

老年經濟保障對生育的排擠效果 —台灣的實證分析

林彥伶*

淡江大學經濟學系

關鍵詞: 生育、老年經濟保障、計數資料、卜瓦松迴歸
JEL 分類代號: J13, J32, J26

*聯繫作者: 林彥伶, 淡江大學經濟學系; (地址) 25137 新北市淡水區英專路151號; (電話) 02-26215656-2857; (傳真) 02-26209654; (E-mail) yenling@mail.tku.edu.tw。作者非常感謝責任編輯與兩位匿名審稿委員的評論, 並感謝中央研究院經濟所簡錦漢教授、謝旻良博士、2011年臺灣人口學會年會與第12屆全國實證經濟學研討會的與會先進對本文的建議與指教。文中如有任何疏誤, 悉由作者負責。本文承國科會經費補助 (計畫編號: NSC99-2410-H-032-020-MY2), 謹誌謝忱。

摘要

本研究探討造成當前生育率持續下降的原因。過去半世紀以來，多數國家的生育率不斷下降，初期的下降主要歸因工業化社會轉型的結果，包括女性教育程度、薪資與勞動參與率的提升等。然而自二十世紀末期以後，高開發國家的女性社經特徵多已發展至一定程度甚至趨緩，因此，造成當前生育率仍然持續下降應有新的成因。本研究以老年經濟保障政策為研究對象，利用主計處家庭收支調查資料分析老年經濟安全程度對生育決策的影響。實證結果發現，當老年經濟安全愈強化，將愈加排擠生育意願，使生育個數下降。為了不使生育意願與老年經濟政策相互排擠，本文建議應在老年經濟政策與生育政策之間建立相輔機制。

1 前言

本研究探討造成「當前」生育率持續下降的新成因。自戰後嬰兒潮之後，許多國家的生育率呈現持續下降的走勢：1960年時的全世界平均生育率約為 4.79，2000年時降為 2.80；到了 2012年，生育率再降至 2.47。¹ 許多文獻曾經探討造成生育率下降的原因，包括女性的教育程度、薪資、與女性勞動參與率等因素。² 然自二十世紀末期以來，這些因素在許多高度開發國家皆已發展達到一定階段，甚至已經趨緩，但生育率仍在下降。因此，女性社經特徵的發展是戰後數十年來生育率下降的重要原因，但是，二十一世紀之後的生育率持續下降，可能存在新的因素。

本文從生育率下降的共伴面向「老年化社會」談起。老年化社會是許多開發國家自二十世紀後期以來所面臨的問題，台灣至 2012年上半年為止，老化指數也達到 73.9%，目前已經是全球老化程度較高的國家，並且仍在持續惡化。³ 在老年人口快速增加、幼年人口比例驟減的情況下，未來子孫的扶養負擔將愈加沉重，因而許多國家政府積極推動老年經濟保障 (old-age economic security) 政策。本文認為，當老年經濟保障政策具有較大的個人財富效果時，將會使個人預期代間財富流動方向改變，導致生育動機減弱，使生育意願下降。因為，當老年經濟不夠保障時，傳統社會中多是抱持「養兒防老」的態度，預期老年

¹生育率指婦女在育齡期間 (15 歲至 44 歲) 平均的生育子女數。參閱美國中央情報局 (Central Intelligence Agency, CIA) 2012 年的「世界概況 (The World Factbook)」資料。

²例如以 Becker(1960, 1991) 為首的理論文獻，曾分析婦女薪資、勞動參與率、教育程度等因素對生育率的影響，實證方面則有 Cheng and Nwachukwu(1997)、Cheng(1999)、Merrigan and St.-Pierre(1998)、與黃芳玫 (2002) 等分析女性教育程度與勞動參與率對生育意願的影響。黃芳玫 (2002) 發現台灣國民教育的延長對生育率的確有負向的效果。

³老化指數是指一國 65 歲以上人口數對 0 至 14 歲人口數的比例。2011 年的全球平均老化指數為 30%，多數先進國家皆已超過平均值許多，例如美國在 2011 年時的老化指數為 65.00%、加拿大 87.5%、英國 94.12%、法國 94.44%、德國 161.54%，在亞洲地區的日本是 176.92%、南韓 81.25%、新加坡 52.94% (資料來源為內政部統計處 2012 年內政統計通報。)

時後的代間財富移轉會由子女移向父母，生育愈多則能夠愈加保障老年生活，父母的財富與其生育數成正向關係。⁴ 而當個人預期未來的老年經濟安全提高時，老年階段對子女財富的倚賴性將會下降。當倚賴性減少、經濟獨立性提高，子女移轉給父母財富的必要性將可能降低，因而使得家庭財富淨流向僅有年輕時對其子女的生育與養育支出。在此情況下，每多生育一個小孩，個人的財富將會愈加減少，使生育意願下降。⁵ 簡言之，老年經濟保障政策的日益強化，可能使得個人財富向下移轉，生育觀念從過去的養兒防老轉變為育兒成本考量，對生育意願造成影響。

過去的實證文獻較少探討老年經濟保障政策與生育意願的關係，大多數的研究關注婦女社會經濟特徵發展與總體經濟因素對生育率的影響，本研究在既有文獻之上進一步提出「政策」是可能的影響面向，尤其是與適育年齡者息息相關的扶養政策。因為適育年齡者正處在扶養父母與養育子女雙重責任共存的階段，任何一項相關的扶養政策變革都會有較大的衝擊。Willis (1979) 與 Zhang & Nishimura (1993) 等文獻即利用兩期疊代利他模型 (two-period overlapping altruism model) 證明老年保障政策有降低生育率的現象。陳至吉 (1997) 建立具保險功能的養兒防老模型，預測國民年金的實施將使養兒防老的動機減弱，使生育率下降。Poot與 Siegers (2001) 是利用總體跨國資料分析荷蘭與紐西蘭兩國在發放養老金後對生育率造成的影響，他們的實證結果發現政府提供的養老金愈高時，生育率會顯著下降。

Caldwell(1982) 提出代間的財富移轉方向是改變生育意願的原因之一。若代間的財富主要由子女向父母移轉，則每多一個小孩，父母的預期財富將會愈增加，因此生育意願提高；若家庭財富主要為父母向子女移轉，父母的預期財富將會隨著子女數的增加而減少，將

⁴養兒防老的觀念是台灣過去高生育率的原因之一。參見陳怡達 (2012)。

⁵參閱 Caldwell(1982) 的財富流動理論。

使生育意願下降。然而 Caldwell 以家庭結構作為財富移轉方向的判斷依據，設定三代同堂的家庭結構作為財富向上移轉的指標（子女移轉給父母），以核心家庭結構作為財富向下移轉的指標（父母移轉給子女）。本研究認為，家庭結構或許可以作為過去社會判斷家庭財富移轉的指標之一，但現階段的社會科技發達，即使是核心家庭，也能透過各種可能方式輕易達成財富移轉以奉養父母，因此，家庭結構的變遷已不能夠解釋「當前」生育率持續下降的原因。

國內目前還沒有文獻從政策對生育意願的影響進行多年橫斷面資料的實證研究，國外的文獻也相當有限。因此，本文主要目的在延伸過去文獻不及之處，並建構在文獻曾探討過的原因上，加入老年經濟保障政策的影響，觀察控制各種可能因素之下的老年經濟政策效果。本文認為老年經濟保障政策的影響機制在於加速弱化養兒防老觀念。「養兒防老」是一項代間交換，一般認為台灣養兒防老觀念的轉變是受到產業結構（從農業到工業）與家庭結構（從多代到核心）改變的影響，不過伊慶春、陳玉華（1998）針對奉養態度進行研究的結果發現，雖然父母不依賴子女的意願逐漸提高，但子女奉養年老父母之傳統觀念在80至90年代則尚未受到挑戰。然而90年代末期至二十一世紀以來，隨著政府角色在社會福利中逐漸加重，何華欽（2007）就發現老人得到子女奉養的比例顯著日趨下降。2004年的一項台灣民間調查亦顯示21世紀後的年輕人對未來的老年經濟雖然傾向於靠自己，但對政府寄予更高的期待。陳香君（2008）也認為當父母與子女在經濟上各自獨立時，政府年金與津貼的發放雖然減輕了子女奉養父母的負擔，但卻使雙方的依賴性下降，讓子女懈怠了對父母的奉養責任。

因此，本文從政策面的角度來探討生育趨勢下降的原因，觀察老年經濟保障的強化是否對生育意願造成影響，而其中的連結則在於預期家庭財富方向改變使養兒防老觀念弱化

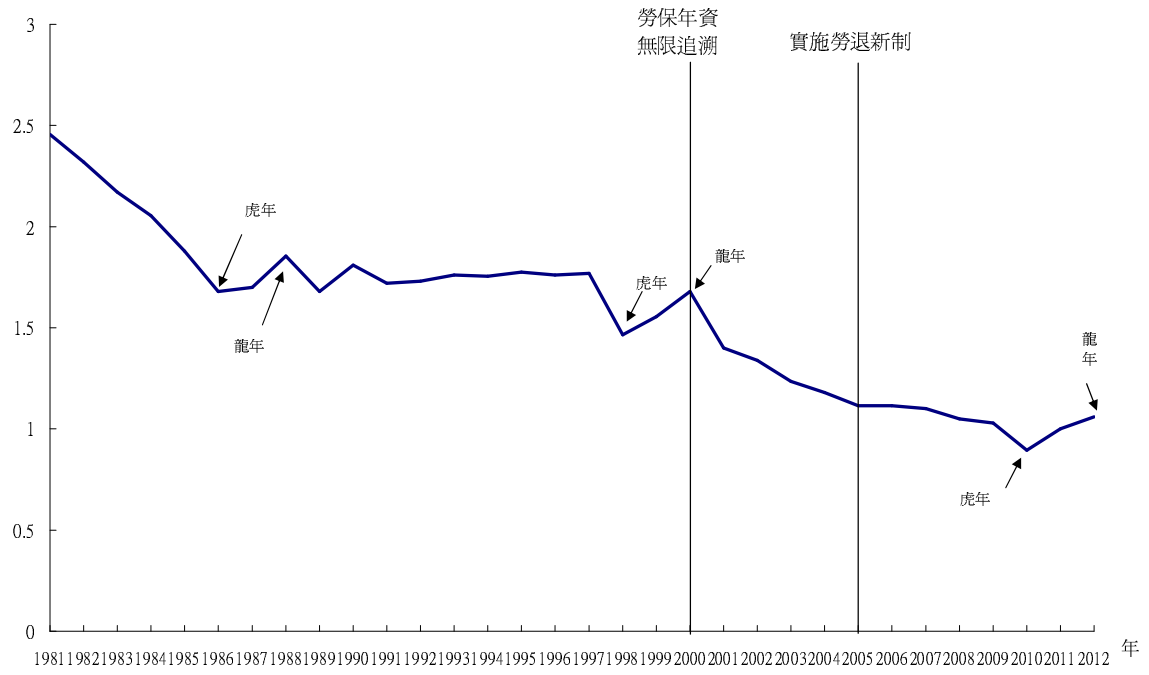
導致。我們採用主計處台灣地區家庭收支調查 (Survey of Family Income and Expenditure) 1996年至2008年的多年橫斷面資料為實證分析樣本。家庭收支調查是主計處自1961年起每年辦理，對象是居住於臺灣地區內具有中華民國國籍的個人及所組成的家庭，項目包括有個人的社會經濟變數、家庭設備及住宅概況、戶口組成、所得收入、與消費支出等。本研究將利用家庭收支調查觀察台灣兩項重大老年經濟保障政策的改革，即1999年底實施的「勞保年資無限追溯」與2005年起實施的「勞工退休金新制」對家庭生育決策的影響。⁶

圖 1 是台灣地區近三十年的生育率時間趨勢。台灣自1949年起生育率逐年下降後，從圖中可以看到從1988年開始維持了將近十年的平緩趨勢，但在1999年之後又出現生育率再次下降的走勢。本研究認為「勞保年資無限追溯」與「勞工退休金新制」兩項政策的推出，可能扮演著影響台灣在生育率緩和之後再度且持續下降的新成因之一，當前如火如荼的老年經濟政策在生育率下降的趨勢中應是個不能忽視的角色。⁷ 因此，本研究在第 3 節將利用家戶個人資料進行生育意願的個體資料實證分析，實證結果期能為老年政策與生育政策的擬定與修正提供一個新的思考面向。後續章節安排如下：第 2 節簡介台灣老年經濟保障政策改革的概況，第 3 節說明本研究所採用的實證方法與資料，第 4 節為實證結果，本文的結論、政策建議、與未來展望則安排在第 5 節。

