

東 海 大 學 經 濟 學 系
碩 士 論 文

台灣婦女勞參率、生育率、離婚率及
經濟成長率之間的關係



指導教授: 陳仕偉 博士
研究生: 郭英照

中 華 民 國 九 十 六 年 六 月

論文摘要

近年來台灣萎靡不振的低生育率一直是政府亟欲改善的問題, 因此政府也制定了許多重要的福利政策來提升逐年下降的生育率, 但效果總是不令人滿意。於是乎, 真正造成低生育率的主要原因也一直是學者們想一窺奧祕的黑盒子。本文主要的目的是探討不同小孩年齡背景下的台灣婦女勞動參與率與出生率、離婚率、國民所得之間的因果關係。資料區間為 1980 至 2005 年。實證結果顯示, 有小孩的婦女, 其勞動參與率、離婚率、國民所得對出生率不論在長、短期下皆具有單向負的因果關係; 而沒有小孩的婦女, 彼此變數間在長、短期下皆沒有任何的因果關係。顯示沒有小孩婦女比其他已生育的女性有較高自主性, 女性自我意識也較強烈, 經濟自主權也相對較高, 隱含著退出勞動市場的機會成本較高, 相對的生育的念頭也比較薄弱。為了因應少子化, 政府也在 2006 年也決議推動「大投資、大溫暖」社會福利套案計畫, 計畫內容也包含減緩每況愈下的生育率等政策。

關鍵詞: 婦女勞動參與率, 出生率, 共整合, 因果關係

JEL 分類代號: J13, C22, C52

章節目錄

1	前言	1
2	理論基礎	3
2.1	經濟學觀點	3
2.2	社會學觀點	4
3	文獻回顧	6
4	實證方法	10
4.1	單根檢定	10
4.1.1	ADF單根檢定法	10
4.1.2	KPSS單根檢定法	11
4.2	共整合分析法	12
4.3	線性因果關係檢定	15
5	實證結果	17
5.1	資料來源與基本統計特性	17
5.2	單根檢定結果	18
5.3	共整合分析結果	19
5.4	線性因果關係檢定結果	21
5.5	與過去文獻比較	23
6	結論與建議	26
	參考文獻	28

表目錄

1	各項變數之基本統計量	33
2	ADF與 KPSS 單根檢定	34
3	邊界檢定表	35
4	因果關係檢定結果[平均婦女勞動參與率]	36
5	因果關係檢定結果[有未滿6歲小孩婦女勞動參與率]	36
6	因果關係檢定結果[有6歲以上小孩婦女勞動參與率]	37
7	因果關係檢定結果[沒有小孩婦女勞動參與率]	37

圖目錄

- 1 平均婦女勞參率、離婚率、出生率與國民所得之時間趨勢圖 50

1 前言

從經濟的表現上來看，亞洲許多近期經濟成長快速的國家在過去人口結構方面，都有類似的表現：包括階段性人口的快速成長與接下來的人口低成長。在人口高成長的背後，意味著低死亡率與高出生率，由於人口的過度成長，政府政策便消極地抑制過高的出生率，台灣便是相當典型的例子。台灣的出生率從 1966 至 2001 年減少了近 3.41%，從 4.81 下降至 1.40，減少的比率接近 71%，比鄰近印度 1960 至 2000 年的 53% 與中國大陸 1970 至 2000 年的 68% 幅度更高。而台灣在過去關於婦女就業方面，隨著婦女結婚年齡普遍提高，社會整體生育率普遍下降，加上經濟獨立自主性高漲，教育普及化使得受教育成本的低廉，造就出婦女人力資本的提升，伴隨著婦女自我意識抬頭，離婚率上升等種種因素，使得影響婦女勞動參與率之變數，愈顯多樣，在人力資本、家庭條件、社會規範、及勞動市場結構各方面，左右著婦女勞動供給的差異。行政院在 2006 也宣示將「大投資、大溫暖」列為未來三年的政策實施方針，相關內容包含改善少子化問題的許多社會福利政策；在婦女勞動參與率方面，同時也希望提升至 50%。根據行政院主計處資料統計：台灣婦女勞動參與率從 1978 年的 39.1% 上升到 2004 年的 47.71%，女性勞動力佔總勞動力人數達 40.5%。隨著逐年升高的女性勞動參與率，大量的女性投入勞動市場，同時也對整體台灣經濟的繁榮，有著功不可沒的貢獻，而背後真正影響女性投入勞動市場的原因，也成為近年來學者亟欲探討的課題。

在過去探討相關議題的文章不少，但是以時間序列方法來做為分析工具的研究卻是不多，其中高月霞及陳仕偉 (1994) 就曾利用時間序列資料特性及分析方法，簡易明確而具實證應用價值的模型與定義，來探討婦女勞動參與、婚姻、生育行為和勞動市場狀況等相關變數的因果關係。Cheng and Nwachukwu (1997) 也曾利用探討雙變數的時間序列模型，加上 Granger 因果關係來檢視婦女教育程度與出生率的關係，不過單純只探討雙變數的相互衝擊模型有些許的缺點，在分析的過程中可能忽略了許多同樣會影響出生率的

重要變數, 包含經濟方面的變數, 比如收入; 以及社會方面的變數, 有離婚率; 甚至是婦女勞動參與率等等。Narayan (2006a,b) 就以台灣與中國大陸為背景, 加入了出生率, 婦女勞動參與率, 死亡率, 婦女教育程度, 以及收入等變數, 其中大陸的研究還加入了不識字率這個變數, 主要探討其餘變數對出生率的長短期因果關係。實證方法則利用 Pesaran et al. (2001) 自我迴歸遞延分配模型 (Auto Regressive Distributed Lag, 簡寫成 ARDL) 來檢定 1966 至 2001 年間, 各項變數是否具有共整合關係, 最後則以 Granger 的因果關係檢定法, 來判斷變數間的因果關係。

本文目的旨在探討台灣婦女勞動參與率與離婚率和嬰兒出生率以及國民生產毛額等變數間是否具有長期均衡及因果關係。實證方法則採用時間序列的資料, 配合自我迴歸遞延分配與誤差修正模型, 最後則以 Granger 的因果關係檢定法, 來判斷變數間的因果關係。在資料選取的區間, 我們選取了 1980 至 2005 年剛好包函台灣近期女權意志高漲, 教育率普及化, 社會風氣大幅轉變以及經濟活動快速成長的時期, 雖然區間較短, 但 Pesaran et al. (2001) 自我迴歸遞延分配模型, 同時可以克服小樣本的問題。

本文與過去文獻有下列幾點不同, 第一, 本文主要是採用時間序列資料, 變數方面除了有婦女勞動參與率之外, 尚有代表社會結構變數的離婚率與出生率, 最後並加入代表整體經濟結構的國民生產毛額。在婦女勞動參與率方面, 我們進一步將其區分為平均婦女勞動參與率, 有未滿 6 歲, 有 6 歲以上, 以及沒有小孩婦女勞動參與率四組, 並分別與上述其他三個變數, 來探討彼此間是否具有長期均衡及因果關係。第二, 本文實證方法採用利用 Pesaran et al. (2001) 自我迴歸遞延分配模型與 Granger 的因果關係檢定法, 來檢定是否具有共整合與因果關係, 其優點在於檢定過程中, 並不需要考慮變數的階次。亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$; 其次, 也可以明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為獨立變數; 最後, 當資料為小樣本時, 檢定力低弱的問題, 而過去的文獻在探討共整合方面多採用 Johansen and Juselius (1990) 的最大概似估計法, 本方法主要是利用 rank 的次數來判

斷特性根的數量, 進而使用對角元素和軌跡檢定及最大特性根檢定來找出共整合向量的數量。

本文共分為六節, 除第一節前言外, 第二節說明理論基礎, 第三節為文獻回顧; 第四節介紹實證方法, 第五節說明實證結果及資料來源, 最後一節為結論。

2 理論基礎

2.1 經濟學觀點

經濟學是一門研究人們的經濟行為的社會科學, 主要的分析工具多為「供給與需求」, 而勞動市場也是以此來分析, 決定均衡就業量與工資率。談到個人行為上, 尤其以婦女為主, 影響其勞動供給, 除了傳統的變數之外, 家庭因素也佔有重要地位 (特別是有偶婦女), 結婚、生育、甚至其他家庭責任等, 是故有偶婦女通常比男性有更多種相互競爭的選擇。

傳統的經濟理論認為個人是否參與勞動市場, 基本上是個人選擇分配有限資源在不同的用途上。最簡化的理論是將時間分配在工作與休閒上, 利用這種時間分配的二分法, 配合工資對勞動供給的作用, 以時間為計算單位, 可以透過對休閒時間需求分析而得。工資可視為休閒的機會成本, 若預期工資上升, 則休閒的相對價格上升, 在實質所得不變下, 會減少休閒的消費, 即增加分配時間於工作上, 此為「替代效果」; 另一方面, 隨著工資的提高亦會帶動所得的上升, 因而增加休閒的消費, 而產生「所得效果」。由於兩種效果有可能相互抵銷, 至於何種效果的影響較大? 光從理論上是無法確知的, 最後仍完全取決於個人對工資所代表購買力的效用, 以及對休閒時間間接產生的效用偏好情形而定。

傳統的勞動供給模型假設個人為經濟決策的基本單位, 事實上, 個人的勞動行為也會受到所屬家庭的影響, 這是傳統勞動供給模型最受批評之處。尤其以有偶婦女為例, 其個人時間限制條件, 應包含休閒、市場工作與家計工作。一般而言, 婦女是否參與勞動行為,

應該比較其參與市場工作之邊際利益與邊際成本。若邊際利益大於邊際成本，則該婦女選擇進入勞動市場工作；反之則否。邊際利益以個人預期工資來衡量；而預期工資決定於勞動市場景氣及個人生產力。至於進入勞動市場邊際成本方面，可解釋為時間的設算價格 (shadow price)，一般是指工作小時為零時的時間價值，這又決定於個人對工作的嗜好、其他活動的價值、及個人在市場工作的比較利益等因素。

是故，近年來國內整體教育水準提升，婦女人力資本高漲，相對而言，從事家計工作之機會成本也跟著上升，以此來略窺婦女勞參率逐年提升的現象，似乎也合情合理，然而，背後影響之細節，以及相互間因果關係，尚需透過嚴謹的計量分析工具來支持。

2.2 社會學觀點

一般來說，談到社會學方面，影響婦女就業最甚者，首推社會觀念開放，女性自我意識抬頭，然而造成此等現象的因素，又與經濟發展脫不了牽動。因此，或許就經濟與社會兩觀點而言，若要明確切割彼此的領域，似乎難以為之，以下截取一般社會學常引用的觀念探討。

家庭生活歷程的概念由社會學家 Lommi and Hamilton (1936) 所提出，主要包括婚姻、養兒育女、子女離家至婚姻解組等重要事件；Glick (1947) 最早界定家庭生活階段內容者，所劃分的家庭階段依序為：初婚、第一個子女出生、最後一個子女出生、第一個子女結婚、最後一個子女結婚、夫妻之一死亡、另一夫妻死亡。

