DOI: 10.6277/TER.202407_52(3).0002

房價上漲與資源誤置

張天惠・朱浩榜・陳南光*

本文使用台灣的資料探討房價變動如何影響不同產業與整體經濟的產出、投資、就業人數及總要素生產力 (TFP) 等總體經濟變數。實證結果顯示, 房價大漲時, 營建工程業的產出與 TFP 未明顯上升, 但卻使全體與製造業之產出成長顯著下降, 而且製造業 TFP 成長率亦顯著下降。若進一步考量房價上漲衝擊的長期累積效果, 房價上漲有助帶動營建工程業之產出、投資及就業人數長期上升; 然而, 房價上漲卻對製造業有排擠效果, 因而使製造業之產出、投資, 以及技術進步均有顯著且負向的長期影響。因此, 房價持續上漲將資本與勞動力引導至房地產相關產業, 排擠其他重要產業可能獲取的資源, 這資源誤置效應會拖累整體經濟成長、投資與生產力。

關鍵詞: 房價, 資源誤置, 工具變數
JEL 分類代號: C26, E20

1 前言

不管是消費者購屋貸款、建商的土地與建築融資、或廠商的投資貸款, 房地產通常是最重要的擔保品。土地或房屋價格上升會提高擔保品價值, 廠商與家庭的投資、購屋和消費等支出將會增加。近數十年來有關金融摩擦 (financial frictions) 如何影響借貸市場運行的理論和實證研究, 發現擔保品價值上升時, 金融摩擦的問題減輕, 借貸限制得以放寬, 透過各種傳遞管

*作者分別爲中央銀行經濟研究處科長、中央銀行經濟研究處專員與國立台灣大學經濟學系教授。張天惠爲通訊作者 (sandychang@mail.cbc.gov.tw)。作者感謝匿名審查人的評論與建議。本文觀點爲作者個人意見, 與服務單位無關, 若有任何疏漏, 概由作者負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 52:3 (2024), 271–307。
國立台灣大學經濟學系出版

臺大學術期刊資料庫

道擴大並延續原先的效果, 廠商與家庭可借得更多資金進行投資、購屋和消費, 經濟活動也會因而提升。[1] 然而, 除了上述對消費與投資的正面效果之外, 土地或房屋價格大幅波動對於總體經濟也會造成負面的影響。信用與房價的擴張與萎縮所形成的「金融循環」(financial cycles) 對金融穩定可能構成的威脅, 一直是各國央行與金融主管當局關注的焦點 (Borio, 2018; Drehmann, Borio, and Tsatsaronis, 2012)。[2] 研究發現, 尤其是當金融危機涉及房價崩跌時, 往往伴隨著更深的衰退以及更漫長的復甦 (Jordà, Schularick, and Taylor, 2013; Schularick and Taylor, 2012)。

另一個重要的問題是, 房屋價格持續上漲可能造成資源誤置 (resource misallocation) 的負面效應。這是因爲持續上漲的房價, 可能會將資本和勞動力引導至房地產相關的熱門產業, 從而排擠其他產業所能獲取的資源, 這資源誤置的結果對於整體經濟的投資、生產力和經濟成長均有負面的影響。這與前面所述, 降低借貸市場金融摩擦可提升投資、購屋和消費以及整體經濟活動的看法, 形成強烈對比。

有關資源誤置的討論, 首推 Restuccia and Rogerson (2008) 與 Hsieh and Klenow (2009) 的開創性論文, 他們發現跨廠商間的資源誤置, 對於整體經濟的生產力有重大的影響。其中, Hsieh and Klenow (2009) 使用中國和印度製造業的個體資料發現, 與美國製造業廠商的效率相比, 若廠商間的勞動力和資本可重新配置, 則中國製造業的總要素生產力 (TFP) 可上升 30–50%, 印度則可上升 40–60%。因此資源誤置會顯著降低 TFP, 並可解釋跨國間 TFP 的巨大差異。其後引發不少文獻研究各種資源分配不當的

[1] 參見 Bernanke and Gertler (1989)、Kiyotaki and Moore (1997)、Iacoviello (2005)、Aoki, Proudman, and Vlieghe (2002)、Peek and Rosengren (2000) 與 Kashyap, Stein, and Wilcox (1993)。例如, Chaney, Sraer, and Thesmar (2012) 使用美國 1993–2007 年的資料發現, 土地價值每增加 1 美元, 透過擔保品管道減輕金融摩擦, 可使企業增加投資 0.06 美元。Guren et al. (2021) 研究發現, 美國在 1975–2017 年期間, 當房屋財富增加 1%, 則民衆消費增加 0.024–0.033%, 顯示消費的房屋財富彈性有降低趨勢, 但效果仍然顯著。

[2] 根據 Cheng and Chen (2021) 的估計, 台灣房價循環的週期約 5.8–6.6 年, 比台灣景氣循環 (約 3.5 年) 長, 屬於中期 (medium-term) 的循環週期, 這表示房價循環與景氣循環有非常不同的驅動力。由於房價循環的週期比較長, 金融脆弱性需要一段時間才會顯現出來, 因此在認定潛在的系統風險上, 會存在時間上的落差, 這對央行與金融主管當局在維持金融穩定的任務上造成挑戰。

臺大學術期刊資料庫

來源, 以及對生產力的衝擊。[3]

至於探討房地產價格變動與資源誤置關係的研究, 近期仍在蓬勃發展。[4] Chakraborty, Goldstein, and MacKinlay (2018) 利用 1988–2006 年期間美國銀行與企業的個別配對貸款資料, 發現當房屋價格上漲, 銀行大幅增加借貸給房地產相關部門, 並減少供給其他企業借貸, 這種貸款重分配效果以中小型、財務受限制的銀行最顯著; 而受到排擠效果影響最大的, 則是那些主要依賴銀行融資的企業。Doerr (2020) 採用 1993–2008 年期間美國各產業的廠商個體資料, 發現在美國的上市企業裡, 房地產資產占總資產比重較高的廠商, 生產力常低於同業平均。當房地產價格上漲, 原本那些房地產資產比重較高的廠商得以借得更多資金, 其中包含許多低生產力的廠商; 而一部分高生產力但房地產資產比重較低的廠商則受到排擠, 使得整體產業的生產力降低。平均而言, 房地產價格每上漲 10%, 整體產業的 TFP 下降 0.6%。Chen et al. (2017) 則是研究中國房地產價格變動對於企業投資的影響。他們使用 2000–2015 年個別交易層級的資料發現, 商業土地價格快速上漲, 除了擔保品管道, 還會引發投機管道 (購買更多商業用地, 但減少其他非土地投資和創新活動) 與排擠管道 (銀行提供更多資金給多持有土地的企業進行更多的房地產投資, 其它企業的投資受到排擠)。估計結果顯示, 當土地價格上漲 10%, 會導致資本分配不當而使 TFP 損失 2.6%。Basco, Lopez-Rodriguez, and Moral-Benito (2023) 探討西班牙房地產泡沫對企業間資本和信用分配的影響。他們分析 2003–2007 年配對的製造業廠商與銀行借貸資料, 發現房地產泡沫透過企業擔保品價值的提高而扭曲資源配置, 結果導致資本配置不當, 使 TFP 下降。最後, 在跨國資料方面, Borio et al. (2016) 透過 1969–2013 年期間 21 個先進經濟體的樣本, 發現銀行信用和房地產價格之間的相互強化作用會導致持續的信用和

[3] Restuccia and Rogerson (2017) 對過去文獻進行回顧, 討論各種不同來源的資源誤置及其後果。他們將資源誤置的來源分爲稅法與法規、政府或銀行的裁量權、市場不完全等三類。政府或銀行的裁量權包括「裙帶資本主義」(crony capitalism) 或政府腐敗, 而市場不完全則包括壟斷力量、市場摩擦和強制執行缺陷等。

[4] 間接有關的文獻則討論低利率與資源誤置的關係。例如, Gopinath et al. (2017) 分析利率下降是否可以解釋西班牙製造業的 TFP 在 1999–2012 年間顯著下降。他們發現, 低利率是資本分配不當的主因。低成本的資金流向高淨值但不見得是高生產力的企業, 因爲高淨值企業可提供足夠的擔保品, 因而排擠其他企業獲取資金的機會。

臺大學術期刊資料庫

房市擴張。這會將勞動力導向低生產力的廠商, 尤其是那些暫時性大幅膨脹的房地產相關部門, 從而對生產力的成長造成長期的損害。此外, 他們估計全球金融危機的前後 10 年間, 房價大幅波動對生產力成長的累計損失爲 6%。

綜上所述, 可知當房地產價格上漲, 擔保品價值上升, 低生產力的廠商也可以借得更多資金; 同時, 銀行大幅增加借貸給房地產相關部門, 並減少供給其他企業借貸。資源重新配置的結果, 對企業的非土地投資與創新活動產生排擠效果, 使得整體產業的生產力降低。另一方面, 擔保品價值上升會降低借貸市場的金融摩擦, 但不見得會改善資金的分配效率, 因爲多獲得資金的廠商, 可能只是因爲企業持有的擔保品價值上升, 而非因爲生產力比較高。在銀行信用與擔保品價值之間的相互強化作用下, 信用和房市持續擴張。這資源配置的扭曲, 將對長期生產力的成長造成損害。[5]

台灣的房價長期以來不斷走升, 因此在這篇文章中, 我們採用產業別的總體變數, 檢視台灣房價變動如何影響不同產業的產出、投資、勞動雇用量及 TFP 等總體經濟變數。研究的重點在於跨部門之間的資源誤置問題, 也就是, 房價上漲造就房地產相關產業的繁榮, 是否也能帶動其他產業乃至總體經濟的興盛, 抑或可能產生資源配置的扭曲, 因而導致整體生產力的下降。值得強調的是, 前述文獻多採個體配對資料的做法, 其好處是可認定資源誤置的來源, 並有助瞭解資源誤置的傳遞管道; 而我們透過產業別的總體資料的做法, 則是有助瞭解數十年來房價變動如何使資源分配產生變化, 以及如何對不同的總體經濟部門產生影響。兩者著重的面向並不相同。

