

# 住宅自有率對生育率之長短期影響 ——追蹤資料共整合分析應用

彭建文\* 蔡怡純\*\*

- 
- \* 國立臺北大學不動產與城鄉環境學系教授，通訊作者  
E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw  
\*\* 國立高雄大學金融管理學系副教授  
E-mail: ictsai@nuk.edu.tw

收稿日期：2011.10.11；接受刊登：2012.03.22

## 摘要

在臺灣生育率持續下降的同時，住宅自有率卻呈現長期上升的趨勢，到底家戶的生育決策與購屋決策是否有關聯？或僅是時間數列上的巧合？本文發現生育率與住宅自有率、家戶可支配所得、有偶率、女性高等教育比率之間具有共整合的長期均衡關係，其中住宅自有率、家戶所得、有偶率在長期對生育率有正向影響，而女性高等教育比率在長期則對生育率有負向影響。生育率的短期變化除具有顯著的負向自我相關外，最為相關的因子就是家戶所得與女性高等教育比率，生育率與前一年和前兩年的所得都為正向相關，與前一年和前兩年的女性高等教育比率則為負向相關，但生育率與住宅自有率的短期關係不顯著，可能是因為住宅自有率對生育率的正負向關係相互抵銷所造成。

**關鍵詞：**生育率、住宅自有率、追蹤資料、共整合分析

## 壹、前言

少子化與人口高齡化是當前全球已開發國家所共同面臨的人口結構改變現象，臺灣地區65歲以上的人口至1993年底已達7.1%，正式邁入聯合國世界衛生組織（WHO）所界定的「高齡化社會」，且老年人口比例每年仍持續增加中，至2010年時為10.78%。另一方面，一般衡量少子化的最客觀指標為育齡婦女的總生育率（total fertility rate）與一般生育率（general fertility rate）之變化。<sup>1</sup>在1981年時臺灣地區的總生育率為2.46人，一般生育率為千分之89，嬰兒出生數有41萬多人。到2003年總生育率僅為1.24人，一般生育率為千分之36，使我國成為世界上所謂「超低生育率」（lowest-low fertility）的國家之一，至2010年時更創下歷史新低，總生育率為0.90人，一般生育率為千分之27，嬰兒出生僅有166,886人。

低生育率不但會影響人口的數量與結構，也會對整體社會與經濟發展產生長遠的負面影響，甚至出現低生育率陷阱（low fertility trap）（Lutz and Skirbekk 2005）。對於生育率的下降原因，以往文獻主要從社經結構調整過程（adjustment process）與創新擴散過程（innovation-diffusion）兩個角度進行解釋（Sun and Ting 1988）。前者強調社經結構改變（尤其是由傳統農業社會轉型到工商與服務社會）對於生育態度與決策的影響，並反映於所得增加（Merrigan and St.-Pierre 1998; Mincer 1963; Narayan 2006）、女性受教育年數增加（黃智聰、黃修梅 2005; Masih and Masih 2000; Yang 2000）、婦女勞動參與率提高（于若蓉、朱敬一 1988; McNown 2003; McNown

1 總生育率指一個假設世代的育齡婦女按照目前的年齡別生育水準，在無死亡的情況之下，渡過其生育年齡期間以後，一生所生育的嬰兒數或生育率。一般生育率指一年內每一千位育齡婦女之平均活產數，而不論其已婚或未婚，為所有育齡婦女年齡別生育率之總平均，育齡通常指15歲至44歲，但依國情不同亦有用10歲至44歲或10歲至49歲，我國則採用15歲至49歲。

and Rajbhandary 2003; Wang et al. 1994)、女性平均工資提高(Hondroyiannis and Papapetrou 2002a; Papapetrou 2004)、以及嬰幼兒死亡率下降(Hondroyiannis and Papapetrou 2002a, 2002b)。後者則認為生育率的普遍下降，乃因社會網絡與人際互動形塑大眾減少或延後生育觀念，以及對避孕知識與方法的認識與採納，尤其是家庭計劃的推動(Masih and Masih 2000; Montgomery and Casterline 1993; Sun 2001)，並反映於空間擴散所形成的鄰近效應(劉君雅等 2009)。

我們觀察到在臺灣生育率持續下降的同時，住宅自有率卻呈現長期上升的現象。臺灣住宅自有率在1980年住宅普查時為73.52%，根據主計處2009年的家庭收支調查則高達87.9%，明顯較許多富裕的國家為高。<sup>2</sup>我們亦發現低生育率的縣市大多為都市化程度較高，且住宅自有率增加量較多的縣市。反之，高生育率的縣市則多為都市化程度相對較低，且住宅自有率變化較小的縣市。除傳統解釋生育率下降的因素外，家戶偏好擁屋導致住宅自有率節節高升，是否亦是造成生育率不斷下降的重要原因之一？或僅是時間數列上的巧合？值得深入探討。

本文認為購屋貸款與養育子女(例如托嬰與教育費)可說是大多數家戶最主要的長期支出，在房價偏高環境下，若家戶仍傾向購屋，可能會排擠到家戶居住以外的其他消費支出，尤其是生育與養育相關支出的安排。亦即，住宅對生育率可能同時存在兩種不同方向的影响，其一是擁屋的居住品質與居住穩定性對於生育的正向影响，另一是擁屋的經濟負擔而排擠生育的負向影响，過去雖有不少文獻呼籲必須同時考量擁屋對於生育的正反向影响(Feijten and Mulder 2002; Mulder 2006; Mulder and Wagner 2001; Murphy and Sullivan 1985)，但

2 根據主要國家最近期(2002年之前)的住宅普查資料，可發現各國住宅自有率依序為：澳洲69.5%、英國68.0%、紐西蘭67.8%、美國66.2%、加拿大66.1%、日本60.9%、法國54.7%、荷蘭50.4%、德國42.0%、瑞士33.6%，臺灣在2000年住宅普查時的住宅自有率為82.5%，亦明顯較上述國家為高。

多偏重於觀念的釐清，並未進行嚴謹的實證分析。雖然，Lo（2011）曾以1994-2007年臺灣地區23個縣市的追蹤資料進行實證分析，發現住宅自有率對於落後一期一般生育率有顯著負向影響，但該文在實證方法、變數選取、以及時間序列資料上仍有改進空間。此外，我們也同時觀察到部分國家（例如美國與日本）的生育雖呈現下降，但住宅自有率未必明顯提升，顯示擁屋與生育之間的關係有必要更深入釐清。

以下本文第貳節將針對影響生育率的因素進行文獻回顧，並釐清住宅自有率與生育率之間的可能關係，第參節為模型與資料說明，第肆節為實證結果分析，最後為結論與政策建議。

## 貳、文獻回顧

生育率下降可說是民眾生育態度與生育決策改變的結果，而改變民眾生育態度與生育決策的原因可能來自社經結構改變及創新擴散過程。劉君雅等（2009）透過族群與空間鄰近效應來反映傳播擴散對生育率的影響，實證結果發現兩者的解釋力有逐年增加的趨勢，且以鄰近效應的解釋力增加最為明顯，但社經結構始終維持在50%以上的解釋力。換言之，空間鄰近效應可提高或補強模型的解釋力，但不會改變原有社經結構變數的影響。

