DOI: 10.6277/TER.2017.451.4

人口結構變遷對房價影響分析

彭建文・蔡怡純*

扶養比是人口結構改變的重要指標, 可反映生產人口的經濟壓力, 以往許多文獻探討扶養比對儲蓄與財富累積的影響, 但對於人口結構改變對房地產市場的影響鮮少討論。在台灣生育率持續下降的同時, 人口也逐漸的老化, 人口結構失衡已經衍生爲台灣的重要國安問題。在此同時住宅需求卻無止盡的增加, 也推升了國內的房價, 究竟這樣的房價上升是否與人口結構變化有關? 長期而言, 房價是否反映少子化與人口老化的影響? 本文的實證結果顯示房價分別與生育率和扶老率有長期的整合關係, 房價會隨著生育率和扶老率變化, 生育率增加會帶動房價的上升, 扶老率增加則會降低房價, 故當前日益嚴重的少子化與人口老化趨勢, 可能會對未來房價產生負面衝擊。

關鍵詞: 生育率, 扶老率, 追蹤資料, 共整合分析
JEL 分類代號: R21, R31

1 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, 台灣亦不例外。台灣地區 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 (WTO) 所界定的「高齡化 (ageing) 社會」, 且老年人口比例每年仍持續增加中, 至 2010 年時爲 10.78%。經建會 (2012)

*作者分別爲國立臺北大學不動產與城鄉環境系與國立高雄大學金融管理學系。彭建文爲通訊作者。感謝兩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。本文爲行政院國科會專題研究計畫 (編號: 102-2410-H-305-047-MY2) 之部分研究成果, 特此感謝。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 45:1 (2017), 163–192。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

預計台灣老年人口比例於2018年將超過14%, 成爲高齡 (aged) 社會, 在2025年時超過20%, 邁入爲超高齡 (super-aged) 社會之一員, 而在2051年時更將高達到29.8%, 上升速度遠高於歐美國家。

另一方面, 一般衡量少子化的最常用指標爲育齡婦女的總生育率 (total fertility rate) 與一般生育率 (general fertility rate) 之變化。[1] 在1981年時台灣地區的總生育率爲2.46人, 一般生育率爲千分之89, 嬰兒出生數有41萬多人。到2003年總生育率僅爲1.24人, 一般生育率爲千分之36, 使我國成爲世界上所謂「超低生育率 (lowest-low fertility)」的國家之一, 至2010年時更創下歷史新低, 總生育率爲0.90人, 一般生育率爲千分之27, 嬰兒出生僅有近17萬人。[2]

當一個國家人口組成中需被撫養的14歲以下少年與65歲以上老年人口占15–64歲勞動人口比例小於50%便稱之爲人口紅利 (demographic dividend) 時期, 此段期間幼兒與老年撫養負擔相對較輕, 總人口中勞動適齡人口比重上升, 形成一個勞動力資源相對比較豐富, 對經濟發展十分有利的黃金時期 (Bloom and Williamson, 1998)。進入人口紅利時期爲人口機會視窗打開, 退出人口紅利時期爲人口機會視窗關閉, 當人口總扶養比例超過60%時, 稱之爲人口負債。

理論上, 少子化與人口老化不但會影響未來家庭數量與家庭型態, 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), 形成經濟與社會不良發展的惡性循環 (Lutz and Skirbekk, 2005)。此外, 人口結構的改變亦會影響房地產市場的供需結構, 例如當一個國家或城市在某段時期需要購屋的年輕家戶很多, 則其消費性的購屋需求就非常旺盛, 促使房價上漲。反之, 當少子化造成新家戶形成 (household formation) 減少時, 則消費性的購屋需求將大爲減少, 造成房價下跌。不過,

[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, 爲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。

[2] 一般生育率在2011–2013年分別爲千分之32、38、32, 總生育率則分別爲0.11、0.13、0.11人, 略較2010年上升, 但因整體生育環境未有明顯的改善, 目前以短期止跌視之較爲合適。

臺灣大學學術期刊資料庫

以往文獻鮮少針對此課題進行深入探討與實證分析。

從日本經驗看, 1950年至1990年是日本的「人口紅利」期, 該階段日本不僅經濟快速發展, 而且出現房價持續快速上漲, 甚至形成巨大的房地產泡沫。不過, 由於人口結構老化, 日本的扶養比在1990年開始出現轉折, 人口紅利正式結束, 對應著經濟成長的停滯與房地產市場的衰退, 扶養比轉折點與房地產泡沫破滅的時間高度吻合。此外, 從2007年底開始爆發的美國次級房貸風暴及其所衍生的全球金融海嘯來看, 美國的扶養比在2005年開始出現轉折, 亦恰巧出現在房價泡沫化之前兩年, 顯示房地產市場的發展與人口結構改變應有相當高的關聯性。

根據經建會 (2012) 的推估, 台灣的扶養比預計將在2014與2015年開始出現反轉, 屆時人口紅利將逐漸消失, 且在2023年時死亡的人會比出生的多, 總人口數開始減少, 至2060年, 老化指數將高達401.5%,[3] 老年人口約爲幼年人口之4倍。本研究認爲國內人口結構朝向少子化與老年化發展的趨勢非常明顯, 此不但將改變家戶的結構, 並可能對房地產市場產生相當大的衝擊, 部分人士更擔心台灣是否正逐漸步入日本與美國的後塵? 此外, 因爲購屋貸款與養育子女 (例如托嬰與教育費) 或老年人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, 尤其是生育小孩與養育老人的相關支出安排。

過去已有相當多的文獻探討購屋與生育的抵換關係, 認爲住宅對生育率可能同時存在兩種不同方向的影響, 其一是擁屋的居住品質與居住穩定性對於生育的正向影響, 另一是擁屋的經濟負擔而排擠生育的負向影響 (Murphy and Sullivan, 1985; Mulder and Wagner, 2001; Feijten and Mulder, 2002; Mulder, 2006; Lo, 2012; 彭建文與蔡怡純, 2012; 陳文意等, 2013), 上述結果顯示除人口結構改變對於房地產市場 (尤其是房價) 的影響外, 房價的上漲也可能是造成人口結構變化的原因之一。此外, 亦有部分直接探討人口結構改變對房價的影響 (Mankiw and Weil, 1989; Engelhardt and Poterba, 1991; Poterba, 1991; Börsch-Supan, 2008; Chen et al., 2012; Rappaport, 2013; Dettling and Kearney, 2014), 但卻未獲得一致性

[3]老化指數 (或稱老少比) 爲老年人口與幼年人口之比。

臺灣大學學術期刊資料庫

的結論。因此, 本文擬更深入觀察房價和少子化與人口老化的可能內生關係。

以下本文第2節將針對人口結構與房地產決策的可能關係進行文獻回顧, 釐清擁屋或房價與人口結構之間的可能關係, 第3節爲模型與資料說明, 第四節爲實證結果分析, 最後爲結論與政策建議。

2 文獻回顧

住宅需求同時包括消費與投資兩部分, 理論上房價應同時受到總體經濟、金融市場、以及人口社會面因素的共同影響, 由於人口社會面因素的改變較緩慢, 故以往文獻在探討房價的長期變化時, 較著重於總體經濟面與金融面變數的分析, 而忽略人口社會面變數的影響。不過, 在全球主要開發國家均共同面臨少子化與人口老化的趨勢下, 有關人口結構改變對於房地產市場 (尤其房價) 的影響逐漸開始受到重視。

