門家庭的父母較常把新生的子女託給自己年長的雙親照顧。



際上的生育數，或只是提前生育時程的影響罷了。若要克服以上這兩個限制，本文建議未來的研究可運用更詳盡的資料來觀測家庭的生育行為。此外，使用更長的觀測期間將有助於排除生育時程對於生育行為的影響。

目前台灣對於生育行為的研究有十分迫切的需求。由台灣歷年的總生育率來看，1985 年總生育率首度跌破 2 人，1997 年為 1.7 人，於 2010 年卻首度跌破 1 人，創下了歷年最低的 0.9 人。台灣總生育率的低落激發了社會大眾的熱烈討論，但卻很少有人能真正瞭解近年民眾生育意願低落的真正原因。雖然各級政府紛紛實施生育津貼政策，各政策的施行單位並沒有夠過科學性且有系統性的方式來探究這些政策的效果。「錯誤政策的後果，輕者只是浪費資源，嚴重的話甚至會造成日後再修改政策時更大的困難。」(駱明慶，2009) 本文的實證結果顯示，現金支付與現金收入等經濟因素會影響民眾的生育行為，期許這樣的結論能為台灣的人口政策討論提供些許的貢獻。



參考文獻

《各縣市生育津貼政策概況》(2011), 台中市政府主計處統計通報第100-016號。

張瑋珍 (2010), “全民健康保險對婦女生育選擇的影響”, 碩士論文, 國立暨南大學。

陳玉華·蔡青龍 (2011), “東亞國家超低生育率的成因、困境與策略回應”, 《人口學刊》, 42, 155–163。

陳信木 (2012), “我國人口生育政策之研究”, 技術報告, 行政院研究發展考核委員會。

陳彥仁 (2006), “台灣生育率下降因素之實證探討”, 碩士論文, 國立成功大學。

陳綾珊 (2005), 《社會保險》, 台北市: 華立圖書股份有限公司, 2版。

楊子霆·駱明慶 (2009), “誰付退休金?—勞退新制對私部門勞工薪資的影響”, 《經濟論文》, 37(3), 339–368。

駱明慶 (2001), “教育成就的省籍與性別差異”, 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117–152。

——— (2007), “台灣總生育率下降的表象與實際”, 《研究台灣》, 24(2), 271–291。

——— (2009), “經濟學與公共政策”, URL:
<http://blog.roodo.com/lakatos/archives/83333.html>。



2011 World Population Data Sheet (2011), Population Reference Bureau, USA.

Baughman, Reagan and Dickert-Conlin, Stacy (2003), “Did expanding the eitc promote motherhood?”, *The American Economic Review*, 93(2), 247–251.

Becker, Gary S and Barro, Robert J (1988), “A reformulation of the economic theory of fertility”, *The Quarterly Journal of Economics*, 103(1), 1–25.

Becker, Gary S, Duesenberry, James S, and Okun, Bernard (1960), “An economic analysis of fertility”, in *Demographic and economic change in developed countries*, 225–256, Columbia University Press.

Bertrand, Marianne, Duflo, Esther, and Mullainathan, Sendhil (2004), “How much should we trust differences-in-differences estimates?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119, 249–275.

Bitler, Marianne and Zavodny, Madeline (2010), “The effect of medicaid eligibility expansions on fertility”, *Social Science & Medicine*, 71, 918–924.

Bongaarts, John and Feeney, Griffith (1998), “On the quantum and tempo of fertility”, *Population and Development Review*, 271–291.

Brewer, Mike, Ratcliffe, Anita, and dSmith, Sarah (2011), “Does welfare



- reform affect fertility? evidence from the uk”, *Journal of Population Economics*, 25, 245–266.
- Chiang, Tung-Liang (1997), “Taiwan’s 1995 health care reform.”, *Health policy (Amsterdam, Netherlands)*, 39, 225.
- Chou, Shin-Yi, Grossman, Michael, and Liu, Jin-Tan (2011), “The impact of national health insurance on birth outcomes: A natural experiment in taiwan”, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Chou, Shin-Yi, Liu, Jin-Tan, and Hammitt, James K. (2003), “National health insurance and precautionary saving: evidence from taiwan”, *Journal of Public Economics*, 87, 1873 – 1894.
- DeLeire, Thomas, Lopoo, Leonard M, and Simon, Kosali I (2011), “Medicaid expansions and fertility in the united states”, *Demography*, 48(2), 725–747.
- James H. Stock, Mark W. Watson (2007), *Introduction to Econometrics*, chapter 13, 468–522, USA: Pearson Education, 2 edition.
- Joshua D. Angrist, Jorn-Steffen Pischke (2009), *Mostly Harmless Econometrics: an empiricist’s companion*, chapter 5, 221–247, USA: Princeton University Press, 1 edition.
- Joyce, Theodore, Kaestner, Robert, and Kwan, Florence (1998), “Is medicaid



pronatalist? the effect of eligibility expansions on abortions and births”,

Family Planning Perspectives, 108–127.

Leibowitz, Arleen (1990), “The response of births to changes in health care costs”, *Journal of Human Resources*, 697–711.

Lin, Wan-I and Yang, Shin-Yi (2009), “From successful family planning to the lowest of low fertility levels: Taiwans dilemma”, *Asian Social Work and Policy Review*, 3(2), 95–112.

Maltus, Thomas Robert (2006), *An essay on the principle of population*, volume 2, Cosimo Classics.

Manning, Willard G, Newhouse, Joseph P, Duan, Naihua, Keeler, Emmett B, and Leibowitz, Arleen (1987), “Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment”, *The American Economic Review*, 251–277.

Meyer, Breed D. (1995), “Natural and quasi-experiments in economics”, *Journal of Business Economic Statistics*, 13, 151–161.

Peabody, John W, Yu, Joanna Chih-I, Wang, Yi-Ren, and Bickel, Stephen R (1995), “Health System Reform in the Republic of China”, *JAMA: The Journal of the American Medical Association*, 273(10), 777–781.



Todaro, Michael P. and Smith, Stephen C. (2006), "Population growth and economic development: Causes, consequences, and controversies", in *Economic Development*, chapter 6, 269–310, USA: Cosimo Classics, 11 edition.

Yang, Hsiu-ling (2000), "Education, married women's participation rate, fertility and economic growth", *Journal of Economic Development*, 25(2), 101–118.