⁶政策的改革過程請見第 2 節的簡介。

⁷2000年之後市場發生許多的變化，景氣持續下降是一般大眾認為影響生育意願的重要原因之一。而本研究在實證分析中亦有將此因素列入考慮，即控制文獻曾考慮的女性社經變數與重要總體經濟變數後，始觀察老年經濟政策的影響程度。

圖 1: 台灣近年的平均生育率



2 台灣老年經濟保障政策改革概況

提供老年經濟的保障主要有三個面向，第一是透過社會保險，其次是事業單位退休金，第三是個人儲蓄。三個面向的責任歸屬不同，前兩項是政府與雇主的責任，第三項則是個人責任。早期的老年經濟保障倚賴家庭成員，子女們有負擔上一輩生活與經濟照顧的責任。20世紀中期，隨著人口結構逐漸少子化與老年化，子女對上一代的經濟保障負擔日益沉重，加上家庭型態核心化，子女多不與父母同住的社會型態下，分擔照顧老年人口的經濟安全逐漸成為政府的責任。但20世紀末期，沉重的社會福利負擔使許多國家出現危機，政府開始從社會福利責任中逐漸抽離。有些國家開始倡導個人退休帳戶觀念，或是公共年金制度民營化，使政府在老年經濟安全保障制度中的角色逐漸轉變為規範者、最低所得提供者及制度維護者。這顯示政府不再是老年經濟安全保障中唯一的提供者，若要在未來享有福利，須在此時靠自己努力，老年經濟保障從此沒有白吃的午餐。

台灣在近二十年來已有多項老年經濟政策的推動，除了實施多年的「榮民就養給與」之外，1994年針對弱勢老人發放「中低收入老人生活津貼」、1995年實施「老年農民福利津貼」、於2002年實施「敬老福利生活津貼」，並在2008年10月1日起開辦了「國民年金保險」，對國民老年生活的基本經濟安全提供一層保障。不過，這些保障項目各約新台幣3000至6000元不等，對於老年生活並不足以提供達到安全的程度。相較於津貼，真正能提供老年經濟安全保障的來源是公部門的公教保險（簡稱公保）及私部門的勞工保險（簡稱勞保）等社會保險裡的老年給付。公保養老給付與勞保老年給付是老年經濟安全的第一層保障，屬於社會保險型態，是依據投保年資與平均月投保薪資計算老年給付金額，採一次給付。⁸

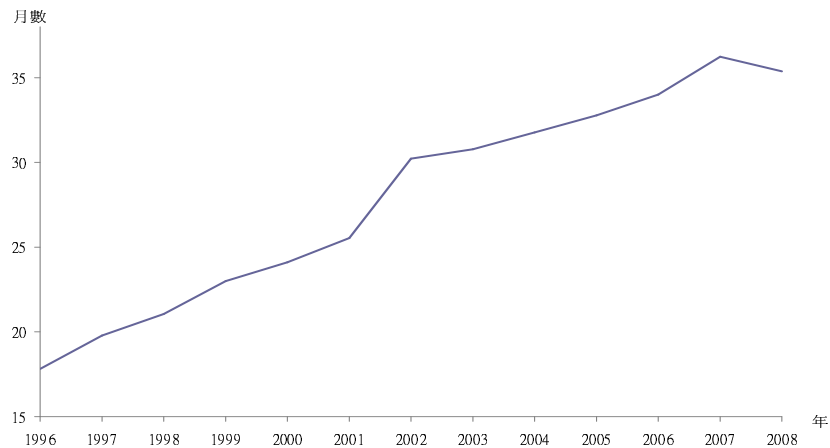
⁸勞保已經在2009年實施年金制度，採非一次領取的方式逐月發給。公保年金制度近年也在規劃中。

公教保險在1958年實施，由於公部門受雇員工發生工作異動、年資中斷的情形較少，加上公務人員退休金的保障，使得公部門受雇員工在老年經濟保障有相對較高的安全性。⁹

相較於公部門受雇者的年資穩定與經濟安全，私部門的老年經濟保障政策則在提升經濟安全程度上，歷經過幾次重大改革。原因是勞工保險於1950年起實施之初的30年，凡是任何原因導致停保者，原投保年資將不列入老年給付的年資計算，使得當時的勞工保險雖有提供老年經濟保障，但對於頻繁進出勞動市場者（例如職業傷害者或生育之婦女）完全沒有年資上的保障。1979年2月開始，政府修訂勞保條例的年資認定，於停保兩年內再加保者，其勞保中斷年資得以併入老年給付年資計算。因此私部門的受雇勞工若是因故暫離勞動市場，若能兩年內再投入勞動市場則年資可以接續。1988年2月5日，勞保年資中斷的規定再度放寬，修訂為中斷六年以上才不列入計算，這項修訂對於生育後的婦女再進入勞動市場有正面的效果。直到1999年12月9日，立法院通過取消勞保條例年資中斷的門檻，凡於日後退休者，所有中斷的年資皆予以併計。本文認為取消中斷年限的措施對於廣大的私部門受雇員工具有相當的財富效果，尤其是瀕臨退休年齡的勞工，原先受到門檻限制的年資如今可以全部併計（若曾經中斷），使退休後可能因此獲得一筆可觀的老年給付金額。根據勞保局的統計資料，在1999年之前的平均老年給付年資轉換為月數後是19.29個月，在1999年之後的平均月數為30.19個月，而1999年之前的平均每件老年給付金額為325,882元新台幣，在1999年之後的平均每件老年給付金額大幅增加為909,957元新台幣，從金額與月數上的差距可以感受到前後的落差（勞工保險局統計年報，2008）。圖2與3即

⁹公部門老年經濟保障的較大變革是1995年7月1日實施的公務人員退撫新制，對於舊制年資一次退休金及公保養老給付得按年息18%辦理優惠儲存之規定採取斷源性措施，於新制下的年資之一次退休金及公保養老給付均不得辦理優惠存款。由於本文實證樣本並無法分辨樣本於何年開始公務年資，為了減少實證分析的干擾因素，實證樣本選用1996年之後的觀察值進行分析。而公保在1997年及之後也陸續在退休金制度進行修改，雖然擴大了涵蓋範圍或改變給付方式，但此項變革對於公務人員本身（非眷屬）並沒有太大幅度的改變，就本身的年資與薪資相對於私部門勞工依舊是比較穩定。

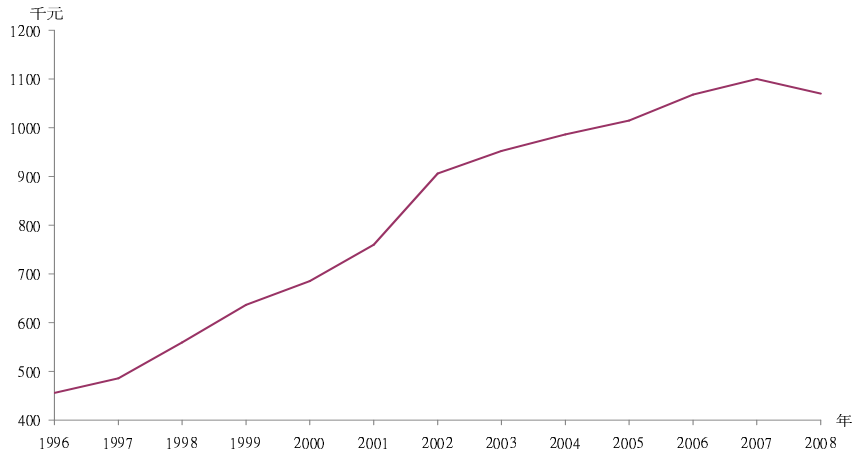
圖 2: 勞保老年給付平均每人月數



為平均老年給付月數與金額的趨勢圖。從圖中可以看到在政策實施前後雖然增加速度 (斜率) 接近, 但約在 2002 年有一個顯著的向上平行跳動, 說明在政策實施後的老年給付有明顯增加的情形。

除了勞保之外, 私部門的另一項老年經濟保障是來自勞工退休金制度。1984 年實施的勞基法勞工退休金制度 (簡稱舊制) 規定雇主每個月應提撥薪資總額的 2% 至 15% 到勞工退休準備金專戶、專款專用, 但實施多年以來, 許多勞工卻在退休時無法領到退休金, 主要原因是在舊制的規定中, 若曾轉換事業單位, 不同事業單位的年資無法合併計算。根據主計處 2004 年的「受雇員工動向調查」, 1991 年平均一位受雇員工在同一家公司的服務年資只有 5.5 年, 2003 年時也僅為 6.1 年, 十多年來的變化並不多, 且平均年數低於可領取退休金的門檻年數 (15 年) 差距甚遠。加上國內中小企業的平均壽命為 13.5 年, 國內勞工的工作轉換率亦高, 無形中造成個人工作年資的浪費。另一個造成退休時無退休金可領的原因, 是

圖 3: 勞保老年給付平均每人金額



依規定提撥退休準備金的事業單位並不多。依據勞委會的統計，2004年年底有依照規定提撥勞工退休準備金的事業單位僅占10.64%，以致勞工退休保障不足（勞工保險局,2005）。此外，有些雇主採取不當手段致使雇用的勞工無法如期領到退休金，例如透過資遣、關廠、歇業或是其他惡意倒閉等方式，藉以逃避償付退休金的責任，亦使舊制的存在顯得有法無實。

有鑑於勞基法對私部門退休勞工缺乏完善的經濟安全保障，台灣立法院在2004年通過勞委會的「勞工退休金條例」，並於2005年7月1日起實施勞工退休金新制（New Labor Retirement Pension System，簡稱勞退新制）。勞退新制是以個人退休金帳戶為實施概念，將退休金年金化，並以年金保險為輔，具有三大特色：一、年資具有可攜帶性（portable）。勞工在不同事業單位的工作年資可以延續、合併計算，不因工作轉換而有損失。二、納入工作福利（workfare）的概念，亦即勞工必須有工作才能累積退休金、享有退休金，而且勞

工做得愈久、累積的退休金就愈多。三、保障老年經濟安全。只要是年滿60歲、工作年資滿15年以上，就可以請領月退休金，非過去的一次給付方式，對老年經濟安全保障更周延。

10

綜上所述，勞工保險老年給付是屬於社會保險的一種，而勞工退休金是屬於企業與個人責任，強調雇主對勞工的照顧以及勞工對自身退休後經濟保障的累積。勞工退休金的實施並不會影響勞保被保險人原有勞保老年給付的權益，加上勞退新制的實施使勞工一定領得到退休金，為私部門的勞工退休生活增添一層保障。要特別說明的是，本文實證分析所關注的老年經濟政策效果，主要著眼於兩項政策在「年資」保障的大幅提升，因為「年資」是退休與退保後計算所獲得金額的重要乘數，年資得以延長與延續是增加老年時候經濟安全感的最重要關鍵，其關鍵性更甚於財富增加的金額、或是年金的領取方式。本文將兩項制度整理，請參閱表 1。

¹⁰ 細節內容請參閱石決 (2005)。

[表 1 置於此處]

3 實證方法與資料

3.1 實證方法

生育是一項連續的決策，除了「是否生育」之外，還有「生育數量」的問題，生育數量可視為生育頻率，具有計數資料的性質。所謂計數資料，是指於一段固定時期內發生事件 (event) 的數量，如0、1、2、3等非負整數值 (nonnegative integer)，這些數值代表的是累計 (counting) 而非排序 (ranking)，與二元資料 (binary data) 只有0與1的數值意義不同。這些計數資料只在每個間斷不連續的非負整數值上有機率分配。因此不同於以往一般的最小平方法所估計的連續性應變數 (continuous dependent variables)，計數資料具有卜瓦松 (poisson) 分配的特質，即數值愈大的發生機率愈小，本研究採用卜瓦松模型估計生育個數的變化。

實證分析步驟分為兩階段進行，先觀察生育意願，再估計生育個數。本文考量生育決策多數是夫妻間經由選擇之後的決定，在分析生育意願時會存在樣本自我選擇 (self-selection) 的問題，加上本文所探討老年經濟保障政策的前提是個體須投入於勞動市場，如此才有受到變革影響的可能，而就業部門別的選擇本身也存在高度的樣本自我選擇問題。一旦存在自我選擇的可能，將使生育個數的估計結果產生內生性 (endogeneity) 問題，即生育個數的估計結果包含了樣本對生育與部門的自我選擇因素。¹¹ 因此，實證分析的第一階段即是為了解決樣本自我選擇誤差的問題，針對生育與就業的選擇模式進行估計，同時包括了生育決策與就業決策，而此兩項決策並沒有先後的絕對關係，但存在交互性，且兩者皆會影響第二階段的生育數量。本文利用雙元有序機率模型 (bivariate orderprobit model)，將