歐美國家的人口老化問題遠較亞洲國家提早發生, 但亞洲國家的老化速度較遠較歐美國家爲快, 所衍生的相關經濟與社會問題也更爲嚴重, 必須嚴肅加以正視, 並提前因應。Hendershott and Weicher (2002) 認爲住宅金融、住宅需求 (包括權屬、品質、及價格)、以及住宅產品的預測, 必須先掌握相關外生變數的可能變化, 其中最重要的變數是通貨膨脹、政府政策、以及人口變遷。此外, 如何正確解釋這些變遷對住宅市場的衝擊亦相當重要, 但因社會變遷與科技發展相當迅速, 要正確預測與解釋未來相當困難, 必須隨時依據新的資訊來修正目前的預測。

家戶是住宅需求的基本單位, 在預測住宅需求時如何掌握未來家戶的變化相當重要, 故有部分文獻著重於家戶預測的重要性與方法的探討。例如 Meen (1998) 認爲家戶的估計若僅依據人口趨勢, 而未將未來可能的經濟狀況納入考量, 尤其是因房價變化與新建住宅變動所導致的住宅居住率 (owner occupancy rate), 可能會產生相當大偏誤。Barker (2008) 探討英國規劃政策與住宅之關聯性, 分析規劃導向體系與家戶預測不確定性的關係, 發現房價長期上漲主要是因爲規劃限制所造成, 但房價在短期主要是受到長期實質利率的影響, 故規劃政策對於新住宅供給的限制可能被過度強調。

臺灣大學學術期刊資料庫

Meen and Andrew (2008) 認爲傳統有關土地規劃需求主要是依據人口與家戶預測的結果, 但房價負擔能力惡化可能是一個更爲關鍵的指標, 該文發展一個同時考量家戶形成與住宅權屬選擇的替代模型, 藉以提供更正確的政府決策資訊, 評估是否應鼓勵擁屋與促進住宅權屬的穩定性。Birgit and Döring (2012) 認爲產品的消費結構主要受到人口年齡結構的影響, 結果發現在年齡結構改變下, 未來儲蓄率將上升, 並對於全國與區域消費量有顯著影響, 但受到住宅相關支出與健康產品及服務的影響下, 運輸相關消費與服務將減少。本文認爲上述文章的預測邏輯與方法可提供做爲未來進行家戶與住宅需求預測之參考。不過, Kenneday and Fitch (2012) 亦認爲在快速社會的社會中, 要如何明確界定一個家戶相當困難, 不論是未婚的同性或異性共居, 共居 (cohabitation) 的現象愈來愈普遍, 當前愈來愈複雜的居住安排趨勢將會明顯影響未來家庭與家戶結構。

以往雖有部分文獻嘗試探討人口變數與房地產市場的關係, 例如生育率與房價, 或是生育率與住宅自有率, 但實際針對少子化或人口老化與房地產市場關係的文獻仍相當有限, 且所獲結論相當不一致。針對擁屋對生育的影響方面, Mulder (2006) 指出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, 但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, 進而減少生育子女數目。Lo (2012) 以台灣的資料進行實證分析, 發現擁屋對於生育具有負向的排擠效果。彭建文與蔡怡純 (2012) 發現住宅自有率、家戶所得、及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, 最爲相關的因子爲家戶所得與女性高等教育比率, 但生育率與住宅自有率的短期關係不顯著。

就人口結構改變與房價的關係而言, 部分文獻認爲人口結構改變與房價的關係密切, 例如 Mankiw and Weil (1989) 檢視美國人口結構改變對住宅市場的影響, 發現戰後嬰兒潮世代大量進入住宅市場購屋是造成1970年代房價上漲的主因, 該文預期當嬰兒衰退潮世代於1990年代進入購屋年齡時, 由於購屋需求的減緩, 將造成其後20年的房價大幅下跌。Yi and Zhang (2010) 利用共整合分析探討1971年到2005年香港的生育率, 發現

臺灣大學學術期刊資料庫

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%。陳文意等 (2013) 實證發現總生育率、房價所得比、女性教育水準以及女性勞動參與率等四個變數具有長期均衡關係, 長期而言, 當房價所得比、女性勞動參與率以及女性高等教育率增加1%, 將使得總生育率分別下降0.141%、0.473%以及0.446%。

Rappaport (2013) 認爲住宅市場短期會受到經濟景氣與貨幣政策緊縮的影響, 但長期而言, 人口因素將扮演重要的角色, 尤其是美國人口成長緩慢將使獨棟與公寓需求降低, 人口老化則會使住宅需求從獨棟住宅轉爲公寓, 上述人口趨勢將使獨棟住宅需求趨緩, 公寓需求增加, 並對金融、財政、以及經濟等層面產生廣泛性的影響, 若政府若未能掌握此變動趨勢, 錯誤的政策將導致許多資源的誤置與浪費。Carter et al. (2013) 檢視一個地區居民年齡結構對於房價的影響, 該文認爲相較於年輕擁屋者, 因老年人的剩餘壽命相對有限, 不像年輕人可以長期等待, 且對於權益的損失較爲敏感, 加以許多老年人會將住宅視爲奢侈財貨, 當認知市場出現不確定性時將傾向不擁屋, 故一個市場的平均家戶年齡愈高, 將降低該市場的房屋價值。Dettling and Kearney (2014) 發現房價上漲會增加擁屋者的生育率, 卻降低租屋者的生育率, 但房價上漲對生育率的淨影響仍爲正向, 且房價變動對生育率的影響大於失業率。

不過, 亦有部分文獻認爲人口結構改變與房價的關係並不明顯, 例如 Engelhardt and Poterba (1991) 使用戰後加拿大的資料檢視人口結構改變對於房價的影響, 發現房價與人口相關的住宅需求關係不顯著, 且大多數地區爲負向的關係, 此與 Mankiw and Weil (1989) 的結果不同。Poterba (1991) 探討實質稅後成本、人口變化、建築成本對於房價的影響, 發現房價變化主要與住宅實質使用成本有關, 但與人口變化無關, 故無法支持預期人口變動可能影響房價推論。Börsch-Supan (2008) 認爲 Mankiw and Weil (1989) 有關人口減少將導致房價下跌的推論過於悲觀, 且有誤導之嫌, 因爲當人口減少時家戶數未必會減少, 兩者至少有20年的時間落差, 故住宅需求的緩慢減少並不會使房價大幅下跌。Chen et al. (2012) 以蘇格蘭1999–2008年家戶追蹤調查爲依據, 以個體模擬分析方式探討人口老化對於房價的影響, 結果發現人口結構改變並非造成房價改變的主因。

臺灣大學學術期刊資料庫

雖然以往文獻觀察與重視人口結構改變與房地產市場關係的議題探討, 但受限於研究資料或方法的限制, 實際針對此議題進行實證分析的文獻仍相對有限, 且大多偏向單向關係的探討。因此, 本文擬更深入觀察房價和少子化與人口老化的可能內生關係。

3 模型與資料說明

3.1 研究方法

本文使用1982年到2010年的年資料, 以基隆市、新北市、台北市、桃園縣、新竹縣、新竹市、苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、嘉義市、台南市、高雄市、屏東縣、台東縣、花蓮縣、宜蘭縣等19個縣市爲實證範圍, 屬於包括橫斷面與時間面的追蹤資料。本文使用追蹤資料可估計包含資料的所有資訊, 得到的實證證據將更具參考價值。在研究方法方面, 本研究將使用追蹤資料之單根檢定 (panel unit root test) 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, Pesaran, and Shin (2003) 所提出的 IPS 單根檢定法, 因爲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, IPS 單根檢定法的檢定能力明顯較其他用以處理追蹤資料之單根檢定爲高。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:

$$\Delta y_{it} = \alpha y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + X_{it}\delta + v_{it}, \tag{1}$$