由於房價漲跌及不同的變動幅度均可能使資源配置產生變化, 造成房價與總體經濟變數的關係亦隨之不同, 因此, 爲了捕捉這種非線性關係, 我們依房價變動幅度的中位數, 區分房價大跌、小跌、小漲與大漲, 估計各情況下房價變動對總體經濟變數的關係。同時, 爲處理內生性 (endogeneity) 問題, 我們採用兩階段最小平方法 (two-stage least squares, 2SLS) 進行估計, 並採用房價房租比的變動率作爲房價上漲率的工具變數。

[5]換句話說, 房地產價格上漲不僅會透過擔保品管道帶動投資, 但也可能因此放寬借貸限制, 使低生產力的廠商得以借到更多資金。在此情形下, 不論房價上漲來自基本面或泡沫, 都有可能產生資源誤置的問題。

臺大學術期刊資料庫

若不考量房價漲跌的不對稱影響, 我們發現房價上漲會使全體與製造業產出與 TFP 成長顯著下降, 而營建工程業產出與 TFP 的變動並不顯著。房價上升使全體產業與營建工程業的雇用量顯著上升, 但製造業雇用量下降, 惟不顯著。若再考慮房價漲跌與不同幅度變動的影響, 則可得到更細緻的結果。第一, 房價小跌與大跌對營建工程業產出顯著負向影響, 但是對全體與製造業產出影響並不顯著; 反之, 房價小漲與大漲時, 營建工程業的產出成長未明顯上升, 但全體與製造業產出成長卻顯著下降。第二, 不論是全體產業、製造業或是營建工程業, 房價對實質投資的非線性效果與線性效果大致相同, 依然不甚顯著。第三, 當房價大漲時, 營建工程業雇用量顯著上升, 而全體與製造業雇用量雖下降, 惟不顯著。房價小跌與大跌時, 會顯著使營建工程業的雇用人數減少, 且亦使全體雇用量顯著下降。最後, 房價大漲時, 會使製造業 TFP 成長顯著下降, 而全體與營建工程業 TFP 成長雖下降, 但不顯著; 當房價小跌時, 全體 TFP 成長則顯著上升。

其次, 爲瞭解房價上漲對總體經濟長期的累積反應, 我們估計總體經濟變數在「房價上漲」與「房價不變」之下的平均差異。我們採用 Jordà, Schularick, and Taylor (2015, 2020) 的 Local Projection-IV (LP-IV) 方法, 也就是先藉由工具變數處理內生性問題, 再依照 Local Projection 方法, 估計房價上漲對總體經濟變數在一段期間內的平均影響效果。估計結果發現, 長期而言, 房價上升 1%會使營造工程業產出顯著上升 0.687%, 但卻使製造業產出顯著下降 0.501%。其次, 房價上升 1%會使營造工程業投資上升 0.321%, 但卻使製造業投資顯著下降 0.475%; 對全體產業之投資雖呈負值但不顯著。接下來, 房價上升會使營建工程業的就業人數亦隨之上升, 且長期顯著上升; 而製造業就業人數的長期影響效果不顯著。最後, 房價上升對於全體產業及營建工程業之 TFP 沒有顯著的助益, 但房價上升 1%會使製造業的 TFP 顯著下降 0.244%。綜上所述, 長期而言, 房價上升有益於營建工程業之產出、投資及就業人數; 然而房價上升對製造業的產出、投資與 TFP 均有顯著的負面影響。

綜合上述實證結果, 我們發現當房價大漲時, 營建工程業的產出與 TFP 未明顯上升, 但製造業與全體產業的產出與 TFP 則顯著下降; 更重要的是, 房價上升對製造業的產出、投資與 TFP 均有顯著的長期負面效應。本文的

臺大學術期刊資料庫

研究架構如下, 第 1 節爲前言, 說明本文研究動機與目的; 第 2、3 節說明實證方法與資料來源; 第 4 節呈現實證分析與估計結果; 第 5 節爲研究結論。

2 估計方法

2.1 兩階段最小平方法

在估計方法上, 首先, 我們以下列迴歸式估計房價與總體經濟變數之間的關係:

$$y_t = \alpha + \beta \text{hpr}_t + \delta x_t + \varepsilon_t, \tag{1}$$

其中, y_t 爲我們感興趣的總體經濟變數, 包括產出成長率、投資成長率、就業人數成長率或 TFP 成長率等; hpr_t 爲房價變動率, 係數 β 即爲房價與總體經濟變數的關係。我們房價以三年累積的變動率計算 hpr_t, 因爲資源誤置的效果如果存在, 可能需要累積一段時間才影響到總體變數, 故以三年累積的房價報酬率反映較長期的房價上漲之影響; 另在文獻上, Aizenman, Jinjarak, and Zheng (2019) 亦以三年累積變動率衡量房價變化。x_t 爲其他影響 y_t 的控制變數, 包括失業率、通膨率、貿易開放性與信用占比等。惟若 y_t 爲產出成長率, 則控制變數還會包括投資占比; 若 y_t 爲投資成長率, 則控制變數尚包括產出成長率; 若 y_t 爲就業人數成長率, 則控制變數還會包括產出成長率、投資成長率, 但剔除失業率。最後, ε_t 爲迴歸式的殘差項。

其次, 由於房價之上漲或下跌, 以及其變動幅度可能與總體經濟變數具有不同的關係, 爲了捕捉這種非線性關係, 我們進一步估計下列迴歸式:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \text{hpr}_t + \sum_i \beta_i d_i \text{hpr}_t + \delta x_t + e_t, \tag{2}$$

其中, d_i 爲房價漲跌之虛擬變數且 $i = 2,3,4$, d_2、d_3 及 d_4 分別爲房價小跌、大跌及大漲之期間, 其餘符號則皆與 (1) 式相同。d_i 之定義方式爲

$$\begin{cases} \text{Md.}[\text{hpr} < 0] \le \text{hpr} < 0, & d_2 = 1; \\ \text{hpr} < \text{Md.}[\text{hpr} < 0], & d_3 = 1; \\ \text{Md.}[\text{hpr} > 0] \le \text{hpr}, & d_4 = 1。 \end{cases}$$

其中, Md. 表示中位數, 且$\text{Md.}[\text{hpr} < 0] = -5.417\%$、$\text{Md.}[\text{hpr} > 0] = 23.431\%$。因此, 當房價下跌, 且下跌幅度小於全體下跌期間內的中位數

臺大學術期刊資料庫

−5.417%, 則定義爲房價小跌 (d_2); 當房價下跌, 且下跌幅度大於下跌期間的中位數 −5.417%, 則定義爲房價大跌 (d_3); 當房價上漲, 且上漲幅度大於全體上漲期間內的中位數23.431%, 則定義爲房價大漲 (d_4); 房價小漲則作爲比較的基準。根據上述, β_1 即爲房價小漲時, 房價與 y_t 的關係; $\beta_1+\beta_2$、$\beta_1+\beta_3$ 及 $\beta_1+\beta_4$ 則分別爲房價小跌、大跌及大漲時, 房價與 y_t 的關係。

然而, 房價與總體經濟變數之間往往存有內生性, 使得房價上漲率與殘差項相關; 此時, 若直接以最小平方法 (OLS) 估計 (1) 或 (2) 式, 則估計係數可能會有偏誤或不一致的問題。因此, 我們須爲房價漲跌找到適當的工具變數, 透過 2SLS 處理內生性問題。[6]

此處我們考慮的工具變數是「房價房租比」(price-to-rent ratio), 且因房價上漲率是以三年累積報酬計算, 所以我們採用三年累積變動的房價房租比 (prr) 作爲房價上漲率的工具變數。值得探討的是, 若 prr_t 是有效的工具變數, 則 prr_t 須滿足兩個性質。其一爲相關性: 所選擇的工具變數應與內生變數 (即房價報酬率) 高度相關, 即 $\text{corr}(\text{hpr}_t,\text{prr}_t)\neq 0$; 其二爲外生性, 所選擇的工具變數應與迴歸式中的殘差項無關, 即 $\text{corr}(\text{prr}_t,\varepsilon_t)=0$, 此一條件亦稱爲排他性限制 (exclusion restriction)。工具變數的相關性可透過弱工具變數檢定加以測試; 但在外生性方面, 由於我們工具變數與內生變數的數量一樣, 因此在完全認定 (exact identification) 的情況下, 無法借助統計檢定, 僅能透過理論或制度細節 (institutional details) 加以論證。

在理論上, 房價房租比與房價關聯甚深。家戶對房屋的需求可分爲兩類, 其一爲自住需求, 家戶透過購屋或租屋的方式滿足此項需求; 另一則爲投資需求, 可分爲短期的投資套利與長期的出租投資, 其中, 當房地產景氣熱絡時, 短期投資在市場中占有相當大的比例, 影響房價波動甚大。房價與租金應爲同時滿足房屋消費及投資的價格, 兩者關係密切。而根據現值模型, 房價應爲租金收益折算爲現值的總和, 因此, 房價房租比變動隱含預期資本利得, 將影響家戶對房屋的需求, 進而影響房價。在文獻上, Gallin (2008) 發現房價與房租具有長期的共整合關係; Almeida, Campello, and

[6]爲了避免 x_t 可能也有內生性問題, 我們也曾嘗試改以落後1期的 x_t 進行估計。整體而言, 改採 x_{t-1} 的估計結果不致影響本文結論, 因此, 即使同期的總體經濟變數可能有內生性問題, 但也屬輕微且影響不大。

臺大學術期刊資料庫

Liu (2006) 認爲房價房租比較不受人口結構與房屋稅制變化等影響, 適合作爲房價負擔能力的衡量依據, 並可作爲跨國之間房價高低的比較標準; Ambrose, Eichholtz, and Lindenthal (2013)、Bourassa, Hoesli, and Oikarinen (2019) 等亦認爲房價房租比可作爲評估房價高低之標準; 近來, Aizenman, Jinjarak, and Zheng (2019) 將房價房租比視爲決定房價的重要因素, 因而採房價房租比的變動作爲房價上漲的工具變數。