¹¹參閱 Vella and Verbeek (1999)。

是否生育的選擇與就業類別的選擇進行聯立估計，並計算各類別的內生性修正項以修正樣本選擇問題。

在就業選擇的部分，本文利用就業的部門別作為設定就業類別的依據，並以配對夫妻為樣本，

$$Y_{1i}^* = \mathbf{Z}'\alpha + v_i, \quad (1)$$

式中 Y_{1i}^* 為就業狀態，以每對夫妻的部門別作為分類，共有七類，分別是第一類：夫妻皆在公部門工作、丈夫在公部門且妻子無工作、以及丈夫無工作且妻子在公部門工作，定義為1；第二類：丈夫在公部門且妻子在私部門工作，定義為2；第三類：丈夫在私部門且妻子在公部門工作，定義為3；第四類：丈夫在私部門工作且妻子無工作，定義為4；第五類：丈夫無工作且妻子在私部門工作，定義為5；第六類：夫妻皆在私部門工作，定義為6；第七類：夫妻皆無工作，定義為0。定義的數字除了區分類別，也代表受部門選擇的偏好，數字愈大的類別愈偏向私部門的就業選擇。

在生育意願的部分，由於意願無法觀察，本文利用是否有生育代表生育意願，模型為

$$Y_{2i}^* = \mathbf{X}'\beta + u_i, \quad (2)$$

$$Y_{2i} = 1, \text{ if } Y_{2i}^* > 0,$$

$$Y_{2i} = 0, \text{ otherwise.}$$

式中 Y_{2i}^* 為生育狀態，有生育者則 $Y_{2i} = 1$ ，反之則是0。

在第一階段可以計算出就業狀態與生育意願的聯合機率 (joint probability):

$$\begin{aligned}
Pr(Y_1 = 1, Y_2 = 1) &= Pr(Y_1 = 1|Y_2 = 1) \times Pr(Y_2 = 1), \\
Pr(Y_1 = 2, Y_2 = 1) &= Pr(Y_1 = 2|Y_2 = 1) \times Pr(Y_2 = 1), \\
&\vdots \\
Pr(Y_1 = 6, Y_2 = 1) &= Pr(Y_1 = 6|Y_2 = 1) \times Pr(Y_2 = 1), \\
Pr(Y_1 = 0, Y_2 = 1) &= \left(1 - Pr(Y_1 = 1|Y_2 = 1) - \dots - Pr(Y_1 = 6|Y_2 = 1)\right) \\
&\quad \times Pr(Y_2 = 1), \\
Pr(Y_1 = 1, Y_2 = 0) &= Pr(Y_1 = 1|Y_2 = 0) \times \left(1 - Pr(Y_2 = 1)\right), \\
Pr(Y_1 = 2, Y_2 = 0) &= Pr(Y_1 = 2|Y_2 = 0) \times \left(1 - Pr(Y_2 = 1)\right), \\
&\vdots \\
Pr(Y_1 = 6, Y_2 = 0) &= Pr(Y_1 = 6|Y_2 = 0) \times \left(1 - Pr(Y_2 = 1)\right), \\
Pr(Y_1 = 0, Y_2 = 0) &= \left(1 - Pr(Y_1 = 1|Y_2 = 0) - \dots - Pr(Y_1 = 6|Y_2 = 0)\right) \\
&\quad \times \left(1 - Pr(Y_2 = 1)\right).
\end{aligned}$$

由於本文的實證資料無法確知樣本於何時進入所就業部門，因此第一階段就業選擇主要以個人的基本社經條件為考量。第一階段的變數中也考慮總體經濟因素，包括經濟成長率與失業率的影響，一般而言景氣循環對部門的選擇有影響，例如不景氣時投考公職的人將會增加。另外，在生育決策的應變數中，本文也考慮家庭老年人口數與18歲以下的小孩數，老年口數愈多的家庭，生育壓力也愈大，而18歲以下的小孩數愈多的家庭，表示需要扶養的人口較多，生育的機率可能會受到影響。

根據雙元有序機率模型的估計結果，自我選擇內生性的修正項為：

$$\hat{\lambda}_{pq} = \frac{\phi\left(\Phi^{-1}\left(Pr(Y_1 = p, Y_2 = q)\right)\right)}{1 - Pr(Y_1 = p, Y_2 = q)},$$

其中, p 為就業類別, q 為生育決策, ϕ 為機率密度函數, Φ 為累積機率密度函數 (參見 Lee, 1982, 1983。) 本文將可估計得到各類別下的自我選擇修正項 $\hat{\lambda}_{pq}$, 分別置入第二階段的生育個數估計式。¹²

實證分析的第二階段進行頻率決策估計, 即決定生育個數, 估計對象為篩選後樣本其就業狀態為第一類至第六類且有生育者。不過正的生育個數只有在樣本個體決定要生育且真實生育後才能被觀察到, 「零」基本上在模型中代表未生育者, 但是因為即使想生育或懷孕中的人, 也可能生育個數是「零」, 且每個個體完成生育的時間長短不一, 因此本文依據相關文獻, 在估計生育數時仍將數目為「零」者列入生育估計。¹³ 實證模型的主要設定採用 Difference-in-Differences (DD) 模型, 以比較不同就業狀態的夫妻樣本相對於未受政策影響樣本的生育意願差距。實證分析中的控制組 (control group) 為未受政策影響的樣本, 即第一階段就業類別第一類者: 夫妻皆在公部門工作、丈夫在公部門且妻子無工作、以及丈夫無工作且妻子在公部門工作。本文以公部門為控制組在於其所面對的退休金制度在實證的樣本期間 (1996年至2008年) 無劇烈變革、且未受到前述兩項私部門強化政策的影響。受測組 (treatment group) 主要為私部門受雇員工, 樣本包括有夫妻一方為公部門一方為私部門、夫妻皆為私部門、以及夫妻一方為私部門一方無就業之樣本, 藉以觀察在兩次政策改革中, 受影響的樣本在生育個數上相較於未受影響樣本的變化。生育個數的實證模型的設定如下式:

$$y_i = \mathbf{x}\beta_0 + \text{Treat} \times \beta_{tre} + \text{Treat} \times \text{PolicyI} \times \beta_{tre,pI} + \text{Treat} \times \text{PolicyII} \times \beta_{tre,pII} \\ + \text{Treat} \times \hat{\lambda}_{tre} \times \beta_{tre,\hat{\lambda}_{tre}} + \text{Control} \times \hat{\lambda}_{con} \times \beta_{con,\hat{\lambda}_{con}} + \zeta_i, \quad (3)$$

¹²修正內生性的兩階段估計法為 Heckman 樣本選擇誤差修正法, 本文參考 Heckman(1979)、Heckman 等人 (1998)、與 Vella and Verbeek(1999)。兩階段估計法應用於 DD 模型的文獻參閱 Kan and Lin(2009)。

¹³參閱 Melkersson and Rooth(2000)。

其中, $Treat$ (或下標為 tre) 代表受政策影響樣本 (受測組) 的虛擬變數、 $Control$ (或下標為 con) 代表未受政策影響樣本 (控制組) 的虛擬變數、而 $PolicyI$ (或下標為 pI) 與 $PolicyII$ (或下標為 pII) 分別代表「勞保年資無限追溯」與「勞工退休金新制」兩項政策實施與否的虛擬變數。在模型中, 受政策影響樣本相較於未受政策影響樣本在生育行為上的差距 (treatment effects):

$$\widehat{\Delta}_{yi} = \left[(\widehat{y}_i^{tre, Policy} - \widehat{y}_i^{tre, 1-Policy}) - (\widehat{y}_i^{con, Policy} - \widehat{y}_i^{con, 1-Policy}) \right], \quad Policy = pI \text{ or } pII$$

式中的上標分別代表就業部門與政策實施後。因此, 第一項政策的影響為:

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_{yi}^I &= \left[\left((\widehat{\beta}_{tre} + \widehat{\beta}_{tre, pI} + \widehat{\beta}_{tre, \lambda_{tre}}) - (\widehat{\beta}_{tre} + \widehat{\beta}_{tre, \lambda_{tre}}) \right) - \left(\widehat{\beta}_{con, \lambda_{con}} - \widehat{\beta}_{con, \lambda_{con}} \right) \right] \\ &= \widehat{\beta}_{tre, pI}, \end{aligned}$$

第二項政策的影響為:

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_{yi}^{II} &= \left[\left((\widehat{\beta}_{tre} + \widehat{\beta}_{tre, pII} + \widehat{\beta}_{tre, \lambda_{tre}}) - (\widehat{\beta}_{tre} + \widehat{\beta}_{tre, \lambda_{tre}}) \right) - \left(\widehat{\beta}_{con, \lambda_{con}} - \widehat{\beta}_{con, \lambda_{con}} \right) \right] \\ &= \widehat{\beta}_{tre, pII}. \end{aligned}$$

考量政策實施時點並不代表政策影響「發酵」的起始點, 本文在估計時納入相關的政策變數, 將政策影響在時間趨勢的變化納入考慮, 除了可以捕捉政策時點的當下影響, 也能觀察時間趨勢上的斜率變化。所採用的政策變數是老年給付平均月數, 乃根據勞委會歷年辦理領取老年給付的實際年資所計算而得, 作為捕捉勞保年資無限追溯實施後在趨勢上的斜率變化。勞退新制的部分則不另設政策變數, 原因在於勞退新制實施之前的平均退休年資約為 5.5 年, 在舊制與新制中仍不及可領取退休金的時限甚遠, 且新制實施後的年資重新起算, 在變數的設定尚無法串連, 因此僅以老年給付的平均月數捕捉政策趨勢的影響。

基於 (3) 式的設定, 第二階段共進行有以下三組 (**A** 至 **C**) 實證模型的估計:

A. 標準卜瓦松迴歸 (Standard Poisson Regression)

標準卜瓦松迴歸是計數資料的基本迴歸模型, 設定如下式:

$$E[y_i|x_i] = \exp(\mathbf{X}\beta) = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}), \quad (4)$$

依據此式, 我們可以得到估計值如下:

$$\frac{\partial E[y_i|x_i]}{\partial x_{ji}} = \exp(\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \times \beta_j = E[y_i|x_i] \times \beta_j,$$

其中, j 代表 1 至 k 個自變數。這些估計值與一般迴歸的估計值解釋並不同, 當第 j 個自變數變動一單位時, 將導致條件平均數 (conditional mean) 變動了 $E[y_i|x_i] \times \beta_j$ 。換句話說, 當第 j 個自變數變動一單位時, 將使 $E[y_i|x_i]$ 以 β_j 比例的幅度變動。

B. 零膨脹卜瓦松迴歸 (Zero Inflated Poisson, ZIP)

以標準卜瓦松迴歸進行分析可能存在兩個問題, 一是卜瓦松分配的平均值 (mean) 與變異數 (variance) 應該相同, 但由表 2 的敘述統計表發現家庭子女數變異數高於平均數, 大於真正的卜瓦松分布, 表示資料具有離散性 (dispersion) 而造成所謂的超額變異 (extra variation)。第二, 生育數「零」事實上具有兩個意義, 亦即, 當沒有生育意願時, 生育個數為 0, 而當有生育意願時, 生育個數為 0、1、2、3...。尤其在觀察期間不夠長的狀態下, 更難以判斷「零」本身究竟具有哪一項的意義。

為了解決超額變異與生育數「零」的問題, 我們採用零膨脹卜瓦松迴歸模型分析老年經濟保障的實施對生育意願的影響。零膨脹卜瓦松迴歸分析可以解決因資料離散度所造成的

超額變異問題，比標準卜瓦松迴歸更能契合實際的計數資料。¹⁴ 我們將生育數為「零」時的分配與以加碼，賦予「零」個生育數擁有超過一般的機率，即不生育時與選擇生育時生育數為零的機率。因此，零膨脹卜瓦松模型的分配為

$$\begin{aligned} f(y_i) &= f_1(0) + [1 - f_1(0)]f_2(0) \quad \text{if } y = 0 \\ &= [1 - f_1(0)]f_2(y) \quad \text{if } y \geq 1, \end{aligned}$$

其中， y 代表生育個數， $f_1(\cdot)$ 代表是否生育的二元分配 (binary density)， $f_2(\cdot)$ 代表生育個數的計數分配 (count density)，兩者分配並不相同。

C. 不同生育數之下的影響

本文進一步以羅吉特 (Logit) 模型觀察每一個家庭在既有生育數之下的生育抉擇是否會因為老年經濟保障的強化而受到影響。我們分四個群組進行觀察，群組一為生育數「0」個與「1」個的家庭、群組二為生育數「1」個與「2」個的家庭、群組三為生育數「2」個與「3」個的家庭、及生育數「3」個與「4」個的群組四。當生育數超過「4」個以上時，因樣本數已經相當少，且本文認為在樣本期間 (1996至2008年) 的台灣社會中，四個小孩屬於小孩數較多的家庭，推測生育者在面臨生育決策的掙扎應已較小，因此只觀察到「4」個生育數的家庭。每一個群組都設定兩個狀態，以群組一為例，從生育數「0」代表是「不生育或未生育」的狀態，變遷到生育數「1」為「要生育且有生育」的狀態。模型設定如下：

$$y_i^m = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \mu_i, \quad (5)$$

其中 $m = 1, 2, 3, 4$ 分別代表4個群組，設定 $fer_i^m = 0$ 代表沒有再多生一個的生育意願 ($y_i^m = 0$) 者，有再多生一個的生育意願 ($y_i^m > 0$) 者，則設定 $fer_i^m = 1$ ，依據各群組