可反映社經結構改變對生育率影響的變數相當多，以往文獻著重於女性教育程度、女性勞動參與率、女性實質工資、以及嬰兒死亡率等變數上。例如Mincer（1963）認為有工作能力相較於無工作能力的婦女，因其生育子女而放棄工作的機會成本較高，此將導致有工作能力婦女減少生育子女數目。Becker（1991）認為女性因擔負大多數的照顧子女責任，女性工資提高會使照顧子女的機會成本提高，故女性勞動參與率提高將導致生育率大幅降低。Wang et al.（1994）以美國1949-1988年的資料進行實證分析，發現生育率與就業、產出呈現

顯著的負相關，因生育子女會增加父母的機會成本，故就業與產出提升時會使生育率降低。Masih and Masih (2000) 以VECM進行實證分析，發現印度生育率下降的因素中，女性中學就學率提升與家庭計畫（避孕費的增加）比社會經濟變數（女性勞動參與率、人均所得）的影響更為顯著。

McNown (2003) 利用美國1952-1997年特定年齡女性的生育率、女性勞動參與率、女性工資、失業率、平均女性受教育年數與男性相對所得等變數年資料，探討生育率與女性勞動參與的長期間是否有共整合關係，發現生育率與女性勞動參與率呈現強烈共整合關係。黃智聰、黃修梅 (2005) 加入文化因素的考量，重新審視臺灣地區生育率與婦女教育程度之間的因果關係，實證結果發現考慮龍年與虎年效果後，臺灣地區婦女教育程度的提升是導致生育率下降的重要因素。Narayan (2006) 以共整合分析檢視臺灣1966-2001年的生育率，發現實質所得、嬰兒存活率、女性教育程度、女性勞動參與率均對生育率有顯著影響，且女性教育程度與女性勞動參與率更是主要長期因素。

不過，Cheng and Nwachukwu (1997) 探討女性受教育年數與生育率之間是否存在因果關係，實證結果發現女性受教育年數延長與生育率兩者之間沒有因果關係。Cheng (1999) 亦發現女性勞動參與率與生育率的負向關係並不顯著，而女性教育年數增加會使女性勞動參與率提升。此外，Papapetrou (2004) 採用VECM模型針對英國1958-1998年生育率進行實證分析，發現生育率與女性就業在短期似乎沒有關聯，在長期則呈現正相關，可能是英國風俗與文化規範的特殊性所造成，工資提高是導致生育率降低的主因，因為多生小孩會造成女性時間分配困難與撫養機會成本提高。

就嬰兒死亡率而言，Hondroyiannis and Papapetrou (2002a) 發現嬰兒死亡率下降會促使更低的生育率，當實質工資增加時，多生育小孩就會造成養育小孩與工作時間難以分配，實質工資與生育率為

負相關，人均所得增加會有較充裕資金撫養小孩，與生育率為正相關。Hondroyannis and Papapetrou (2002b) 利用完全修正最小平方法 (Fully Modified OLS Model, FMOLS) 探討1960-1998年歐洲九個國家生育率、嬰兒死亡率、實質工資與實質人均所得變數之關係，其結果發現嬰兒死亡率減少的國家會使生育率更進一步下降，即嬰兒死亡率與生育率兩者呈現正相關。此外，Huang (2002) 亦發現個人所得稅中的扶養親屬免稅額對生育率有正向顯著影響。Huang et al. (2006) 則發現大學學雜費對於生育率具有顯著的負向影響。駱明慶 (2007) 認為有偶率下降是總生育率下降的真正源頭，但當晚婚的世代逐漸步入婚姻段，其所延緩的生育數是否能在未來生育中出現，則值得繼續觀察。

理論上，家戶的擁屋決策除受到家戶所得、財富因素、房價、預期房價增值、貸款利率、以及失業率等因素影響外，家戶狀態的穩定性與使命感亦有重要的影響，尤其是結婚與生育等生命歷程的重大事件。Mulder and Wagner (2001)、Feijten and Mulder (2002) 指出當家戶狀態具高度穩定性 (例如已婚) 時，才會追求住宅狀態之高度穩定性 (擁屋)。Bourassa and Hoesli (2010) 針對瑞士住宅自有率所進行的研究發現，隨著家庭中子女數增加，家戶擁屋的機率也會提高。不過，Bourassa and Peng (2011) 以臺灣所進行的實證研究則發現，當家庭中未成年子女數增加，擁屋的機率反而會下降。

有關擁屋對於生育影響方面，Mulder (2006) 認為擁屋對生育具有兩種可能影響，其一是擁屋能提供家戶較佳的居住品質與居住穩定性，此將提升生育率，其二是在所得固定而房價與養兒育女成本均偏高下，若家戶選擇優先購屋，可能會排擠生育與養育相關支出的安排，進而減少生育子女的數目。Yi and Zhang (2010) 利用共整合分析探討1971-2005年香港的生育率，發現房價對生育率有顯著負向影響，當房價增加1%時總生育率會下降0.45%，房價增值對香港生育率下降的解釋力約65%。Lo (2011) 利用傳統固定效果追蹤資料分析

法，以1994-2007年臺灣地區23個縣市的進行實證，模型中包括住宅自有率、所得、失業率、嬰兒死亡率、女性受高等教育比率、以及龍年與虎年的虛擬變數，該文發現住宅自有率對落後一期的一般生育率具有顯著負向影響，但此排擠效果會隨時間遞減。

從上述文獻回顧可發現，影響生育下降之因素包括嬰兒死亡率、女性勞動參與率、女性就業人口平均受教育年數、女性平均工資、平均家戶可支配所得、就業、產出、家庭計畫，甚至是政府補貼生育等變數。本文認為就業與產出對生育率的影響（Wang et al. 1994）可藉由家戶所得反映，嬰兒死亡率對生育率的影響（Hondroyannis and Papapetrou 2002a, 2002b）應在開發中國家較有明顯趨勢，而本研究期間的嬰兒死亡率變化並不明顯，女性就業人口之平均受教育年限對生育率所造成的影響（黃智聰、黃修梅 2005; Masih and Masih 2000; Yang 2000），可能與女性高等教育比率的影響相重疊，女性平均工資對生育率的影響（McNown 2003）則與女性勞動參與率所帶來的影響效果相同，故在實證分析時將不納入上述變數。

整體而言，傳統生育率相關文獻並未將擁屋的影響納入考量，針對擁屋與生育決策之間的關係，主要偏重於生育決策對於擁屋機率的影響，雖然有部分文獻強調應重視擁屋對生育的正反向影響，但大多偏重於觀念的釐清，缺乏嚴謹的實證分析。此外，Lo（2011）實證發現擁屋對於生育具有負向的排擠效果，但該文在實證方法、變數選取、以及時間序列資料上仍有改進空間。因此，有必要進行更嚴謹的實證分析，以正確釐清擁屋與生育之間的長短期關係。