整體而言，婦女已婚者的勞動參與率低於未婚者，只是兩者間差異已逐漸縮小 (劉鶯釧, 1994)，初婚及生育年齡愈大者，在子女出生後愈不傾向就業 (Waite, 1980)。但初婚年齡越高，也可能代表有較長的工作經驗，累積了較多的人力資本，因而減低了因結婚而離職的機率 (張晉芬, 1996)。部分研究則以丈夫的教育程度或收入做為衡量家庭經濟狀況的指標，結果指出丈夫或教育程度越高，越有利於妻子就業，即使中斷就業，退出的時間較

晚,復職的機率也較高 (Dooley, 1994; Leibowitz and Klerman, 1995; 簡文吟, 1997; 薛承泰, 2000)。

簡單來說,人力資本觀點認為女性潛在的薪資能力是預測女性是否參與勞動的重要指標,婦女人力資本越豐厚,表示其潛在的薪資能力越強,因此也就提高了婦女的機會成本。家庭條件則認為,婦女家庭經濟狀況的優劣與家人的支持程度,決定了婦女出外就業的空間,當婦女家庭的收入無法供給家庭所需時,婦女較可能因為缺乏退出勞動市場的後盾而必須再度就業;而家人對於婦女就業的支持態度或提供子女照顧的實質協助,有助於婦女重新追求其職業生涯。

社會規範觀點主要認為婦女就業與社會文化對於其就業的價值及接受程度有關連,若傳統觀念堅信「男主外、女主內」是唯一分工方式時,婦女婚育離職後欲再度出外就業的可能性便降低。再來,勞動市場結構則認為,當勞動市場的機會結構有利於女性時,女性的勞動再參與程度也會提高。例如經濟景氣或是服務業等第三部門的發展,皆會將女性納進就業市場;相對的,經濟不景氣或是產業、職業隔離等結構性的障礙和同工不同酬的現象也會成為女性出外就業的阻力。

如上所述,從四個影響婦女就業的觀點看來,顯而易見,隨著社會變遷,台灣不同世代婦女,不僅是承載的社會規範有明顯差異,她們所具備的人力資本、家庭條件或是所必須面對的勞動市場結構,皆有了重大改變,這些都可能是促使年輕一代婦女勞動行為轉型,在家庭與就業間做出不同選擇的重要因素 (簡文吟, 2004)。

3 文獻回顧

Heckman (1974) 採用影子價格 (shadow price) 來探討婦女的勞動供給, 所謂影子價格為: 若商品邊際價格大於商品價值, 則商品能被成功的交易。將此方法應用於婦女勞動市場上, 則表示為, 若工資大於休閒的邊際價值, 則婦女的時間將多分配於工作, 反之, 則分配於休閒。因此, 本文建立在工作與休閒的二分法上, 來探討婦女勞動供給。

兩次大戰時期, 女性就業是爲了彌補男性前往戰場後所產生之勞力不足問題, 卻也開啓了婦女就業的契機。而隨著經濟發展, 第三級產業比重越來越高, 社會對女性勞動力需求增加, 提升了婦女勞動參與機會 (Pampel and Tanaka, 1986)。

國外的文獻對於婦女的就業選擇多有探討, 部分婦女以半職工作做爲兼顧家庭與工作的第三種選擇, 尤其是有偶婦女從事兼職之比例非常高, 因此有關婦女就業型態的變化及其影響因素引起部分學者的重視。在美國從事兼職工作之婦女約佔女性就業者之四分之一, 而有偶婦女從事兼職的工作比例更是達到 33% 至 35% (Long and Jones, 1980)。半職工作者在歐洲國家已佔有相當比例 (Blossfeld and Rohwer, 1997)。

Yamada and Yamada (1985) 將有偶婦女區分爲全職工作、半職工作、失業、不參與等四種, 並發現製造業與批發零售業是半職工作者所佔比例最高的行業。而一旦婦女的家庭其他所得、家庭狀況等變數變動時, 很容易從全職工作轉爲半職工作。

Carrasco (1999) 以 1985 年至 1991 年西班牙之 Spanish Continuous Family Expenditure Survey 中的縱向資料爲分析對象, 討論失業者以及受雇者成爲自營工作者的機率與經營時間。模型中納入了如年齡、婚姻狀態、小孩與否、受教育年數、財富等個人資料以及代表總體經濟特性的失業率、市場信用、景氣循環狀態、失業救濟等因素。認爲市場上失業率越高時, 因爲市場上提供的工作機會少, 原來失業的人將由尋找受雇工作轉而自行創業; 另一方面, 當總體經濟良好, 失業率低時, 失去工作的機會成本減少, 自行創業因此具備一定的吸引力, 吸引受雇者加入。

而女性成爲自營工作者的主要原因乃是小孩照護問題,相對於男性則無此問題。另外,因爲勞動市場的性別區隔使女性集中於比較無法發展成自營工作的職業或產業、以及女性不易晉升爲管理階級的現象,也使得女性相對於男性在由受雇者轉爲自營工作者時多了無形的障礙 (Boden, 1996)。

Narayan (2006a) 則以中國大陸爲背景,資料區間包函 1952 至 2000 年,主要研究所得、死亡率、婦女教育程度、婦女勞動參與率以及婦女不識字率與出生率之間的因果關係,實證過程並加入政府政策這項虛擬變數,來解釋在中國大陸實施一胎化的背景下,排除一胎化的影響,期望得出更準確地實證結果。Narayan 發現,一胎化政策確實對出生率有顯著的影響,除此之外,越高的婦女不識字率與死亡率,造就了較高出生率;另一方面,較高的所得與婦女勞動參與率,則會造成較低的出生率。從長期方面來看,隨著中國大陸經濟的持續加溫,死亡率與婦女不識字率將逐漸降低,伴隨著一胎化的緊縮生育率政策下,中國大陸的生育率將是持續下降的趨勢。

Narayan (2006b) 也同樣以台灣爲背景,探討 1966 至 2001 年間,所得、死亡率、婦女教育程度以及婦女勞動參與率對出生率之間的因果關係,結果顯示,婦女教育程度與婦女勞動參與率確實對出生率有相當顯著的影響,對於這樣的結果, Narayan 也提出兩點解釋,第一,隨著經濟的成長,婦女受教育的機會大增,教育程度也普遍提高,所受的教育越高,同時也造就了低生育率。第二,在早期台灣政府鼓勵節育的政策下,隨著婦女勞動參與率的逐漸提升,確實很明顯地影響了台灣年逐年下降的出生率。

國內文獻討論女性勞動供給或勞動力參與率之成果亦相當豐碩,可分爲時間數列資料分析及橫剖面資料分析兩大類。

時間數列資料分析多從事長期趨勢及特徵分析,這類分析資料處理大多爲兩變數交叉分類及迴歸分析 (劉玉蘭, 1985); 部分爲決定因素的分析 (張清溪, 1979; 劉鶯釧, 1992)。橫剖面資料分析以探討個人勞動供給行爲決定因素分析爲主,多以線性機率模型 (Linear

Probability Model)、Probit Logit 等屬質選擇模型處理 (張素梅, 1978; 張清溪, 1980, 1982; 羅紀瓊, 1986; 劉鶯釧, 1988)。晚近, 加入了不同的單根檢定法, 檢定實證變數是否具有單根, 再以 Johansen (1988) 的最大概似估計向量誤差修正模型及檢定婦女勞動參與率與其他變數是否具有共整合 (高月霞、陳仕偉, 1997)。

在橫剖面資料分析方面, 劉鶯釧 (1988) 將工作狀態分為全職、半職與不工作, 有別於「參與、不參與」二分法及將參與視為同質的連續狀況, 以「工時」為探討標的, 因此各個決定因素對勞動供給的影響都是「一視同仁」的。並採用 Logit 模型探討有偶婦女勞動對不同參與型態的多重選擇, 並用以估算各決定因素對各類工作狀態可能造成的不同影響。實證結果顯示, 半職、全職、不工作與單純討論就業和非就業兩者, 前者之決策行為有顯著差異性, 並進一步認為: 過去「參與」、「不參與」二分法下, 欲以「參與」一項涵蓋婦女工作之狀態是不恰當的, 半職工作的有偶婦女的確有獨立一項來研究之必要。

于若蓉與朱敬一 (1988) 則建立一個兩制內生轉換模型, 區分就業婦女、非就業婦女的生育行為是否有結構性差異, 並採用 Maddala (1983) 的兩階段方法進行估計, 認為丈夫所得、與妻子工資等變數對生育並無一致的、顯著的影響, 反而是現有子女性別結構、家庭結構等變數有強烈的影響效果。

高月霞與陳仕偉 (1994) 利用時間序列資料特性及分析方法, 簡易明確而具實證應用價值的模型與定義, 來探討婦女勞動參與、婚姻、生育行為和勞動市場狀況等相關變數的因果關係。找出婦女勞動參與率提高使得嬰兒出生率下降, 而嬰兒出生率下降亦使婦女勞動參與率上升, 婦女勞動參與率與離婚率為正向回饋關係。

徐美 (2004) 藉由二階段轉制迴歸模型, 建構並區分全職與兼職工作狀態, 探討其決定因素、婦女就業狀態結構性變動型態、以及勞動市場轉型下對兼職受雇員工所存有之市場區隔現象。認為婦女生育頭胎年齡愈早或婚前無正式工作經驗者, 其不參與和兼職參與就業的機率較其他婦女為高; 且丈夫所得水準會顯著影響妻子參與全職與兼職工作的決策,

低所得丈夫之妻子會顯著傾向全職參與工作; 反之, 參與全職機率顯著降低, 而兼職參與的機率相對提高。

李大正與楊靜利 (2004) 以社會學觀點, 使用 1980 年、1990 年與 2000 年之「婦女婚育與就業調查」資料, 針對婦女不同的就業歷程, 分析台灣婦女勞動參與類型與歷程的變遷。透過婦女婚育與就業調查的回溯資料, 認為家庭的生活歷程深深影響婦女的就業型態, 隱含著家庭仍然是已婚婦女生活的重心, 就業在組織家庭前是必要的, 一但成家之後, 工作即可以或者被犧牲, 至少是短暫的犧牲。

4 實證方法

在本節裡,我們簡要地說明本文所採用的實證方法:包括單根檢定法, Granger (1969) 線性因果關係檢定, Pesaran et al. (2001) 所介紹的邊界檢定法 (bounds testing) 等, 另外共整合檢定詳細推導過程過於繁複, 本文只大略提及觀念, 詳細數學過程也請參閱 Pesaran et al. (2001)。