¹⁴參閱 Melkersson and Rooth(2000)。

的生育個數設定條件。例如，群組一若生育個數為0者，設定為 $fer_i^1 = 0$ ，生育個數為1時，設定為 $fer_i^1 = 1$ ，群組二則是若生育個數為1，設定為 $fer_i^2 = 0$ ，生育個數為2時，設定為 $fer_i^2 = 1$ ，依此類推，每個群組都面臨一個生育抉擇。

令 e_i 為羅吉斯特分配 (logistic distribution)，則 μ_i 的機率分配為 $f(\mu_i) = e^{\mu_i} / [(1 + e^{\mu_i})^2]$ ，累積機率分配為 $F(\mu_i) = e^{\mu_i} / (1 + e^{\mu_i})$ 。根據以上的設定，我們可以推導出兩個狀態下的機率：

$$\begin{aligned} P(fer_i^m = 1) &= P(y_i^m > 0) = P(e_i > -\beta_1 - \beta_2 x_{2i} - \dots - \beta_k x_{ki}) \\ &= F(\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) = \frac{e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}}{1 + e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}}, \\ P(fer_i^m = 0) &= P(y_i^m = 0) = 1 - \frac{e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}}{1 + e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}} \\ &= \frac{1}{1 + e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}}, \end{aligned}$$

因此，任何一項自變數改變所產生的邊際效果 (marginal effect, 簡稱 ME) 為

$$\frac{\partial P(fer_i^m = 1)}{\partial x_{ji}} = F'(\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}) \beta_j = \frac{e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}}}{(1 + e^{\beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki}})^2} \beta_j, \quad (6)$$

進一步計算勝算比 (odds ratio, 簡稱 OR)，公式為

$$\exp(\beta_j) = \frac{P(fer_i^m = 1 | x_{ji} = 1) / P(fer_i^m = 0 | x_{ji} = 1)}{P(fer_i^m = 1 | x_{ji} = 0) / P(fer_i^m = 0 | x_{ji} = 0)}, \quad (7)$$

代表 x_{ji} 對增加生育者相較於未增加生育的影響程度為 β_j 的機率。¹⁵

3.2 資料說明

本研究採用台灣家庭收支抽樣調查做為實證研究資料。家庭收支抽樣調查由主計處自1961

¹⁵參閱 Mullahy(1999)。

年起每年辦理，對象是居住於台灣地區具中華民國國籍之個人及其所組成的家庭。其調查目的是為了明瞭台灣地區各階層家庭之收支狀況，項目包括有家庭設備及住宅概況、戶口組成、所得收入、與消費支出。調查方法採分層兩階段隨機抽樣方法，第一階段的抽樣單位為村里，第二階段抽樣單位是村里內的戶。除了台北市及高雄市之外，各村里以就業人口產業結構比例（根據戶籍登記資料）分為都市、城鎮、與鄉村三層，台北市則是依據行政區分為12個區，高雄市有11區，各區內之村里均視為都市層。因此，台灣地區一共分為44個都市層、20個城鎮層、以及12個鄉村層。資料內容能提供本研究所需要的人口特性及所得資料，亦能配對出夫妻樣本，樣本數多且時間長，提供本文在實證分析上的優勢。

為了使實證分析結果更為精確，避免可能的干擾因素導致偏誤，本文在時間的選取上選擇1996年至2008年的樣本資料。期間橫跨了台灣生育率趨緩的期間（1990年至1999年之間）與生育率再次下降（2000年至2008年）的期間，可分為勞保年資無限追溯之前（1996年至1999年）、勞保年資無限追溯之後（2000年至2004年）、與勞退新制實施後（2005年至2008年）共三個時間區間。政策實施的虛擬變數在設定上並沒有重疊，因此估計的政策效果為政策實施當下相對於對照組期間（1999年之前）的影響。在研究對象的年齡設定上，本文選取妻子年齡低於45歲的夫妻為觀察樣本。以一般兩代的年齡差距而言，在第二代為適育年齡時，他們的父母應正是臨近退休當下的勞動力。如此本文所選取的樣本，其父母可能正處在受惠於老年經濟保障措施的狀態，而樣本本身亦處於育齡階段，藉以觀察政策實施前後適育年齡樣本在生育決策的變化。此外，本文選取有正式婚姻關係的夫妻為分析樣本，排除單身、離婚、與非正式婚姻生育者樣本。

經過上述篩選，有就業狀態的育齡夫妻樣本數有58,447筆觀察值，依就業狀態分類後

的變數統計列於表 2 至表 5 中。¹⁶ 在實證變數的部分, 分為丈夫的社經變數、妻子的社經變數、家庭變數、與總體經濟變數, 除了本文所關注的政策變數之外, 延續既有的相關文獻, 將影響生育個數的可能因素納入考慮。其中, 丈夫與妻子的社經變數包括有年齡、教育年數、就業狀態 (分私部門與公部門)、以及產職業別 (僅私部門樣本的分類); 家庭變數則是家庭總所得、子女數、家庭 18 歲以下小孩個數、與家中 60 歲以上的老年口數; 總體經濟變數是經濟成長率、失業率、嬰兒死亡率、以及虎年與龍年的特殊生肖時點。¹⁷ 其中, 子女數與家庭 18 歲以下小孩個數在定義上稍有不同, 子女數為本文所採用之夫妻樣本的子女, 依問卷中的稱謂來作對應判別, 18 歲以下小孩個數則可能包括非夫妻樣本的子女或樣本本身的兄弟姊妹。本文在實證估計時以子女數作為樣本的實際生育個數, 而 18 歲以下小孩個數目的在用以考量家庭中的未成年數目對生育的可能影響。而本文關注政策影響, 除了設定兩項政策的時間虛擬變數之外, 也加入捕捉政策時間趨勢的老年給付平均領取月數或平均金額, 以捕捉隨工作年資增加所累積之經濟保障在趨勢上的斜率變化。由於平均月數與平均金額的趨勢相近, 且月數代表累積年資的多寡, 本文乃以平均月數作為捕捉政策趨勢的變項。

表 2 是兩個階段樣本的平均值, 表 3 是將第二階段樣本依不同就業類別分類計算平均值。在表 3 中我們發現樣本期間的大部分組別妻子的教育程度皆已高於男性 (除了丈夫公部門+ 妻子私部門及丈夫私部門+ 妻子無就業兩組), 而夫妻有一方在公部門就業的家庭總所得較高 (前三個類別)。第四類的「丈夫私部門+ 妻子無就業」的樣本中, 因妻子無就業狀態, 所以也有較高的小孩個數, 這可能是因為生育的機會成本相對較低 (無薪資, 加上

¹⁶ 本文第一階段的估計為尚未就業篩選的育齡夫妻資料 (包括無工作者), 總樣本為 65,579 筆。

¹⁷ 文獻上曾發現與長輩同住對生育個數有正向的影響。嬰兒死亡率的下降 (嬰兒存活率提高) 可導致生育個數降低, 參見 Hondroyannis and Papapetrou(2002)。另外, 黃智聰與黃修梅 (2005) 在探討女性教育對生育率的影響時考慮龍年虎年的效果, 發現台灣社會對生肖的偏好會影響生育趨勢。

妻子教育程度也較低)。第五類的樣本, 即「丈夫無就業+ 妻子私部門」的群組中, 夫妻年齡差距甚大, 部分樣本的丈夫應已進入退休狀態, 加上妻子較年輕且負擔經濟重責, 小孩個數在所有類別中最少。

表 4 是各時間區段中的小孩個數平均值, 從表中可以發現, 隨著老年經濟保障的強化, 控制組的小孩個數下降幅度較小, 其他組別的下跌幅度較大。在進行迴歸分析之前我們先利用此平均值計算 Treatment effects。在丈夫公部門妻子私部門的類組中, $\hat{\Delta}_{yi}^I = (\hat{y}_{11i} - \hat{y}_{10i}) - (\hat{y}_{01i} - \hat{y}_{00i}) = (1.54 - 1.78) - (1.54 - 1.60) = -0.18$, $\hat{\Delta}_{yi}^{II} = (1.46 - 1.54) - (1.48 - 1.54) = -0.02$, 表示「相對於控制組」, 該類組的夫妻生育個數在勞保年資無限追溯實施後下降了 0.18, 在勞退新制實施後下降了 0.02。丈夫私部門妻子公部門的類組中, $\hat{\Delta}_{yi}^I = +0.09$, $\hat{\Delta}_{yi}^{II} = -0.09$, 表示「相對於控制組」, 該類組在勞保年資無限追溯實施後, 生育個數增加了 0.09, 在勞退新制實施後, 生育個數下降了 0.09。依同樣的公式計算後續類組: 丈夫私部門妻子無就業的群組, 在勞保年資無限追溯實施後下降了 0.29, 在勞退新制實施後下降了 0.01; 丈夫無就業妻子私部門的群組, 在勞保年資無限追溯實施後下降了 0.21, 在勞退新制實施後下降 0.09; 而夫妻皆在私部門的群組在勞保年資無限追溯實施後下降了 0.16, 在勞退新制實施後下降了 0.02。

[表2置於此處]

[表3置於此處]

[表 4 置於此處]

大部分的類組的生育個數都較控制組的下降幅度大，且從平均值的計算也發現，夫妻一方在私部門一方無就業的狀態所受的影響較大，這可能是因為家庭的經濟負擔只由一方擔起，一旦政策改變，所受到的影響較大。不過平均值的分析並沒有對任何可能的影響因素進行控制，僅能作為初步的觀察，且未能知其效果的顯著性，因此在第 4 節中我們將控制可能的影響因素後，分析兩項政策的影響程度。表 5 則是列出本文實證分析所用總體變數與政策變數的各年數值與設定。

[表 5 置於此處]

4 實證結果分析

表 6 是第一階段雙元有序機率模型的估計結果。在生育決策的部分，變數當中的教育程度對生育意願有負向影響，不論是丈夫或妻子皆有顯著的效果，而妻子的效果更大，與過去文獻相符合。家庭總所得的提高也會降低生育意願，這可能是因為薪資也相對較高而有較高的生育機會成本，與社會現狀相符。景氣的好壞也會影響生育決策，因為對未來經濟有較大不確定時，生育意願可能會受到影響，但生育需要花費時間，因此景氣波動對生育決策的結果不會有當下的影響，而應視前一年與前兩年的狀況，因此本文估計變數所採用的經濟成長率與失業率並非調查年度的資料，而是採用調查年度前一年與前兩年的年資料做為總體經濟控制變數。估計結果發現兩年前的失業率對生育決策有達到顯著性 10% 的負向影響，但經濟成長率則不顯著，這可能是因為樣本期間不長使我們對景氣影響的觀察有限。而家中老年人口愈多時，對生育則有正向的幫助，顯示台灣老年人口對生兒育女觀念仍然傳統，也會要求子女延續香火。此外，家中需要扶養的小孩個數愈多時，也會使生育的機率降低，這與養育成本支出有關。

在就業決策的部分，從表 3 已經知道公部門受雇者相對於私部門受雇者的年紀稍大，因此表 6 中隨著就業分類數字的增加，年齡有下降的趨勢，及年紀較輕的夫妻樣本較偏向選擇就業，且可能多為私部門。而教育程度愈高的人較傾向選擇就業。經濟成長率愈高時，

夫妻選擇就業的機率較大，尤其可能選擇私部門就業，而前一年的失業率較高時較則有負向影響，若選擇就業則可能偏向選擇進入公部門。

第一階段計算得到的內生選擇修正項放入第二階段的生育個數估計式，生育個數採用夫妻樣本的子女數作為估計。實證結果如表 7 至表 11 所列，包含標準卜瓦松模型與零膨脹卜瓦松模型。其中樣本對工作的自我選擇偏誤有顯著影響， $\hat{\beta}_{tre, \hat{\lambda}_{tre}}$ 與 $\hat{\beta}_{con, \hat{\lambda}_{con}}$ 的係數結果在各類組的估計結果中皆顯著，隱含樣本在生育與就業選擇存在自我選擇偏誤且必須修正。而表 7 至表 11 的控制組皆為未受私部門老年經濟保障政策改革影響的就業類組，即夫妻皆公部門或一方公部門一方無就業。