## 參、模型與資料說明

### 一、研究推論

本研究認為結婚、生育、以及購屋等決策均屬於家戶一生中可能面臨的重大決策，彼此間應存在高度的相關性。就購屋與結婚決策的



關係而言，在一個相對較高住宅自有率的國家，長期受到傳統習俗與社會價值觀的影響，將強化家戶對擁屋的偏好，社會可能普遍存在一種非制度性的規範，即結婚前最好先擁屋，若尚未具備購屋能力，最好等待具備該項能力後再結婚，此將使得人們在進行結婚決策時，同時將購屋決策納入考量。亦即，結婚會影響購屋決策，而購屋亦可能加速結婚決策之發生，兩者間具有相當程度的內生性關係（陳佳欣、陳彥仲 2010）。就結婚與生育決策而言，由於國人在社會價值觀上仍較不能接受未婚生子，所以大多數人是先婚後生或是兩者同時發生，也就是先有結婚決策而後有生育決策，若上述關係可成立，則購屋決策將領先生育決策。

當家戶的社經地位較高時，由於其經濟能力足以同時支應購屋與生育等兩項重大支出，故擁屋與生育之間並不會因而產生明顯的排擠效果。本文認為在一個房價相對較高的環境下，除少數有長輩庇蔭與資助的年輕人外，對於大多數剛出社會的年輕人而言，由於工作尚未穩定、工作年資尚淺、薪資所得較低、以及所累積的儲蓄相對不足，可能無法同時支應購屋、結婚、生育等重大支出，此時購屋貸款支出極有可能會排擠到生育與養育的相關支出安排，如何安排這些重大支出的發生時序將成為年輕家戶的重要決策。

若大多數年輕家戶優先選擇購屋，為累積購屋的自備款與獲得較穩定收入以支應長期的房貸支出，可能就會延後其結婚決策而造成晚婚，此將進一步導致生育的延後。另一方面，婦女的晚婚也可能會導致婦女不能、不易或不願多生育。因此，若整個社會中能幸運獲得父母資助購屋的年輕人占少數，而必須靠自己努力支付購屋自備款與未來長期貸款的年輕人占多數，此時購屋與生育間的排擠效果將非常明顯。當然，年輕人亦可先選擇結婚，以租屋方式等待累積充足的自備款後再購屋，但在國內租屋市場的實質居住環境與租賃相關法令保障長期不佳下，租屋者往往無法獲得與擁屋者相同的居住品質與居住穩定性（彭建文、花敬群 2001），此將大幅降低租屋家戶的生育意

願。相反地，擁屋者因其居住品質與居住穩定性相較租屋者為佳，也較願意投資改善其居住環境，此對生育應具有正向影響，但此正向關係必須在家戶有充足的經濟能力下方能達成，否則就可能會出現負向的排擠效果，至於Mulder（2006）所提出擁屋對生育的正反向影響何者作用力較強？則有待實證分析加以驗證。

有關擁屋對於生育的長期影響方面，通常隨著年輕人工作年資的增加其所得亦會增加，工作的穩定性也會提高，加以擁屋亦會對家戶產生相當多正面的外部效益，尤其是提升孩童的學習能力與教育成就（Green and White 1997; Haurin et al. 2002; Lien et al. 2008），此時擁屋對生育的正向影響可能漸漸大於其負向的排擠效果，故本文預期擁屋對生育在長期應具有正向的關係。

除擁屋對生育率的長短期影響外，以往生育率相關文獻中的重要變數亦應加以考量與控制，綜合前述第貳節的文獻回顧，本文認為所得低的家戶可能需在養兒育女與購置住宅中做抉擇，但所得高的家庭可同時生養小孩與購置住宅，甚至仍有餘力購買多處住宅進行投資，故本文推論家戶所得的提升對生育率有正面影響；其次，女性勞動參與率愈高時，將減少婦女生育與養育子女的時間，將對生育率有負面影響。再者，女性受高等教育比例愈高時，不但使整體婦女的結婚時間延後而造成晚婚，也會使女性勞動參與率提高，當女性有較多的經濟自主權時，可能在主觀認知與客觀時間競合上減少生育，故本文預期女性高等教育比例愈高時，生育率將愈低，兩者有負向關係。此外，由於國人普遍有結婚再生育，較不能接受非婚生子女的觀念，故本文預期有偶率愈高時，生育率也將愈高，兩者呈現正向關係。

## 二、研究方法

本文使用1982-2009年的資料，以臺北縣、臺北市、桃園縣、新竹市、臺中市、臺南市、高雄市等7個縣市為實證範圍，<sup>3</sup>樣本數共為196筆，屬於包括橫斷面與時間面的追蹤資料。之所以採用追蹤資料分析有兩個主要的原因，其一為本研究所使用的相關資料，都為年資料，資料期間雖涵蓋28年，足以探究本文所欲觀察的長期現象，但樣本數偏少，故使用追蹤資料可增加研究樣本，其二，追蹤資料包含資料的所有資訊，其較時間序列和橫斷面資料充足，尤其本文欲分析國內長期住宅自有率的趨勢，若是以跨時、跨地的資料來研究，結論應較具一般性。基於上述兩點優勢，目前亦有許多國內外的研究使用追蹤資料，而觀察該類資料長期變動特性的研究方法亦非常快速地發展，如：追蹤資料之單根檢定（panel unit root）和追蹤資料之共整合檢定（panel cointegration tests）。

本研究在觀察追蹤資料的定態與否將使用Im et al. (2003) 所提出的IPS單根檢定法，因為其擁有限制較少的優勢，且根據Baltagi (2005) 使用蒙地卡羅 (Monte Carlo) 法模擬，其檢定能力明顯較其他用以處理追蹤資料之單根檢定為高。IPS單根檢定是由單一時間序列之ADF (Augmented Dickey Fuller) 單根檢定延伸而來，放寬原有的限制，容許追蹤資料的時間序列中存在單根的異質性。若是傳統的ADF檢定，用以估計資料的方程式如下：

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta + v_{it} \dots\dots\dots (1)$$

3 為凸顯擁屋與生育之間的抵換關係，本研究依據臺灣地區22個縣市（未包括澎湖縣）自1982-2009年的平均房價水準，挑選此平均房價較高的7個縣市進行實證。在審查委員之一的建議下，我們亦曾針對其他15個縣市進行實證分析，發現無論就共整合向量或向量誤差修正模型來看，住宅自有率對於生育率的影響程度均相對較小且顯著性較低，整體模型的解釋力也較低。此外，有偶率對生育率的長期影響也呈現不顯著的結果，在避免模糊研究焦點與節省文章篇幅考量下，本文中僅呈現7個縣市的實證結果。

其中  $i = 1, \dots, 7$  為橫斷面個數， $t = 1, \dots, 28$  為時間數列的長度。 $y_{it}$  為混合 (pooled) 的資料， $X_{it}$  則為模型中的外生變數，用以捕捉固定效果或時間趨勢， $v_{it}$  為殘差項。為求 IPS 的檢定統計量，先放寬單根同質的假設，上述方程式修改為：

$$\Delta y_{it} = \alpha_i y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it} \delta + v_{it} \dots\dots\dots (2)$$

首先依照上述的 ADF 迴歸式，利用跨部門 (cross-section) 的時間序列資料求取各部門的單根檢定  $t$  值，而後得到這些  $t$  值的平均數，