其中 $i = 1, \cdots, 19$ 爲縣市, $t = 1982 + j + 1, \cdots, 2010$ 爲時間。y_{it} 爲欲檢定是否具有單根的變數, 其爲一追蹤資料的變數, X_{it} 則爲模型中的外生變數, 用以補捉固定效果或時間趨勢, v_{it} 爲殘差項。爲求 IPS 的檢定統計量, 先放寬單根同質的假設, 上述方程式修改爲:

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

臺灣大學學術期刊資料庫

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

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

其中, $\rho_i = \alpha_i + 1$, 所以 $E[t_i|\rho_i = 0]$ 爲虛無假設 (數列具有單根) 下的 t 值的期望值, 而 $\text{var}[t_i|\rho_i = 0]$ 則爲虛無假設 (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。

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。本文將使用 Pedroni (1999) and Pedroni (2004) 所提出的追蹤資料共整合檢定, 模型簡介如下:

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{1i,t} + \cdots + \beta_{mi} X_{mi,t} + \cdots + \beta_{Mi} X_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t}, \tag{4}$$

其中 $Y_{i,t}$ 爲房價, $X_{mi,t}$ 爲人口結構相關變數, 即生育率或扶老率, β_{1i}, $\beta_{2i}, \cdots \beta_{Mi}$ 爲係數, α_i 爲截距項, 變數的長期趨勢則由 $\delta_i t$ 表示。模型 (4) 中整合向量爲 α_i 和 $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \cdots \beta_{Mi}$, 以此線性關係補捉應變數與迴歸變數之間的關係, $\varepsilon_{i,t}$ 爲殘差, 其代表應變數與長期關係之偏離, 假設上述殘差爲定態, 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。由模型 (4) 中, 可以看到 Pedroni (1999) and Pedroni (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), 因爲在模型中, 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。在式 (4) 中, 個別部門的斜率係數 $(\beta_{1i}, \beta_{2i}, \cdots \beta_{Mi})$, 截距項 (α_i) 及時間趨勢項 $(\delta_i t)$ 可以爲異質, 所以此檢定較同質性追蹤資料模型的檢定條件更爲放寬。至於殘差是否爲定態的檢定可藉由下列方程式的估計來觀察:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + \xi_{i,t}。 \tag{5}$$

上式中整合向量不存在的虛無假設即爲 $\rho_i = 1$, 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

臺灣大學學術期刊資料庫

不同假設條件的檢定, 第一種爲 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; 第二種爲 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, 當檢定結果顯示房價與生育率及房價與扶老率具有共整合的關係後, 本文將續估計房價與兩個變數的長短期關係, 在長期關係的估計方面, 本文將使用完全修正普通最小平方法 (fully modified OLS, FMOLS)。爲了改善 OLS 於追蹤資料存在單根下可能產生的內生性與序列相關, 本研究採用 Pedroni (2000) and Pedroni (2001) 提出的 FMOLS 估計一致性的長期迴歸係數, 以捕捉共整合向量。

爲觀察房價和生育率或扶老率及與其他解釋因素之間的短期因果關係, 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。由於房價和生育率或房價與扶老率可能同爲內生變數, 即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爲內生時的長短期相關。

令 $\Psi_{i,t}$ 爲房價與生育率或房價與扶老率經一階差分後的向量, 亦即:

$$\Psi_{i,t} = \begin{bmatrix} \Delta Y_{i,t} \\ \Delta X_{1i,t} \\ \vdots \\ \Delta X_{ni,t} \end{bmatrix},$$

假設 $\Psi_{i,t}$ 符合 n 階的向量誤差修正模型, 則:

$$\Psi_{i,t} = C + \Phi_0 Z_{i,t-1} + \Phi_1 \Psi_{i,t-1} + \cdots + \Phi_n \Psi_{i,t-n} + \mathrm{E}_{i,t}, \qquad (6)$$

其中 $Z_{i,t-1}$ 爲共整合向量的殘差, C, Φ_0, Φ_1, $\cdots$, Φ_n 爲係數向量, $E_{i,t}$ 爲向量誤差修正模型的誤差項。

3.2 資料說明

本文爲探究台灣人口結構變化對房價的影響, 所以使用房價 (HP)、一般生育率 (AF) 和扶老率 (DR) 爲內生因素, 分析他們之間的長短期關係。另外,

臺灣大學學術期刊資料庫

尚考慮影響房價的其他變數, 如: 家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS), 及影響生育率和扶老率的其他變數, 如: 遷移率 (MR) 與女性勞動參與率 (LR), 來做爲實證分析的控制變數。茲將各變數定義、資料來源整理於表1。

表2中列出本文資料的簡單統計量, 另在圖1至圖8中繪出本研究使用資料不同縣市的時間趨勢。各縣市房價 (HP) 有相當大的差異, 且隨房地產景氣而有明顯的波動, 一般生育率 (AF)、扶老率 (DR)、及住宅自有率 (OWR) 在不同縣市間有明顯的差異, 低生育率的縣市大多爲都市化程度較高, 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爲都市化程度相對較低, 且住宅自有率變化較小的縣市, 我們亦可發現都市化程度較低縣市的扶老率相對較高, 但各縣市生育率隨時間經過而持續下降, 而扶老率與住宅自有率則隨時間不斷上升。此外, 家戶可支配所得 (INCOME)、住宅存量 (HS)、女性勞動參與率 (LR) 隨時間經過大致呈現上升, 而遷移率 (MR) 隨時間經過則呈現下降趨勢, 這些變數亦有明顯的城鄉差異。

4 實證分析

4.1 資料分析

爲觀察房價與生育率和扶老率之間是否有長期的均衡調整關係, 本文使用共整合檢定, 而在此前, 必須先確認變數是否爲同一階次。另外, 本文尚使用其他控制變數, 在進行實證之前, 也需檢定變數爲定態與否。單根檢定的結果列在表3。本文以 SIC (schwarz information criterion) 最小爲選取模型落後期數的準則。由表3中, 可發現, 除了遷移率 (MR) 與女性勞動參與率 (LR) 以外, 其他變數都是有單根, 且爲 I(1) 的時間序列。只有遷移率 (MR) 與女性勞動參與率 (LR) 的原始資料, 所估計而得的統計量顯著的拒絕具有單根的虛無假設, 所以此兩個變數爲定態的序列。其他變數都只有在差分後的資料估計結果才顯著拒絕虛無假設, 所以都爲 I(1) 的時間序列。由於房價 (HP)、生育率 (AF) 和扶老率 (DR) 都爲同一階次的時間序列, 因此後續的實證研究中, 我們將進一步的檢定房價是否與人口相關

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數定義與資料來源

變數	定義	資料來源
被解釋變數		
房價 (HP)	各縣市房屋交易價格中位數。	1. 1980 到 1992 年的房價採用行政院主計處住宅抽樣調查資料。 2. 1992 年以後部分則採取內政部所出版的不動產交易價格簡訊爲準。
一般生育率 (AF)	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, 爲所有育齡婦女 (15 歲至 49 歲) 年齡別生育率之總平均。	內政部編印之中華民國台閩地區人口統計。
扶老率 (DR)	各縣市大於 65 歲人口占 15–64 歲人口之比率。	行政院主計處中華民國統計資訊網 (縣市指標)。
解釋變數		
家戶可支配所得 (INCOME)	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	行政院主計總處家庭收支調查報告。
住宅自有率 (OWR)	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。	行政院主計總處, 歷年公布之家庭收支調查報告。
住宅存量 (HS)	可供居住使用之住宅單元的總數量。	以歷年住宅普查之住宅存量爲基礎參考各年度住宅使用執照戶數進行調整。
遷移率 (MR)	(縣市間遷入人數 + 縣市間遷出人數 + 住址變更人數)/年中人口數。	行政院主計處, 歷年公布之家庭收支調查報告。
女性勞動參與率 (LR)	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。