4.1 單根檢定

在使用邊界檢定共整合時, 單根檢定並不是一個必要的程序。在單根使用上, 也只是單純保守地檢視是否存在非定態的序列資料, 以下簡略的介紹本文擬採用的單根檢定法。

4.1.1 ADF 單根檢定法

單根檢定最早是由 Dickey and Fuller (1979) 提出, 故又稱 DF 檢定法, 假設資料為自我迴歸過程 (autoregressive process) 且干擾項為白噪音 (white noise), 依其是否有截距項 (drift) 和時間趨勢 (time trend) 分為下列三種型態:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 a_0 為截距項, γ 為自我迴歸係數, a_1 為時間趨勢項係數, ε_t 為干擾項, 其虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$, 對應式 (1),(2),(3) 的 DF 單根檢定統計量稱為 τ, τ_μ 及 τ_τ 。若檢定結果拒絕虛無假設, 表示無單根存在, 亦即變數資料為定態; 若檢定結果不拒絕虛無假設, 表示有單根存在。

由於 DF 檢定法假設變數限定為一階自我迴歸模式且干擾項為白噪音, 但干擾項通常存在序列相關, 而非白噪音, 因此 Dickey and Fuller (1981) 加入遞延項至 DF 迴歸式中, 使殘差項成為白噪音。加入遞延項的 ADF 迴歸式如下:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

在上述的模型中, p 代表最適遞延期數, 其檢定統計量與 DF 的檢定統計量相同, 若拒絕虛無假設 $\gamma = 0$ 則表示資料不具單根, 為一定態時間序列資料; 反之, 若接受虛無假設 $\gamma = 0$ 則表示時間序列資料為非定態。

4.1.2 KPSS 單根檢定法

傳統單根檢定其虛無假設皆為變數存在單根, 除非有很強的證據拒絕它, 否則大致都會傾向不拒絕具有單根的非恆定性之虛無假設, 然而, 傳統單根檢定在小樣本下檢定力較低, 可能存在無法區別單根與近似單根之恆定數列的問題, 使得某些具有恆定性而又相當接近單根過程的時間序列, 被誤認為非恆定的時間數列, 因此傳統單根檢定被認為較缺乏說服力。

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) 根據 Phillips and Perron (1988) 提出修正的 LM 檢定統計量, 稱之為 KPSS 單根檢定法, 其虛無假設為具有恆定性之變數, 不是單根的時間數列, 剛好跟傳統的單根檢定之虛無假設相反, 而對立假設則

是具有單根。時間數列模型如下：

$$y_t = \zeta t + \gamma_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

分成三個部份包括確定趨勢、隨機漫步及恆定數列等三項。其中， $\gamma_t = \gamma_{t-1} + \mu_t$ 且 $\mu_t \sim (0, \sigma_\mu^2)$ ，其檢定之虛無假設為具有恆定性，即隱含 $\sigma_\mu^2 = 0$ 。當 $\zeta = 0$ 時，則不具時間趨勢，檢定統計量稱為 η_μ ；而 $\zeta \neq 0$ 時，則具有時間趨勢，檢定統計量稱為 η_τ 。其 KPSS 單根檢定之統計量為：

$$\eta = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\sigma_k^2}, \quad S_t = \sum_{i=1}^t e_i, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

其中， e_t 為變數 y 對一常數做迴歸之殘差值，並假設 y 為水準恆定性， σ_k^2 變數 y 之落後期數 K 的長期變異數， T 為樣本數， η 為非標準分配，其臨界值可參閱 Kwiatkowski et al. (1992)。

4.2 共整合分析法

晚近，實證研究的方法在使用共整合檢定上，多數採用的方法多為 Engle and Granger (1987) 的兩階段檢定法，以及 Johansen (1988) 所介紹多變量概似比檢定的方法。Engle and Granger 的方法固然有其優點，但在樣本數過小的情況下，在變數的認定上，似乎過於主觀；另外，其本身無法在估計共整合時，加上係數限制之檢定，所以無法判斷某一個變數是否應該包含在共整合的關係式中。Johansen 巧妙的利用 rank 的次數來判斷特性根的數量，進而使用對角元素和軌跡檢定 (trace test) 及最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 來找出共整合向量的數量。而本文所採用的 Pesaran et al. (2001) 則是從自我迴歸遞延分配模型出發，其優點如下：

(i) 在於檢定過程中, 並不需要考慮變數的階次。亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$, 甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$, 都不會影響檢定的結果。

(ii) 改善當資料為小樣本時, 檢定力低弱的問題。

(iii) 可明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為獨立變數。

Pesaran et al. (2001) 提出以下五種模型以便進行邊界檢定:

Case I (沒有截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (9)$$

Case II (受限制的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (10)$$

Case III (不受限的截距項; 沒有趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (11)$$

Case IV (不受限的截距項; 受限制的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_\gamma t) + \pi_{yx.x}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (12)$$

Case V (不受限的截距項; 不受限的趨勢)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi' \Delta x_{t-j} + \theta w_t + \mu_t \quad (13)$$

一般來說, 比較常用的模型有 Case II 以及 Case III, 以下舉 Case III 模型做簡略的說明。首先, 我們定義向量變數 $z_t = (y_t, x_t)'$, y_t 是被解釋變數, x_t 為迴歸向量, z_t 則為 p 階自我迴歸向量。其中, π_{yy} 與 π_{yx} 是長期參數。 β_0 是截距項, w_t 是一個虛擬的外生要數向量, Δy 的遲落值以及 Δx 的正常值與遲落值作為短期動態的結構。此方法包含了兩個步驟:

步驟一: 檢定變數間是否有長期關係, 考慮下列虛無及對立假設:

$$H_0 : \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} = 0',$$

$$H_1 : \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} \neq 0' \text{ or } \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx.x} = 0' \text{ or } \pi_{yy} = 0, \pi_{yx.x} \neq 0' \quad (14)$$

以上可使用 Wald 與 F -statistics。而 F -test 為非標準分配, 由於 ARDL 模型也會因模型特性的不同, 其臨界值也會有所不同, 主要受以下因素影響:

- (i) 在自我迴歸遞延分配模型下, 變數為 $I(0)$ 或 $I(1)$;
- (ii) 解釋變數的數量;
- (iii) ARDL 模型下是否包含截距項或時間趨勢項;
- (iv) 樣本數的多寡。

因此, 在檢定的過程, 虛無假設表示為不存在長期均衡關係, 若以 Case III 而言, 根據 Pesaran et al. (2001) 所述, 使用 F 檢定作為判斷共整合的方法, 會有兩組臨界值, 其中一組假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(1)$, 另一組則是假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 $I(0)$ 。若聯合檢定的 F 統計量高於上界臨界值 (upper critical bound), 表示顯著拒絕虛無假設, 也就是說變數間存在長期均衡關係, 反之, 若 F 值低於下界臨界值

(lower critical bound), 表示不顯著, 則無法拒絕共整合的虛無假設, 但是若 F 值恰巧落入界限之內, 將無法做出判別。進一步而言, 若 $F_y(\cdot)$ 高於上界臨界值, 但是 $F_x(\cdot)$ 卻低於下界臨界值, 在此情況下, 只存在單向的長期穩定關係。在此關係中, 變數 y 為被解釋變數, 變數 x 為解釋變數。因此, 以此方法進行檢定, 除了可判斷變數間是否存在共整合關係外, 也可判斷變數間的因果關係。

步驟二: 在確定有長期關係下, 估計長期關係的參數, 以及短期關係下的動態誤差修正模型 (dynamic error correction model, ECM); 接下來, 假設拒絕 H_0 長期參數不為 0, 即確定變數間具有長期關係。首先, 要確定 ARDL 模型下的落後期數, 本文採用 Schwartz Bayesian Criteria (SBC) 準則來作為選取最適落後期數的依據。其次, 本文模型估計採用 OLS (ordinary least squares technique)。關於長期與短期的衡量判斷詳細的數學過程, 則可參考 Pesaran et al. (2001)。小樣本的臨界值查表可參閱 (Narayan, 2005)。

4.3 線性因果關係檢定

當確定了共整合關係之後, 接下來我們藉由 Granger (1969) 的因果關係檢定方法, 來判斷變數間的因果關係。做法上需注意以下情況: 假設在模型不具有共整合時, 則使用傳統 VAR 模型來找出變數間的因果關係; 反之, 假定模型具有共整合特性時, 則必須使用向量誤差修正模型。

一般來說, 在共整合檢定模型之後, 為了避免有不正確的結果, 則必須在定態模型內, 加入一個誤差修正項, 之後從長期均衡的路徑中, 來取得短期序列中的誤差值。其模型如下:

$$\Delta y_t = \beta_{y0} + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_y ECT_{t-1} + \mu_{yt} \quad (15)$$

$$\Delta x_t = \beta_{x0} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{2i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{2i} \Delta x_{t-j} + \theta_x ECT_{t-1} + \mu_{xt} \quad (16)$$

上式的落後誤差修正項 ECT_{t-1} 是由長期共整合關係推知的, 如前所述, 假定沒有共整合關係, 則此項並不存在。 μ_{yt} 與 μ_{xt} 是一個連續的獨立隨機誤差項, 期望值為零。式 (15) 為以 y 變數當作被解釋變數的方程式; 反之, 式 (16) 即為以 x 變數當作被解釋變數。為了檢定 x 對 y 是否具有因果關係, 檢定假設如下:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_{1i} = 0 \cap \theta_y = 0, \forall i = 1, 2, \dots, q \\ H_1 : \phi_{1i} \neq 0 \cup \theta_y \neq 0, \forall i = 1, 2, \dots, q \end{aligned} \quad (17)$$

以式 (15) 為例, 我們使用 F -test 對式 (15) 做以上的檢定, 若拒絕 H_0 的虛無假設, 則 x 的過去歷史訊息, 對現在的 y 有顯著的預測能力即存在 x 對 y 有因果關係; 同樣地, 式 (16) 則檢定 y 對 x 是否有因果關係, 檢定假設如下:

$$\begin{aligned} H_0 : \vartheta_{2i} = 0 \cap \theta_x = 0, \forall i = 1, 2, \dots, q \\ H_1 : \vartheta_{2i} \neq 0 \cup \theta_x \neq 0, \forall i = 1, 2, \dots, q \end{aligned} \quad (18)$$

同樣以 F -test 對式 (16) 做以上的檢定, 若拒絕 H_0 , 同樣接受 y 對 x 存在因果關係的假設; 反之, 則否。

在檢定因果關係的同時, 對長短期的影響關係亦可分別檢定之。長期下, 檢定 ECT_{t-1} 之係數 θ_j ($j = x, y$), 是否為零; 若檢定結果顯著, 則表長期下具有因果關係。相對地, 短期下則分別對其因果關係之係數檢定之, 如式 (15), 需檢定 ϕ_{1i} 是否為 0, 若其結果顯著, 則存在短期下具有因果關係。

5 實證結果

5.1 資料來源與基本統計特性

本研究之主要目的在於探討台灣婦女勞動參與率、離婚率、出生率與國民生產毛額之間的因果關係。在變數選擇上,首先在婦女勞動參與成長率方面,我們選取了不同情況的四組,分別為「平均婦女勞動參與率」、「有未滿 6 歲小孩婦女勞動參與率」、「有 6 歲以上小孩婦女勞動參與率」以及「沒有小孩婦女勞動參與率」,以上四組分別搭配以下變數,分別探討不同小孩結構的婦女勞動參與率與社會、經濟重要變數間的因果關係。包含代表社會變數的離婚率、出生率與經濟代表變數的國民生產毛額率等三個變數。以上所有資料來源皆取自於行政院主計處所公佈的資料,資料頻率為年資料。所有資料的起迄時間皆為 1980 年至 2005 年。