即為  $\bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i$ ，再求算以下的統計量進行檢定：

$$t_{IPS} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E[t_i | \rho_i = 0])}{\sqrt{\text{var}[t_i | \rho_i = 0]}} \rightarrow N(0,1) \dots\dots\dots (3)$$

其中， $\rho_i = \alpha_i + 1$ ，所以  $E[t_i | \rho_i = 0]$  為虛無假設 (數列具有單根) 下的  $t$  值的期望值，而  $\text{var}[t_i | \rho_i = 0]$  則為虛無假設 (數列具有單根) 下的  $t$  值的變異數，由此得到 IPS 檢定的統計量。本研究除了使用 IPS 單根檢定外，尚估計另一種 panel 單根檢定：ADF Fisher 單根檢定 (Maddala and Wu 1999)，其檢定的是跨部門資料是否有相同的單根。由於 IPS 對單根的條件較寬，所以可能會比 ADF Fisher 單根檢定較不容易出現顯著拒絕變數具有單根的虛無假設。檢驗過變數的定態與否後，本研究即可使用非定態的變數，觀察其長期的趨勢及變數間整合的情況。

本文中將使用 Pedroni (1999, 2004) 所提供的追蹤資料共整合檢定，其模型簡介如下：

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \beta_{2i} X_{2i,t} + \beta_{Mi} X_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (4)$$

其中  $Y_{i,t}$  為生育率， $X_{mi,t}$  為迴歸變數， $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$  為係數， $\alpha_i$  為截距項，變數的長期趨勢則由  $\delta_i t$  表示。(4) 式中整合向量為  $\alpha_i$  和  $\beta_{1i}$ ,

$\beta_{2i}$ ,  $\beta_{Mi}$ , 以此線性關係捕捉應變數與迴歸變數之間的關係,  $\varepsilon_{i,t}$  為殘差, 其代表應變數與長期關係之偏離, 假設上述殘差為定態, 則表示  $Y_i$  在上述的線性關係中被整合, 與其他變數存在一個長期的均衡。由 (4) 式中, 可以看到 Pedroni (1999, 2004) 所提出的追蹤資料共整合檢定, 可測試異質性追蹤資料 (heterogeneous panels), 因為在模型中, 已考慮異質斜率係數 (heterogeneous slope coefficients), 固定效果 (fixed effects) 及個別部門的時間趨勢項。在 (4) 式中, 個別部門的斜率係數 ( $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ ), 截距項 ( $\alpha_i$ ) 及時間趨勢項 ( $\delta_i t$ ) 可為異質, 所以此檢定較同質性追蹤資料模型的檢定條件更為放寬。至於殘差是否為定態的檢定可藉由下列方程式的估計來觀察:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \zeta_{i,t} \dots\dots\dots (5)$$

上式中整合向量不存在的虛無假設即為  $\rho_i = 1$ , 故若統計量顯著的拒絕虛無假設則表示共整合關係顯著的存在。此外, Pedroni (1999) 提出兩種不同假設條件的檢定, 第一種為 panel cointegration, 在此檢定下若統計量顯著拒絕虛無假設, 則表示該變數在所有的部門都有整合; 第二種為 group mean panel cointegration, 在此檢定下, 只要變數在某一個部門有整合, 則統計量就會顯著拒絕虛無假設。此外, 本研究為觀察生育率與其他解釋因素之間的因果關係, 在得到變數間具有共整合的結果後, 將續估計誤差修正模型。由於生育率可能受其他變數的影響, 亦可能影響其他變數, 所以將使用向量誤差修正模型以估計變數同時為內生時的因果關係。

令  $\Psi_{i,t}$  為生育率與其他變數都經一階差分後的向量, 亦即:

$$\Psi_{i,t} = \begin{bmatrix} \Delta Y_{i,t} \\ \Delta X_{1i,t} \\ \vdots \\ \Delta X_{ni,t} \end{bmatrix}, \text{ 假設 } \Psi_{i,t} \text{ 符合 } n \text{ 階的向量誤差修正模型, 則:}$$

$$\Psi_{i,t} = C + \Phi_0 Z_{i,t-1} + \Phi_1 \Psi_{i,t-1} + \dots + \Phi_n \Psi_{i,t-n} + E_{i,t} \dots \dots \dots (6)$$

其中 $Z_{i,t-1}$ 為共整合向量的殘差， $C, \Phi_0, \Phi_1, \dots, \Phi_n$ 為係數向量， $E_{i,t}$ 為向量誤差修正模型的誤差項。

### 三、資料說明

本文模型中採用總生育率 ( $FR_{it}$ ) 為應變數，解釋變數部分除納入住宅自有率 ( $OR_{it}$ ) 外，將考量家戶所得 ( $HI_{it}$ )、有偶率 ( $MR_{it}$ )、<sup>4</sup>女性勞動參與率 ( $LR_{it}$ )、以及女性高等教育比率 ( $EDU_{it}$ ) 等變數，以論證住宅自有與生育率之間的長短期關係，茲將各變數定義、資料來源、及預期符號整理於表1。

在表2中列出本研究使用資料的簡單統計量，並在圖1繪出7個研究縣市的生育率時間序列圖；在圖2中繪出七個縣市的住宅自有率時間序列圖。由圖1可發現在1982-2009年的期間中，各縣市的生育率皆隨時間呈現遞減的走勢，而在圖2中則看到各縣市住宅自有率皆隨時間呈現遞增的走勢。生育率以桃園縣和臺北縣最高，但是逐年下降的幅度都很大，住宅自有率亦是以桃園縣和臺北縣最高，這兩者在時間上的反向關係和在區域上的同向關係是否有什麼實務意涵，在下節中將以實證研究說明。

## 肆、實證分析

要進行共整合檢定前，必須先確認變數是否為定態亦即是否具有單根，本文以SC (Schwarz Criterion) 最小為選取模型落後期數的準則，由表3可發現除了變女性勞動參與率 ( $LR$ ) 以外，其他變數都可能是有單根，且為I(1)的時間序列，因為使用這些變數的原始資料所

4 1980年臺灣地區有偶率及未婚率分別為58.33%及36.14%，至2009年分別降至52.34%及34.79%。相對地，離婚率1980年為1.7%，至2009年時上升至6.88%。

表1 變數定義與資料來源

變數	定義	資料來源	預期符號
被解釋變數			
生育率 ( <i>FR</i> )	育齡婦女在無死亡的情況之下，渡過其生育年齡期間以後，一生所生育的嬰兒數或生育率 <sup>5</sup>	內政部編印之中華民國臺灣地區人口統計。	
解釋變數			
住宅自有率 ( <i>OR</i> )	現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者占總戶數比率	行政院主計處每年公布之家庭收支調查報告	+/-
家戶可支配所得 ( <i>HI</i> )	1. 可支配所得 = 已分配要素所得 + 雜項收入 + 經常移轉收入 - 經常移轉支出 2. 已分配要素所得 = 基本所得 + 財產所得收入 - 財產所得支出 3. 計算公式 = 可支配所得 / 總戶數	家庭收支調查報告，行政院主計處	+
有偶率 ( <i>MR</i> )	15歲以上人口擁有配偶之婚姻狀況	行政院主計處出版的中華民國社會指標統計。	+
女性高等教育比率 ( <i>EDU</i> )	大專以上女性占15歲以上女性人口之比率	行政院主計處出版的人力資源調查統計	-
女性勞動參與率 ( <i>LR</i> )	女性勞動力占15歲以上民間人口之比率	行政院主計處出版的人力資源調查統計	-