註: 本文1992 年之後的房價資料與 1980–1992 年的資料相同, 僅使用住宅樣本來求取各縣市的中位數房價, 並不包含商業不動產的樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

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
HP (萬元)	11.3150	4.1768	3.3664	21.1451
AF (比率)	0.4486	0.1313	0.3254	2.1033
DR (比率)	0.1400	0.0303	0.3471	2.7238
INCOME (元)	808,413	163,839	0.7274	3.6239
OWN (比率)	0.8666	0.0560	−0.4909	2.5495
HS (間)	298,783	287,236	2.0657	7.1177
MR (比率)	0.0928	0.0246	0.4470	2.5582
LR (比率)	0.4666	0.0342	−0.2307	3.4178

註: 本表使用的是基隆市、新北市、台北市、桃園縣、新竹縣、新竹市、苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、嘉義市、台南市、高雄市、屏東縣、台東縣、花蓮縣、宜蘭縣等19個縣市自1982年到2010年的縱橫資料。上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、一般生育率 (AF)、扶老率 (DR)、家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

變數有長期的關係。[4] 另外, 在使用控制變數時, 本文除了遷移率 (MR) 與女性勞動參與率 (LR) 兩變數外, 其餘變數都將使用差分後的資料。

4.2 長期的均衡調整關係

首先, 我們分別檢定房價與生育率, 及房價與扶老率之間是否有長期的整合關係。表四中呈現共整合的檢定結果, 我們可發現房價不管是和哪一種人口相關變數都有整合關係。Pedroni (1999) 提出兩種不同假設條件的檢定, 第一種爲 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, 則表示房價與人口相關變數在所有的縣市中都有整合關係; 第二種爲 group mean panel

[4]由於本文欲著眼於探討房價與人口相關變數的內生均衡關係, 所以在共整合檢定及長期均衡式估計時, 僅考慮房價分別與人口變數的兩兩相關。但是爲加入考量房價與人口變數分別可能受到其他外生變數的影響, 所以在誤差修正模型的部份, 再加入會影響房價及人口變數的其他控制變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

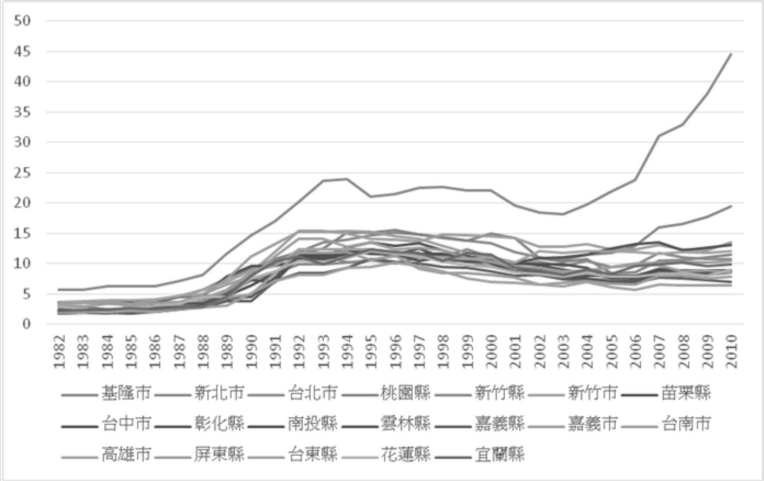


圖 1: 房價

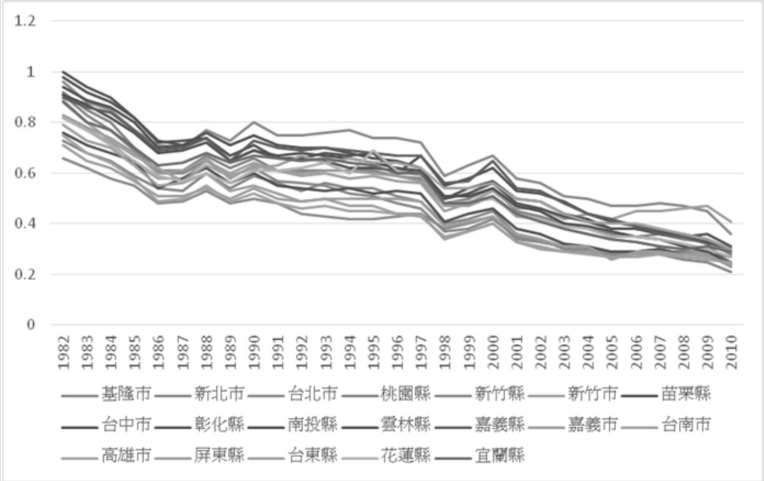


圖 2: 一般生育率

cointegration (以 group statistics 觀察), 在此檢定下, 只要房價在某一個縣市與人口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 結果的實證意涵爲, 房價與生育率和房價與扶老率, 在長期而言,