表 1 說明各變數的基本統計量,我們先將資料取完對數,再做差分之後,所得到的結果皆為成長率的數據。比較各變數成長率之平均值,在婦女勞動參與成長率方面,「有未滿 6 歲小孩婦女勞動參與成長率」為 2.6% 高於其他組,最低為「有 6 歲以上小孩婦女勞動參與成長率」只有 0.9%,其他變數方面,離婚成長率平均值為 6.1%,出生成長率平均值為 -3.3%,國民生產毛額成長率則為 7.5%。

再來比較標準差,在婦女勞動參與成長率方面,「沒有小孩婦女勞動參與成長率」的標準差 0.052 為最高,最低者為「平均婦女勞動參與成長率」的標準差 0.036,其他變數方面,離婚成長率平均數 0.041,出生成長率平均數 0.072,國民生產毛額成長率的平均數則為 0.085。

另外,根據 Jarque-Bera 檢定結果,在虛無假設為常態分配的情況下,只有「有 6 歲小孩婦女勞動參與成長率」與「沒有小孩婦女勞動參與成長率」拒絕常態分配的假設,其餘變數皆接受常態分配的假設。在檢定各變數成長率是否存在自我相關性質時,虛無假設為

沒有自我相關下, 只有「沒有小孩婦女勞動參與成長率」與國民生產毛額成長率拒絕虛無假設之外, 其餘變數皆接受存在自我相關。最後, 在檢定各變數成長率是否具有 ARCH 效果時, 只有「平均婦女勞動參與成長率」具有 ARCH 效果, 其餘變數則皆不具有 ARCH 效果

5.2 單根檢定結果

過去許多的文獻皆指出經濟變數經常存在非恆定的特性, 若直接進行實證分析而不考慮變數特性的話, 可能會產生 Granger and Newbold (1974) 所提出的「虛假迴歸」的問題, 因此在進行因果關係檢定的統計推論之前, 我們先對個別變數進行單根檢定。本研究同時採用 ADF 與 KPSS 等兩種單根檢定法, 其結果同時列於表 2, 基於有效檢定力及精簡模型的原則下, 本文以 Hall (1994) 的「由繁而簡」為準則, 選取最適遞延期數。

首先在 ADF 單根檢定部分, 分別採用 τ_{μ} 和 τ_{τ} 兩種統計檢定量進行檢定。在 ADF 單根檢定的虛無檢定假設為: 有單根, 資料為非定態, 因此, 在 τ_{μ} 方面, 「平均婦女勞動參與率」與「沒有小孩婦女勞動參與率」以及國民生產毛額皆顯著, 即拒絕虛無假設, 顯示其為不具備單根的 $I(0)$ 定態數列, 而其他變數皆為不顯著的 $I(1)$ 數列, 也就是具有單根的非定態數列。在 τ_{τ} 的部分, 顯示「沒有小孩婦女勞動參與率」與離婚率為顯著, 也就是不具備單根的 $I(0)$ 定態數列, 其他變數則為不顯著的 $I(1)$ 數列, 即為具備單根性質的定態數列。進一步對其一階差分資料進行檢定, 則得到除了「沒有小孩婦女勞動參與成長率」與國民生產毛額成長率不顯著之外, 其餘變數皆為顯著的情況, 也就是只有「沒有小孩婦女勞動參與成長率」與國民生產毛額成長率具備單根性質, 其餘則否。

接下來, 在 KPSS 單根檢定方面, 同樣也分別採用 η_{μ} 與 η_{τ} 兩種統計檢定量進行檢定。其虛無假設 H_0 為具有恆定性之變數, 不具單根的 $I(0)$ 時間數列, 剛好跟傳統的 ADF 單根檢定之虛無假設相反, 而對立假設 H_1 則是具有單根的非恆定 $I(1)$ 數列。在 η_{μ} 方面,

顯示所有變數皆為顯著的情況,也就是具備單根,非恆定的 $I(1)$ 數列。在 η_τ 的部分,則有「有 6 歲以下小孩婦女勞動參與率」、離婚率、出生率結果不顯著,也就是不具備單根性質,恆定的 $I(0)$ 數列,其他變數則皆為具單根性質的 $I(1)$ 數列。而一階差分資料顯示,皆為不顯著,也就是都不具有單根的性質。

5.3 共整合分析結果

由於 ADF 與 KPSS 單根檢定結果顯示並非所有資料皆為 $I(1)$ 之非恆定數列,因此無法以 Engel and Granger (1987) 的兩階段共整合檢定法或是 Johansen and Juselius (1990) 的概似比共整合檢定法,檢定是否存在長期均衡關係,為解決上述問題,我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法進行共整合檢定,因為 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法並不需要考慮變數的階次,亦即無論變數數否為 $I(0)$ 或 $I(1)$,甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$,都不會影響共整合檢定的結果,而且可明確的區別兩變數何者為相依變數,何者為外生變數。在進行共整合分析之前,首先需對模型選取一個最適遞延期數。在此,以 SBC 準則作為選取的依據,而本研究則全部取最適遞延期數為 1 期。

值得注意的是,在 Pesaran et al. (2001) 所提出的共整合方法中,其臨界值的估算大多是以樣本數在 500 筆或是 1000 筆的情況下模擬而得出的大樣本結果,然而由於本次研究的樣本數只有 26 筆,因此在臨界值的選取上,我們不採用 Pesaran et al. (2001) 之臨界值而改採 Narayan (2005) 所提出在小樣本情況下所模擬出之臨界值,其下界臨界值 $I(0)=5.333$,上界臨界值 $I(1)=7.063$ 。

我們將邊界檢定結果整理於表 3,其中 $F(y | \bar{x}_i)$ 代表 F 檢定統計量,其中 y 為被解釋變數, $\bar{x}_i = \{x_1 \dots x_N\}$, 為 N 個解釋變數所形成的向量。以第一組為例,針對本組的婦女勞動參與率 $LPER(a)$,以迴歸估計法估計誤差修正模型 (conditional error correction model),檢定 $H_0 : \theta_{1y} = \theta_{2y} = 0$ 所得到的 F 統計值,即分別為不同被解釋變數下的檢

定統計量。

操作上,我們以四組不同的婦女勞動參與成長率,分別搭配離婚成長率、出生成長率、國民生產毛額成長率為被解釋變數,得出其檢定統計量分別為:「平均婦女勞動參與成長率」5.605, 6.694, 12.244, 6.188;「有未滿6歲小孩婦女勞動參與成長率」3.244, 2.335, 8.882, 4.780;「有6歲以上小孩婦女勞動參與成長率」5.100, 7.025, 9.300, 6.096;「沒有小孩婦女勞動參與成長率」3.065, 1.304, 4.446, 4.142。

從數據看來,「平均婦女勞動參與成長率」此組,只有以出生成長率當被解釋變數,其餘為外生變數時,其檢定統計量12.244大於臨界值上界7.063,其他變數當被解釋變數時5.605, 6.694, 6.188,皆介於臨界值上界7.063與下界5.333之間,雖然無法明顯定義其為 $I(0)$ 或 $I(1)$,但由於以出生成長率當被解釋變數其檢定統計量是大於上界的,我們還是很明顯可以定義本組具有一組共整合向量的存在。

「有未滿6歲小孩婦女勞動參與成長率」此組同樣只有以出生成長率當被解釋變數,其餘為外生變數時,其檢定統計量8.882大於臨界值上界7.063,其餘3.244, 2.335, 4.780皆小於臨界值下界5.333,因此很明顯的,本組存在以出生成長率為被解釋變數的一組共整合向量。

「有6歲以上小孩婦女勞動參與成長率」本組同樣也是只有以出生成長率當被解釋變數,其餘變數為外生變數時,其檢定統計量9.300大於臨界值上界7.063,其他變數當被解釋變數時,其檢定統計量則分別為5.100,7.025,6.096,很明顯地,只有5.100低於臨界值下界5.333,其餘7.025, 6.096皆介於臨界值上界7.063與下界5.333之間,雖然介於臨界值上界與下界之間的數據無法判定其為 $I(0)$ 或 $I(1)$,但是由於以出生成長率當被解釋變數其檢定統計量9.300大於臨界值上界,所有我們還是可以定義本組同樣也存一組共整合向量。

至於「沒有小孩婦女勞動參與成長率」此組, 很明顯地發現, 不論以何種變數當被解釋變數, 其檢定統計量 3.065, 1.304, 4.446, 4.142, 皆小於臨界值下界 5.333, 同時也無任何一個檢定統計量大於上界 7.063, 因此我們判定本組不存在任何共整合向量, 也不具有長期均衡關係。

以上, 我們可以很明顯的觀察到, 只有在「平均婦女勞動參與成長率」至「有6歲以上小孩婦女勞動參與成長率」這三組間, 只有以出生成長率當被解釋變數, 其餘為外生變數時, 其檢定統計量皆大於臨界值上界 7.063, 而其他變數則否, 因此我們可以定義這三組, 以出生成長率為被解釋變數時皆存在一組共整合向量, 也可以說存在一個共整合的長期均衡關係。¹

5.4 線性因果關係檢定結果

根據上述邊界檢定結果顯示,「平均婦女勞動參與率」、「有未滿6歲小孩婦女勞動參與率」以及「有6歲以上小孩婦女勞動參與率」此三組變數間皆存在一個共整合的長期均衡關係, 而「沒有小孩婦女勞動參與率」此組則否。依據 Granger 代表性定理 (Granger Representation Theorem) 可知, 若存在一個共整合的長期均衡關係, 則變數間一定存在因果關係, 而且可以表示成誤差修正模型, 亦即估計的模型必須考慮修正項, 否則會出現模型誤設的偏誤; 在進行因果關係檢定時, 也必須考慮短期 (動態遞延期數) 及長期 (誤差修正項) 的因果關係, 我們以 F 統計量來檢定變數間的長、短期 Granger 因果關係, 檢定結果整理於表 4 至表 7, 由表 4 可知, 平均婦女勞動參與率、離婚率、國民生產毛額皆對出生率存在短期的單向因果關係, 長期下, 對出生率的檢定也是顯著的, 顯示不論從婦女勞動參與率, 或是代表社會變數的離婚率, 甚至是經濟變數的國民生產毛額, 皆對出生率

¹所有估計結果皆列於附表1至12, 觀察所有表內的「殘差自我相關」、「常態性檢定」或「自我迴歸異質變異檢定」等檢定結果皆為不顯著, 顯示本文估計的模型應該是真正模型中的一個很好的近似模型。