估計而得的統計量都不顯著拒絕具有單根的虛無假設，但是其差分後的資料估計結果都顯著拒絕虛無假設。女性勞動參與率 (*LR*) 則是一個穩定的時間序列，不具有單根，所以在共整合檢定中將不置入該變數，但在觀察短期相關的模型（誤差修正模型）中，將仍選擇該變數分析。

本文考量了三種共整合的模型以檢定是否變數間具有長期的整合（共變）關係，這三種分別為含截距不含趨勢項、含截距含趨勢項、不含截距不含趨勢項的模型。如本文在研究方法中所述，Pedroni

5 由於相關文獻在生育率分析時多以總生育率為主，加以本文測試後發現一般生育率屬於穩定數列，故本文中將以總生育率反映國內生育率的變化。

表2 資料之基本統計量

變數	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數
FR (人)	1.5053	0.3447	0.0612	2.5571
OR (%)	78.23	7.60	-0.6174	2.8632
HI (元)	755,975	284,686	-0.1738	1.9495
MR (%)	56.71	2.76	-0.4758	2.4409
EDU (%)	15.71	9.33	0.7796	2.5812
LR (%)	46.23	4.98	-0.6409	3.0996

註：本表使用的是臺北縣、臺北市、桃園縣、新竹市、臺中市、臺南市、高雄市等七個縣市自1982年至2009年的縱橫資料。上述變數代號分別用以表示：生育率（FR）、住宅自有率（OR）、家戶可支配所得（HI）、有偶率（MR）、女性高等教育比率（EDU）、女性勞動參與率（LR）。

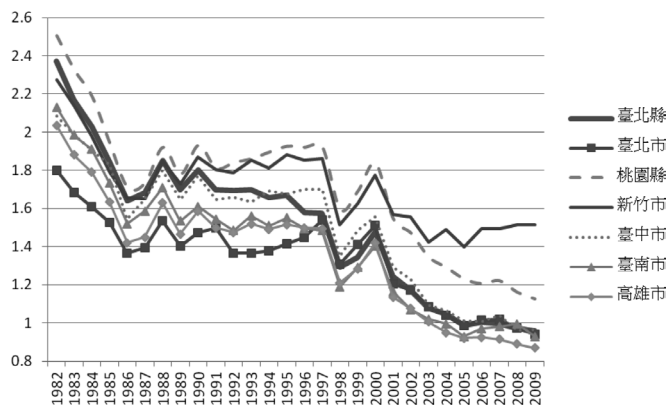


圖1 各縣市生育率時間序列圖

(1999) 提出兩種不同假設條件的檢定，第一種為panel cointegration (以panel statistics和weighted panel statistics觀察)，在此檢定下若統計量顯著拒絕虛無假設，則表示生育率在所有的縣市中都與該變數有整合；第二種為group mean panel cointegration (以group statistics觀察)，在此檢定下，只要生育率在某一縣市中與變數是有整合關係的，則統計量就會顯著拒絕虛無假設。

表4中呈現生育率與其他變數共整合的檢定結果，我們可發現不管是哪一種模型、哪一個統計量都說明生育率是與其他變數有整合關



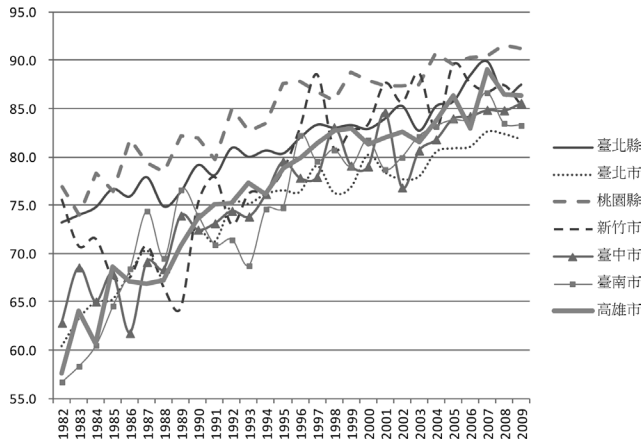


圖2 各縣市住宅自有率時間序列圖

表3 變數單根檢定

變數	單根檢定方法	
	IPS	ADF -- Fisher Chi-Square
原始數列		
<i>FR</i>	-0.47	13.68
<i>OR</i>	-0.58	16.60
<i>HI</i>	-0.99	15.35
<i>MR</i>	10.19	0.19
<i>EDU</i>	7.56	0.14
<i>LR</i>	-2.91***	32.31***
差分數列		
<i>FR</i>	-13.14***	141.61***
<i>OR</i>	-18.14***	184.51***
<i>HI</i>	-6.41***	70.04***
<i>MR</i>	-6.92***	74.73***
<i>EDU</i>	-5.17***	53.49***
<i>LR</i>	-10.11***	107.48***

- 註：1. 上述變數代號分別用以表示：生育率（*FR*）、住宅自有率（*OR*）、家戶可支配所得（*HI*）、有偶率（*MR*）、女性高等教育比率（*EDU*）、女性勞動參與率（*LR*）。  
 2. 單根檢定之虛無假設為數列具有單根；對立假設為數列不具有單根。  
 3. \*\*\*代表在1%的水準下顯著。

係，此結果的實證意涵表示，生育率長期而言，在所有的縣市中與住宅自有率（*OR*）、家戶可支配所得（*HI*）、有偶率（*MR*）、女性高等教育比率（*EDU*）等變數有均衡關係，會隨著此均衡關係而變動。從表5的共整合向量可發現，所有變數的係數值均非常顯著，其中住宅自有率、家戶所得、有偶率在長期對生育率有正向影響，而女性高等教育比率在長期則對生育率有負向影響，上述均符合本文的相關推論相符。

表4 追蹤資料共整合檢定

	Panel Statistics	Weighted Panel Statistics	Group Statistics
Series: <i>FR, OR, HI, MR, EDU</i> (含截距不含趨勢項)			
PP statistic	-4.9458***	-5.2935***	-6.1743***
ADF statistic	-4.9335***	-5.2741***	-5.7537***
Series: <i>FR, OR, HI, MR, EDU</i> (含截距含趨勢項)			
PP statistic	-3.1505***	-4.0416***	-3.0658***
ADF statistic	-3.5186**	-4.3671***	-3.4847***
Series: <i>FR, OR, HI, MR, EDU</i> (不含截距不含趨勢項)			
PP statistic	-4.9171***	-5.3308***	-6.0509***
ADF statistic	-4.8864***	-5.2950***	-5.9019***

- 註：1. 上述變數代號分別用以表示：生育率（*FR*）、住宅自有率（*OR*）、家戶可支配所得（*HI*）、有偶率（*MR*）、女性高等教育比率（*EDU*）、女性勞動參與率（*LR*）。  
 2. 共整合檢定之虛無假設為數列間不具有共整合關係；對立假設為數列間具有共整合關係。  
 3. \*\*代表在5%的水準下顯著，\*\*\*代表在1%的水準下顯著。