臺灣大學學術期刊資料庫

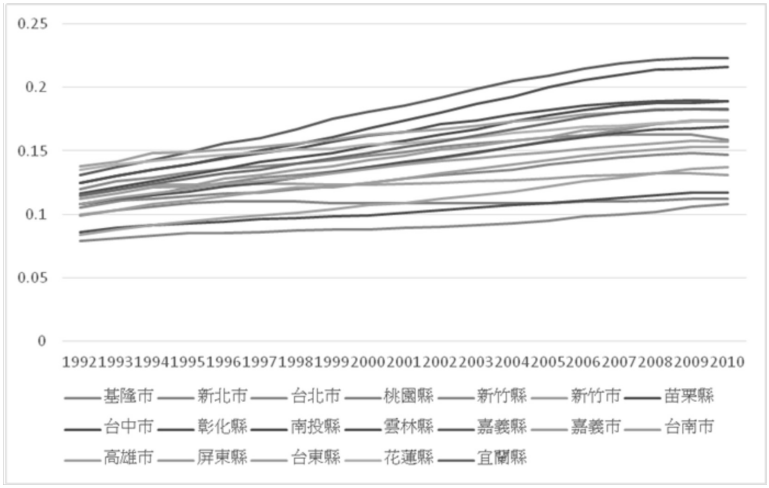


圖 3: 扶老率

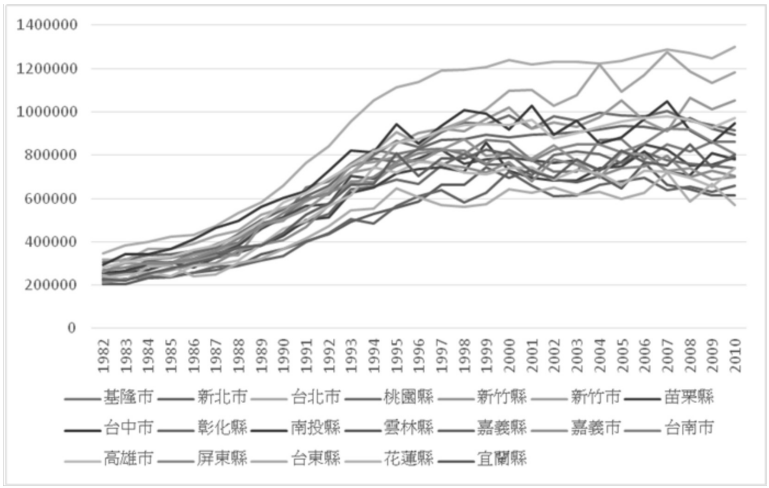


圖 4: 家庭可支配所得

在所有的縣市中均有均衡關係, 亦即, 長期而言, 房價會隨著此均衡關係而變動。

接下來, 本文使用 FMOLS 分別觀察房價與生育率和扶老率的長期均

臺灣大學學術期刊資料庫

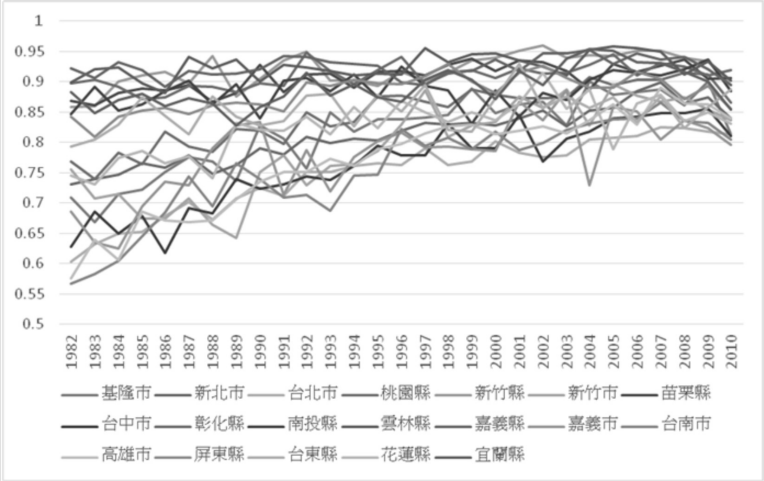


圖 5: 住宅自有率

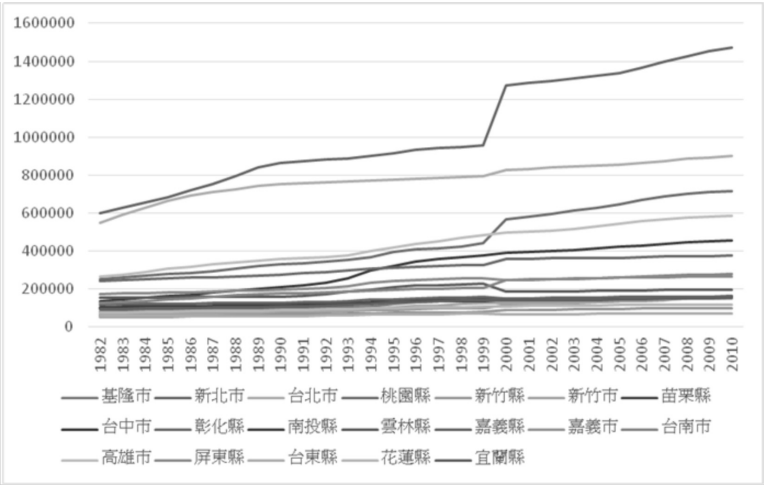


圖 6: 住宅存量

衡關係爲何, FMOLS 各列出各縣市的估計結果, 也同時列出全部樣本的估計結果。房價和生育率的長期均衡關係估計結果列在表 5; 房價和扶老率的長期均衡關係估計結果列在表 6。

臺灣大學學術期刊資料庫

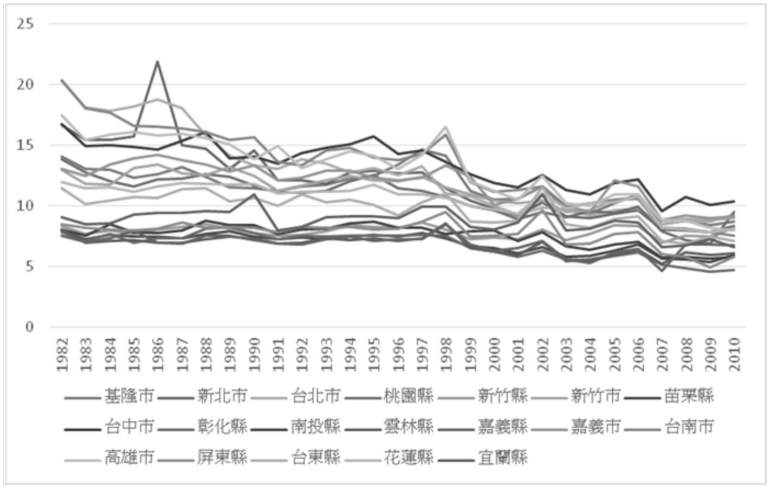


圖 7: 遷移率

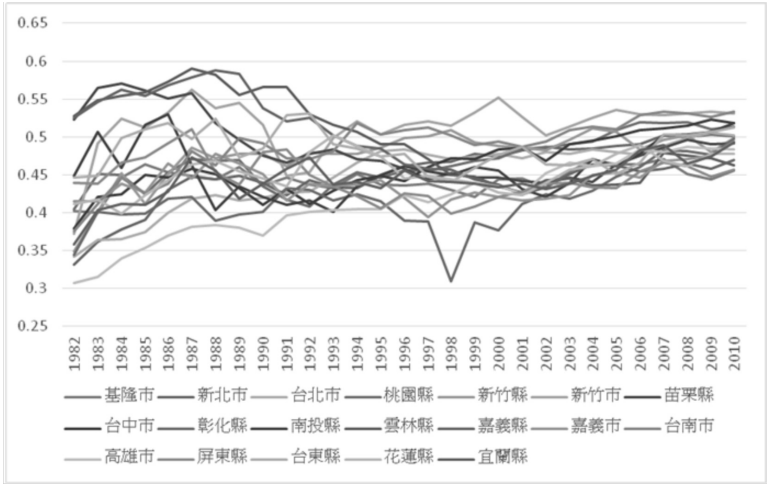


圖 8: 女性勞動參與率

表5的結果顯示三點結論, 第一, 房價與一般生育率就全部樣本來看是正向關係, 而且十分的顯著。第二點, 就各別縣市來看, 偏鄉城市的房價與生育率的正向關係最爲顯著, 大都市幾乎都不顯著, 尤其是五都中僅有台

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 變數單根檢定 (IPS 檢定)

原始數列	
HP	3.46
AF	0.58
DR	5.41
INCOME	7.72
OWN	−1.33
HS	1.31
MR	−3.83***
LR	−2.25**
差分數列	
HP	−1.71**
AF	−10.21***
DR	−4.78***
INCOME	−8.21***
OWN	−18.07***
HS	−3.77***
MR	−18.05***
LR	−13.24***

註: 1. 單根檢定之虛無假設爲數列具有單根; 對立假設爲數列不具有單根。

2. ** 代表在5%的水準下顯著, *** 代表在1%的水準下顯著。

3. 單根檢定使用的模型同時包含截距項和趨勢項。

4. 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、一般生育率 (AF)、扶老率 (DR)、家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

南市顯著存在房價與生育率的正向關係。這可能是因爲, 房價的決定因素中有住宅需求, 而住宅需求與生育率之間的關係, 可能同時並存正向與反

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 追蹤資料共整合檢定

	Panel Statistics	Weighted Panel Statistics	Group Statistics
共整合數列: 房價與一般生育率			
ADF statistic	−4.27***	−2.89***	−2.75***
共整合數列: 房價與扶老比			
ADF statistic	−1.92***	−3.38***	−3.02***

註: 1. 共整合檢定之虛無假設爲數列間不具有共整合關係; 對立假設爲數列間具有共整合關係。
2. *** 代表在1%的水準下顯著。
3. 共整合檢定使用的模型包含截距項。