有著單向的因果關係, 除此之外, 其他變數間卻沒有任何證據顯示具有因果關係, 因此我們可推斷, 婦女勞動參與率、離婚率、國民生產毛額, 在短期下會影響出生率, 反之則否。² 長期下, 我們以出生率為因變數進行誤差修正模型的估計時, 其誤差修正項的係數顯著異於零, 表示存在著長期因果關係。這樣的因果關係檢定結果與表 3 的邊界檢定相互呼應, 從表 3 我們同樣也可以得到, 在「平均婦女勞動參與率」本組, 當以出生率為被解釋變數, 其餘變數為外生變數時, 其檢定統計量 12.244 大於臨界值上界 7.063, 因此存在一組共整合的長期均衡關係, 與表 4 的結果相符。

由以上結果我們可以推定, 任何的變數對婦女勞動參與率皆沒有因果關係, 反倒是除了出生率以外的所有變數, 皆對出生率具有單向因果關係。單獨從婦女勞動參與率來看, 其本身與出生率有負向相關這是可以理解的, 從傳統家庭經濟學的角度看來, 婦女工作投入越高, 意味著可支配時間越少, 相對地排擠了處理家務的時間, 於是出生率也就下降了; 另一方面, 工作參與越高, 人力資本的累積也高, 也使其退出勞動市場的機會成本增加, 生育小孩的成本也跟著升高, 也就產生以上的結果了。談到社會變數代表的離婚率, 同樣具有反向因果關係, 這項因素很明顯的指出, 離婚與生育是相當明顯的替代關係。代表經濟變數的國民生產毛額也不例外, 民衆物質生活條件改善, 就愈有能力撫養小孩, 進而會生育小孩, 這對於目前生育率屢創新低的台灣,³ 正是最適當的解讀。因此 Narayan and Peng (2006c) 曾以日本近年出生率為被解釋變數, 使用了與本文同樣的統計分析方法, 得到相似於本文的結果, 而本文則以台灣為背景, 使用了近幾年的觀察資料, 從社會整體結構來看, 由於日本與台灣整體社、經濟等條件相去不遠, 因此有著類似的結果並不令人意外。

²若變數 x 對 y 具有因果關係, 則表示 x 的過去歷史值對於變數 y 具有預測能力, 這才是 Granger 因果關係的真正意涵。

³台灣出生育已從 1980 年的平均每位婦女生育 2.5 人降至 2004 年的 1.18 人, 2005 年更降至 1.115 人, 資料來源: 行政院主計處。

接著觀察表 5、表 6, 所得到的結果, 「有未滿 6 歲小孩婦女勞動參與成長率」、「有 6 歲以上小孩婦女勞動參與成長率」兩組, 與「平均婦女勞動參與成長率」此組相同, 因此我們可以推定: 有未成年小孩的婦女, 其本身投入工作的態度, 對小孩的生育有著相同的影響, 也就是參與率愈高, 生育率愈低。比較有趣的結果為「沒有小孩婦女勞動參與成長率」組, 如表 7 所示, 本文的研究無法找出是否具有顯著的長期均衡關係, 因此改由 VAR 來檢定其因果關係。從結果來看, 我們發現任意變數與變數間完全找不到具有因果關係, 造成此種結果的原因, 本文認為, 這樣的結果大體也貼近當前的社會現象, 由於近年來台灣社會女性受高等教育的比例與男性不相上下, 女性的人力資本與男性相比毫不遜色, 加上婦女的自我意識抬頭, 女權高漲, 因此沒有小孩的女性比已生育的女性有著更強烈的自我意識, 本身自主性也較高, 傳宗接代的觀念也比較薄弱, 生不生小孩完全由其本身來判定。而女性自我意識恰為傳統計量分析上最難量化的一項變數, 本研究也未涵蓋此變數, 因此變數間顯示完全不具有因果關係。從傳統經濟學的觀點來看, 一旦教育程度、職業地位、工作年資越高的女性, 也相對獲得愈高的薪資, 經濟自主權也越高, 其退出勞動市場的機會成本也越大, 相對也就越不會有生育的念頭。

5.5 與過去文獻比較

綜合上述所有檢定結果, 有小孩婦女勞動參與率與出生率有因果相關, 而沒有小孩婦女勞動參與率則無。因此本文認為, 擁有小孩與否的婦女勞動參與, 的確對出生率有不同的影響, 同時也點出了無法量化的婦女自我意識, 與退出勞動市場的機會成本, 確實對經濟變數有所影響。

就以往研究婦女勞動方面的文章, 多採用 Multinomial Logit Model 進行實證分析, 以析離出影響婦女就業選擇的原因。研究結果也指出, 家庭事務、子女照顧問題確實對婦女選擇一般受雇工作有不利影響。

本文與過去研究之不同處,在於本文主要檢定關於不同小孩組別的婦女勞動參與率與經濟變數及社會變數之間的因果關係,在共整合檢定過程中我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法,因為 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法並不需要考慮變數的階次,亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$,甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$,都不會影響共整合檢定的結果,而且可明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為外生變數。而在因果關係檢定方法上,我們則採用了傳統的 Granger 因果關係,來推論變數間的因果相關性。

高月霞與陳仕偉 (1994) 也應用了 Granger 因果關係的概念,建立向量自我迴歸模型,來探討台灣婦女勞動參與、婚姻、生育行為和勞動市場狀況等相關變數的因果關係,與本研究不同的是,其雖然多採用了失業率、工資率、物價指數等變數,但仍以婦女勞動參與率、嬰兒出生率、離婚率為分析焦點,結果也顯示其彼此為回饋關係,例如婦女勞參率提高使嬰兒出生率下降,而嬰兒出生率的下降亦使婦女勞參率上升。與本文不同處,在於其資料區間是較早期的社會資料,而本研究則採用 1980 以後的資料,同時也恰好包函到台灣經濟成長快速至遲緩,西方生活觀念影響愈深,整體社會風氣也巨變的時期,婦權運動也漸趨成熟,本文結果與此篇不同,倒也合理。

Narayan (2006a,b) 也同樣運用了 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法,與 Granger 的因果關係檢定法,分別探討了中國大陸與台灣的所得、死亡率、婦女教育程度以及婦女勞動參與率對出生率之間的因果關係,中國大陸方面則多加入了婦女不識字率這項變數。結果顯示,台灣方面,婦女教育程度與婦女勞動參與率確實對出生率有相當顯著的影響,這樣的結果 Narayan 認為主要有兩項原因,第一,隨著經濟的成長,婦女受教育的機會大增,教育程度也普遍提高,所受的教育越高,同時也造就了低生育率。第二,在早期台灣政府鼓勵節育的政策下,隨著婦女勞動參與率的逐漸提升,確實很明顯地影響了台灣年逐年下降的出生率。中國大陸方面,在一胎化的緊縮出生率的政策下,不可否認地,對降低出生率有著十分顯著的影響,除此之外,本文同時也發現,越高的婦女不識字率與死亡率,造就

了較高出生率;另一方面,較高的所得與婦女勞動參與率,則會造成較低的出生率。從長期方面來看,隨著中國大陸經濟的持續加溫,死亡率與婦女不識字率將逐漸降低,伴隨著一胎化的緊縮生育率政策下,中國大陸的生育率將是持續下降的趨勢。以上所述,與本研究雖然運用相同的實證方法,但主要皆探討社會經濟方面的變數對出生率的影響,而本研究則將婦女勞動參與率細分為不同小孩年齡的背景資料下,分別檢定社會經濟變數之間的因果關係,巧合的是,本研究結果顯示,在有小孩的婦女背景下,婦女勞動參與率、離婚率、國民所得皆會影響出生率,與 Narayan 研究台灣的結果,十分契合;而 Narayan 在研究中國大陸方面的結果也顯示,較高的所得與婦女勞動參與率,則會造成較低的出生率,與本研究的結果也十分類似。

Narayan and Peng (2006c) 則是同樣採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法,加入日本 1950 至 2000 年資料來探討影響日本低生育率的原因,本篇指出,高科技醫學的發達以及避孕觀念的普遍,的確會造成低生育率;此外,結婚年齡也是影響日本生育的重要因素;最後,女性足見升高的教育水準,更是造成低生育率的一大因素,此項結果,恰好與本文前述相符合,因此,隨著世界許多先進國家逐年降低的生育率,各國政府莫不增加各項社會福利來鼓勵生率。低生育率,背後隱藏的是勞動人口的減少,以及人口的負成長等問題,所需付出的高社會成本,令各國政府傷透腦筋,本文的實證結果,希望能提供些微的助益。

綜觀上述,在實證方法上或許有些許的不同,但結果都證實了,經濟越成長將伴隨著社會的開放,所得的提高以及婦女勞動參與率的提升,進而影響了逐年降低的出生率,這似乎同時也描述了目前西方許多已開發國家所面臨低生育率的困境。

6 結論與建議

人類從工業社會，逐漸進入所謂的資訊化社會，男性依靠著勞力工作的優勢不再，取而代之的是創意與投入工作的熱情等職場優勢的工作特質，因此女性本身的特性漸漸展露於工作上，於是乎，愈來愈多的婦女擺脫廚房與奶粉尿布的束縛，逐漸的投入職場發光發熱。近年來，世界許多先進國家追求經濟成展的同時，也投入愈多的眼光來研究婦女的勞動參與率。顯而易見的，越多的婦女投入工作，絕對可以創造出越多的產出，經濟貢獻也就越大，只是要如何創造出誘因來促使婦女能無後顧之憂的投入職場呢？社會福利肯定是一大課題，托嬰制度是否完善，絕對關鍵低影響婦女勞動參與率，而社會整體現象，牽一髮而動全身，勞參率也影響著出生率，一環扣著一環，猶如食物鏈般地密不可分。

本研究主要是利用嚴謹的數學工具，來解釋說明些許的社會現象，從數據來看，「平均婦女勞動參與率」、「有未滿6歲小孩婦女勞動參與率」、「有6歲以上小孩婦女勞動參與率」，此三組婦女勞動參與率、離婚率、國民生產毛額，在短期下會影響出生率，長期下，以出生率為因變數進行誤差修正模型的估計時，其誤差修正項的係數顯著異於零，同樣也存在著長期因果關係。「沒有小孩婦女勞動參與成長率」此組則不存在任何因果關係，也就是婦女勞動參與率、離婚率、國民生產毛額，不論在長、短期下皆不會影響出生率。

以上我們可以推定，在台灣有小孩的婦女其經濟行為的確與沒有小孩婦女來的不同，而2004年台灣婦女總體勞動參與率為47.71%，位居亞洲四小龍之末，⁴ 追究原因包含托嬰制度不完善，傳統男主外、女主內觀念導致許多婦女婚後不願意再度投入職場，還有職場男女同工不同酬的現象等，以上幾點都再再地降低婦女就業意願，值得有關當局重視。