為瞭解生育率在短期如何隨著此均衡關係變動？又與這些變數落後項的相關性為何？以下本文續估計誤差修正模型。為考量變數可能都有內生性，且不預設變數間領先與落後關係，本研究使用多變量誤差修正模型來估計，<sup>6</sup>估計的結果列於表5。

6 Masih and Masih (2000) 和 Papapetrou (2004) 都採用多變量誤差修正模型來估計生育率和其他變項之間的關係。Masih and Masih (2000) 是用以分析印度生育率的下降因素；Papapetrou (2004) 是用以分析英國生育率的長短期解釋變數。

表5 向量誤差修正模型 (多變量)

$FR_{i,t} + 4.1881 - 1.1024 * OR_{i,t} - 0.0000003 * HI_{i,t}$ 共整合向量： $-8.2815 * MR_{i,t} + 1.0657 * EDU_{i,t} = z_{i,t}$					
$[-5.41] \quad [-5.11]$ $[-13.16] \quad [5.36]$					
向量誤差修正模型	$\Delta FR_{i,t}$	$\Delta OR_{i,t}$	$\Delta HI_{i,t}$	$\Delta MR_{i,t}$	$\Delta EDU_{i,t}$
$z_{i,t-1}$	-0.3687	0.0168	20662.44	0.0135	-0.0289
	[-6.0559]	[1.0428]	[0.6802]	[6.2570]	[-3.3550]
$\Delta FR_{i,t-1}$	-0.1564	0.0027	61229.83	-0.0025	0.0024
	[-2.2496]	[0.1470]	[1.7648]	[-1.0023]	[0.2408]
$\Delta FR_{i,t-2}$	-0.1938	0.0225	7070.450	0.0016	-0.01291
	[-2.9767]	[1.3091]	[0.2177]	[0.6722]	[-1.3997]
$\Delta OR_{i,t-1}$	-0.0937	-0.5310	-21629.49	0.0036	-0.0595
	[-0.3130]	[-6.7232]	[-0.1448]	[0.3421]	[-1.4027]
$\Delta OR_{i,t-2}$	-0.4573	-0.1610	-32726.64	0.0029	-0.0192
	[-1.5742]	[-2.1003]	[-0.2258]	[0.2805]	[-0.4677]
$\Delta HI_{i,t-1}$	3.65E-07	-2.49E-09	-0.1156	2.57E-09	-9.52E-08
	[2.1354]	[-0.0552]	[-1.3555]	[0.4250]	[-3.9296]
$\Delta HI_{i,t-2}$	6.49E-07	3.69E-08	0.0218	5.10E-09	-3.99E-08
	[3.4314]	[0.7392]	[0.2310]	[0.7605]	[-1.4893]
$\Delta MR_{i,t-1}$	2.0380	0.2763	282323.1	-0.3542	0.2936
	[1.2530]	[0.6439]	[0.3479]	[-6.1493]	[1.2746]
$\Delta MR_{i,t-2}$	1.2022	-0.1785	550113.9	0.01283	0.3279
	[0.7085]	[-0.3986]	[0.6498]	[0.2134]	[1.3644]
$\Delta EDU_{i,t-1}$	-1.5297	-0.0152	-207046.1	0.0101	-0.0226
	[-2.7282]	[-0.1028]	[-0.7401]	[0.5087]	[-0.2841]
$\Delta EDU_{i,t-2}$	-1.2628	-0.1158	-298773.2	-0.0048	-0.0788
	[-2.3449]	[-0.8151]	[-1.1120]	[-0.2530]	[-1.0335]
$LR_{i,t}$	0.2999	-0.0771	-215057.6	0.0117	0.0302
	[1.5472]	[-1.5075]	[-2.2234]	[1.7073]	[1.1016]
<i>Constant</i>	-0.1809	0.0503	139633.0	-0.0100	0.0023
	[-1.9254]	[2.0276]	[2.9793]	[-2.9952]	[0.1697]

表5 向量誤差修正模型（多變量）（續）

向量誤差修正模型	$\Delta FR_{i,t}$	$\Delta OR_{i,t}$	$\Delta HI_{i,t}$	$\Delta MR_{i,t}$	$\Delta EDU_{i,t}$
Adj. R-squared	0.3078	0.2184	0.0417	0.3038	0.1649
Log Likelihood	166.1888	399.3573	-2129.851	750.7753	508.2303
Schwarz SC	-1.5156	-4.1804	24.7248	-8.1966	-5.4247
Log Likelihood		-271.3873			
Schwarz Criterion		5.1675			

註：1. 上述變數代號分別用以表示：生育率（*FR*）、住宅自有率（*OR*）、家戶可支配所得（*HI*）、有偶率（*MR*）、女性高等教育比率（*EDU*）、女性勞動參與率（*LR*）。

2. 模型的期數選擇以Schwarz Criterion為依準。

3. 括號（[]）內為估計係數之*t*值。

從表5的向量誤差修正模型結果可發現， $z_{t-1}$ 係數為負值且顯著，表示生育率的確可以由表4中的共整合關係來解釋其長期的走勢，因為生育率對於長期均衡關係的修正行為是很明顯的，它與前期誤差修正項（ $z_{t-1}$ ）的關係為-0.3687，表示當生育率太高時，高於長期均衡值時（ $z_{t-1} > 0$ ），生育率在下一期會下調；而當生育率太低時，低於長期均衡值時（ $z_{t-1} < 0$ ），生育率在下一期會上升。

接下來觀察生育率短期的變化，發現它除了有顯著的負向自我相關之外，最為相關的因子就是家戶所得與女性高等教育比率，其中生育率與前一年和前兩年的所得都為正向相關，表示所得可以領先影響生育率，當家戶可支配所得上升之後，在一年後和兩年後都會帶來增加生育率的影響，此結果與本文的推論相符，本文認為當家戶所得愈高時，其經濟能力可同時生養小孩與購置住宅，家計單位面臨到養兒育女的機會成本與購屋支出的抵換難題較小，甚至仍有餘力購買多處住宅進行投資。不過，所得低的家戶則可能需在養兒育女和購置住宅中做決擇，所以政府在鼓勵生育的同時，應先解決家戶的金錢難題，若是家戶所得能顯著的提升，家庭自有誘因生兒育女。

另一個顯著影響的變數為女性高等教育比率，生育率與前一年和前兩年的女性高等教育比率都為負向相關，表示女性高等教育比率可

以領先影響生育率，當女性受高等教育的比率上升之後，在一年後和兩年後都會帶來生育率的下降，這是因為女性接受高等教育，教育年限拉長可能會造成晚婚，進而縮短女性可生育年限，導致生育步調的延緩，進而降低生育率，近年國人受高等教育的比率普遍提升，此現象可能是造成生育率逐年下降的重要原因。