經由上述討論, 可知房價房租比與房價關聯甚深, 甚至可作爲衡量房價高低的相對標準; 但另一方面, 房價房租比又與產出、投資、就業人數或 TFP 等總體經濟變數無直接關聯, 故在理論上, 此工具變數之選擇應屬恰當。在得到工具變數後, 我們即可依 2SLS 的做法, 先於第一階段將房價上漲率對工具變數及其他控制變數進行迴歸。若以 (1) 式爲例, 則第一階段的迴歸式爲

$$\mathrm{hpr}_t = \mu_0 + \mu_1 \mathrm{prr}_t + \mu_2 x_t + u_t, \tag{3}$$

在透過 (3) 式得到房價上漲率的配適值 ($\widehat{\mathrm{hpr}}_t$) 後, 即可將其代回 (1) 式進行第二階段之估計:

$$y_t = \alpha + \beta \widehat{\mathrm{hpr}}_t + \delta x_t + \epsilon_t。$$

雖然我們已於前述部分論證過工具變數的合理性, 但爲了確保實證結果的穩健性, 我們亦放寬外生性的條件, 採用 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 局部近似於零 (local-to-zero approximation) 的做法, 在工具變數爲近似外生 (plausibly exogenous) 的情況下調整 2SLS 估計式的漸近變異數。[7]

2.2 Local projection 方法

爲了瞭解房價上漲對總體經濟的平均影響效果, 我們可以估計總體經濟變數在「房價上漲」與「房價不變」之下的平均差異, 此即平均處理效果 (av-

[7]在工具變數爲強工具變數且近似外生的情況下, 2SLS 估計式仍會漸近收斂到其真實值 (true value), 故僅需調整其漸近變異數。詳見 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 或 Van Kippersluis and Rietveld (2018) 之說明。在後續的實證結果中, 可知我們的工具變數屬於強工具變數, 故可採 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 方法調整 2SLS 估計式的漸近變異數。

臺大學術期刊資料庫

erage treatment effect), 或稱衝擊反應 (impulse response) (Stock and Watson, 2018)。假設房價三年累積上漲 1%, 則總體經濟變數在房價上漲與房價不變之下的平均差異爲

$$\mathbb{E}(Y|\text{hpr} = 1\%; x) - \mathbb{E}(Y|\text{hpr} = 0\%; x),$$

同樣地, Y 可爲實質產出、投資、就業人數或 TFP 等總體經濟變數, 其餘符號皆與 (1) 式相同。

就估計方法而言, 若觀察值的處理效果係由隨機給定, 則平均處理效果可直接以一般的 OLS 進行估計。實證上, 我們依據 (1) 式的模型設定, 並採用 Jordà (2005) 提出的 Local Projection 方法, 估計房價上漲對總體經濟變數的平均影響效果:

$$Y_{t+h} - Y_{t-1} = \alpha^h + \beta^h \text{hpr}_t + \delta^h x_t + v_{t+h}, \tag{4}$$

其中, $h = 1, 2, \cdots$, 而 β^h 即爲房價上漲對總體經濟變數在 h 期後的平均影響效果。我們將 Y 取自然對數, 藉此估計 Y 的變動率; 因此, β^h 係衡量房價上漲後, 總體經濟變數在 h 期間內的累積變動效果, 又稱累積反應 (cumulative response)。

然而, 如前所述, 房價與總體經濟變數之間往往存有內生性, 處理效果並非隨機給定, 直接估計 (4) 式將會產生偏誤。因此, 爲了正確認定變數的影響效果, Jordà, Schularick, and Taylor (2015, 2020) 採用前述的 2SLS 做法, 藉由工具變數處理內生性問題, 此即 Local Projection-IV (LP-IV) 方法。亦即, 先透過 (3) 式以工具變數進行第一階段迴歸後, 再代入 (4) 式進行估計。另外, 我們再於 (4) 式中加入自我迴歸項, 因此, 我們的 LP-IV 模型估計式爲

$$Y_{t+h} - Y_{t-1} = \alpha^h + \beta^h \widehat{\text{hpr}}_t + \sum_p \gamma^{h,p} \Delta Y_{t-p} + \delta^h x_t + v_{t+h}。 \tag{5}$$

同樣地, β^h 即爲我們想估計的平均影響效果。更多有關 LP-IV 方法的內容, 可進一步參見 Jordà, Schularick, and Taylor (2015, 2020), 以及 Stock and Watson (2018) 之討論。

臺大學術期刊資料庫

3 資料說明

首先, 在房價資料上, 由於房地產市場與一般金融資產交易差異甚大, 並無類似集中或店頭市場之撮合交易制度, 故其價格的相關資訊較爲欠缺。目前國內較爲常見, 且可追溯較早的房價資料有「信義房價指數」與「國泰全國房地產指數」等兩種變數, 前者衡量中古屋市場價格, 而後者則衡量預售屋及新成屋之價格。就中古屋與預售屋兩個次市場的角度來看, 對一般家戶而言, 購屋者與租屋者通常不是同一族群, 租買決策不會同時決定。當家戶考慮購屋自住時, 則新成屋或中古屋皆可能爲考慮目標; 而若考量的是出租投資時, 則通常以中古屋市場爲主。因此, 若進一步考量房價與房租關係時, 由於涵蓋面向較廣, 我們選用信義房屋編製的「信義房價指數」作爲房價變數的資料應較合適。在編製上, 信義房價指數的房價資料取自信義房屋各縣市營業據點的二手交易資料, 房屋取樣類型主要爲公寓、華廈及電梯大樓物件等中古屋, 以及不含其他用途之住宅物件, 並排除預售屋與工業住宅、屋齡偏高之成交物件等偏差樣本後, 採用特徵價格函數模型控制房屋屬性 (品質), 再以拉式指數 (Laspeyres) 的方式編製而成, 其樣本起始點可追溯自 1991 年第 1 季。

如前所述, 我們以房價指數的三年累積變動率衡量房價的上漲率, 因此, 爲了保留前三年的樣本資料計算房價上漲率, 我們的樣本起始點爲 1994 年第 1 季。圖 1 顯示房價累積上漲率的走勢, 可知自 1994 第 1 季起, 房價自上一次房價循環後持續下跌, 到 2003 年起反轉並急速上升。房價上漲波段在全球金融危機期間短暫下挫, 其後房價以更快的速度上升, 直到 2014 年才開始下滑。而 2018 年起, 房價又開始上漲。

接著, 我們想探討的是房價漲跌對產出、投資、就業人數或 TFP 等總體經濟變數的影響。由於房價漲跌可能使得資源分配產生變化, 進而對各產業造成不同的影響, 其中, 製造業在我國經濟發展與產業結構中, 一直扮演著重要角色; 而營建工程業是房地產市場相關產業中, 最爲息息相關的產業。因此, 我們除了全體產業, 亦考量對製造業與營建工程業的影響。

產出、投資及就業人數等資料均直接取自主計總處。其中, 產出、投資分別採用剔除價格變動因素的「實質GDP」、「實質固定資本形成毛額」衡

臺大學術期刊資料庫

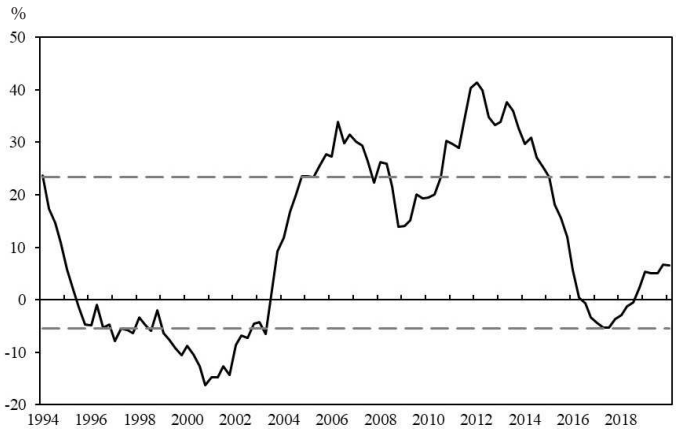


圖 1: 房價三年累積變動率

說明: 圖中虛線分別爲 23.431% (房價變動率大於 0 之中位數)、−5.417% (房價變動率小於 0 之中位數)。

量。[8] 然而, 製造業及營建工程業的實質固定資本形成毛額僅有年頻率的資料, 因此, 我們以 Chow-Lin 方法將年頻資料依時拆分 (temporally disaggregate) 爲季頻資料 (Chow and Lin, 1971)。至於就業人數, 我們採用主計總處「各行業就業人口」資料, 其中營建工程業的就業人數資料起始自 2017 年, 係因主計總處更改行業別名稱, 將營造業更名爲營建工程業之故。[9] 因此, 我們直接將 2017 年以前的資料以營造業就業人口銜接。另因就業人數資料爲月頻資料, 故我們透過簡單平均的方式轉換爲季頻資料。

在 TFP 的部分, 我們以 Solow 剩餘 (Solow residual) 的方式自行估算。我們假設生產函數爲 Cobb-Douglas 的形式, 設定實質 GDP 爲 TFP、資本存量及勞動投入的函數:

$$\mathrm{GDP}_t = \mathrm{TFP}_t \times K_t^{\rho} \times (L_t \times H_t)^{1-\rho}, \tag{6}$$

其中, TFP 即爲尚待估算的總要素生產力; K 爲資本存量; L 爲就業人數、

[8]其中, 製造業及營建工程業 GDP 係爲生產面的統計結果, 但我們整體的 GDP 及投資仍採支出面的資料, 主因一般國內在討論 GDP、經濟成長或投資等概念時, 都是以支出面爲主。

[9]主計總處在「行業標準分類」的第十次修訂中, 將 F 大類的營造業更名爲營建工程業。

臺大學術期刊資料庫

H 爲每人每月工時, 故 $L \times H$ 即爲勞動投入; 而 ρ 爲資本份額, $1-\rho$ 則爲勞動份額。

由於 GDP、L 與 H 皆可自主計總處取得時間序列資料, 唯有資本存量 K 需要自行推算。我們採用下式推估資本存量:

$$K_t = K_{t-1} + I_t,$$

其中, I_t 爲「實質固定資本形成淨額」, 亦即「實質固定資本形成」減去「實質固定資本消耗」, 故當期的資本存量即爲上期的資本存量加上當期的固定資本形成淨額。[10] 具體而言, 我們先以各業別的固定資本形成毛額減去資本折舊推算各業別的固定資本形成淨額。我們依循文獻上的設定, 將資本折舊率設爲 10% (Teo, 2009; 黃俞寧, 2013), 依此推算出各年的資本折舊。我們再根據主計總處的「91年國富統計」, 以1988年全體產業、製造業及營建業的資本存量作爲基點年的資料。接著, 再以全體產業、製造業及營建工程業之固定資本形成毛額平減指數, 將各業別基點年的資本存量及固定資本形成淨額進行平減, 即可得到 K_0 及各期的 I_t, 並可依此推得 K_t。然而, 上述做法推得的資本存量 K_t 爲年頻資料, 因此我們再以 Chow-Lin 方法將年頻資料依時拆分爲季頻資料。