⁴國際評比資料2004年台灣婦女勞參率47.71%，落後新加坡54.2%、香港52.9%及韓國49.8%，居亞洲四小龍之末。資料來源：經建會。

本文研究考慮了婦女勞動參與率, 以及社會、經濟較具代表性的變數, 所得到的結果顯示, 雖然無法證明出真正影響婦女就業的變數, 卻也呈現了出生率在變數間所扮演的角色, 即「平均婦女勞動參與成長率」、「有未滿6歲小孩婦女勞動參與成長率」、「有6歲以上小孩婦女勞動參與成長率」, 此三組婦女勞動參與率、離婚率、國民生產毛額, 在短期下會影響出生率, 長期下, 以出生率為因變數進行誤差修正模型的估計時, 其誤差修正項的係數顯著異於零, 同樣也存在著長期因果關係;「沒有小孩婦女勞動參與成長率」此組則不存在任何因果關係。

本文尚有許多改善之處, 由於要表現近年社會傳統觀念變化頗大的台灣, 於是選用 1980 至 2005 年的資料, 資料樣本略嫌不足, 也許幾年後樣本資料所表現的結果, 會有所不同。此外, 在檢定模型應用上, 除了利用原先 Granger 因果關係檢定之外, 可以考慮利用非線性因果關係檢定或不對稱因果關係檢定, 進行更深入之探討, 使實證結果更加準確, 可信度更高, 以上都是可以繼續擴充研究之方向。

參考文獻

1. 于若蓉、朱敬一 (1988), 婦女勞動參與對生育行為之影響—兩制內生轉換模型之應用, 《經濟論文叢刊》, 16, 225–249。
2. 李大正、楊靜利 (2004), 台灣婦女勞動參與類型與歷程之變遷, 《人口學刊》, 28, 109–134。
3. 徐美 (2004), 有偶婦女在台灣勞動市場轉型中參與行為的變動, 臺灣人口學會 2004 年研討會。
4. 高月霞、陳仕偉 (1994), 台灣婦女勞動參與行為之因果關係分析, 《婦女與兩性學刊》, 5, 1–45。
5. 高月霞、陳仕偉 (1997), 台灣婦女勞動參與行為之長期關係分析, 《東吳經濟商學學報》, 19, 81–108。
6. 張素梅 (1978), 台灣生育率決定因素的分析, 《社會科學論叢》, 25, 399–412。
7. 張晉芬 (1996), 女性勞動者婚育離職原因之探討, 中研院社會學研究所小型專題研討會第三回: 台灣勞動研究。
8. 張嘉淳 (2000), 台灣有偶婦女的勞動供給行為—個人與家庭特性對從業身份選擇的影響, 國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。
9. 張清溪 (1979), 失業率與台灣婦女勞動參與, 《中國經濟學會論文集》, 97–115。
10. 張清溪 (1980), 結婚、生育、與子女數對有偶婦女勞動供給的影響, 《經濟論文叢刊》, 9(2), 167–223。
11. 張清溪 (1982), 台灣有偶婦女勞動參與, 《中國經濟學會論文集》, 97–127。
12. 劉玉蘭 (1984), 台灣地區婦女人力運用情形之分析, 行政院經濟建設委員會人力規劃小組。
13. 劉鶯釧 (1988), 有偶婦女勞動參與的多重選擇模型, 《經濟論文叢刊》, 16(2), 133–147。
14. 劉鶯釧 (1992), 台灣的婦女勞動供給, 《華嚴教授紀念論文集》。

15. 劉鶯釧 (1994), 台灣婦女勞動供給, 《台灣經濟發展論文集》。
16. 簡文吟 (1997), 台灣地區已婚婦女就業型態之分析：離職與復職的檢視, 國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。
17. 簡文吟 (2004), 台灣已婚婦女勞動再參與行為的變遷, 《人口學刊》, 28, 1-47。
18. 薛承泰 (2000), 台灣地區已婚婦女就業型態之分析, 《人口學刊》, 21, 77-99。
19. 羅紀瓊 (1986), 已婚婦女勞動參與之再思, 《經濟論文》, 14:1, 113-130。
20. Becker, G. S. (1960), An Economic Analysis of Fertility in Universities – National Bureau Committee for Economic Research, *Demographic and Economic Change in Developed Countries* Princeton:Princeton University Press, 209-236.
21. Becker, G. S. (1965), A Theory of the Allocation of Time, *Economic Journal*, 125, 493-517.
22. Blossfeld, H. P. and G. Rohwer (1997), Part-time work in West Germany, In Hans – Peter Blossfeld and Catherine Hakim (eds.), *Between Equalization and Marginalization Women Working Part – Time in Europe and the United States of America*, 164-190.
23. Boden, R. J. Jr. (1996), Gender and self-employment selection: an empirical assessment, *Journal of Socio-Economics*, 25, 671-682.
24. Bowen, W. G. and T. A. Finegan (1969), *The Economics of Labor Force Participation*, Princeton: Princeton University Press.
25. Carrasco, R. (1999), Transitions to and from self-employment in Spain:an empirical analysis, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 315-339.
26. Cheng B. S. and Nwachukwu S. L.S. (1997), The effect of education on fertility in Taiwam: A time series analysis, *Economics Letters*, 56, 95-99.

27. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Society*, 74, 427–431.
28. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), Likelihood ratio of the estimates for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49, 1057–1072.
29. Dooley, M. D. (1994), The converging market work pattern of married mothers and lone mothers in Canada, *Journal of Human Resources*, 29, 600–620.
30. Engle, R. E. and C. W. J. Granger (1987), Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55, 251–276.
31. Glick, P. C. (1947), The family lifecycle, *American Sociological Review*, 12, 164–174.
32. Granger, C. W. J. (1969), Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, *Econometrica*, 37, 424–438.
33. Hall, A. D. (1994), Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461–470.
34. Heckman, J. (1974), Shadow prices, market wages, and labor supply, *Econometrica*, 42, 679–694.
35. Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.
36. Johansen, S. and K. Juselius (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–209.
37. Kwiatkowski, D. , P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root:How Sure Are We That Economic Time Series Have A Unit Root ? *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.

38. Leibowitz, A and J. A. Klerman (1995), Explaining changes in married women's employment over time, *Demography*, 32, 365–377.
39. Lommis, C.P. and C. H. Hamilton (1936), Family life cycle analysis, *Social Forces*, 15, 225–231.
40. Long, E. J. and B. E. Jones (1980), Part-Week Work by Married Womem, *Southern Economic Journal*, 46, 716–725.
41. Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
42. McLaughlin, S. D. (1982), Differential patterns of female labor force participation surrounding the first birth, *Journal of Marriage and the Family*, 44, 407–420.
43. Miner, J. (1962), Labor Force Participation of Married Women, in H. G. Lewis,(ed.), *Aspects of Labor Economics, a conference of the Uiversities – National Bureau of Economic Research*, Princeton: Princeton University Press, 63–105.
44. Narayan, P. K. (2005), The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests, *Applied Economics*, 37, 1979-1990.
45. Narayan, P. K. (2006a), An Econometric Analysis of the Determinants of Fertility for China,1950–2000. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4, 165–183.
46. Narayan, P. K. (2006b), Determinants of Female Fertility in Taiwan,1966–2001: Empirical Evidence from Cointegration and Variance Decomposition Analysis, *Asian Economic Journal*, 20, 393–407.
47. Narayan, P. K. and X. Peng (2006c), Japan's fertility transition : Empirical evidence from the bounds testing approach to cointegration, *Japan and the World Economy*, 602, 1–16.

48. Pample, F. C. and K. Tanaka (1986), Economic development and female labor force participation: A reconsideration, *Social Forces*, 64, 599–618.
49. Pesaran, M. H. , Y. Shin and R. J. Smith (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
50. Phillips, P. and P. Perron (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335–346.
51. Waite, L. J. (1980), Working wives and the family life cycle, *American Journal Sociology*, 88, 272–294.
52. Yamada, T. and T. Yamada (1985), Part-time works vs. full-time work of married women in Japan, *NBER working paper*, No.1068.

表 1: 各項變數之基本統計量

變數	統計量								
	Mean	S.D.	SK	EK	Max	Min	JB	LB(4)	ARCH(4)
<i>DPER(a)</i>	0.015	0.036	1.032	2.492	0.120	- 0.056	1.159	2.578	17.833*
<i>DPER(b)</i>	0.026	0.041	0.961	1.793	0.142	- 0.048	7.194*	2.587	1.981
<i>DPER(c)</i>	0.009	0.038	0.125	1.375	0.100	- 0.085	2.034	4.586	8.776
<i>DPER(d)</i>	0.024	0.052	1.094	1.577	0.173	- 0.043	7.579*	21.229*	9.458
<i>DDIV</i>	0.061	0.041	- 0.253	0.408	0.147	- 0.037	0.441	3.269	1.166
<i>DFER</i>	- 0.033	0.072	- 0.352	0.108	0.087	- 0.189	0.529	3.416	0.787
<i>DGNP</i>	0.075	0.085	0.186	0.988	0.283	- 0.098	1.160	12.704*	1.691

(1) * 表示在 5% 的水準下顯著。

(2) *DPER(a)* 表示「平均婦女勞動參與成長率」的組別;*DPER(b)* 表示「有 6 歲以下小孩婦女勞動參與成長率」的組別; *DPER(c)* 表示「有 6 歲以上婦女勞動參與成長率」的組別; *DPER(d)* 表示「沒有小孩婦女勞動參與成長率」的組別。

(3) Mean 和 S.D. 表示每個變數成長率之平均數與標準差; Max 是最大觀察值; Min 是最小觀察值。

(4) SK 是衡量這個序列其平均數分配的偏態, 當他的值為 0 時為常態分配; 其值為正表示此分配有一個長的右尾; 為負表示這個分配有一個長的左尾。

(5) EK 是衡量這個序列其平均數分配的峰態, 當他的值為 0 時為常態峰; 其值大於 0 則這個分配為高狹峰; 小於 0 則為低闊峰。

(6) JB 為 Jarque-Bera 統計量, 目的在於測試這個序列是否為常態分配。

(7) LB(4) 為 Ljung-Box Q 統計量, 落後期數為 4。

(8) ARCH(4) 為 ARCH 統計量, 落後期數為 4, 目的在於檢測這個序列是否具有 ARCH 效果。

表 2: ADF與 KPSS 單根檢定

被解釋變數	ADF		KPSS	
	τ_{μ}	τ_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
<i>LPER(a)</i>	- 4.282*	- 2.894	0.547*	0.150*
<i>LPER(b)</i>	- 2.029	- 1.800	0.598*	0.128
<i>LPER(c)</i>	- 2.425	- 2.843	0.502*	0.149*
<i>LPER(d)</i>	- 5.227*	- 4.470*	0.608*	0.163*
<i>LDIV</i>	- 0.690	- 4.450*	0.631*	0.077
<i>LFER</i>	- 0.656	- 1.943	0.594*	0.097
<i>LGNP</i>	- 5.406*	- 3.180	0.570*	0.160*
<i>DPER(a)</i>	- 3.992*	-	0.226	-
<i>DPER(b)</i>	- 3.996*	-	0.219	-
<i>DPER(c)</i>	- 3.575*	-	0.156	-
<i>DPER(d)</i>	- 2.884	-	0.279	-
<i>DDIV</i>	- 3.001*	-	0.150	-
<i>DFER</i>	- 5.785*	-	0.140	-
<i>DGNP</i>	- 1.471	-	0.316	-