不過，生育率與落後期的住宅自有率卻是不顯著相關，在短期兩者之間並沒有領先／落後的關係，此實證結果可從兩個不同面向加以解釋，其一是擁屋在短期對生育決策並沒有顯著的影響，另一則是因為擁屋對於生育具有正反兩種不同方向的影響，在短期所得固定下，因擁屋與生育之間的負向抵換關係較為明顯，抵銷了擁屋對生育的正向影響，進而使兩者之間的短期關係不顯著。由共整合分析中發現，住宅自有率在長期對生育率具有正向影響，所以本文認為第二種解釋應較為合理。就長期而言，通常隨著年輕人工作年資的增加其所得亦會增加，工作的穩定性也會提高，加以擁屋對於提升孩童的學習能力與教育成就亦有正面的助益，使得擁屋對生育的正向影響明顯大於其負向排擠效果，兩者在長期具有正向的關係。

若將本文的結果與Lo（2011）加以比較，可發現兩者的實證方法、實證地區、實證期間、以及模型變數均有不同。首先，在實證方法上，本文使用追蹤資料共整合分析進行實證，該文則使用傳統固定效果追蹤資料分析進行實證。其次，本文在研究期間上較長，從1982-2009年涵蓋28年，所選擇的實證縣市雖較少，但以臺灣地區房價水準最高的7個縣市為主，在經濟意涵上較為明確，因為擁屋與生育間的排擠效果，應僅在房價較高而家戶無法同時負擔房貸負擔與生養育支出的縣市發生。第三，在模型建立上，該文以落後一、二期的一般生育率為主要應變數，本文的應變數為總生育率，因為一般生育率在經過單根檢定後發現為穩定數列，無法進行共整合分析。第四，在解釋變數方面，本文考慮家戶所得、住宅自有率、女性受高等教育比例、以及有偶率的影響，該文則加入失業率、嬰兒死亡率、以及龍

年與虎年的虛擬變數，但未考慮有偶率。最後，就實證結果來看，該文發現住宅自有率對落後一期的一般生育率具有顯著負向影響，但本文發現住宅自有率與生育率之間長期具有正向關係，在短期可能因為住宅自有率對生育率的正負向關係相互抵銷而呈現不顯著的結果。

整體而言，本文使用追蹤資料共整合分析方法，可同時觀察變數間的長短期關係，本文在實證地區的選擇上以房價較高縣市為主，更能反映擁屋與生育之間的抵換關係，故本文相較於Lo（2011）一文應較具公信力。此外，Lo（2011）認為擁屋在所有縣市、任何時間均僅存在負向排擠關係，但本文實證發現擁屋對生育長期具有正向關係，在短期則因正負向關係相互抵銷而呈現不顯著，由於國內住宅自有率在2007年達到88.1%的歷史高峰後已連續三年出現下降，但生育率卻未見任何起色而持續創新低，故本文相較於Lo（2011）一文亦較能合理解釋國內住宅自有率與生育率的關係。

## 伍、結論與建議

對於生育率的下降原因，以往文獻主要從社經結構調整所造成的社會型態、所得、女性受教育年數、婦女勞動參與率、女性平均工資、以及嬰幼兒死亡率改變，或是形塑大眾減少或延後生育觀念的傳播擴散過程所造成。本文希望除了探討傳統解釋生育率下降的因素外，也觀察家戶偏好擁屋所導致的住宅自有率節節高升與國內生育率變化之間是否有關聯。

首先本文探討生育率的長短期解釋因素。在長期方面，本文發現生育率與住宅自有率、家戶可支配所得、有偶率、女性高等教育比率之間具有共整合的長期均衡關係，生育率對於長期均衡關係的修正行為十分顯著，其中住宅自有率、家戶所得、有偶率在長期對生育率有正向影響，而女性高等教育比率在長期則對生育率有負向影響，上述均符合本文的相關推論相符。在短期關係方面，本文發現生育率除具

有顯著的負向自我相關之外，最為相關的因子就是家戶所得與女性高等教育比率，生育率與前一年和前兩年的所得都為正向相關，與前一年和前兩年的女性高等教育比率則為負向相關，但生育率與住宅自有率的短期關係不顯著。

綜合上述的結果，本文認為逐年下降的國內生育率，有可能是因為家戶所得的下降，家計單位面臨到養兒育女的機會成本與購置住宅花費的抵換選擇，造成減少生育的結果。其次，因為女性接受高等教育的比率不斷上升，教育年限的拉長可能會造成晚婚，縮短女性可生育年限，進而造成婦女不能、不易與不願生育，此可能是導致生育率下降的另一重要原因。此外，有偶率對生育率的短期影響雖不顯著，但在長期則對生育率有正向影響，駱明慶（2007）特別強調有偶率下降對於生育率下降的影響，本文認為此亦是值得重視的一個面向。

就政策建議方面，本文認為政府在鼓勵生育的同時，應先解決家戶的金錢難題，若是家戶所得能顯著的提升，家庭自有誘因生兒育女。尤其是，政府長期以來不斷提供許多獎勵措施鼓勵民眾擁屋以及生育，卻忽略擁屋與生育存在相當程度的抵換關係，由於購屋貸款與養育子女費用均屬於家戶長期且重大的支出，在房價不斷上漲與養兒育女費用不斷提高的環境下，若政府要達到「提高生育率」的目標，除了從婦女的產假、育嬰假、育兒津貼、托兒所的改善與保障、以及所得稅賦減免等面向著手外，不妨可從補貼民眾租屋與提供長期良好的住宅租賃環境著手，此可保障民眾免受不定時的搬遷之苦，為民眾創造出安定的舒適環境，又不需支付龐大的購屋支出與貸款利息，此應有助於提高生育意願。

就後續研究而言，本文中所探討的期間範圍長達28年，審查委員之一曾建議可將資料分不同期間進行實證，藉以瞭解是否有結構性改變問題，我們亦嘗試將資料依中點區分兩段（1982-1995年、1996-2009年）進行測試，發現此兩段期間住宅自有率對於生育率的短期影響都未達到顯著水準，但在共整合向量中住宅自有率對生育率的長期

影響方向卻明顯不同，其他變數的顯著水準雖有部分差異，例如前一期與前兩期的有偶率在1982-1995年期間對生育率的影響均不顯著，但在1996-2009年期間卻出現前一期有偶率的影響為正向顯著，前兩期卻出現負向顯著的結果。由於本文現有實證模型中已將影響生育率的相關重要社經變數納入且加入時間趨勢項，在向量誤差修正模型中也已同時考量空間面與時間面的效果，推測上述分段檢測結果可能是因為樣本數減少，使得實證結果呈現不穩定所造成，此部分建議未來能以更嚴謹的結構性改變時點檢測方法進行更深入的探討。此外，本文強調在高房價下擁屋與生育才會出現排擠效果，建議未來應可仿效 Yi and Zhang (2010)，直接探討房價對生育率的影響。

## 謝誌

感謝三位匿名審查委員所提供之寶貴意見，使本文在結構與內涵上更加嚴謹與完善，惟文中如有任何疏漏之處，由作者自行負責。本文為行政院國科會專題研究計畫（NSC 98-2918-I-305-001-）之部分研究成果，特此感謝。