最後, 參考主計總處歷年「多因素生產力趨勢分析報告」, 我們設定全體與製造業的資本份額 (ρ) 與勞動份額 ($1-\rho$) 分別爲 0.4 與 0.6, 而營建工程業的資本份額與勞動份額分別爲 0.27 與 0.73, 再將所有資料帶入 (6) 式後, 即可據此推算 TFP。[11]

[10]此即「永續盤存法」(perpetual inventory method), 詳見蕭宇翔與陳佩玕 (2016) 對於資本存量推算方法的介紹。

[11]值得提醒的是, 以 Solow 剩餘估計 TFP 的做法可能會有順景氣循環的問題 (Burnside, Eichenbaum, and Rebelo, 1995), 但我們於迴歸式中納入的許多控制變數亦皆可能與景氣循環有關, 且另一方面, 我們也透過工具變數處理房價與 TFP 之間的內生性, 因此, 估計結果應不受此問題所影響。此外, 我們亦曾進一步以不可觀察成分 (unobserved component) 模型剔除 TFP 的循環部分, 而估計結果仍不影響本文結論。最後, 我們亦曾嘗試依一位評審的建議, 在迴歸式的解釋變數中納入電力使用量, 控制資本利用率對 Solow 剩餘的影響。然而, 台電的行業別電力使用量資料僅能追溯至 2017 年, 資料的樣本期間顯然過短。惟若以全體企業的電力使用量作爲全體產業、製造業及營建業 TFP 的控制變數, 則房價在線性模型中的符號方向不變但轉爲不顯著, 非線性模型的估計結果仍顯示房價大漲會使製造業 TFP 成長顯著下降, LP-IV 方法的估計結果亦幾無改變, 因此納入全體電力使用量不影響本文的主要結論; 另電力使用量的係數則符號爲正且顯著。

臺大學術期刊資料庫

圖2繪示產出、投資、就業人數及 TFP 等總體經濟變數及其成長率的走勢, 其中成長率是以年增率的方式衡量。就產出而言, 營建工程業在1990年代房價大跌的期間內多呈走跌, 至2003年房價大漲後則多呈上升。全球金融危機後房價再次上漲, 然而此時營建工程業之產出卻大致持平; 相較之下, 全體與製造業之產出於房價大跌時期則多呈上升。就投資而言, 全體與製造業投資長期呈現平緩走升, 營建工程業在2012年後投資上揚。在就業方面, 營建工程業的就業人數隨90年代房價下跌而明顯大幅減緩, 且房價大跌期間, 就業人數多呈負成長; 但在2003年房價大漲後則大幅上升。另一方面, 製造業與全體就業人數在1990年代中期房價大跌時則呈現正成長。近年則不論全體、製造業或營建工程業, 就業人數皆僅微幅成長。最後, 就 TFP 而言, 製造業 TFP 在房價大跌時多呈上升, 但在房價報酬翻升後隨即下跌。雖在金融危機後有所上升, 但在2015年附近又呈下降。在1994年至2006年左右, 營建工程業的 TFP 與房價走勢大至相同; 但在金融海嘯後, 即使在房價急速上漲, 營建業 TFP 仍大致持平。

在控制變數方面, 我們分別以整體、製造業及營建工程業之「名目固定資本形成毛額」占其「名目 GDP」的比重作爲整體、製造業及營建工程業之投資占比, 且同樣地, 我們以 Chow-Lin 依時拆分法將製造業及營建工程業之「名目固定資本形成毛額」轉換爲季頻資料; 失業率直接取其原始值; 以「消費者物價指數」(CPI) 之年變動率衡量通膨率; 以「進口總值」加上「出口總值」相對「名目 GDP」的比率作爲貿易開放性; 並以「全體貨幣機構放款 — 對民間部門債權」相對「名目 GDP」的比率作爲信用占比。最後, 作爲工具變數之房價房租比, 則以「信義房價指數」相對「CPI 房租指數」之三年累積變動率計算。

我們的資料樣本期間爲1994年第1季至2020年第1季, 共105筆樣本觀察值。然而, 製造業與營建工程業等行業別的實質固定資本形成毛額公布日期較晚, 且因 TFP 須先透過實質固定資本形成毛額推估資本存量後, 再以 Solow 剩餘方法估計, 故在此情況下, 我們使用的投資與 TFP 資料僅至2018年第4季, 共100筆觀察值。

臺大學術期刊資料庫

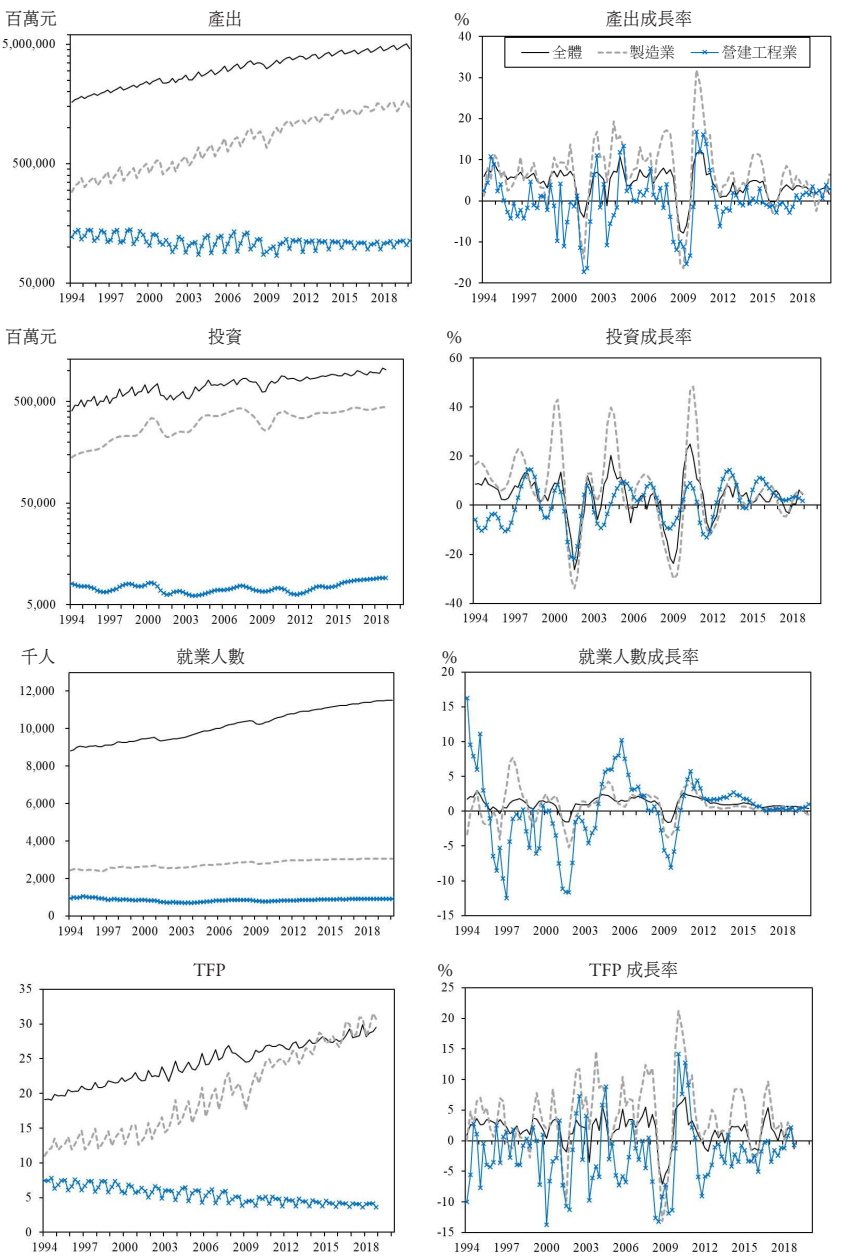


圖 2: 總體經濟變數走勢

臺大學術期刊資料庫

4 實證分析

4.1 線性結果

本小節呈現房價對總體經濟變數影響的線性估計結果, 估計方程式爲 (1) 式, 結果列於表 1 至表 4。各表依序列出全體產業、製造業及營建工程業的 2SLS 估計結果; 其中標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤, 標準誤 2 則爲採用 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數是近似外生假設下的估計標準誤。

首先, 表 1 爲房價變動對產出成長率的影響。結果顯示, 房價上漲會使全體之產出成長率顯著下降; 在其他解釋變數方面, 投資占比、貿易開放性皆與全體產出成長率顯著正相關, 而失業率、信用占比則與全體之產出成長率顯著負相關。製造業亦有相似情形, 房價上漲會使製造業之產出成長率顯著下降; 貿易開放性與製造業之產出成長率顯著正相關, 失業率、信用占比則與其顯著負相關。另一方面, 對營建工程業來說, 房價上漲雖與營建工程業之產出成長率正相關, 但其值較小且不顯著; 失業率、信用占比與營建工程業之產出成長率顯著負相關, 其餘變數則不顯著。

在工具變數方面, 表中之 F-統計量爲 2SLS 第一階段之 F-統計量, 代表弱工具變數之檢定結果。從表 1 可知, 全體、製造業及營建工程業之估計式的 F-統計量皆遠大於 10, 顯示房價房租比屬於強工具變數, 符合工具變數應具備的相關性假設 (Staiger and Stock, 1997)。另一方面, 在房價房租比爲強工具變數的情況下, 我們依據 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 方法所估得的標準誤 2 的顯著性與標準誤 1 幾無二致, 顯示是否放寬排他性假設不會影響估計的穩健性。因此, 房價房租比應屬適當的工具變數。