向的關係。當房價過高時, 民衆的面臨到生育成本與住宅使用成本之間的抵換選擇, 所以當選擇了生育後, 對於住宅的需求就會下降, 而進一步影響到房價。但是當房價是合理的情況時, 民衆在既定的可支配所得下, 可以同時滿足生育和購屋的需求, 那麼生育率高, 反而增加了民衆對住宅的需求, 因爲養兒育女需要更爲安定的居家生活, 所以會帶動房價的上升。

第三點是, 只有台中市是很明顯的存在負向顯著係數。此結果表示, 生育率對房價的影響是反向的, 近年來台中房價的上揚十分的劇烈, 可能因此造成很明顯的排擠效應, 民衆若選擇生育, 就會降低對住宅的需求, 若選擇購屋, 便延緩生育的計劃。另外, 台中市是近年來少數人口外移呈現移入居多的城市, 所以住宅需求不需由生育來帶動, 可由外移人口支撐, 造成生育率下降, 房價上升的逆向關係。最後, 台中近年來的房產購置, 投資需求佔的比率明顯的比其他縣市爲高, 也因此造成生育率下降, 投資需求增加, 房價上升的情況。

表6的結果與表五的結果相當一致, 此表示本文所估計房價與人口相關變數的關係是穩定的。表6同樣顯示三點結論, 第一, 房價與扶老率就全部樣本來看是負向關係, 而且十分的顯著。這與表5的結果一致, 在其他因素不變下, 生育率愈高, 人口結構中扶老率就愈低, 兩者之間呈現反向的關係。因爲房價與生育率是正向關係, 所以房價與扶老率存在負向關係是可

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 房價與一般生育率

縣市	係數	t-統計量
基隆市	10.7966***	5.1898
新北市	−3.9320	−0.4185
台北市	−65.5293	−1.8457
桃園縣	17.8473***	4.6808
新竹縣	−0.0420	−0.0248
新竹市	13.2636***	3.8095
苗栗縣	8.7543***	8.3088
台中市	−5.8228***	−2.2365
彰化縣	12.3005***	5.0687
南投縣	13.4375***	6.1218
雲林縣	10.8339***	3.4940
嘉義縣	6.8615***	4.3011
嘉義市	17.6574***	7.7581
台南市	26.4040***	5.6640
高雄市	0.4098	0.1518
屏東縣	9.8888***	3.2201
台東縣	9.9517***	4.9956
花蓮縣	9.7492***	6.1837
宜蘭縣	6.1308***	2.6884
Group	5.2085***	15.3962

註: ** 代表在5% 的水準下顯著, *** 代表在1% 的水準下顯著。

預期的估計結果。

第二點, 同樣的, 就各別縣市來看, 偏鄉城市的房價與扶老率的負向關係最爲顯著, 大都市幾乎都不顯著, 尤其是五都中僅有台南市顯著存在房價與扶老率的負向關係。表 6 的這個結果再度顯示, 五都中較高房價的區域都可能出現, 民衆面臨到生育成本與住宅使用成本之間的抵換選擇。僅有較低房價的台南市, 民衆在既定的可支配所得下, 可以同時滿足生育和購屋的需求時, 那麼生育率高, 扶老率低, 可增加民衆對住宅的需求, 會帶

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 房價與扶老比

縣市	係數	*t*-統計量
基隆市	−97.6436***	−4.2511
新北市	130.4522	1.2975
台北市	186.4536	1.8521
桃園縣	−381.1642	−0.8364
新竹縣	−9.6363	−0.5685
新竹市	−233.5490***	−5.7835
苗栗縣	−56.6504***	−9.9483
台中市	69.7366***	2.7090
彰化縣	−81.6233***	−5.6206
南投縣	−84.2153***	−6.6383
雲林縣	−61.9847***	−5.4782
嘉義縣	−36.1386***	−5.2806
嘉義市	−110.2492***	−5.9434
台南市	−162.0407***	−4.5618
高雄市	1.4515	0.1088
屏東縣	−95.5178***	−4.7229
台東縣	−100.2384***	−5.7774
花蓮縣	−119.5221***	−5.0166
宜蘭縣	−45.5962***	−3.0858
Group	−67.7724*tos*	−15.4961

註: ** 代表在5%的水準下顯著, *** 代表在1%的水準下顯著。

動房價的上升, 造成房價與扶老率的負向關係。

第三點是, 只有台中市是很明顯的存在正向顯著係數。此結果表示, 在台中市, 扶老率對房價的影響是正向的, 這可能是因爲, 一、近年來台中房價的上揚十分的劇烈, 可能因此造成很明顯的排擠效應, 二、台中市是近年來少數人口遷徙呈現移入居多的城市, 所以住宅需求不需由生育來帶動, 可由外移人口支撐, 造成生育率下降, 扶老率上升, 房價上升的關係。三、台中近年來的房產購置, 投資需求佔的比率明顯的比其他縣市爲高, 也因

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 房價與一般生育率之誤差修正模型

因變數	ΔHP	ΔAF
誤差修正項	0.0106	0.0002
	[2.8351]	[1.5940]
HP_{t-1}	0.3246	0.0038
	[6.5679]	[2.5627]
HP_{t-2}	0.1521	0.0059
	[3.1481]	[4.1022]
AF_{t-1}	−2.0199	−0.4129
	[−1.1676]	[−8.0325]
AF_{t-2}	4.3200	−0.2924
	[2.6287]	[−5.9870]
Constant	0.0416	−0.0310
	[0.5766]	[−14.4661]
Adj. R-squared	0.2163	0.2026
Log likelihood	−515.1394	754.1755
Akaike AIC	2.8872	−4.1450
Schwarz SC	2.9518	−4.0804

註: 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、一般生育率 (AF)。

此造成扶老率上升, 投資需求增加, 房價上升的情況。

爲同時估計長期均衡和短期調整的關係, 本文續估計 VECM 模型, 估計的結果列在表7和表8。其中表7的結果顯示, 長期而言, 房價與生育率之間的關係是, 房價朝向生育率修正。當生育的抉擇決定了之後, 民衆進而改變對住宅的需求, 而後影響到房價。但是相對而言, 生育率是較爲外生的變數, 因爲生育率在長期較不會受到房價的影響。這是因爲, 從表7的結果發現, 以長期而言, 在誤差修正項的部份, 當應變數爲生育率變動時是不顯著的。但是當應變數是房價變動時, 誤差修正項的係數是顯著的, 表示兩者之間的關係, 是生育率較爲外生, 房價較爲內生的, 此外, 在短期的相關部份, 生育率除了有自我相關外, 也會跟隨之前的房價變動而改變。同樣的, 房價變動也是會隨著落後項的生育率變動改變, 而且房價約落後生育率兩期 (兩年), 即房價與兩年前的生育率變動呈現正相關係。本文的結

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 房價與扶老率之誤差修正模型

因變數	ΔHP	ΔDR
誤差修正項	0.0256 [2.7154]	0.0000 [−3.6341]
HP_{t-1}	0.2676 [4.5518]	−0.0001 [−1.4203]
HP_{t-2}	0.1558 [2.6053]	0.0000 [−0.5760]
DR_{t-1}	−34.9448 [−0.8179]	0.4678 [9.0745]
DR_{t-2}	−19.9976 [−0.4629]	0.5073 [9.7107]
Adj. *R*-squared	0.1463	0.6205
Log likelihood	−412.3065	1,630.5840
Akaike AIC	2.7454	−10.6946
Schwarz SC	2.8066	−10.6335