表 7 與表 8 的受測組分別是「丈夫公部門妻子私部門」與「丈夫私部門妻子公部門」。從標準卜瓦松模型的數據結果來看，兩個組別的生育個數相對於控制組在勞保年資無限追溯與勞工退休金新制實施之後皆無顯著的效果。在考慮超額變異以及賦予生育數「零」的雙重意義考量機率分配下，零膨脹卜瓦松迴歸估計結果與標準卜瓦松的結果相一致。這表示當夫妻有一方為公部門時，在私部門強化老年經濟保障時，對家庭預期財富的影響有限，因此生育個數沒有受到顯著的影響。

[表6置於此處]

[表 7 置於此處]

[表8置於此處]

表 9、10、11 的受測組分別是「丈夫私部門妻子無就業」、「丈夫無就業妻子私部門」、與「夫妻皆在私部門」。在標準卜瓦松模型的估計結果中，我們發現政策實施後的影響皆為顯著。丈夫私部門妻子無就業時，勞保年資無限追溯實施後下降了 0.0575 個生育數，勞退新制實施後則下降了 0.0878 個生育數；丈夫無就業妻子私部門時，勞保年資無限追溯實施後下降了 0.1148 個生育數，勞退新制實施後則下降了 0.1445 個生育數。而夫妻皆在私部門時，相對於未受政策影響的控制組，勞保年資無限追溯實施後下降了 0.0556 個生育數，勞退新制實施後則下降了 0.0707 個生育數。其中的結果，在夫妻有一方無就業時影響較大，本文認為原因應該與單薪家庭有關，尤其丈夫無就業僅妻子就業的情況下，妻子一方面要支撐家庭經濟，一方面還要負擔生育責任，兩相權衡往往可能選擇重經濟而輕生育，因而使政策變革對生育個數的影響最大。零膨脹卜瓦松迴歸估計結果也與標準卜瓦松的結果相一致，可能與資料本身的超額變異幅度不大有關，主要的係數差距應是來自於對「零」個生育數的分配定義不同。因此，實施老年經濟保障政策對「丈夫私部門妻子無就業」、「丈夫無就業妻子私部門」、與「夫妻皆在私部門」的適育年齡者生育個數造成負向影響。且勞退新制實施的效果皆大於勞保年資無限追溯，代表老年經濟保障政策愈完善，生育個數下降更多。景氣狀況對夫妻皆在私部門時的影響較顯著，這可能是因為夫妻皆在受景氣影響較大的私部門有關。而嬰兒死亡率皆沒有顯著的影響，這可能是因為樣本期間並不算長，且樣本期間的嬰兒率相對穩定無太大起伏有關，加上樣本期間的台灣醫療已經相當進步，生育時對嬰兒死亡率的關注可能已經相對較小。

[表9置於此處]

[表 10 置於此處]

[表 11 置於此處]

關於標準卜瓦松的估計與零膨脹卜瓦松模型的估計何者較接近真實的模型設定，我們進一步以 Vuong 檢定觀察兩項模型的估計結果是否逼近真實的分配。Vuong(1989) 所提出來的 Vuong 密合度檢定 (Vuong closeness test) 是以概似率檢定 (likelihood ratio test) 做為模型選擇的基礎評斷。檢定的統計量為

$$V = \frac{\sqrt{n}(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i)}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (v_i - \bar{v})^2}} = \sqrt{n}(\bar{v}/s_v), \quad v = \ln L_{i,0} - \ln L_{i,1}, \quad (8)$$

若兩個模型是相等的, V 的分配將會逼近標準常態分配; 若零膨脹卜瓦松模型 (H_1) 是比較接近正確的模型, 則 V 會往正無窮大 ($+\infty$) 趨進; 反之, 若標準卜瓦松模型 (H_0) 比較接近正確的模型, 則 V 會往負無窮大 ($-\infty$) 趨進。檢定結果列在表 7 至表 11 的最下方。 V 統計量顯著時, 代表零膨脹卜瓦松模型優於標準卜瓦松模型。¹⁸

由於家庭中已有多少的子女數應會呈現出不同的生育決策, 例如零個子女數的家庭與已有三個子女數的家庭, 面臨政策改變應該會有不同的反應。因此為了進一步觀察不同生育個數之下的政策影響, 我們依就業的分類群組, 將樣本的子女數依不同數目分組估計, 共分爲四個群組, 估計在每個群組裡生育決策的生育機率。而所謂生育機率是指「增加生育」的發生機率。在四個群組中, 我們分別設定一個生育決策的虛擬變數, 即不生育者或尚未增加生育者爲 0、有增加生育數者爲 1。

表 12 是以羅吉特模型估計所得到的 $\hat{\beta}_{tre,pI}$ 與 $\hat{\beta}_{tre,pII}$ 結果。在尚未有生育的家庭中 (群組一), 勞保年資無限追溯實施後使「丈夫私部門妻子無就業」與「夫妻皆在私部門」分別下降了 33.83% 與 10.44%, 勞退新制實施後則是使「丈夫私部門妻子無就業」下降了 51.94%、「丈夫無就業妻子私部門」下降 19.24%, 以及「夫妻皆在私部門」的生育意願下

¹⁸Vuong 檢定的結果雖然可以告訴我們何者較接近真實的模型, 但並不表示該模型爲真實模型。

降了14.66%。¹⁹ 我們發現所受影響的類組皆為與公部門無關的夫妻樣本，且以一方無就業時的影響程度較大。在生育一個的家庭中（群組二），生育意願的估計結果在各類組皆不顯著，可能是一般家庭在生育一個之後有較高的機率會考慮生育第二個，除了是台灣政府曾經成功推動「兩個孩子恰恰好」的家庭計劃觀念影響之外，一般父母大多希望子女有伴，因此生育個數1個到2個之間的生育考量較不易受到老年經濟政策影響。

當家庭已有兩個生育數時（群組三），在勞保年資無限追溯之後，「夫妻皆在私部門」的生育意願下降了26.05%，顯著水準達10%，其他類別則都不顯著；而勞退新制實施之後，「丈夫私部門妻子無就業」下降41.82%、「丈夫無就業妻子私部門」則下降18.40%、「夫妻皆在私部門」下降37.95%，顯著水準皆達到5%。生育數已經達到三個的家庭（群組四）則在勞保年資無限追溯之後，生育機率下降皆達到50%以上：「丈夫私部門妻子無就業」下降64.57%，「丈夫無就業妻子私部門」則是幾乎下降了接近百分之百，達到91.69%，「夫妻皆在私部門」下降59.20%。由於群組四在第一項政策時的下降幅度很大，使得再發生生育的機率已經很低，因此勞退新制實施後均呈現不顯著的影響。

表12的估計結果符合生育考量的直覺，因為適育年齡者會慎重考慮是否增加生育，主要發生在尚未生育時以及生育數達到兩個時，尚未生育時的生育考量影響生育率，當生育數已達到兩個時的再生育考量則影響生育率與人口成長率。第一項政策（勞保）主要影響尚未生育與生育數較多的群組，第二項政策（勞退）主要影響尚未生育與生育兩個的家庭，此結果說明生育意願在老年經濟政策愈強化時，對尚未生育以及已有兩個生育數的家庭影響較大，且有兩個生育數的家庭所受的影響更甚於尚未生育的家庭，此結果說明老年經濟保障的提高，對於台灣近十年來生育率持續下降、甚至人口替代率的下降存在相當的影響

¹⁹下降幅度為勝算比（OR）減1，可以得到生育意願減少的比例（相對於控制組）。

力。

根據內政部「老人狀況調查」的「老人主要經濟來源」的調查，父母依賴子女奉養的比例逐年遞減：1993年為52.3%、1996年為48.3%、2000年為47.1%、2002年為44.1%、2005年是41.41%、2009年則降到38.89%，2000年之後的下降速度高於2000年之前的下降速度。²⁰ 相對於子女奉養，調查中也顯示來自於自己（收入、儲蓄、退休金）、政府或社會（救助與津貼）、與配偶的總和比例正逐年增加。這個調查結果正說明了台灣養兒防老的觀念正在迅速的弱化，90年代的養兒防老觀念雖有下降，但下降幅度有限，2000年之後顯然有較快速的變化，且對個人退休金與與政府的安全保障的提供有較高的依賴，也印證了本文所探討老年經濟保障政策的期間與影響。

²⁰2005與2009年的調查數據單位為「重要度」，重要度的公式為： $(1 \times \text{首要比重} + 0.5 \times \text{次要比重})$ ，本文利用此公式回推原有比例，計算得到41.41%與38.89%。

[表 12 置於此處]

5 結論、建議、與展望

本文探討強化老年經濟保障對生育意願的影響。早期生育率下降是工業化之下社會轉型的結果，影響的因素主要以女性的教育程度、薪資與勞動參與率等項目。然而在二十世紀末期的許多先進國家中，這些女性相關的社會經濟特徵皆已發展趨緩，本文認為造成生育率在進入二十一世紀後仍持續下降的新成因之一，與各國正積極推動老年經濟保障政策使家庭預期財富移轉方向改變有關。本文以台灣在1999年底實施的勞保年資無限追溯與2005年的勞工退休金新制為例，採用台灣主計處所公布的家庭收支調查作為實證資料，並選取1996年至2008年的夫妻樣本探討老年經濟保障政策對生育意願與個數的影響。

本文將夫妻樣本依就業部門分類，未受政策影響的樣本為控制組，夫妻中至少有一方是私部門時為受測組。在標準卜瓦松與零膨脹卜瓦松迴歸模型的估計結果顯示，老年經濟保障政策對適育年齡夫妻的生育意願有顯著的負向影響，尤其是夫妻皆在私部門或單薪家庭，且當老年經濟保障的安全性愈高，生育個數會下降更多。這個結果隱含在老年經濟保障政策逐漸強化的過程中，家庭預期財富移轉方向改變了，導致排擠適育年齡者的生育意願，換句話說，養兒防老觀念可能因此被弱化，取而代之的是家庭育兒成本考量。這在國內關於養兒防老的文獻中也有得到同樣的結果。此外，考慮個別樣本可能因為既有的生育數而有不相等的決策壓力，我們也估計不同生育數之下的政策影響。結果顯示，尚未生育與已有兩個生育數時受到老年經濟保障政策的影響較大，而受到影響的是夫妻皆在私部門時或單薪家庭。這個結果說明了「不生育者」逐漸增加以及「生育數多於兩個的家庭」逐漸減少的台灣現況，形成生育率至今何以會持續下降的原因之一。

在全球老年化已經不可避免、且政府對老年人口的照顧也日漸重要的前提下，基於本

研究的實證結果，我們認為未來政府在老年與生育政策的規劃是更加不可分割。過去老年政策與生育政策往往分頭進行，造成相互排擠的影響，反而加速社會少子化與老年化，不利於勞動市場未來的勞動力結構、國家生產力與競爭力。本文建議政府須在強化老年經濟保障的同時，亦能達到誘發生育意願的目的，使不致於形成相互排擠的影響。而欲達到此目的必須在老年經濟保障與生育意願之間搭建一個相輔相成的機制，可將刺激生育的誘因機制規劃於老年經濟政策之中，建立如同過去的養兒防老一般的機制，讓生育意願彷彿回歸到初衷。在這樣的機制下，過去的養兒僅在保障個人的老年經濟，新的養兒防老則在防社會的老化與緩解少子化問題，除了短期能減輕子女的扶老負擔，長期之下才能對下一世代的勞動市場生產力與競爭力的永續有所貢獻。

最後，由於本文研究資料並非為長期追蹤資料，例如樣本於何時進入公私部門就業並無法由樣本資訊得知，可能存在資料限制的偏誤，本文僅能就資料本身呈現的就業狀態進行樣本自我選擇篩選，以修正可能的估計偏誤。此外，影響生育決策的內外因素相當多，本文所探討的老年經濟保障是其中的一個面向，在所有可能因素無法取得面面俱到的資料進行分析情況下，實證結果或許仍有改善之處。生育率是國家當前的重大議題，展望未來在資料與分析上能有更為精確的生育研究，本文在此透過老年經濟保障政策分析，提供生育趨勢一個新的探討與思考。

參考文獻

石泐 (2005), 「老年經濟安全保障制度之探討」, << 社區發展季刊 >>, 110, 270-271。

行政院內政部 (2012), << 內政統計通報 >>, 行政院內政部統計處。

- 伊慶春、陳玉華 (1998),「奉養父母方式與未來奉養態度之關聯」,《人口學刊》,19,1-32。
- 何華欽 (2007),「政府移轉對老人家戶的貧窮減輕效果:以1990至2000年為例」,《台大社工學刊》,15,89-120。
- 勞工保險局 (2005),《中華民國93年勞工保險統計年報》,行政院勞工委員會勞工保險局。
- 勞工保險局 (2008),《中華民國97年勞工保險統計年報》,行政院勞工委員會勞工保險局。
- 陳至吉 (1997),《國民年金對生育率影響之探討—從『養兒防老』之保險功能談起》,國立台灣大學經濟學系博士論文。
- 陳怡達 (2012),《退休後誰來養我?台北市青中年民眾世代契約觀及家庭供養觀比較研究》,國立台灣大學社會工作學系碩士論文。
- 陳香君 (2008),《社會變遷下的家庭奉養型態與社區照護體系—以國姓鄉前溝村為例》,國立暨南大學人類學研究所碩士論文。
- 黃芳玫 (2002),「九年國民義務教育之回顧與其教育面、經濟面之影響」,《台灣經濟預測與政策》,31:2,91-118。
- 黃智聰、黃修梅 (2005),「台灣地區婦女學歷對生育率影響之再審視」,台灣經濟學會年會論文,台北,2005年12月。
- Becker, Gary S. (1960), "An Economic Analysis of Fertility," In: Esterlin RA (ed) *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, Princeton, N.J.
- Becker, Gary S. (1991), *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press, p.140.
- Caldwell, John C. (1982), *Theory of Fertility Decline*. New York: Academic Press Inc.
- Central Intelligence Agency (2012), *The World Factbook*. CIA.