## 參考文獻

- 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(2): 225-249。
- 陳佳欣、陳彥仲（2010）結婚決策對首次購屋決策影響之內生性分析——臺灣地區男性受訪者之實證現象探討。住宅學報，19(1): 59-80。
- 彭建文、花敬群（2001）住宅租買選擇行為之探討——住宅服務品質差異之影響。臺灣土地金融季刊，38(4): 89-107。
- 黃智聰、黃修梅（2005）臺灣地區婦女學歷對生育率影響之再審視。臺灣經濟學會與北美華人經濟學會2005年聯合年會論文，臺北：國立政治大學商學院，12月11日。
- 劉君雅、鄧志松、唐代彪（2009）臺灣低生育率之空間分析。人口學刊，39: 119-155。
- 駱明慶（2007）臺灣總生育率下降的表象與實際。研究臺灣，3: 37-60。
- Baltagi, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*, 3<sup>rd</sup> ed. Chichester: Wiley.
- Becker, G. S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bourassa, S. C. and C. W. Peng. 2011. "Why Is Taiwan's Homeownership Rates So High?" *Urban Studies* 48(13): 2887-2904.
- Bourassa, S. C. and M. Hoesli. 2010. "Why Do the Swiss Rent?" *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 40(3): 286-309.
- Cheng, B. S. 1999. "Cointegration and Causality Between Fertility and Female Labor Participation in Taiwan: A Multivariate Approach." *Atlantic Economic Journal* 27(4): 422-434.

- Cheng, B. S. and S. L. S. Nwachukwu. 1997. "The Effect of Education on Fertility in Taiwan: A Time Series Analysis." *Economics Letters* 56(1): 95-99.
- Feijten, P. and C. H. Mulder. 2002. "The Timing of Household Events and Housing Events: A Longitudinal Perspective." *Housing Studies* 17(5): 773-792.
- Green, R. K. and M. J. White. 1997. "Measuring the Benefits of Homeowning: Effects on Children." *Journal of Urban Economics* 41(3): 441-461.
- Haurin, D. R., T. L. Parcel, and R. J. Haurin. 2002. "Does Homeownership Affect Child Outcomes?" *Real Estate Economics* 30(4): 635-666.
- Hondroyiannis, G. and E. Papapetrou. 2002a. "Demographic Transition and Economic Growth: Empirical Evidence from Greece." *Journal of Population Economics* 15(2): 221-242.
- Hondroyiannis, G. and E. Papapetrou. 2002b. "Demographic Transition in Europe." *Economics Bulletin* 10(3): 1-8.
- Huang, J. T. 2002. "Personal Tax Exemption: The Effect on Fertility in Taiwan." *The Developing Economies* 40(1): 32-48.
- Huang, J. T., A. P. Kao, and W. C. Hung. 2006. "The Influence of College Tuition and Fees on Fertility Rate in Taiwan." *Journal of Family and Economic Issues* 27(4): 626-642.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin. 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels." *Journal of Econometrics* 115(1): 53-74.
- Lien, H. M., W. C. Wu, and C. C. Lin. 2008. "New Evidence on the Link Between Housing Environment and Children's Educational Attainments." *Journal of Urban Economics* 64(2): 408-421.
- Lo, K. T. 2011. "The Crowding-Out Effect of Homeownership on Fertility." *Journal of Family and Economic Issues* 33(1): 108-117.

- Lutz, W. and V. Skirbekk. 2005. "Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries." *Population and Development Review* 31(4): 699-720.
- Maddala, G. S. and S. Wu. 1999. "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61: 631-652.
- Masih, A. M. M. and R. Masih. 2000. "The Dynamics of Fertility, Family Planning and Female Education in a Developing Economy." *Applied Economics* 32(12): 1617-1627.
- McNown, R. 2003. "A Cointegration Model of Age-Specific Fertility and Female Labor Supply in the United States." *Southern Economic Journal* 70(2): 334-358.
- McNown, R. and S. Rajbhandary. 2003. "Time Series Analysis of Fertility and Female Labor Market Behavior." *Journal of Population Economics* 16(3): 501-523.
- Merrigan, P. and Y. 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(1): 29-51.
- Mincer, J. 1963. "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects." Pp. 67-82 in *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics in Honor of Yehuda Grunfeld*, edited by C. F. Christ et al. Stanford: Stanford University Press.
- Montgomery, M. R. and J. B. Casterline. 1993. "The Diffusion of Fertility Control in Taiwan: Evidence from Pooled Cross-Section Time-Series Models." *Population Studies* 47(3): 459-479.
- Mulder, C. H. 2006. "Population and Housing: A Two-Sided Relationship." *Demographic Research* 15: 401-412.

- Mulder, C. H. and M. Wagner. 2001. "The Connections Between Family Formation and First-Time Home Ownership in the Context of West Germany and the Netherlands." *European Journal of Population* 17(2): 137-164.
- Murphy, M. J. and O. Sullivan. 1985. "Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain." *European Sociological Review* 1(3): 230-243.
- Narayan, P. K. 2006. "Determinants of Female Fertility in Taiwan, 1966-2001: Empirical Evidence from Cointegration and Variance Decomposition Analysis." *Asian Economic Journal* 20(4): 393-407.
- Papapetrou, E. 2004. "Does Female Employment Affect Fertility? Evidence from the United Kingdom." *The Social Science Journal* 41(2): 235-249.
- Pedroni, P. 1999. "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61: 653-670.
- Pedroni, P. 2004. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis." *Econometric Theory* 20: 597-625.
- Sun, T. H. 2001. "The Impacts of a Family Planning Program on Contraceptive/Fertility Behavior in Taiwan." *Journal of Population Studies* 23: 49-92.
- Sun, T. H. and T. Y. Ting. 1988. "Innovation-Diffusion or Adjustment: The Case of Taiwanese Fertility Transition." *Journal of Population Studies* 12: 67-89.
- Wang, P., C. K. Yip, and C. A. Scotese. 1994. "Fertility Choice and Economic Growth: Theory and Evidence." *The Review of Economics and Statistics* 76(2): 255-266.

- Yang, H. L. 2000. "Education Married Women's Participation Rate Fertility and Economic Growth." *Journal of Economic Development* 25(2): 101-118.
- Yi, J. and J. Zhang. 2010. "The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong." *Economic Inquiry* 48(3): 635-650.

# Long- and Short-Term Influences of Homeownership Rates on Fertility Rates: An Application of the Panel Cointegration Model

Chien-Wen Peng\* I-Chun Tsai\*\*

## Abstract

Taiwan's fertility rates have decreased over the past three decades, making it one of the lowest-low fertility countries in the world. However, its homeownership rates exhibited an opposite trend, increasing during the same period. Are these two time series trends related or merely coincidental? Our empirical results reveal that fertility rates are co-integrated with homeownership rates, household income, proportion of married couples, and percentage of higher educated females, which means there exists a long-term equilibrium relationship among these variables. In the short-term, in addition to a significant negative autocorrelation, fertility rates were mostly affected by lagging household income and the percentage of more highly educated females, but the influence of lagging homeownership rates was not significant.

**Keywords:** *fertility rate, homeownership rate, panel data, cointegration test*

---

\* Professor, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University.  
E-mail: cwpeng@mail.ntpu.edu.tw

\*\* Associate Professor, Department of Finance, National University of Kaohsiung.  
E-mail: ictsai@nuk.edu.tw

Received: October 11, 2011; accepted: March 22, 2012.