註: 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、扶老率 (DR)。

果顯示, 近年來雖然出現生育率下降而房價上升的情況, 在長期而言, 房價勢必會再下修反應, 短期而言, 當生育率下降兩年後, 房價就會有所反應。

表8的結果與表7有些差異, 房價與扶老率的關係, 就長期而言, 兩者是相互內生的相關, 即長期而言兩變數都會朝向均衡變動。就短期而言, 房價和扶老率都受到自我相關的影響, 反而受到另一變數的影響是不顯著的。此結果也是合理的, 房價和生育率的長短期相關會影響人口結構 (即扶老率), 此現象是長期的效果, 不會在短期顯現, 就造成了房價和扶老率僅有長期的均衡關係, 短期間的相互調整較不顯著。

爲了考慮其他的因素可能會影響房價、生育率和扶老率, 所以本文另外再加入其他控制變數, 包含會影響房價的家計所得、擁屋率、住宅存量, 及會影響到生育率和扶老率的遷移率和女性勞動參與率。[5] 加入控制變數

[5]爲考量這些變數的外生性, 本文先驗控制變數與房價、生育率和扶老率之間的因果關係, 結果列於附表1至附表3。由附表1的結果發現家計所得、擁屋率、住宅存量都不具內生性。而附表2和附表3的結果說明, 遷移率與生育率之間互爲因果, 但遷移率不受扶老率

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 房價與一般生育率之誤差修正模型 (含控制變數)

因變數	ΔHP	ΔAF
誤差修正項	0.0170	0.0001
	[2.8805]	[0.8374]
HP_{t-1}	0.3163	0.0034
	[6.3668]	[2.3166]
HP_{t-2}	0.1388	0.0055
	[2.7888]	[3.7572]
AF_{t-1}	−1.9554	−0.4469
	[−1.0823]	[−8.4395]
AF_{t-2}	4.5150	−0.3173
	[2.6802]	[−6.4268]
Constant	−0.3798	−0.1073
	[−0.4600]	[−4.4312]
ΔOWN_{t-1}	−0.1309	0.0711
	[−0.0749]	[1.3875]
$\Delta INCOME_{t-1}$	0.0000	0.0000
	[0.8364]	[1.0724]
ΔHS_{t-1}	0.0000	0.0000
	[−1.5764]	[−0.3120]
MR_{t-1}	−0.0130	0.0006
	[−0.5710]	[0.8290]
LR_{t-1}	1.2220	0.1500
	[0.7449]	[3.1185]
Adj. *R*-squared	0.2147	0.2226
Log likelihood	−512.9366	761.3131
Akaike AIC	2.9027	−4.1569
Schwarz SC	3.0212	−4.0384

註: 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、一般生育率 (AF)、家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

後的估計結果列在表 9 和表 10。表 9 的結果同樣顯示, 長期而言, 房價與

影響; 女性勞動參與率與扶老率之間互爲因果, 但女性勞參率不受生育率影響。由附表 2 和附表 3 來看, 遷移率和女性勞動參與率對人口結構變數來說, 除了互爲因果的部份以外, 仍具外生性。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 房價與扶老率之誤差修正模型 (含控制變數)

因變數	ΔHP	ΔDR
誤差修正項	0.0192 [3.1425]	0.0000 [−3.7396]
HP_{t-1}	0.2621 [4.4193]	−0.0001 [−1.2607]
HP_{t-2}	0.1555 [2.6094]	0.0000 [−0.5361]
DR_{t-1}	−11.8229 [−0.2689]	0.4437 [8.3558]
DR_{t-2}	18.9671 [0.4190]	0.4858 [8.8844]
ΔOWN_{t-1}	2.4043 [1.3080]	0.0008 [0.3666]
$\Delta INCOME_{t-1}$	0.0000 [−1.0636]	0.0000 [0.0828]
ΔHS_{t-1}	0.0000 [−0.7599]	0.0000 [0.4028]
MR_{t-1}	0.0363 [1.2888]	0.0000 [−0.7295]
LR_{t-1}	3.2489 [3.0539]	−0.0056 [−4.3781]
Adj. *R*-squared	0.1544	0.6232
Log likelihood	−408.2919	1,634.2390
Akaike AIC	2.7519	−10.6858
Schwarz SC	2.8742	−10.5635

註: 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、扶老率 (DR)、家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

生育率之間的關係是房價朝向生育率修正, 而生育的決定是較爲外生的變數, 因爲以朝向長期均衡修正的係數而言, 房價的誤差修正項是顯著的, 但是生育率的修正較不顯著。而生育率除了負向自我相關以外, 在短期也會受到房價的正向影響, 另外, 以其他的控制變數而言, 生育率主要是受到女性勞動參與率的影響。最後, 在短期, 房價除了自我相關外, 受到兩年前的生育率變化影響。兩年前的生育率愈高, 房價也愈高。

臺灣大學學術期刊資料庫

表10的結果顯示, 扶老率與房價的相關主要是在長期的趨勢上, 因爲它們的誤差修正項都是很顯著。但在短期, 房價和扶老率都是受到自我相關及女性勞動參與率的影響最大。

5 結論

本文的實證結果顯示, 房價分別與一般生育率和扶老率有長期的整合關係, 亦即, 長期而言, 房價會隨著生育率和扶老率變化, 此長期的相關顯現生育率增加會帶動房價的上升, 扶老率增加則會降低房價。

另外, 在長期共整合的關係估計發現, 第一, 房價與一般生育率就全部樣本來看是正向關係, 與扶老率是負向關係, 而且十分的顯著。第二點, 就各別縣市來看, 偏鄉城市的房價與生育率的正向關係最爲顯著, 同樣的, 偏鄉城市的房價與扶老率的負向關係最爲顯著, 其他大都市幾乎都不顯著, 尤其是五都中僅有台南市顯著存在房價與生育率的正向關係及房價與扶老率的負向關係。本文認爲這可能是因爲房價的決定因素中有住宅需求, 而住宅需求與生育率之間的關係, 可能同時並存正向與反向的關係。當房價過高時, 民衆的面臨到生育成本與住宅使用成本之間的抵換選擇, 所以當選擇了生育後, 對於住宅的需求就會下降, 而進一步影響到房價。但當房價是合理的, 民衆在既定的可支配所得下, 可以同時滿足生育和購屋的需求時, 那麼生育率高, 反而增加了民衆對住宅的需求, 因爲養兒育女需要更爲安定的居家生活, 所以會帶動房價的上升。第三點是, 本文發現, 在台中, 反而出現了房價與生育率的顯著負向關係及房價與扶老率的顯著正向關係。這可能是由於近年來台中房價的上揚十分劇烈, 造成了很明顯的排擠效應, 民衆若選擇生育就會降低對住宅的需求, 若選擇購屋便延緩生育的計劃, 進而造成人口老化。

最後, 本文發現, 長期而言, 房價與生育率之間的關係是房價朝向生育率修正。生育的決定是較爲外生的變數, 其主要受到女性勞動參與率的影響。而扶老率與房價的相關主要是在長期的趨勢上, 在短期, 房價和扶老率都受到自我相關及女性勞動參與率的影響最大。以本文的實證結果推論, 台灣這些年的人口結構與房價的相互影響順序爲, 首先女性勞動參與率的改變影響一般生育率的變化, 而後長期而言, 房價和扶老率會跟隨著改變。

臺灣大學學術期刊資料庫

房價和一般生育率在短期也會相互調整, 扶老率這樣的人口結構變數則是在較長期而言才會引起房價的修正。

本文的結論隱含, 雖然目前在少子化和人口老化都發生的台灣, 房市還位處高檔, 似乎沒有看到人口結構改變帶來的房價隱憂, 但是本文發現要長期才會觀察到房價針對扶老率的修正。從日本經驗來看, 其扶養比在1990年開始出現轉折, 人口紅利的結束, 也對應著經濟成長的停滯與房地產市場的衰退。所以, 人口結構改變對台灣未來房市的衝擊是我們急需正視的問題。