- Cheng, Benjamin S. (1999), "Cointegration and Causality Between Fertility and Female Labor Participation in Taiwan: A Multivariate approach," *Atlantic Economic Journal*, 27:4, 422-434.
- Cheng, Benjamin S. and Savior L.S. Nwachukwu (1997), "The Effect of Education on Fertility in Taiwan: A Time Series Analysis," *Economics Letter*, 56, 95-99.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error," *Econometrica*, 47 (1), 153-162.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd (1998), "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data," *Econometrica*, 66, 1017-1098.
- Hondroyiannis, G. and E. Papapetrou(2002), "Demographic Transition and Economic Growth," *Journal of Population Economics*, 15, 221-242.
- Kan, Kamhon and Yen-Ling Lin (2009), "The Labor Market Effect of National Health Insurance: Evidence from Taiwan," *Journal of Population Economics*, 22(2), 311-350.
- Lee, Lung-fei (1982), "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias," *Review of Economic Studies*, 49(3), 355-372.
- Lee, Lung-fei (1983), "Generalized Econometric Models with Selectivity," *Econometrica*, 51, 507-512.
- Melkersson, M. and Dan-O. Rooth (2000), "Modeling Female Fertility Using inflated Count Data Models," *Journal of Population Economics*, 13, 189-203.
- Merrigan, P and Yvan St.-Pierre (1998), "An Econometric and Neoclassical Analysis of the Timing and Spacing of Births in Canada from 1950 to 1990," *Journal of Population Economics*, 11, 29-51.
- Mullahy, John (1999), "Interaction and Difference-in-Difference Estimation in Log-linear Models," NBER Technical Working Paper No. 245.
- Poot, Jacques and Jacques J. Siegers (2001), "The Macroeconomics of Fertility in

Small Open Economies: A Test of the Becker-Barro Model for the Netherlands and New Zealand,” *Journal of Population Economics*, 14, 73-100.

Vuong, Q. (1989), “Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses,” *Econometrica*, 57, 307-334.

Vella, F. and M. Verbeek (1999), “Estimating and Interpreting Models with Endogenous Treatment Effects,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(4), 473-478.

Willis, R. J. (1979) ”The Old Age Security Hypothesis and Population Growth,” NBER Working paper, no.372.

Zhang, J. S. and Nishimura K. (1993), “The Old-age Security Hypothesis Revisited,” *Journal of Development Economics*, 41, 191-202.

表 1: 勞保老年給付、勞工退休金舊制、勞工退休金新制的比較—1996至2008年之間

項目	勞保老年給付	勞工退休金舊制	勞工退休金新制
法源基礎	勞工保險條例	勞動基準法	勞工退休金條例
制度	確定給付制	確定給付制	確定提撥制
年資計算	不受轉換事業單位影響， 中斷年資可併計	以同一事業單位為限， 轉換事業單位年資重計	不受轉換事業單位影響， 中斷年資可併計
領取方式	一次給付	一次給付	月領或一次給付
退休金計算	最後三年月均投保薪資× 基數	月均薪資× 基數	採退休金帳戶制
保障層級	社會保險， 老年經濟第一層保障	雇主責任， 老年經濟第二層保障	雇主與個人責任， 老年經濟第二、三層保障

說明:

1. 本表參考並整理自石決 (2005)。
2. 在本文選取的樣本期間 (1996至2008年)，勞保與勞退制度下所涵蓋的業別皆無調整。勞保的涵蓋對象是除了公保與私校教職人員保險之外的五人以上公民營機構的受雇員工，於1988年起納入無一定雇主勞工與自營作業者之外，至2012年之前皆未再調整。勞退舊制的法源基礎是1984年實施的勞動基準法，涵蓋對象主要是農林漁牧業、礦業及土石採取業、製造業、營造業、水電煤氣業、運輸倉儲及通信業、大眾傳播業、及其他經中央主管機關指定之事業。1996年起納入大部分的服務業，2005年的勞退新制條例涵蓋對象主要為原舊制的適用者，原舊制對象延續至新制之下。
3. 確定給付制是雇主透過精算方式預估所需之退休金給付成本，再決定提撥期間提撥率之制度。
4. 確定提撥制是雇主及員工按月提撥一定比例之薪資，存入員工個人帳戶中，等到員工退休時再提領個人帳戶中的基金收益。

表 2: 實證變數的敘述統計

		第一階段樣本	第二階段樣本	
丈夫 社經 變數	年齡	45.07 (12.29)	42.05 (8.80)	
	年齡平方	2182.34 (1269.52)	1845.98 (798.05)	
	教育年數	10.72 (4.18)	11.14 (3.89)	
	教育年數平方	132.34 (82.48)	139.24 (80.32)	
	在私部門工作	0.73 (0.44)	0.78 (0.41)	
	在製造業工作	0.22 (0.42)	0.25 (0.43)	
	在服務業工作	0.16 (0.37)	0.18 (0.38)	
	擔任管理職	0.08 (0.27)	0.09 (0.28)	
	專業人員	0.19 (0.39)	0.21 (0.41)	
	藍領工作者	0.29 (0.46)	0.33 (0.47)	
	妻子 社經 變數	年齡	35.58 (6.02)	35.54 (6.02)
		年齡平方	1302.13 (418.92)	1299.40 (419.27)
		教育年數	11.44 (3.36)	11.40 (3.37)
教育年數平方		142.11 (71.15)	141.33 (71.11)	
在私部門工作		0.65 (0.48)	0.63 (0.48)	
在製造業工作		0.19 (0.40)	0.20 (0.40)	
在服務業工作		0.19 (0.39)	0.19 (0.39)	
擔任管理職		0.01 (0.12)	0.01 (0.11)	
專業人員		0.13 (0.35)	0.14 (0.35)	
藍領工作者		0.15 (0.34)	0.16 (0.36)	
家庭 變數		子女數	1.53 (1.13)	1.59 (1.04)
		18歲以下小孩數	1.57 (1.11)	1.63 (1.09)
		老年口數	0.19 (0.43)	0.13 (0.38)
	家庭總所得	1,131,012 (640045.7)	1,136,424 (641065.4)	

說明:

1. 表中數字為平均值, 括弧內為標準差。
2. 第一階段樣本數為65,579筆, 第二階段樣本數為58,447筆。
3. 家庭總所得為新台幣計算, 單位: 元。

表 3: 實證變數的敘述統計——第二階段各群組樣本

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
		控制組	丈夫公部門 + 妻子私部門	丈夫私部門 + 妻子公部門	丈夫私部門 + 妻子無就業	丈夫無就業 + 妻子私部門	丈夫私部門 + 妻子私部門	
丈夫 社經 變數	年齡	41.67 (8.07)	40.42 (6.63)	42.36 (8.59)	39.51 (6.80)	55.86 (8.25)	41.40 (8.18)	
	年齡平方	1801.21 (724.78)	1677.50 (553.71)	1868.35 (792.18)	1607.53 (553.19)	3188.93 (850.86)	1780.69 (726.79)	
	教育年數	12.51 (4.48)	12.41 (3.98)	12.62 (4.62)	11.06 (3.34)	8.41 (4.14)	11.12 (3.70)	
	教育年數平方	176.69 (88.57)	169.92 (79.74)	180.53 (95.25)	133.56 (71.98)	87.82 (74.55)	137.26 (76.89)	
	在私部門工作	—	0 (0)	1 (0)	1 (0)	0 (0)	1 (0)	
	在製造業工作	—	—	0.28 (0.45)	0.34 (0.47)	—	0.30 (0.46)	
	在服務業工作	—	—	0.30 (0.46)	0.15 (0.36)	—	0.17 (0.37)	
	擔任管理職	—	—	0.16 (0.37)	0.09 (0.29)	—	0.11 (0.31)	
	專業人員	—	—	0.41 (0.49)	0.18 (0.38)	—	0.19 (0.39)	
	藍領工作者	—	—	0.15 (0.36)	0.50 (0.50)	—	0.36 (0.48)	
	妻子 社經 變數	年齡	36.45 (5.73)	36.75 (5.56)	36.27 (5.45)	35.57 (6.10)	31.78 (6.09)	35.77 (5.88)
		年齡平方	1361.59 (407.79)	1381.42 (398.83)	1345.05 (388.89)	1302.22 (423.68)	1046.75 (400.70)	1314.20 (412.13)
		教育年數	12.52 (4.48)	11.93 (3.17)	13.40 (3.63)	10.75 (3.27)	12.06 (3.09)	11.23 (3.30)
教育年數平方		169.59 (76.48)	152.37 (67.18)	192.87 (76.73)	126.18 (66.56)	155.04 (69.45)	136.99 (69.10)	
在私部門工作		—	1 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	1 (0)	
在製造業工作		—	0.22 (0.41)	—	—	0.39 (0.49)	0.31 (0.46)	
在服務業工作		—	0.34 (0.47)	—	—	0.24 (0.42)	0.21 (0.41)	
擔任管理職		—	0.02 (0.14)	—	—	0.02 (0.14)	0.02 (0.13)	
專業人員		—	0.21 (0.41)	—	—	0.26 (0.44)	0.15 (0.35)	
藍領工作者		—	0.14 (0.34)	—	—	0.37 (0.48)	0.24 (0.43)	
家庭 變數		子女數	1.54 (0.98)	1.67 (0.97)	1.51 (0.99)	1.79 (1.04)	0.86 (1.15)	1.63 (1.11)
		18歲以下小孩個數	1.59 (0.97)	1.69 (0.97)	1.52 (0.97)	1.82 (1.07)	0.86 (1.12)	1.67 (1.08)
		老年口數	0.10 (0.10)	0.14 (0.42)	0.16 (0.44)	0.09 (0.34)	0.18 (0.41)	0.13 (0.40)
	家庭總所得	1,375,085 (643889.2)	1,319,177 (553737.5)	1,684,330 (821994.1)	896,422.6 (536249.3)	1,021,542 (578940.7)	1,173,625 (640201.3)	
	樣本數	4,893	3,405	2,090	14,544	4,546	28,969	

說明:

1. 控制組為未受勞保與勞退政策直接影響的樣本，即夫妻皆為公部門或夫妻一方公部門一方無就業狀態。
2. 表中數字為平均值，括弧內為標準差。總樣本數為58,447筆。

表 4: 實證變數的敘述統計——子女數

	(1) 控制組	(2) 丈夫公部門 + 妻子私部門	(3) 丈夫私部門 + 妻子公部門	(4) 丈夫私部門 + 妻子無就業	(5) 丈夫無就業 + 妻子私部門	(6) 丈夫私部門 + 妻子私部門
1996年–1999年	1.60 (0.97)	1.78 (0.97)	1.51 (1.00)	2.00 (1.11)	1.07 (1.24)	1.75 (1.11)
2000年–2004年	1.54 (0.99)	1.54 (0.95)	1.55 (0.99)	1.65 (1.04)	0.80 (1.08)	1.55 (1.01)
2005年–2008年	1.48 (0.90)	1.46 (0.96)	1.40 (0.89)	1.57 (0.98)	0.65 (0.97)	1.44 (0.99)

說明:

1. 控制組為未受勞保與勞退政策直接影響的樣本, 即夫妻皆為公部門或夫妻一方公部門一方無就業狀態。
2. 表中數字為平均值, 括弧內為標準差。總樣本數為58,447筆。