其次, 表 2 爲房價對投資成長率的影響。不管是全體、製造業或是營建工程業, 房價上漲對投資成長率的影響均不顯著。在其他解釋變數部分, 產出成長率及通膨率均與全體、製造業與營建工程業的投資成長率顯著相關。表 3 爲房價對全體與不同產業就業人數成長率的影響。房價上升使全體產業與營建工程業的就業人口顯著上升; 對製造業而言, 房價上升則與其就業人數成長率負相關, 惟未達顯著水準。在其他解釋變數部分, 產出成長率、投資占比皆與全體產業、製造業與營建工程業的就業人口成長顯

臺大學術期刊資料庫

表 1: 房價對產出成長率的影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
房價上漲率	−0.073	0.040*	0.039*	−0.197	0.092**	0.076***	0.025	0.090	0.072
全體投資占比	0.352	0.201*	0.166**	—			—		
製造業投資占比	—			−0.081	0.202	0.151	—		
營建工程業投資占比	—			—			0.827	1.333	0.717
失業率	−2.089	0.633***	0.680***	−3.624	1.203***	1.545**	−2.445	1.193**	1.218**
通膨率	−0.214	0.283	0.299	−0.233	0.693	0.643	−0.057	0.629	0.655
貿易開放性	0.100	0.031***	0.031***	0.296	0.076***	0.087***	0.085	0.068	0.070
信用占比	−0.055	0.011***	0.010***	−0.139	0.025***	0.033***	−0.036	0.022*	0.019*
常數項	22.023	9.876**	8.723**	62.967	16.726***	18.620***	11.633	14.927	9.948
觀察值	105			105			105		
F-統計量	178.62			176.82			187.72		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 大於 10 表示工具變數符合相關性之假設。

臺大學術期刊資料庫

表 2: 房價對投資成長率的影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
房價上漲率	0.087	0.084	0.063	0.036	0.184	0.135	−0.036	0.111	0.075
全體產出成長率	2.264	0.235***	0.189***	—			—		
製造業產出成長率	—			1.362	0.230***	0.191***	—		
營建工程業產出成長率	—			—			0.466	0.139***	0.098***
失業率	0.128	1.217	1.032	−6.936	2.407***	1.737***	−2.645	1.448*	1.049**
通膨率	−0.896	0.586	0.497*	−2.154	1.201**	1.027**	−2.126	0.760***	0.526***
貿易開放性	−0.056	0.068	0.054	−0.019	0.157	0.126	0.143	0.088	0.058**
信用占比	0.065	0.025***	0.020***	−0.047	0.063	0.052	0.007	0.033	0.021
常數項	−34.149	14.113**	11.203***	52.836	31.192*	22.861**	−6.836	17.383	10.794
觀察值	100			100			100		
F-統計量	175.59			153.4			170.72		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 大於 10 表示工具變數符合相關性之假設。

臺大學術期刊資料庫

表 3: 房價對就業人數成長率的影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
房價上漲率	0.017	0.009*	0.023	−0.013	0.029	0.025	0.236	0.040***	0.042***
全體產出成長率	0.128	0.024***	0.028***	—			—		
全體投資占比	0.070	0.039*	0.033**	—			—		
製造業產出成長率	—			0.079	0.035***	0.030***	—		
製造業投資占比	—			0.170	0.063***	0.033***	—		
營建工程業產出成長率	—			—			0.299	0.050***	0.051***
營建工程業投資占比	—			—			2.907	0.572***	0.655***
通膨率	0.059	0.057	0.069	0.118	0.177	0.135	0.877	0.241***	0.211***
貿易開放性	0.004	0.006	0.004	0.013	0.020	0.012	−0.079	0.026***	0.026***
信用占比	−0.001	0.002	0.002	0.003	0.008	0.005	0.015	0.009*	0.005***
常數項	−1.392	1.628	1.132	−8.693	4.870*	3.353***	−23.907	6.617***	5.543***
觀察值	105			105			105		
F-統計量	187.22			181.11			188.72		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 大於 10 表示工具變數符合相關性之假設。

臺大學術期刊資料庫

表 4: 房價對 TFP 成長率的影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
房價上漲率	−0.077	0.030**	0.036**	−0.144	0.071**	0.060**	−0.072	0.074	0.060
失業率	−1.639	0.387***	0.358***	−1.922	0.907**	0.978**	−0.418	0.943	0.940
通膨率	−0.116	0.208	0.256	0.070	0.487	0.542	−0.136	0.520	0.559
貿易開放性	0.089	0.024***	0.025***	0.203	0.056***	0.054***	0.063	0.057	0.057
信用占比	−0.045	0.009***	0.007***	−0.108	0.020***	0.017***	−0.015	0.018	0.013
常數項	21.765	4.575***	3.997***	44.641	10.745***	9.184***	0.398	10.101	7.497
觀察值	100			100			100		
F-統計量	168.66			168.66			180.79		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 大於 10 表示工具變數符合相關性之假設。

臺大學術期刊資料庫

著正相關。此外, 在放寬排他性限制之假設後, 房價上升仍與全體就業人數成長正相關, 惟轉呈不顯著, 而其餘結果之顯著性則皆維持不變。

最後, 我們從表 4 房價對全體、製造業與營建工程業 TFP 成長率的估計結果可發現, 房價上升會使全體與製造業 TFP 成長顯著下降, 對營建工程業 TFP 亦下降, 惟不顯著。此外, 失業率、貿易開放性等變數, 則與全體及製造業 TFP 成長率顯著相關, 但此對營建工程業則不顯著。

除此之外, 表 2 至表 4 的全體、製造業及營建工程業之估計式的 F-統計量皆遠大於 10, 顯示房價房租比並非弱工具變數; 且標準誤 2 的顯著性與標準誤 1 的結果亦多相同, 放寬排他性假設不影響估計的穩健性。因此, 房價房租比應屬適當的工具變數。

整體而言, 我們發現房價上漲會使全體及製造業之產出及 TFP 成長率顯著下降, 而營建工程業產出雖會隨房價上漲而上升, 但不顯著; 另一方面, 房價上漲對全體、製造業與營建工程業的投資成長皆未有明顯影響。此外, 房價上漲會帶動營建工程業就業人數顯著上升。

4.2 非線性結果

本小節進一步考量房價不同幅度的漲跌可能會對總體經濟變數具有非線性的影響, 估計方程式如 (2) 式所示, 我們納入房價大漲、小跌與大跌的虛擬變數, 據以捕捉這些不對稱效果。估計結果列於表 5 至表 8, 各表依序列出全體產業、製造業及營建工程業的估計結果, 其中係數爲 2SLS 的估計結果; 同樣地, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤, 標準誤 2 則爲採用 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數是近似外生假設下的估計標準誤。

至於房價在不同漲跌幅下的效果, 我們整理於各表下方。我們以表 5 左欄中之全體爲例進行說明: 房價小漲對全體產出成長率之影響爲 $\beta_1 = -0.127$, 亦即房價小漲 1 個百分點會使全體產出成長率減少 0.127 個百分點, 且在 10%的顯著水準下顯著。房價小跌對全體產出之影響爲 $\beta_1+\beta_2 = (-0.127) + 0.189 = 0.062$, 但 Wald 檢定結果顯示其 p- 值爲 0.849, 無法拒絕 $\beta_1 + \beta_2 = 0$ 的虛無假設, 顯示房價小跌對全體產出成長率未達統計顯著。房價大跌對全體產出成長率之影響爲 $\beta_1 + \beta_3 = 0.162$, 但 Wald

臺大學術期刊資料庫

表 5: 房價對產出成長率的非線性影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
β_1	−0.127	0.077*	0.075*	−0.271	0.191	0.158*	−0.212	0.192	0.151
β_2	0.189	0.384	0.268	0.426	0.853	0.563	1.343	0.866	0.554*
β_3	0.289	0.190	0.142**	0.627	0.444	0.315**	0.905	0.420**	0.320**
β_4	0.025	0.052	0.063	0.016	0.118	0.135	0.080	0.115	0.115
全體投資占比	0.424	0.192**	0.178**	—			—		
製造業投資占比	—			0.133	0.219	0.178	—		
營建工程業投資占比	—			—			0.308	1.315	0.746
失業率	−1.966	0.618***	0.648***	−3.345	1.179***	1.462**	−2.460	1.164**	1.064**
通膨率	−0.351	0.276	0.278	−0.550	0.632	0.604	−0.305	0.616	0.619
貿易開放性	0.093	0.030***	0.031***	0.250	0.069***	0.089***	0.088	0.066	0.069
信用占比	−0.059	0.011***	0.010***	−0.137	0.024***	0.031***	−0.053	0.022**	0.020**
常數項	23.860	9.691**	8.548***	61.694	16.572***	18.065***	28.860	15.984*	11.643**
房價小漲 (β_1)	−0.127	[0.098]*	[0.092]*	−0.271	[0.156]	[0.087]*	−0.212	[0.269]	[0.161]
房價小跌 ($\beta_1 + \beta_2$)	0.062	[0.849]	[0.774]	0.155	[0.829]	[0.729]	1.131	[0.099]*	[0.010]***
房價大跌 ($\beta_1 + \beta_3$)	0.162	[0.197]	[0.063]*	0.356	[0.242]	[0.107]	0.693	[0.012]**	[0.001]***
房價大漲 ($\beta_1 + \beta_4$)	−0.102	[0.066]*	[0.056]**	−0.255	[0.036]**	[0.006]***	−0.132	[0.300]	[0.190]
觀察值	105			105			105		
Cragg-Donald F-統計量	29.81			32.96			30.1		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. β_1、β_2、β_3、β_4 分別爲 hpr、$d_2\times$ hpr、$d_3\times$ hpr、$d_4\times$ hpr 之係數。

4. 中括號內爲 Wald 檢定統計量之 p- 值。

5. Cragg-Donald F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 其 10%、15%、20%與 25%之臨界值分別爲 24.58、13.96、10.26 與 8.31 (Stock and Yogo, 2005)。