附表1: 房價與房價相關控制變數之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
ΔHP 不爲 ΔOWN 之因	0.3425	0.7103
ΔOWN 不爲 ΔHP 之因	0.2592	0.7718
ΔHP 不爲 ΔINCOME 之因	2.6495	0.0723
ΔINCOME 不爲 ΔHP 之因	1.2241	0.2954
ΔHP 不爲 ΔHS 之因	0.1340	0.8746
ΔHS 不爲 ΔHP 之因	1.2240	0.2954

註: 上述變數代號分別用以表示: 房價 (HP)、家戶可支配所得 (INCOME)、住宅自有率 (OWR)、住宅存量 (HS)。

附表2: 生育率與生育率相關控制變數之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
ΔAF 不爲 MR 之因	13.2921	0.0000
MR 不爲 ΔAF 之因	11.9097	0.0000
ΔAF 不爲 LR 之因	2.5577	0.0791
LR 不爲 ΔAF 之因	6.4168	0.0019

註: 上述變數代號分別用以表示: 一般生育率 (AF)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

臺灣大學學術期刊資料庫

附表3: 扶老率與扶老率相關控制變數之因果關係檢定

虛無假設	F 統計量	p-value
ΔDR 不爲 MR 之因	4.8331	0.0086
MR 不爲 ΔDR 之因	1.6334	0.1970
ΔDR 不爲 LR 之因	3.1278	0.0453
LR 不爲 ΔDR 之因	6.8787	0.0012

註: 上述變數代號分別用以表示: 扶老率 (DR)、遷移率 (MR)、女性勞動參與率 (LR)。

參考文獻

陳文意, 周美伶, 林玉惠, 與陳明吉 (2013), "抑制房價以提高生育率: 以台北都會區爲例," 《都市與計劃》, 40, 189–214。(Chen, Wen-Yi, Mei-Lin Chou, Yu-Hui Lin, and Ming-Chi Chen (2013), "Encourage Fertility via Decreasing House Price: A Case Study of Taipei Municipal Area," *City and Planning*, 40, 189–214.)

彭建文與蔡怡純 (2012), "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," 《人口學刊》, 44, 57–86。(Peng, Chien-Wen and I-Chun Tsai (2012), "Long- and Short-Term Influences of Homeownership Rates on Fertility Rates: An Application of the Panel Cointegration Model," *Journal of Population Studies*, 44, 57–86.)

經建會 (2012), 《中華民國2012年至2060年人口推計》, 台北市: 行政院經濟建設委員會。(Council for Economic Planning and Development (2012), *Zhong Hua Min Guo 2012 Nian Zhi 2060 Nian Ren Jou Tui Ji*, Taipei: Council for Economic Planning and Development, Executive Yuan.)

Baltagi, Badi H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed., Chichester: Wiley.

Barker, Kate (2008), "Planning Policy, Planning Practice, and Housing Supply," *Oxford Review of Economic Policy*, 24, 34–49.

Birgit, Aigner-Walder and Thomas Döring (2012), "The Effects of Population Ageing on Private Consumption–A Simulation for Austria Based on Household Data up to 2050," *Eurasian Economic Review*, 2, 63–80.

臺灣大學學術期刊資料庫

Bloom, David E. and Jeffery G. Williamson (1998), "Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia," *World Bank Economic Review*, 12, 419–455.

Börsch-Supan, Axel (2008), "The Impact of Global Aging on Capital Markets and Housing," in Ingrid Hamm, Helmut Seitz, and Martin Werding (eds.), *Demographic Change in Germany: The Economic and Fiscal Consequences*, Heidelberg: Springer-Verlag.

Carter, Charles C., Zhenguo Lin, Marcus T. Allen, and William J. Haloupek (2013), "Another Look at Effects of "Adults-Only" Age Restrictions on Housing Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 46, 115–130.

Chen, Yu, Kenneth Gibb, Chris Leishman, and Robert Wright (2012), "The Impact of Population Ageing on House Prices: A Micro-Simulation Approach," *Scottish Journal of Political Economy*, 59, 523–542.

Dettling, Lisa J. and Melissa S. Kearney (2014), "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, 110, 82–100.

Engelhardt, Gary V. and James M. Poterba (1991), "House Prices and Demographic Change: Canadian Evidence," *Regional Science and Urban Economics*, 21, 539–546.

Feijten, Peteke and Clara H. Mulder (2002), "The Timing of Household Events and Housing Events in the Netherlands: A Longitudinal Perspective," *Housing Studies*, 17, 773–792.

Hendershott, Patric H. and John C. Weicher (2002), "Forecasting Housing Market: Lessons Learned," *Real Estate Economics*, 30, 1–11.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.

Kenneday, Sheela and Catherine A. Fitch (2012), "Measuring Cohabitation and Family Structure in the United States: Assessing the Impact of New Data from the Current Population Survey," *Demography*, 49, 1479–1498.

Lo, Kuang-Ta (2012), "The Crowding-Out Effect of Homeownership on Fertility," *Journal of Family and Economic Issues*, 33, 108–117.

Lutz, Wolfgang and Vegard Skirbekk (2005), "Policies Addressing the Tempo Effect in Low-Fertility Countries," *Population and Development Review*, 31, 699–720.

臺灣大學學術期刊資料庫

Mankiw, N. Gregory and David N. Weil (1989), "The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, 19, 235–258.

Meen, Geoffrey (1998), "Modelling Sustainable Home-Ownership: Demographics or Economics?" *Urban Studies*, 35, 1919–1934.

Meen, Geoffrey and Mark Andrew (2008), "Planning for Housing in the Post-Barker Era: Affordability, Household Formation, and Tenure Choice," *Oxford Review of Economic Policy*, 24, 79–98.

Mulder, Clara H. (2006), "Population and Housing: A Two-Sided Relationship," *Demographic Research*, 15, 401–412.

Mulder, Clara H. and Michael 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, 137–164.

Murphy, M. J. and O. Sullivan (1985), "Housing Tenure and Family Formation in Contemporary Britain," *European Sociological Review*, 1, 230–243.

Pedroni, Peter (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics (Special Issue)*, 61, 653–670.

——— (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels," *Advances in Econometrics*, 15, 93–130.

——— (2001), "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels," *Review of Economics and Statistics*, 83, 727–731.

——— (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.

Poterba, James M. (1991), "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 143–203.

Rappaport, Jordon (2013), "The Demographic Shift from Single Family to Mutifamily Housing," *Economic Review*, Q4, 5–34.

Yi, Junjian and Junsen Zhang (2010), "The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong," *Economic Inquiry*, 48, 635–650.

投稿日期: 2014年11月26日, 接受日期: 2015年6月22日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Effects of Demographic Structure Change on Housing Prices

Chien-Wen Peng

Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University

I-Chun Tsai

Department of Finance, National University of Kaohsiung

The dependency rate is an indicator of demographic structure that usually is used to measure the pressure on productive population. A high dependency ratio can cause serious problems for a country if a large proportion of a government's expenditure is on health, social security and education, which are most used by the youngest and the oldest in a population. Many previous studies have found that the dependency rate was the main determinant of household saving or wealth accumulation. This study tries further to clarify whether demographic changes, especially the dependency rate, affects housing prices. The empirical results reveal that house prices are cointegrated with the fertility rate and old dependency rate, respectively. In the long run, an increase in the fertility rate increases house prices. However, an increase in the old dependency rate reduces house prices. The expected demographic change in 2015 is an important signal of housing price change.

Keywords: fertility rate, dependency rate, panel data, cointegration test
JEL classification: R21, R31

臺灣大學學術期刊資料庫