表 5: 實證變數的敘述統計——總體經濟變數

	嬰兒 死亡率	經濟 成長率	失業率	虎年	龍年	勞保年資 無限追溯	勞退 新制	勞保老年給付 平均月數
1996年	6.7	5.54	2.60	0	0	0	0	17.82
1997年	6.4	5.48	2.72	0	0	0	0	19.79
1998年	6.6	3.47	2.69	1	0	0	0	21.56
1999年	6.1	5.97	2.92	0	0	0	0	23.00
2000年	5.9	5.80	2.99	0	1	1	0	24.11
2001年	6.0	-1.65	4.57	0	0	1	0	25.53
2002年	5.4	5.26	5.17	0	0	1	0	29.72
2003年	4.9	3.67	4.99	0	0	1	0	29.78
2004年	5.3	6.19	4.44	0	0	1	0	30.27
2005年	5.0	4.70	4.13	0	0	0	1	31.27
2006年	4.6	5.44	3.91	0	0	0	1	32.40
2007年	4.7	5.98	3.91	0	0	0	1	34.74
2008年	4.5	0.73	4.14	0	0	0	1	33.87

說明:

1. 嬰兒死亡率單位為每千人。勞保老年給付平均金額業經消費者物價指數平減。
2. 勞保年資無限追溯因實施時間是1999年年底(12月9日), 本文將政策的實施起點設在2000年。
3. 資料來源: 嬰兒死亡率-行政院衛生署、經濟成長率與失業率-行政院主計處、勞保老年給付-行政院勞工保險局。

表 6: 雙元有序機率模型估計結果

	生育決策		就業決策	
丈夫年齡	-0.1052***	(0.0041) [†]	-0.0092**	(0.0039)
丈夫年齡平方	0.0008***	(0.0001)	0.0004***	(0.0001)
丈夫教育年數	-0.0373***	(0.0060)	0.0816***	(0.0052)
丈夫教育年數平方	0.0015**	(0.0003)	-0.0054***	(0.0003)
妻子年齡	0.4904***	(0.0138)	-0.0295***	(0.0080)
妻子年齡平方	-0.0080***	(0.0002)	-0.0001	(0.0001)
妻子教育年數	-0.0896***	(0.0100)	0.0308***	(0.0058)
妻子教育年數平方	0.0046***	(0.0005)	-0.0028***	(0.0003)
時間趨勢	-0.0232***	(0.0038)	-0.0033***	(0.0020)
家庭總所得 (取對數)	-0.1730***	(0.0140)	-0.0255*	(0.0139)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0060	(0.0069)	0.0309***	(0.0037)
經濟成長率 _{t-2}	0.0056	(0.0062)	0.0233***	(0.0035)
失業率 _{t-1}	0.0484	(0.0308)	-0.0175**	(0.0082)
失業率 _{t-2}	-0.0375*	(0.0205)	0.0290	(0.0244)
老年口數	0.1272***	(0.0152)	-	
家庭18歲以下小孩個數	-0.3573***	(0.0076)	-	
cut0			-3.0157***	(0.3629)
cut1			-2.2564***	(0.2276)
cut2			-1.0155***	(0.2270)
cut3			-0.8159***	(0.2269)
cut4			-0.5767**	(0.2268)
cut5			0.8165***	(0.2268)
cut6			1.7270***	(0.2265)
ρ			0.0288	
Log pseudo likelihood			-115039.51	
觀察值數目			65,579	

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。
3. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
4. cut0至 cut6為每一類別在分配上的臨界點，臨界點皆不同且顯著代表每一類別間存在差異。

表 7: 生育個數的迴歸估計結果——受測組為丈夫公部門妻子私部門

	標準卜瓦松模型		零膨脹卜瓦松模型	
受測組×實施勞保年資無限追溯	0.0139	(0.0400)	0.0138	(0.0402)
受測組×實施勞工退休金新制	-0.0055	(0.0531)	-0.0048	(0.0534)
1999年實施勞保年資無限追溯	-0.1065	(0.0715)	-0.1028	(0.0719)
2005年實施勞工退休金新制	-0.1350	(0.0925)	-0.1302	(0.0930)
受測組	-0.0110	(0.0266)	-0.0111	(0.0267)
勞保老年給付月數	-0.0027**	(0.0058)	-0.0028**	(0.0058)
丈夫年齡	0.0350**	(0.0161)	0.0376**	(0.0162)
丈夫年齡平方	-0.0019***	(0.0002)	-0.0011***	(0.0002)
丈夫教育年數	0.0106	(0.0085)	0.0112	(0.0086)
丈夫教育年數平方	-0.0006	(0.0004)	-0.0006	(0.0004)
丈夫在製造業工作	-		-	
丈夫在服務業工作	-		-	
丈夫擔任管理職	-		-	
丈夫是專業人員	-		-	
丈夫藍領工作者	-		-	
妻子的年齡	0.0305***	(0.0025)	0.0293***	(0.0025)
妻子年齡平方	-0.0041***	(0.0003)	-0.0040***	(0.0003)
妻子教育年數	-0.0413***	(0.0117)	-0.0395***	(0.0118)
妻子教育年數平方	0.0019***	(0.0006)	0.0018***	(0.0006)
妻子在製造業工作	-0.0386	(0.0423)	-0.0383	(0.0424)
妻子在服務業工作	-0.0127	(0.0234)	-0.0134	(0.0236)
妻子擔任管理職	-0.0677	(0.0927)	-0.0712	(0.0929)
妻子是專業人員	-0.0306	(0.0281)	-0.0303	(0.0282)
妻子藍領工作者	0.1116**	(0.0481)	0.1110**	(0.0484)
家庭總所得 (取對數)	-0.1096***	(0.0298)	-0.1082***	(0.0299)
老年口數	0.0718***	(0.0218)	0.0704***	(0.0219)
虎年	-0.0145	(0.0599)	-0.0131	(0.0602)
龍年	0.0406	(0.0516)	0.0395	(0.0519)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0174	(0.0152)	-0.0175	(0.0153)
經濟成長率 _{t-2}	-0.0026	(0.0106)	-0.0026	(0.0107)
失業率 _{t-1}	-0.0608	(0.0608)	0.0605	(0.0611)
失業率 _{t-2}	0.0443	(0.0471)	0.0448	(0.0473)
嬰兒死亡率 _{t-1}	0.0050	(0.0317)	0.0045	(0.0318)
嬰兒死亡率 _{t-2}	-0.0246	(0.0369)	-0.0231	(0.0371)
受測組× λ_{tre}	0.1560***	(0.0137)	0.1520***	(0.0138)
控制組× λ_{con}	0.2021***	(0.0123)	0.1965***	(0.0125)
常數項	-6.2135***	(0.6566)	-5.9196***	(0.6776)

Vuong檢定 (ZIP vs. 標準卜瓦松) $z = 1.18$

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。

表 8: 生育個數的迴歸估計結果——受測組為丈夫私部門妻子公部門

	標準卜瓦松模型		零膨脹卜瓦松模型	
受測組×實施勞保年資無限追溯	0.0552	(0.0475)	0.0485	(0.0479)
受測組×實施勞工退休金新制	0.0150	(0.0595)	0.0079	(0.0600)
1999年實施勞保年資無限追溯	-0.1002	(0.0753)	-0.0900	(0.0761)
2005年實施勞工退休金新制	-0.1220	(0.0996)	-0.1151	(0.1006)
受測組	-0.0336	(0.0355)	-0.0339	(0.0359)
勞保老年給付月數	-0.0033	(0.0064)	-0.0032	(0.0064)
丈夫年齡	0.0264*	(0.0163)	0.0232*	(0.0166)
丈夫年齡平方	-0.0007***	(0.0002)	-0.0006***	(0.0002)
丈夫教育年數	0.0041	(0.0096)	0.0044	(0.0098)
丈夫教育年數平方	-0.0005	(0.0005)	-0.0002	(0.0004)
丈夫在製造業工作	0.0057	(0.0334)	0.0063	(0.0337)
丈夫在服務業工作	0.0063	(0.0230)	0.0084	(0.0233)
丈夫擔任管理職	-0.0087	(0.0448)	-0.0096	(0.0452)
丈夫是專業人員	-0.0445*	(0.0257)	-0.0439*	(0.0259)
丈夫藍領工作者	0.0047	(0.0336)	0.0131	(0.0341)
妻子的年齡	0.0336***	(0.0027)	0.0302***	(0.0027)
妻子年齡平方	-0.0044***	(0.0004)	-0.0040***	(0.0004)
妻子教育年數	-0.0565***	(0.0118)	-0.0524***	(0.0120)
妻子教育年數平方	0.0028***	(0.0006)	0.0026***	(0.0006)
妻子在製造業工作	-	-	-	-
妻子在服務業工作	-	-	-	-
妻子擔任管理職	-	-	-	-
妻子是專業人員	-	-	-	-
妻子藍領工作者	-	-	-	-
家庭總所得 (取對數)	-0.1050***	(0.0304)	-0.1012***	(0.0306)
老年口數	0.0669***	(0.0240)	0.0696***	(0.0243)
虎年	-0.0243	(0.0662)	-0.0177	(0.0669)
龍年	0.0168	(0.0561)	0.0198	(0.0568)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0081	(0.0163)	-0.0073	(0.0165)
經濟成長率 _{t-2}	0.0019	(0.0114)	0.0015	(0.0115)
失業率 _{t-1}	-0.0210	(0.0670)	-0.0196	(0.0676)
失業率 _{t-2}	-0.0131	(0.0501)	0.0135	(0.0506)
嬰兒死亡率 _{t-1}	-0.0117	(0.0352)	-0.0078	(0.0355)
嬰兒死亡率 _{t-2}	-0.0005	(0.0413)	-0.0025	(0.0417)
受測組× λ_{tre}	0.2011***	(0.0169)	0.1864***	(0.0172)
控制組× λ_{con}	0.2163***	(0.0125)	0.1995***	(0.0129)
常數項	-6.3654***	(0.5849)	-5.5700***	(0.7382)

Vuong檢定 (ZIP vs. 標準卜瓦松) $z = 2.78^{***}$

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。

表 9: 生育個數的迴歸估計結果——受測組為丈夫私部門妻子無就業

	標準卜瓦松模型		零膨脹卜瓦松模型	
受測組×實施勞保年資無限追溯	-0.0575*	(0.0293)	-0.0611**	(0.0295)
受測組×實施勞工退休金新制	-0.0878**	(0.0369)	-0.0897**	(0.0372)
1999年實施勞保年資無限追溯	-0.0741	(0.0484)	-0.0650	(0.0488)
2005年實施勞工退休金新制	-0.0621	(0.0629)	-0.0547	(0.0634)
受測組	0.1148***	(0.0221)	0.1123***	(0.0223)
勞保老年給付月數	-0.0042	(0.0036)	-0.0043***	(0.0036)
丈夫年齡	0.0325***	(0.0094)	0.0417***	(0.0095)
丈夫年齡平方	-0.0012***	(0.0001)	-0.0011***	(0.0001)
丈夫教育年數	0.0146**	(0.0072)	0.0143**	(0.0072)
丈夫教育年數平方	-0.0007*	(0.0004)	-0.0007*	(0.0004)
丈夫在製造業工作	-0.0319**	(0.0136)	-0.0320**	(0.0137)
丈夫在服務業工作	-0.0472***	(0.0154)	-0.0468***	(0.0155)
丈夫擔任管理職	-0.0656***	(0.0247)	-0.0633***	(0.0250)
丈夫是專業人員	-0.0521***	(0.0179)	-0.0521***	(0.0181)
丈夫藍領工作者	0.0510***	(0.0146)	0.0496***	(0.0147)
妻子的年齡	0.0198***	(0.0012)	0.0181***	(0.0013)
妻子年齡平方	-0.0018***	(0.0002)	-0.0016***	(0.0002)
妻子教育年數	-0.0230***	(0.0075)	-0.0198***	(0.0076)
妻子教育年數平方	0.0013***	(0.0004)	0.0011***	(0.0004)
妻子在製造業工作	-	-	-	-
妻子在服務業工作	-	-	-	-
妻子擔任管理職	-	-	-	-
妻子是專業人員	-	-	-	-
妻子藍領工作者	-	-	-	-
家庭總所得 (取對數)	-0.0460***	(0.0127)	-0.0495***	(0.0135)
老年口數	0.0439***	(0.0156)	0.0442***	(0.0157)
虎年	-0.0454	(0.0382)	-0.0432	(0.0385)
龍年	0.0208	(0.0326)	0.0223	(0.0329)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0227***	(0.0094)	-0.0218**	(0.0095)
經濟成長率 _{t-2}	-0.0097	(0.0065)	-0.0095	(0.0066)
失業率 _{t-1}	-0.0932**	(0.0383)	-0.0901**	(0.0386)
失業率 _{t-2}	-0.0519*	(0.0289)	-0.0505*	(0.0291)
嬰兒死亡率 _{t-1}	-0.0176	(0.0197)	-0.0161	(0.0198)
嬰兒死亡率 _{t-2}	-0.0038	(0.0234)	-0.0035	(0.0236)
受測組× λ_{tre}	0.1980***	(0.0076)	0.1877***	(0.0078)
控制組× λ_{con}	0.1637***	(0.0118)	0.1537***	(0.0120)
常數項	-4.4564***	(0.3352)	-3.9701***	(0.3496)