(1) 註:* 表 5% 顯著水準下顯著。

(2) 變數開頭為「L」表示對變數取對數。

(3) 變數開頭為「D」表示對變數取完對數之後, 再對其取差分, 其涵義為「成長率」。

(4) *PER(a)* 表示「平均婦女勞動參與率」的組別; *PER(b)* 表示「有 6 歲以下小孩婦女勞動參與率」的組別; *PER(c)* 表示「有 6 歲以上婦女勞動參與率」的組別; *PER(d)* 表示「沒有小孩婦女勞動參與率」的組別。

表 3: 邊界檢定表

組別	95%			
	I(0)=5.333		I(1)=7.063	
<i>LPER(a)</i>	$F(DPER \bar{x}_1) = 5.605$	$F(DDIV \bar{x}_2) = 6.694$	$F(DFER \bar{x}_3) = 12.244^*$	$F(DGNP \bar{x}_4) = 6.188$
<i>LPER(b)</i>	$F(DPER \bar{x}_1) = 3.244$	$F(DDIV \bar{x}_2) = 2.335$	$F(DFER \bar{x}_3) = 8.882^*$	$F(DGNP \bar{x}_4) = 4.780$
<i>LPER(c)</i>	$F(DPER \bar{x}_1) = 5.100$	$F(DDIV \bar{x}_2) = 7.025$	$F(DFER \bar{x}_3) = 9.300^*$	$F(DGNP \bar{x}_4) = 6.096$
<i>LPER(d)</i>	$F(DPER \bar{x}_1) = 3.065$	$F(DDIV \bar{x}_2) = 1.304$	$F(DFER \bar{x}_3) = 4.446$	$F(DGNP \bar{x}_4) = 4.142$

(1) $F(y | \bar{x}_i)$, $i=1,2,3,4$ 表以變數 y 做為被解釋變數下所得的檢定統計量, 其中 $\bar{x}_1 = \{ DDIV, DFER, DGNP \}$, $\bar{x}_2 = \{ DPER, DFER, DGNP \}$, $\bar{x}_3 = \{ DPER, DDIV, DGNP \}$, $\bar{x}_4 = \{ DPER, DDIV, DFER \}$ 。

(2) *DPER* 為婦女勞動參與成長率; *DDIV* 為離婚成長率; *DFER* 為出生成長率; *DGNP* 為國民生產毛額成長率。

(3) *LPER(a)* 表示「平均婦女勞動參與率」的組別; *LPER(b)* 表示「有6歲以下小孩婦女勞動參與率」的組別; *LPER(c)* 表示「有6歲以上婦女勞動參與率」的組別; *LPER(d)* 表示「沒有小孩婦女勞動參與率」的組別。

(4) *表示在 5% 水準下顯著。

表 4: 因果關係檢定結果[平均婦女勞動參與率]

		F-statistic [<i>p</i> -value]		
		PER	DIV	FER
PER	⇒	–	0.079 [0.783]	15.006 [0.001]*
DIV	⇒	0.546 [0.469]	–	17.918 [0.001]*
FER	⇒	0.005 [0.945]	0.447 [0.512]	–
GNP	⇒	0.464 [0.504]	0.000 [0.993]	26.690 [0.000]*
ECM	⇒	0.418 [0.526]	0.507 [0.486]	37.729 [0.000]*

(1) 註：* 表 5% 信心水準下顯著。

(2) PER：婦女勞動參與率。

(3) DIV：離婚率。

(4) FER：出生率。

(5) GNP：國民生產毛額。

(6) ECM：誤差修正項。

表 5: 因果關係檢定結果[有未滿6歲小孩婦女勞動參與率]

		F-statistic [<i>p</i> -value]		
		PER	DIV	FER
PER	⇒	–	0.644 [0.433]	11.130 [0.004]*
DIV	⇒	0.265 [0.613]	–	13.630 [0.002]*
FER	⇒	0.944 [0.344]	0.136 [0.717]	–
GNP	⇒	0.358 [0.557]	0.055 [0.817]	24.730 [0.000]*
ECM	⇒	0.331 [0.572]	0.000 [0.997]	32.664 [0.000]*

(1) 註：* 表 5% 信心水準下顯著。

(2) PER：婦女勞動參與率。

(3) DIV：離婚率。

(4) FER：出生率。

(5) GNP：國民生產毛額。

(6) ECM：誤差修正項。

表 6: 因果關係檢定結果[有6歲以上小孩婦女勞動參與率]

		F-statistic [<i>p</i> -value]		
		<i>PER</i>	<i>DIV</i>	<i>FER</i>
<i>PER</i>	⇌	–	0.786 [0.387]	9.263 [0.007]*
<i>DIV</i>	⇌	0.490 [0.493]	–	12.240 [0.003]*
<i>FER</i>	⇌	0.160 [0.694]	0.573 [0.459]	–
<i>GNP</i>	⇌	0.663 [0.426]	0.011 [0.918]	21.568 [0.000]*
<i>ECM</i>	⇌	0.406 [0.532]	1.124 [0.303]	27.265 [0.000]*

(1) 註：* 表 5% 信心水準下顯著。

(2) *PER*：婦女勞動參與率。

(3) *DIV*：離婚率。

(4) *FER*：出生率。

(5) *GNP*：國民生產毛額。

(6) *ECM*：誤差修正項。

表 7: 因果關係檢定結果[沒有小孩婦女勞動參與率]

		F-statistic [<i>p</i> -value]		
		<i>PER</i>	<i>DIV</i>	<i>FER</i>
<i>PER</i>	⇌	–	0.627 [0.438]	0.001 [0.970]
<i>DIV</i>	⇌	0.035 [0.853]	–	1.370 [0.256]
<i>FER</i>	⇌	0.049 [0.827]	0.039 [0.846]	–
<i>GNP</i>	⇌	2.370 [0.140]	0.180 [0.676]	0.041 [0.841]