臺大學術期刊資料庫

表 6: 房價對投資成長率的非線性影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
β_1	0.147	0.181	0.179	−0.054	0.395	0.329	0.063	0.244	0.143
β_2	0.384	0.792	0.611	1.244	1.743	1.164	−0.197	1.125	0.674
β_3	0.233	0.400	0.345	0.450	0.876	0.658	0.110	0.559	0.383
β_4	−0.139	0.106	0.113	−0.040	0.227	0.215	−0.117	0.144	0.082
全體產出成長率	2.192	0.229***	0.174***	—			—		
製造業產出成長率	—			1.336	0.236***	0.193***	—		
營建工程業產出成長率	—			—			0.427	0.141***	0.098***
失業率	−0.599	1.197	1.031	−7.307	2.458***	1.718***	−3.056	1.475**	1.149***
通膨率	−1.234	0.567**	0.532**	−2.323	1.217*	1.028**	−2.443	0.768***	0.557***
貿易開放性	−0.041	0.065	0.054	−0.003	0.157	0.129	0.142	0.086*	0.061**
信用占比	0.052	0.026**	0.023**	−0.052	0.066	0.056	0.002	0.034	0.025
常數項	−24.446	15.114	12.435**	58.487	33.508*	25.126**	−2.037	18.205	14.382
房價小漲 (β_1)	0.147	[0.415]	[0.410]	−0.054	[0.892]	[0.871]	0.063	[0.795]	[0.658]
房價小跌 ($\beta_1 + \beta_2$)	0.531	[0.421]	[0.255]	1.190	[0.416]	[0.186]	−0.134	[0.888]	[0.814]
房價大跌 ($\beta_1 + \beta_3$)	0.380	[0.145]	[0.064]*	0.396	[0.490]	[0.352]	0.173	[0.643]	[0.549]
房價大漲 ($\beta_1 + \beta_4$)	0.008	[0.943]	[0.936]	−0.094	[0.725]	[0.634]	−0.054	[0.738]	[0.648]
觀察值	100			100			100		
Cragg-Donald F-統計量	28.71			26.25			24.8		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. β_1、β_2、β_3、β_4 分別爲 hpr、$d_2\times$ hpr、$d_3\times$ hpr、$d_4\times$ hpr 之係數。

4. 中括號內爲 p- 值。

5. Cragg-Donald F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 其 10%、15%、20%與 25%之臨界值分別爲 24.58、13.96、10.26 與 8.31 (Stock and Yogo, 2005)。

臺大學術期刊資料庫

表 7: 房價對就業人數成長率的非線性影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
β_1	−0.028	0.020	0.021	−0.038	0.066	0.052	0.108	0.089	0.092
β_2	0.226	0.088**	0.135*	−0.007	0.291	0.248	0.438	0.406	0.331
β_3	0.114	0.045**	0.053**	0.001	0.156	0.138	0.225	0.200	0.181
β_4	0.025	0.012**	0.021**	0.029	0.039	0.033	0.100	0.052*	0.062
全體產出成長率	0.115	0.024***	0.026***	—			—		
全體投資占比	0.076	0.038**	0.036**	—			—		
製造業產出成長率	—			0.080	0.037**	0.031**	—		
製造業投資占比	—			0.155	0.073**	0.060***	—		
營建工程業產出成長率	—			—			0.290	0.050***	0.050***
營建工程業投資占比	—			—			2.951	0.579***	0.672***
通膨率	0.061	0.056	0.060	0.140	0.179	0.145	0.908	0.236***	0.212***
貿易開放性	0.006	0.006	0.004	0.016	0.020	0.014	−0.075	0.026***	0.026***
信用占比	−0.003	0.002	0.002	0.002	0.008	0.006	0.011	0.010	0.006*
常數項	0.191	1.665	1.332	−8.190	5.147	3.708**	−21.575	7.323***	6.488***
房價小漲 (β_1)	−0.028	[0.159]	[0.171]	−0.038	[0.570]	[0.469]	0.108	[0.222]	[0.237]
房價小跌 ($\beta_1 + \beta_2$)	0.198	[0.008]***	[0.117]	−0.045	[0.856]	[0.836]	0.546	[0.099]*	[0.039]**
房價大跌 ($\beta_1 + \beta_3$)	0.086	[0.004]***	[0.039]**	−0.037	[0.731]	[0.741]	0.333	[0.012]***	[0.005]***
房價大漲 ($\beta_1 + \beta_4$)	−0.003	[0.797]	[0.903]	−0.009	[0.843]	[0.840]	0.208	[0.000]***	[0.000]***
觀察值	105			105			105		
Cragg-Donald F-統計量	29.38			31.01			28.34		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. β_1、β_2、β_3、β_4 分別爲 hpr、$d_2\times$ hpr、$d_3\times$ hpr、$d_4\times$ hpr 之係數。

4. 中括號內爲 p- 值。

5. Cragg-Donald F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 其 10%、15%、20%與 25%之臨界值分別爲 24.58、13.96、10.26 與 8.31 (Stock and Yogo, 2005)。

臺大學術期刊資料庫

表 8: 房價對 TFP 成長率的非線性影響

	全體			製造業			營建工程業		
	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2	係數	標準誤 1	標準誤 2
β_1	−0.088	0.067	0.063	−0.195	0.153	0.122	−0.108	0.162	0.134
β_2	−0.230	0.305	0.217	−0.104	0.701	0.489	0.127	0.722	0.466
β_3	0.053	0.150	0.117	0.350	0.344	0.251	0.275	0.358	0.288
β_4	0.027	0.040	0.049	0.041	0.091	0.102	0.007	0.098	0.115
失業率	−1.550	0.394***	0.330***	−1.836	0.907**	0.909**	−0.467	0.950	0.848
通膨率	−0.154	0.212	0.228	−0.142	0.488	0.504	−0.301	0.521	0.524
貿易開放性	0.082	0.023***	0.024***	0.188	0.053***	0.052***	0.057	0.055	0.056
信用占比	−0.047	0.009***	0.008***	−0.114	0.020***	0.018***	−0.020	0.019	0.016
常數項	23.109	4.744***	4.313***	50.285	10.945***	9.990***	5.367	10.770	9.006
房價小漲 (β_1)	−0.088	[0.187]	[0.163]	−0.195	[0.203]	[0.110]	−0.108	[0.506]	[0.420]
房價小跌 ($\beta_1 + \beta_2$)	−0.318	[0.216]	[0.068]*	−0.299	[0.612]	[0.459]	0.019	[0.975]	[0.958]
房價大跌 ($\beta_1 + \beta_3$)	−0.035	[0.722]	[0.610]	0.155	[0.500]	[0.336]	0.167	[0.478]	[0.378]
房價大漲 ($\beta_1 + \beta_4$)	−0.061	[0.159]	[0.235]	−0.154	[0.095]*	[0.046]**	−0.101	[0.336]	[0.364]
觀察值	100			100			100		
Cragg-Donald F-統計量	26.06			26.06			30.03		

說明: 1. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著。

2. 表中係數爲 2SLS 估計值, 標準誤 1 爲 Newey-West HAC 估計標準誤、標準誤 2 爲 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 在工具變數近似外生假設下的估計標準誤。

3. β_1、β_2、β_3、β_4 分別爲 hpr、$d_2 \times$ hpr、$d_3 \times$ hpr、$d_4 \times$ hpr 之係數。

4. 中括號內爲 p-值。

5. Cragg-Donald F-統計量爲弱工具變數之檢定結果, 其 10%、15%、20%與 25%之臨界值分別爲 24.58、13.96、10.26 與 8.31 (Stock and Yogo, 2005)。

臺大學術期刊資料庫

檢定結果顯示 $\beta_1 + \beta_3$ 不顯著異於 0, 因此, 房價大跌對全體的產出成長率亦沒有顯著影響。最後, 房價大漲對全體產出成長率之影響爲 $\beta_1 + \beta_4 = -0.102$, 且 Wald 檢定結果顯示 $\beta_1 + \beta_4$ 在 5%顯著水準下顯著異於 0, 顯示房價大漲對全體產出成長率具有顯著的負向影響。

我們從表 5 結果可知, 當房價大漲時, 全體與製造業之產出成長率會顯著下降, 且房價大漲對製造業產出成長率的影響大於全體的產出成長率, 顯示房價大漲對製造業產出有較嚴重的負面影響; 當房價小漲時, 亦可能使全體與製造業的產出成長率下降, 惟製造業未達顯著水準。另一方面, 房價大漲與小漲對營建工程業的產出成長率未有明顯影響, 反而是在房價小跌與大跌時, 營建工程業的產出成長率會明顯下降。其他解釋變數方面, 失業率、投資占比與全體之產出成長率顯著負相關, 貿易開放性則顯著正相關; 製造業亦有相似情形, 而營建工程業則是與貿易開放性沒有顯著關係。

在弱工具變數檢定部分, 此處我們爲了捕捉非線性效果而引入房價分爲大漲、小跌與大跌等三個虛擬變數, 再加上作爲比較基準的房價小漲, 共對應至四個係數 (β_4、β_2、β_3、β_1), 可視爲具有四個內生變數; 相對地, 我們亦須將工具變數 (prr) 依上述四個內生變數分別進行第一階段迴歸, 藉此消除內生性問題。對於這種多個內生變數的情形, 我們依據 Cragg and Donald (1993) 的建議計算 Cragg-Donald F-統計量, 並參考 Stock and Yogo (2005) 求得的臨界值標準, 據以判定房價房租比是否能通過弱工具變數檢定。根據 Stock and Yogo (2005), Cragg-Donald F-統計量在 10%顯著水準下之臨界值爲 24.58, 因此, 表 5 中的 Cragg-Donald F-統計量皆大於 10%的臨界值, 顯示房價房租比屬於強工具變數, 符合工具變數應具備的相關性假設。同樣地, 在房價房租比爲強工具變數的情況下, 表 5 中採用 Conley, Hansen, and Rossi (2012) 方法所估得的標準誤 2 之顯著性與標準誤 1 無甚差別, 顯示是否放寬排他性假設的影響不大。

其次, 表 6 爲不同幅度的房價漲跌對投資成長率之影響。結果顯示, 僅有在房價大跌時, 在 10%的顯著水準下 (標準誤 2), 使全體投資成長率顯著下降, 而其他不同的房價漲跌則對投資成長率沒有顯著影響。對製造業或營建工程業而言, 房價變動對其投資成長率亦無顯著影響。至於其他解釋變數, 產出成長率、信用占比與全體投資成長率顯著正相關, 通膨率則顯

臺大學術期刊資料庫

著負相關; 製造業產出成長率與製造業投資成長率顯著正相關, 失業率、通膨率則顯著負相關; 對營建工程業而言, 營建工程業之產出成長率、貿易開放性與營建工程業投資成長率顯著正相關, 失業率、通膨率則亦爲顯著負相關。