Vuong檢定 (ZIP vs. 標準卜瓦松) $z = 3.63^{***}$

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。

表 10: 生育個數的迴歸估計結果——受測組為丈夫無就業妻子私部門

	標準卜瓦松模型		零膨脹卜瓦松模型	
受測組×實施勞保年資無限追溯	-0.1148***	(0.0454)	-0.1222***	(0.0463)
受測組×實施勞工退休金新制	-0.1445***	(0.0554)	-0.1403**	(0.0565)
1999年實施勞保年資無限追溯	-0.0803	(0.0718)	-0.0638	(0.0729)
2005年實施勞工退休金新制	-0.1147	(0.0958)	-0.0953	(0.0972)
受測組	0.0296	(0.0438)	0.0588	(0.0448)
勞保老年給付月數	0.0007	(0.0062)	-0.0005	(0.0063)
丈夫年齡	-0.0177	(0.0121)	-0.0185	(0.0125)
丈夫年齡平方	0.0001	(0.0001)	0.0001	(0.0001)
丈夫教育年數	-0.0128	(0.0080)	-0.0092	(0.0082)
丈夫教育年數平方	0.0005	(0.0004)	0.0003	(0.0004)
丈夫在製造業工作	-		-	
丈夫在服務業工作	-		-	
丈夫擔任管理職	-		-	
丈夫是專業人員	-		-	
丈夫藍領工作者	-		-	
妻子的年齡	0.0297***	(0.0020)	0.0219***	(0.0021)
妻子年齡平方	-0.0018***	(0.0003)	-0.0018***	(0.0003)
妻子教育年數	-0.0706***	(0.0122)	-0.0549***	(0.0124)
妻子教育年數平方	0.0038***	(0.0006)	0.0031***	(0.0006)
妻子在製造業工作	-0.0925***	(0.0379)	-0.0749**	(0.0389)
妻子在服務業工作	-0.0368*	(0.0259)	-0.0385*	(0.0263)
妻子擔任管理職	0.0318	(0.0982)	-0.0032	(0.0993)
妻子是專業人員	-0.0381	(0.0311)	-0.0346	(0.0318)
妻子藍領工作者	0.1712***	(0.0386)	0.1345***	(0.0396)
家庭總所得 (取對數)	-0.0530**	(0.0265)	-0.0476*	(0.0270)
老年口數	0.1245***	(0.0235)	0.1032***	(0.0239)
虎年	-0.0217	(0.0649)	-0.0089	(0.0659)
龍年	0.0316	(0.0551)	0.0356	(0.0561)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0137	(0.0156)	-0.0133	(0.0159)
經濟成長率 _{t-2}	-0.0013	(0.0109)	-0.0020	(0.0111)
失業率 _{t-1}	-0.0590	(0.0655)	-0.0529	(0.0664)
失業率 _{t-2}	-0.0097	(0.0478)	0.0126	(0.0486)
嬰兒死亡率 _{t-1}	-0.0331	(0.0342)	-0.0322	(0.0347)
嬰兒死亡率 _{t-2}	-0.0007	(0.0403)	0.0063	(0.0408)
受測組× λ_{tre}	0.2139***	(0.0125)	0.1773***	(0.0130)
控制組× λ_{con}	0.4078***	(0.0156)	0.3286***	(0.0167)
常數項	-4.9812***	(0.6319)	-3.2081***	(0.6565)

Vuong檢定 (ZIP vs. 標準卜瓦松) $z = 6.76***$

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。

表 11: 生育個數的迴歸估計結果——受測組為夫妻皆私部門

	標準卜瓦松模型		零膨脹卜瓦松模型	
受測組×實施勞保年資無限追溯	-0.0556**	(0.0277)	-0.0574**	(0.0279)
受測組×實施勞工退休金新制	-0.0707**	(0.0351)	-0.0725**	(0.0353)
1999年實施勞保年資無限追溯	-0.0651	(0.0425)	-0.0599	(0.0429)
2005年實施勞工退休金新制	-0.0335	(0.0533)	-0.0294	(0.0546)
受測組	0.0245	(0.0198)	0.0261	(0.0199)
勞保老年給付月數	-0.0062***	(0.0028)	-0.0064***	(0.0028)
丈夫年齡	0.0282***	(0.0068)	0.0256***	(0.0068)
丈夫年齡平方	-0.0007***	(0.0001)	-0.0007***	(0.0001)
丈夫教育年數	0.0092*	(0.0053)	0.0098**	(0.0054)
丈夫教育年數平方	-0.0005**	(0.0003)	-0.0006**	(0.0003)
丈夫在製造業工作	-0.0101	(0.0116)	-0.0102	(0.0117)
丈夫在服務業工作	-0.0283**	(0.0127)	-0.0271**	(0.0128)
丈夫擔任管理職	-0.0364**	(0.0176)	-0.0384**	(0.0177)
丈夫是專業人員	-0.0622***	(0.0144)	-0.0621***	(0.0144)
丈夫藍領工作者	0.0418***	(0.0115)	0.0421***	(0.0116)
妻子的年齡	0.0324***	(0.0107)	0.0306***	(0.0011)
妻子年齡平方	-0.0045***	(0.0001)	-0.0042***	(0.0002)
妻子教育年數	-0.0334***	(0.0060)	-0.0300***	(0.0061)
妻子教育年數平方	0.0017***	(0.0003)	0.0016***	(0.0003)
妻子在製造業工作	-0.0386***	(0.0149)	-0.0378***	(0.0150)
妻子在服務業工作	-0.0212**	(0.0126)	-0.0223**	(0.0127)
妻子擔任管理職	0.0040	(0.0362)	-0.0066	(0.0364)
妻子是專業人員	-0.0623***	(0.0156)	-0.0608***	(0.0156)
妻子藍領工作者	0.1005***	(0.0151)	0.0987***	(0.0152)
家庭總所得 (取對數)	-0.0693***	(0.0130)	-0.0656***	(0.0131)
老年口數	0.0774***	(0.0104)	0.0744***	(0.0105)
虎年	-0.0573**	(0.0289)	-0.0567*	(0.0291)
龍年	-0.0258	(0.0247)	-0.0266	(0.0249)
經濟成長率 _{t-1}	-0.0213***	(0.0076)	-0.0208***	(0.0076)
經濟成長率 _{t-2}	-0.0129**	(0.0053)	-0.0125**	(0.0053)
失業率 _{t-1}	-0.0793***	(0.0297)	-0.0767***	(0.0299)
失業率 _{t-2}	-0.0394*	(0.0232)	-0.0386*	(0.0233)
嬰兒死亡率 _{t-1}	-0.0235	(0.0151)	-0.0240	(0.0152)
嬰兒死亡率 _{t-2}	0.0116	(0.0174)	0.0130	(0.0175)
受測組× λ_{tre}	0.2777***	(0.0074)	0.2674***	(0.0075)
控制組× λ_{con}	0.1805***	(0.0117)	0.1735***	(0.0117)
常數項	-5.9014***	(0.2947)	-5.5467***	(0.3046)

Vuong檢定 (ZIP vs. 標準卜瓦松) $z = 3.50***$

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 下標 $t-1$ 代表前一期的資料、 $t-2$ 代表前兩期的資料。

表 12: 各生育數的生育機率估計結果

	$\hat{\beta}_{tre,pI}$	OR - 1	$\hat{\beta}_{tre,pII}$	OR - 1
丈夫公部門妻子私部門 v.s. 控制組:				
群組一:0個 vs. 1個 樣本數:4,479	0.1630 (0.1643)	17.70% (0.1934)	0.2157 (0.2154)	24.07% (0.2672)
群組二:1個 vs. 2個 樣本數:4,795	-0.0062 (0.1470)	-0.62% (0.1479)	-0.1094 (0.1934)	-10.37% (0.1734)
群組三:2個 vs. 3個 樣本數:3,017	0.0517 (0.2450)	5.30% (0.2580)	0.2061 (0.3318)	22.89% (0.4077)
群組四:3個 vs. 4個 樣本數:538	-0.8833 (0.7534)	-58.67% (0.3115)	-	-
丈夫私部門妻子公部門 v.s. 控制組:				
群組一:0個 vs. 1個 樣本數:3,631	-0.0133 (0.2042)	-1.32% (0.2049)	-0.0548 (0.2488)	-5.33% (0.2356)
群組二:1個 vs. 2個 樣本數:4,113	0.0574 (0.1683)	5.91% (0.1783)	-0.1810 (0.2087)	-16.56% (0.1742)
群組三:2個 vs. 3個 樣本數:2,578	0.3007 (0.2670)	35.08% (0.3607)	-0.8282* (0.4667)	-56.32%* (0.2039)
群組四:3個 vs. 4個 樣本數:462	-0.9326 (0.8961)	-60.65% (0.3527)	0.5330 (1.4439)	70.41% (2.4606)
丈夫私部門妻子無就業 v.s. 控制組:				
群組一:0個 vs. 1個 樣本數:9,467	-0.2914** (0.1233)	33.83%** (0.1650)	-0.4183*** (0.1480)	-51.94%*** (0.2249)
群組二:1個 vs. 2個 樣本數:11,028	-0.0782 (0.1080)	-7.53% (0.0999)	-0.1672 (0.1356)	15.40% (0.1147)
群組三:2個 vs. 3個 樣本數:7,709	-0.2396 (0.1628)	-21.31% (0.1281)	-0.5415** (0.2263)	-41.82%** (0.1317)
群組四:3個 vs. 4個 樣本數:2,201	-1.0375** (0.5107)	-64.57%** (0.1810)	-1.1166 (0.8652)	-67.27% (0.2832)

接下頁

	$\hat{\beta}_{tre,pI}$	OR - 1	$\hat{\beta}_{tre,pII}$	OR - 1
丈夫無就業妻子私部門 v.s. 控制組:				
群組一:0個 vs. 1個 樣本數:5,549	0.0285 (0.1908)	2.89% (0.1963)	-0.2137** (0.1160)	-19.24%** (0.0945)
群組二:1個 vs. 2個 樣本數:4,201	-0.1802 (0.1739)	-16.50% (0.1452)	-0.1366 (0.2080)	-12.78% (0.1814)
群組三:2個 vs. 3個 樣本數:2,628	-0.1537 (0.2453)	-14.25% (0.2103)	-0.2033** (0.1025)	-18.40%** (0.0851)
群組四:3個 vs. 4個 樣本數:570	-2.4877*** (0.7550)	-91.69%*** (0.0627)	-0.7486 (0.9060)	-52.70% (0.4285)
丈夫私部門妻子私部門 v.s. 控制組:				
群組一:0個 vs. 1個 樣本數:18,752	-0.0993*** (0.0351)	-10.44%** (0.1278)	-0.1368*** (0.0395)	14.66%*** (0.1600)
群組二:1個 vs. 2個 樣本數:18,205	-0.0475 (0.0995)	-4.65% (0.0948)	-0.0677 (0.1267)	-6.56% (0.1183)
群組三:2個 vs. 3個 樣本數:11,787	-0.3017* (0.1598)	-26.05%* (0.1182)	-0.4773** (0.2204)	-37.95%** (0.1368)
群組四:3個 vs. 4個 樣本數:2,861	-0.8964* (0.4917)	-59.20%* (0.2006)	-0.4251 (0.8285)	-34.63% (0.5416)

說明:

1. 括弧內為標準差。
2. *** 代表顯著程度在1%以上、** 代表顯著程度在5%以上、* 代表顯著程度在10%以上。
3. 「-」代表因產生共線性問題而無法估計。

THE CROWDING-OUT EFFECTS OF OLD-AGE ECONOMIC SECURITY ON FERTILITY: EVIDENCE FROM TAIWAN

Yen-Ling Lin*

Department of Economics
Tamkang University

Keywords: Fertility, Old-age economic security, Count data, Poisson regression

JEL Classification: J13, J32, J26

*Correspondence: Yen-Ling Lin, Department of Economics, Tamkang University, New Taipei City, Taiwan 25137; (t) 886-2-26215656 (x2857); (f) 886-2-26209654; (e) yenling@mail.tku.edu.tw.

ABSTRACT

This study investigates the effects of old-age economic security on fertility. The fertility rate has exhibited a downward tendency in many countries following the postwar baby boom. In the early years the fertility rate decreased due to industrialization. While various related factors, such as the female education, wage and labor participation, had highly developed in many developed countries by the end of the 20th century, they have been insufficient to explain the current fertility rate tendency. In this research we use multi-year cross-sectional data from the Survey of Family Income and Expenditure to investigate the old-age economic security effects. Our empirical results show that the stronger the old-age economic security is, the more the number of births is crowded out. We suggest that government should establish a mutual assistant mechanism between the old-age economic security policies and fertility policies.