(1) 註：* 表 5% 信心水準下顯著。

(2) *PER*：婦女勞動參與率。

(3) *DIV*：離婚率。

(4) *FER*：出生率。

(5) *GNP*：國民生產毛額。

(6) *ECM*：誤差修正項。

附表1：平均婦女勞動參與率 - PER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	- 1.533	2.376	- 0.645[0.527]
ECM(-1)	7.466	11.545	0.647[0.526]
DFER(-1)	0.008	0.110	0.070[0.945]
DPER(-1)	0.212	0.273	0.776[0.448]
DDIV(-1)	0.212	0.287	0.739[0.469]
DGNP(-1)	- 0.075	0.110	- 0.681[0.504]
R-Squared	0.278	R-Bar-Squared	0.077
S.E. of Regression	3.224	F-stat. F(5,18)	1.384[0.277]
Mean of Dependent Variable	1.755	S.D. of Dependent Variable	3.356
Residual Sum of Squares	187.071	Equation Log-likelihood	- 58.696
Akaike Info. Criterion	- 64.696	Schwarz Bayesian Criterion	- 68.230
DW-statistic	1.748	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 1.089[0.297]$	F(1,17) = 0.808[0.381]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 4.037[0.045]$	F(1,17) = 3.438[0.081]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 2.988[0.225]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 3.715[0.054]$	F(1,22) = 4.029[0.057]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表2：平均婦女勞動參與率 - *DIV* 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	1.971	3.262	0.604[0.553]
ECM(-1)	11.282	15.851	0.712[0.486]
DFER(-1)	- 0.101	0.151	- 0.668[0.512]
DPER(-1)	- 0.105	0.374	- 0.280[0.783]
DDIV(-1)	0.095	0.394	0.240[0.813]
DGNP(-1)	0.001	0.151	0.009[0.993]
R-Squared	0.115	R-Bar-Squared	- 0.131
S.E. of Regression	4.426	F-stat. F(5,18)	0.467[0.795]
Mean of Dependent Variable	6.059	S.D. of Dependent Variable	4.162
Residual Sum of Squares	352.640	Equation Log-likelihood	- 66.303
Akaike Info. Criterion	- 72.303	Schwarz Bayesian Criterion	- 75.837
DW-statistic	1.768	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.192[0.662]$	F(1,17) = 0.137[0.716]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 1.033[0.310]$	F(1,17) = 0.764[0.394]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.696[0.706]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.582[0.445]$	F(1,22) = 0.547[0.467]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表3：平均婦女勞動參與率 - FER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	4.813	3.114	1.546[0.140]
ECM(-1)	- 92.955	15.133	- 6.142[0.000]
DFER(-1)	- 0.418	0.144	- 2.906[0.009]
DPER(-1)	1.385	0.357	3.874[0.001]
DDIV(-1)	1.594	0.376	4.233[0.001]
DGNP(-1)	0.747	0.145	5.166[0.000]
R-Squared	0.741	R-Bar-Squared	0.669
S.E. of Regression	4.226	F-stat. F(5,18)	10.283[0.000]
Mean of Dependent Variable	- 3.289	S.D. of Dependent Variable	7.341
Residual Sum of Squares	321.411	Equation Log-likelihood	- 65.191
Akaike Info. Criterion	- 71.191	Schwarz Bayesian Criterion	- 74.725
DW-statistic	2.493	Durbin's h-statistic	- 1.702[0.089]
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 2.868[0.090]$	$F(1,17) = 2.308[0.147]$	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.248[0.618]$	$F(1,17) = 0.177[0.679]$	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.119[0.942]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.107[0.743]$	$F(1,22) = 0.099[0.756]$	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表4：有未滿6歲小孩婦女勞動參與率 - PER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	- 1.173	2.970	- 0.040[0.969]
ECM(-1)	9.091	15.796	0.576[0.572]
DFER(-1)	0.137	0.141	0.971[0.344]
DPER(-1)	0.171	0.316	0.543[0.594]
DDIV(-1)	0.175	0.340	0.515[0.613]
DGNP(-1)	- 0.083	0.139	- 0.599[0.557]
R-Squared	0.209	R-Bar-Squared	- 0.011
S.E. of Regression	4.101	F-stat. F(5,18)	0.952[0.472]
Mean of Dependent Variable	2.823	S.D. of Dependent Variable	4.080
Residual Sum of Squares	302.734	Equation Log-likelihood	- 64.472
Akaike Info. Criterion	- 70.472	Schwarz Bayesian Criterion	- 74.006
DW-statistic	1.857	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.468[0.494]$	F(1,17) = 0.338[0.568]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 1.656[0.198]$	F(1,17) = 1.260[0.277]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 2.155[0.341]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.856[0.355]$	F(1,22) = 0.813[0.377]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表5：有未滿6歲小孩婦女勞動參與率 - *DIV* 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	2.985	3.140	0.950[0.354]
ECM(-1)	0.060	16.705	0.004[0.997]
DFER(-1)	- 0.055	0.149	- 0.368[0.717]
DPER(-1)	0.268	0.334	0.802[0.433]
DDIV(-1)	0.301	0.359	0.838[0.413]
DGNP(-1)	0.034	0.147	0.234[0.817]
R-Squared	0.150	R-Bar-Squared	- 0.086
S.E. of Regression	4.337	F-stat. F(5,18)	0.636[0.675]
Mean of Dependent Variable	6.059	S.D. of Dependent Variable	4.162
Residual Sum of Squares	338.586	Equation Log-likelihood	- 65.815
Akaike Info. Criterion	- 71.815	Schwarz Bayesian Criterion	- 75.349
DW-statistic	1.841	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 1.519[0.218]$	F(1,17) = 1.148[0.299]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.534[0.465]$	F(1,17) = 3.387[0.542]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.353[0.838]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.460[0.498]$	F(1,22) = 0.430[0.519]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表6：有未滿6歲小孩婦女勞動參與率 - FER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	4.118	3.173	1.298[0.211]
ECM(-1)	- 96.457	16.877	- 5.715[0.000]
DFER(-1)	- 0.404	0.151	- 2.378[0.015]
DPER(-1)	1.126	0.338	3.336[0.004]
DDIV(-1)	1.341	0.363	3.692[0.002]
DGNP(-1)	0.737	0.148	4.973[0.000]
R-Squared	0.721	R-Bar-Squared	0.644
S.E. of Regression	4.382	F-stat. F(5,18)	9.312[0.000]
Mean of Dependent Variable	- 3.289	S.D. of Dependent Variable	7.341
Residual Sum of Squares	345.594	Equation Log-likelihood	- 66.061
Akaike Info. Criterion	- 72.061	Schwarz Bayesian Criterion	- 75.595
DW-statistic	2.510	Durbin's h-statistic	- 1.853[0.064]
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 2.502[0.114]$	$F(1,17) = 1.978[0.178]$	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.073[0.787]$	$F(1,17) = 0.052[0.823]$	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.616[0.735]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.326[0.568]$	$F(1,22) = 0.303[0.588]$	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表7：有6歲以上小孩婦女勞動參與率 - PER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	- 1.584	2.297	- 0.689[0.499]
ECM(-1)	6.362	9.989	0.637[0.532]
DFER(-1)	- 0.043	0.106	- 0.400[0.694]
DPER(-1)	0.195	0.227	0.862[0.400]
DDIV(-1)	0.191	0.273	0.700[0.493]
DGNP(-1)	- 0.090	0.111	- 0.814[0.426]
R-Squared	0.289	R-Bar-Squared	0.091
S.E. of Regression	3.161	F-stat. F(5,18)	1.462[0.251]
Mean of Dependent Variable	1.281	S.D. of Dependent Variable	3.316
Residual Sum of Squares	179.845	Equation Log-likelihood	- 58.223
Akaike Info. Criterion	- 64.223	Schwarz Bayesian Criterion	- 67.757
DW-statistic	1.760	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.782[0.377]$	F(1,17) = 0.572[0.460]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 4.214[0.040]$	F(1,17) = 3.620[0.074]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.612[0.736]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 1.097[0.295]$	F(1,22) = 1.054[0.316]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表8：有6歲以上小孩婦女勞動參與率 - *DIV* 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	1.618	3.161	0.512[0.615]
ECM(-1)	14.575	13.746	1.060[0.303]
DFER(-1)	- 0.111	0.146	- 0.757[0.459]
DPER(-1)	- 0.276	0.312	- 0.886[0.387]
DDIV(-1)	- 0.013	0.376	- 0.034[0.973]
DGNP(-1)	- 0.016	0.152	- 0.105[0.918]
R-Squared	0.145	R-Bar-Squared	- 0.092
S.E. of Regression	4.350	F-stat. F(5,18)	0.612[0.692]
Mean of Dependent Variable	6.059	S.D. of Dependent Variable	4.162
Residual Sum of Squares	340.566	Equation Log-likelihood	- 65.885
Akaike Info. Criterion	- 71.885	Schwarz Bayesian Criterion	- 75.419
DW-statistic	1.783	Durbin's h-statistic	NONE
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.435[0.509]$	F(1,17) = 0.314[0.583]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.110[0.740]$	F(1,17) = 0.078[0.783]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 1.967[0.374]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 1.107[0.293]$	F(1,22) = 1.064[0.314]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表9：有6歲以上小孩婦女勞動參與率 - FER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	3.664	3.412	1.074[0.297]
ECM(-1)	- 77.466	14.836	- 5.222[0.000]
DFER(-1)	- 0.447	0.158	- 3.022[0.007]
DPER(-1)	1.024	0.337	3.043[0.007]
DDIV(-1)	1.420	0.406	3.499[0.003]
DGNP(-1)	0.763	0.164	4.644[0.000]
R-Squared	0.680	R-Bar-Squared	0.591
S.E. of Regression	4.695	F-stat. F(5,18)	7.649[0.001]
Mean of Dependent Variable	- 3.289	S.D. of Dependent Variable	7.341
Residual Sum of Squares	396.697	Equation Log-likelihood	- 67.716
Akaike Info. Criterion	- 73.716	Schwarz Bayesian Criterion	- 77.250
DW-statistic	2.385	Durbin's h-statistic	- 1.487[0.137]
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 2.445[0.118]$	F(1,17) = 1.929[0.183]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 1.785[0.182]$	F(1,17) = 1.366[0.259]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.154[0.926]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.059[0.808]$	F(1,22) = 0.054[0.818]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表10：沒有小孩婦女勞動參與率 - PER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	- 6.580	4.504	- 1.461[0.160]
DFER(-1)	0.067	0.303	0.221[0.827]
DPER(-1)	- 3.709	0.235	- 1.577[0.131]
DDIV(-1)	- 0.083	0.441	- 0.188[0.853]
DGNP(-1)	0.334	0.217	1.540[0.140]
R-Squared	0.197	R-Bar-Squared	0.028
S.E. of Regression	7.237	F-stat. F(4,19)	1.167[0.357]
Mean of Dependent Variable	- 3.289	S.D. of Dependent Variable	7.341
Residual Sum of Squares	995.097	Equation Log-likelihood	- 78.752
Akaike Info. Criterion	- 83.752	Schwarz Bayesian Criterion	- 86.697
DW-statistic	2.010	System Log-likelihood	- 286.060
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.066[0.798]$	F(1,18) = 0.049[0.827]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.640[0.424]$	F(1,18) = 0.493[0.492]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.175[0.916]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 6.384[0.012]$	F(1,22) = 7.973[0.010]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表11：沒有小孩婦女勞動參與率 - *DIV* 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	3.250	2.721	1.194[0.247]
DFER(-1)	0.036	0.183	0.197[0.846]
DPER(-1)	- 0.113	0.142	- 0.792[0.438]
DDIV(-1)	0.305	0.266	1.145[0.267]
DGNP(-1)	0.056	0.131	0.424[0.676]
R-Squared	0.088	R-Bar-Squared	- 0.104
S.E. of Regression	4.373	F-stat. F(4,19)	0.460[0.764]
Mean of Dependent Variable	6.059	S.D. of Dependent Variable	4.162
Residual Sum of Squares	636.279	Equation Log-likelihood	- 66.660
Akaike Info. Criterion	- 71.660	Schwarz Bayesian Criterion	- 74.605
DW-statistic	1.857	System Log-likelihood	- 286.060
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.346[0.557]$	F(1,18) = 0.263[0.614]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 0.773[0.379]$	F(1,18) = 0.599[0.449]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 0.474[0.789]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 0.417[0.518]$	F(1,22) = 0.389[0.539]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

附表12：沒有小孩婦女勞動參與率 - FER 為被解釋變數 OLS 估計結果

變數	係數	標準差	T-ratio[Prob]
CONST	- 0.551	3.478	- 0.158[0.876]
DFER(-1)	0.102	0.234	0.435[0.669]
DPER(-1)	- 0.007	0.182	0.038[0.970]
DDIV(-1)	0.399	0.341	1.170[0.256]
DGNP(-1)	0.034	0.168	0.203[0.841]
R-Squared	0.073	R-Bar-Squared	- 0.123
S.E. of Regression	5.590	F-stat. F(4,19)	0.372[0.825]
Mean of Dependent Variable	2.477	S.D. of Dependent Variable	5.276
Residual Sum of Squares	593.598	Equation Log-likelihood	- 72.552
Akaike Info. Criterion	- 77.552	Schwarz Bayesian Criterion	- 80.497
DW-statistic	1.890	System Log-likelihood	- 286.060
診斷性檢定			
檢定統計量	LM 檢定	F 檢定	
A:Serial Correlation	$\chi^2(1) = 0.818[0.366]$	F(1,18) = 0.635[0.436]	
B:Functional Form	$\chi^2(1) = 3.862[0.049]$	F(1,18) = 3.451[0.080]	
C:Normality	$\chi^2(2) = 1.229[0.541]$	Not applicable	
D:Heteroscedasticity	$\chi^2(1) = 7.941[0.005]$	F(1,22) = 10.878[0.003]	

A 為誤差具自我相關; B 為 Ramsey RESET 檢定; C 為常態性檢定; D 為自我迴歸異質變異檢定。

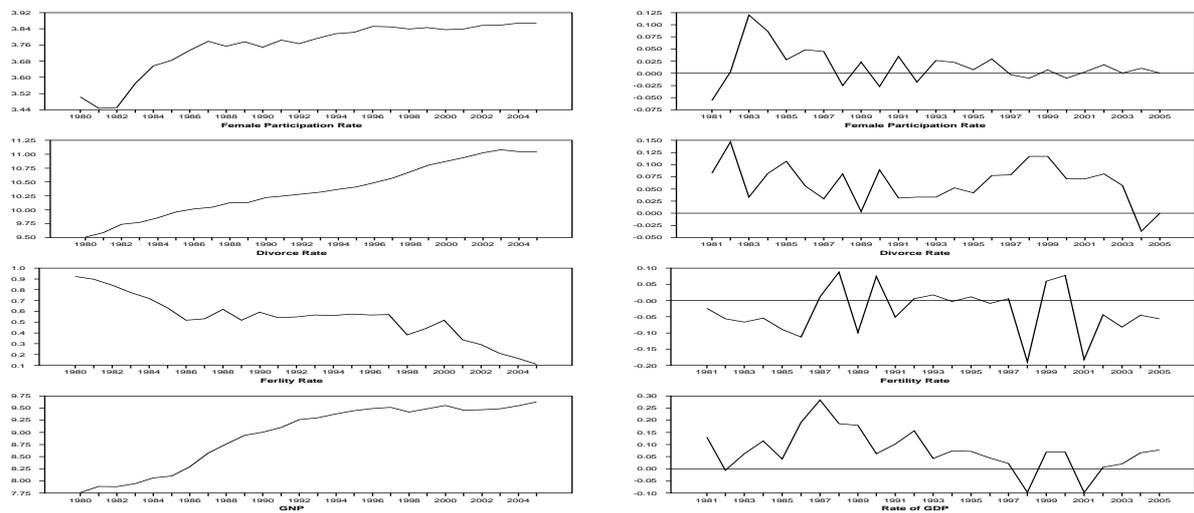


圖 1: 平均婦女勞參率、離婚率、出生率與國民所得之時間趨勢圖