接著, 表7爲不同幅度的房價漲跌對全體與不同產業就業人數成長率的影響。對全體而言, 當房價小跌或大跌, 會使就業人數成長率顯著下降。然而, 在放寬排他性限制之假設後, Conley, Hansen, and Rossi (2012) 方法的估計結果顯示, 房價小跌對全體就業人數成長率的影響轉爲不顯著。另就製造業而言, 雖然房價上漲可能會使製造業就業人數成長率下降、房價下跌可能會使製造業就業人數成長率上升, 但皆未達顯著水準。對營建工程業而言, 當房價大漲時, 會使營建工程業的就業人數成長率顯著上升; 且相反地, 當房價小跌與大跌時, 則會使營建工程業的就業人數年增率顯著下降。在其他解釋變數方面, 各業別的產出成長率與投資成長率, 皆各與其個別的就業人數年增率顯著正相關。

最後, 表8爲不同幅度的房價漲跌對全體與不同產業 TFP 的影響。當房價大漲時, 在10%的顯著水準下, 使製造業 TFP 成長率顯著下降; 雖也可能使全體 TFP 下降, 但未達顯著水準。當房價小跌時, 可能有助全體 TFP 成長率上升, 雖在 2SLS 的估計標準誤結果下未達顯著水準, 但在放寬排他性限制之假設後, 房價小跌對全體 TFP 成長率的效果將轉爲在10%的顯著水準下顯著。另對營建工程業而言, 房價不同漲跌幅皆不會顯著影響其 TFP 成長率之變動。此外, 失業率、信用占比均與全體與製造業 TFP 成長率顯著負相關, 貿易開放性則顯著正相關; 惟這些控制變數均與營建工程業之 TFP 成長率無顯著關係。

整體而言, 若以表5至表8中放寬排他性限制設定之結果來看 (標準誤2), 我們發現, 首先, 房價小漲與大漲均會使全體與製造業的產出成長率顯著下降, 營建工程業之產出成長則未明顯變動, 而是在房價小跌與大跌時, 營建工程業之產出成長率才會明顯下降。其次, 僅有在房價大跌時, 使全體投資成長率顯著下降, 其餘結果不論是整體產業、製造業或營建工程業, 房價漲跌對投資成長率沒有顯著影響。再者, 當房價大漲時, 營建工程業就業人數成長率顯著上升, 而當房價小跌與大跌時, 則會使營建工程業的

臺大學術期刊資料庫

就業人數成長率顯著下降。最後, 房價大漲會使製造業 TFP 成長率顯著下降, 而在房價小跌時, 則有助全體 TFP 成長率顯著上升。

4.3 平均影響效果

本小節係爲 (5) 式之 LP-IV 方法所估得的平均影響效果, 亦即, 我們衡量的是重要的總體經濟變數面對三年房價累積上升 1%衝擊後的長期累積效果。值得注意的是, 從圖 2 可看出, 除了製造業及營建工程業的投資以外, 其餘變數皆可能有季節性, 因此, 我們先對製造業及營建工程業投資之外的變數進行季節調整後, 再代入 (5) 式進行估計。[12]

首先, 圖 3 爲面對房價上漲 1%後, 對全體產業、製造業與營建工程業之產出的累積淨效果。[13] 從圖中可知, 當房價上升後, 營建工程業產出並未立即反應, 而是在約 12 期後開始緩步上升, 且長期爲顯著正成長。另一方面, 製造業產出短期內雖仍上升, 但約在 8 期後即轉爲下降, 其後甚至轉爲衰退。全體產業則如同製造業的衝擊反應走勢, 房價上漲會使全體產出短期上升, 但 12 期後即轉呈下降。長期而言, 房價上升 1%會使營造工程業產出顯著上升 0.687%, 但卻使製造業產出顯著下降 0.501%, 並使全體產出略降 0.108%, 惟不顯著。

其次, 圖 4 爲全體產業、製造業、營建工程業之投資在房價上漲 1%的衝擊後之反應。從圖中可知, 當房價上升, 營建工程業投資即逐漸上升; 之後雖有下降, 但長期而言仍顯著爲正成長, 顯示房價上升有助刺激營建工程業之投資。反之, 製造業投資雖短暫上升, 但 8 期後即明顯下降, 甚至轉爲衰退。全體產業亦是如此, 全體產業投資短期上升, 但在 8 期後明顯下降。長期而言, 房價上升 1%會使營造工程業投資顯著上升 0.321%, 但卻使製造業投資顯著下降 0.475%; 全體產業之投資則下降 0.155%, 雖呈負值但不顯著。

接著, 圖 5 爲全體產業、製造業與營建工程業之就業人數在面對房價上漲 1%衝擊後的累積淨效果。從圖中可知, 當房價上升後, 營建工程業的就業人數亦隨之上升, 且長期皆呈顯著; 而製造業就業人數在短暫上升後旋

[12] 我們以 X-13ARIMA-SEATS 方法進行季節調整。

[13] 我們另將產出、投資、就業人數與 TFP 在各期的確切變動情形列示於附表。

臺大學術期刊資料庫

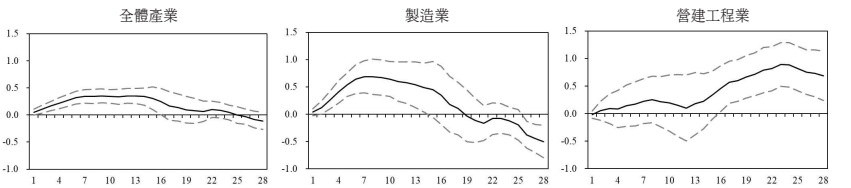


圖 3: 房價上升對產出之影響

說明: 1. 圖中爲各變數對房價三年累積上升 1%之反應。
2. 兩側虛線爲 95%信賴區間, 以 Newey-West HAC 估計式估計。

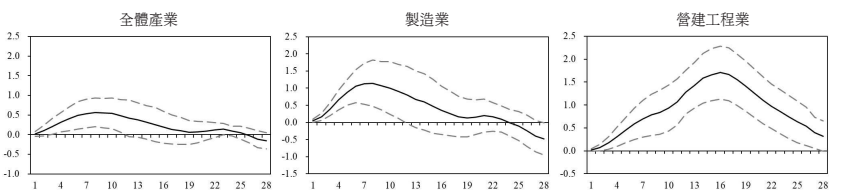


圖 4: 房價上升對投資之影響

說明: 1. 圖中爲各變數對房價三年累積上升 1%之反應。
2. 兩側虛線爲 95%信賴區間, 以 Newey-West HAC 估計式估計。

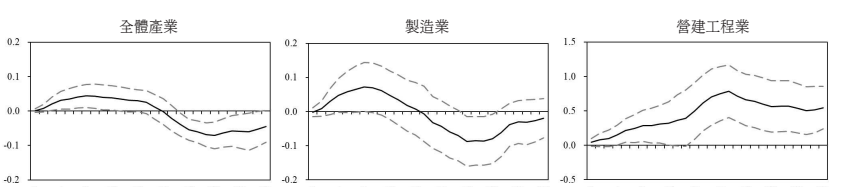


圖 5: 房價上升對就業人數之影響

說明: 1. 圖中爲各變數對房價三年累積上升 1%之反應。
2. 兩側虛線爲 95%信賴區間, 以 Newey-West HAC 估計式估計。

即轉爲下降、甚至顯著衰退, 但長期的影響效果則較小且不顯著。但若全體產業合計, 對就業人數則可能有顯著負向的長期影響。長期而言, 房價上升 1%會使營造工程業就業人口顯著上升 0.547%, 使全體就業人口顯著下降 0.045%, 而製造業就業人口則減少 0.019%, 但不顯著。

臺大學術期刊資料庫

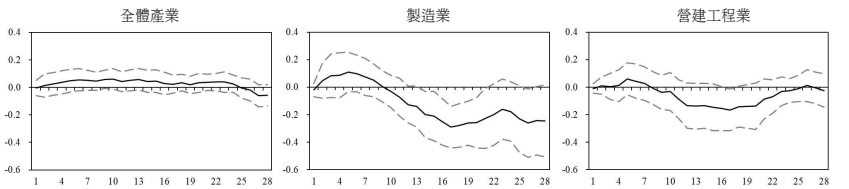


圖 6: 房價上升對 TFP 之影響

說明: 1. 圖中爲各變數對房價三年累積上升 1%之反應。
2. 兩側虛線爲 95%信賴區間, 以 Newey-West HAC 估計式估計。

最後, 圖 6 爲全體產業、製造業與營建工程業之 TFP 在房價上漲 1%衝擊後的累積淨效果。從圖中可知, 房價上升無益於全體產業及營建工程業之 TFP, 但卻會造成製造業的 TFP 衰退, 長期來看, 會使製造業 TFP 顯著地下降 0.244%。因此, 長期而言, 房價上漲對製造業的技術進步具有顯著負向的影響。

綜上所述, 長期而言, 房價上升有益於營建工程業之產出、投資及就業人數; 但對製造業而言, 房價上升則對其產出、投資, 以及技術進步均有顯著負向的長期影響, 具有排擠效果。若從全體產業來看, 房價上漲對就業人數較爲不利, 但對於整體產出、投資及 TFP 的長期效果則不明顯。

5 結論

過去許多文獻認爲資產價格, 尤其是房價的上升, 可以帶動民間投資與消費, 進而刺激經濟成長。然而, 全球金融危機證實, 資產價格泡沫以及過度而持續地信用擴張, 是觸發金融危機的重要因素, 而且當金融危機涉及房價崩跌時, 經濟衰退往往更深更漫長。近年研究更開始關注, 房價持續上漲可能將資本與勞動力引導至房地產相關產業, 排擠其他產業可能獲取的資源, 此資源誤置效應將降低企業的非土地投資與創新活動, 拖累整體經濟成長、投資與生產力。因此, 我們想探討台灣房價變動是否影響產出、投資、就業人數以及 TFP 等重要的總體經濟變數; 且因房價漲跌可能使資源分配產生變化, 進而對各產業造成不同的影響, 所以除了全體產業, 我們亦考量房價漲跌對製造業與營建工程業的影響。

臺大學術期刊資料庫

在實證方法上, 考量房價與我們有興趣的總體變數之間可能存在內生性, 故我們採 2SLS 進行估計, 且同時放寬工具變數外生性的條件以確保估計標準誤的穩健性。實證結果發現, 房價上漲會使全體與製造業的產出與 TFP 成長率顯著下降。而房價上漲會帶動營建工程業就業人數顯著上升, 但對其產出的影響並不顯著。

其次, 由於不同幅度的房價漲跌對總體經濟變數之影響可能不同, 我們再將房價三年累積報酬之上漲及下跌期間的中位數與 0%作爲分界點, 分爲大跌、小跌、小漲與大漲等四個區間, 以捕捉其非線性效果。結果發現, 房價小漲與大漲會使全體與製造業之產出成長率顯著下降, 而營建工程業反而是在房價小跌與大跌時, 產出成長率才會明顯下降。對就業人數而言, 房價大漲時會使營建工程業雇用量顯著上升, 而全體與製造業雇用量則未有明顯變動; 當房價小跌與大跌時, 則會使營建工程業的雇用量顯著下降。在 TFP 方面, 房價大漲時, 會使製造業 TFP 成長率顯著下降, 而全體與營建工程業 TFP 成長未有明顯變動; 在房價小跌時, 則有助全體 TFP 成長率顯著上升。

最後, 我們再進一步以 LP-IV 方法估算重要的總體經濟變數面對房價上漲衝擊之長期累積效果, 據以瞭解房價衝擊對總體經濟變數的動態影響。結果顯示, 房價上漲有助帶動營建工程業之產出、投資及就業人數長期上升; 然而, 房價上漲卻對製造業產生排擠效果, 因而使製造業之產出、投資, 以及 TFP 均有顯著且負向的長期影響。

因此, 房價續升不僅無助於提振景氣, 更會導致資源配置的扭曲, 以及對台灣整體經濟與生產力造成的長期損害。這些估計結果的重要政策意涵是, 對於政府與央行而言, 應預防房價與信用巨幅擴張, 以免一旦房價崩跌, 將危害金融穩定並造成嚴重經濟衰退; 另一個更應在事前防範房價持續上漲的理由是, 可避免資源配置的扭曲, 因而導致 TPF 下降, 對經濟造成長期的損害。[14]

在後續研究方面, 許多國外文獻檢視的是個別廠商之間的資源配置不

[14]近年台灣的文獻也探討房價對貧富差距、所得 (財富) 分配與經濟機會等之影響。研究發現, 房價大漲會使得高所得族群透過買賣房屋、囤房、收租而進一步累積財富, 更可透過財富的跨代移轉, 使下一代擁有優於其他族群的經濟機會。因此, 高房價將使貧富差距與所得分配問題進一步惡化 (朱敬一與康廷嶽, 2015; 林宗弘, 2015)。

臺大學術期刊資料庫

當; 亦即, 採用個體資料來認定房價上升是否確實將資源導向持有房地產資產比重高但生產力低的廠商, 或者房價上升導致廠商進行更多房地產投資, 而排擠實質與研發投資。我們認爲利用個體資料認定資源誤置的來源或傳遞管道會是一個很好的發展方向。再者, 採用個體資料可分析更細部的產業分類如何受房價影響。[15] 然而, 在認定房價對資源誤置傳遞過程中, 涉及推估各廠商持有房地產資產市價總值的變動, 這是我們未來要進一步認定資源誤置來源所必須解決的問題。

[15] 房價上漲不僅對營建工程業有重要的影響, 也可能嘉惠其他產業 (如土石採取業、傢俱製造業或不動產業等)。由於總體資料上仍有諸多限制 (例如, 主計總處產業別的「固定資本形成毛額」即未提供中分類以下之更細部的業別), 若能借用個體資料, 或可採用更細緻的產業分類方式來捕捉房價上漲對各產業資源配置的影響效果。

臺大學術期刊資料庫

附表: 房價上升對產出、投資、就業人數及 TFP 之影響

	全體產業		製造業		營建工程業	
h	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
Y = 產出						
1	0.051	(0.028)*	0.039	(0.031)	−0.017	(0.034)
4	0.217	(0.053)***	0.409	(0.104)***	0.088	(0.173)
8	0.342	(0.068)***	0.690	(0.164)***	0.258	(0.215)
12	0.354	(0.070)***	0.578	(0.195)***	0.102	(0.305)
16	0.247	(0.124)**	0.348	(0.271)	0.457	(0.210)**
20	0.077	(0.117)	−0.115	(0.206)	0.717	(0.198)***
24	0.049	(0.069)	−0.123	(0.128)	0.885	(0.205)***
28	−0.108	(0.079)	−0.501	(0.152)***	0.687	(0.229)***
Y = 投資						
1	0.018	(0.033)	0.048	(0.023)**	0.021	(0.013)
4	0.316	(0.127)**	0.656	(0.147)***	0.311	(0.108)***
8	0.567	(0.187)***	1.144	(0.346)***	0.784	(0.228)***
12	0.416	(0.237)*	0.798	(0.426)*	1.281	(0.243)***
16	0.189	(0.208)	0.357	(0.359)	1.707	(0.294)***
20	0.065	(0.140)	0.153	(0.260)	1.251	(0.271)***
24	0.093	(0.063)	−0.011	(0.198)	0.739	(0.241)***
28	−0.155	(0.104)	−0.475	(0.240)*	0.321	(0.168)*
Y = 就業人數						
1	0.001	(0.003)	−0.002	(0.007)	0.043	(0.027)
4	0.031	(0.013)**	0.048	(0.025)*	0.150	(0.073)**
8	0.043	(0.018)**	0.070	(0.037)*	0.287	(0.130)**
12	0.031	(0.017)*	0.018	(0.038)	0.395	(0.208)*
16	−0.002	(0.019)	−0.043	(0.039)	0.751	(0.200)***
20	−0.060	(0.016)***	−0.085	(0.036)**	0.636	(0.193)***
24	−0.058	(0.023)**	−0.038	(0.032)	0.571	(0.187)***
28	−0.045	(0.024)*	−0.019	(0.029)	0.547	(0.158)***
Y = TFP						
1	−0.005	(0.028)	−0.019	(0.025)	−0.009	(0.018)
4	0.037	(0.043)	0.086	(0.083)	0.012	(0.059)
8	0.045	(0.034)	0.051	(0.060)	−0.006	(0.060)
12	0.051	(0.039)	−0.126	(0.068)*	−0.133	(0.084)
16	0.028	(0.042)	−0.251	(0.086)***	−0.155	(0.082)*
20	0.033	(0.036)	−0.257	(0.093)***	−0.137	(0.086)
24	0.026	(0.032)	−0.177	(0.110)	−0.024	(0.044)
28	−0.056	(0.039)	−0.244	(0.133)*	−0.023	(0.062)

註: 1. 表中係數爲 Y 對房價三年累積上升 1%之反應; h 爲房價累積上漲後的期數。

2. ***、** 與 * 分別表示在 1%、5%與 10%的水準下顯著; 標準誤爲 Newey-West HAC 估計標準誤。

臺大學術期刊資料庫

參考文獻

朱敬一與康廷嶽 (2015), “經濟轉型中的「社會不公平」,” 《臺灣經濟預測與政策》, 45(2), 1–22。(Chu, Cyrus C. Y. and Ting-Yueh Kang (2015), “Social Inequalities during Economic Transformation,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 45(2), 1–22.)

林宗弘 (2015), “臺灣階級不平等擴大的原因與後果,” 《臺灣經濟預測與政策》, 45(2), 45–68。(Lin, Thung-Hong (2015), “Causes and Consequences of Increasing Class Inequality in Taiwan,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 45(2), 45–68.)

黃俞寧 (2013), “動態隨機一般均衡架構在台灣貨幣政策制定上之應用,” 《中央銀行季刊》, 35(1), 3–34。(Hwang, Yu-Ning (2013), “A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis in Taiwan,” *Quarterly Bulletin of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 35(1), 3–34.)

蕭宇翔與陳佩玕 (2016), “台灣產出缺口估計方法之評估” 《中央銀行季刊》, 38(3), 3–46。(Hsiao, Yu-Hsiang and Pei-Yu Chen (2016), “An Evaluation of Estimation Methods for Taiwan’s Output Gap,” *Quarterly Bulletin of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 38(3), 3–46.)

Aizenman, Joshua, Yothin Jinjarak, and Huanhuan Zheng (2019), “Housing Bubbles, Economic Growth, and Institutions,” *Open Economies Review*, 30(4), 655–674.

Almeida, Heitor, Murillo Campello, and Crocker H. Liu (2006), “The Financial Accelerator: Evidence from International Housing Markets,” *Review of Finance*, 10(3), 321–352.

Ambrose, Brent W., Piet M. A. Eichholtz, and Thies Lindenthal (2013), “House Prices and Fundamentals: 355 years of Evidence,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2–3), 477–491.

Aoki, Kosuke, James Proudman, and Gertjan Vlieghe (2002), “Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed?” *FRB New York Economic Policy Review*, May, 163–177.

Basco, Sergi, David Lopez-Rodriguez, and Enrique Moral-Benito (2023), “House Prices and Misallocation: The Impact of the Collateral Channel on Productivity,” Working Paper.

臺大學術期刊資料庫

Bernanke, Ben and Mark Gertler (1989), "Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations," *American Economic Review*, 79(1), 14–31.

Borio, Claudio (2018), "A Blind Spot in Today's Macroeconomics?" Panel remarks, BIS-IMF-OECD Joint Conference on Weak Productivity: The Role of Financial Factors and Policies.

Borio, Claudio, Enisse Kharroubi, Christian Upper, and Fabrizio Zampolli (2016), "Labour Reallocation and Productivity Dynamics: Financial Causes, Real Consequences," BIS Working Papers, No. 534.

Bourassa, Steven C., Martin Hoesli, and Elias Oikarinen (2019), "Measuring House Price Bubbles," *Real Estate Economics*, 47(2), 534–563.

Burnside, Craig, Martin Eichenbaum, and Sergio Rebelo (1995), "Capital Utilization and Returns to Scale," *NBER Macroeconomics Annual*, 10, 67–110.

Chakraborty, Indraneel, Itay Goldstein, and Andrew MacKinlay (2018), "Housing Price Booms and Crowding-Out Effects in Bank Lending," *Review of Financial Studies*, 31(7), 2806–2853.

Chaney, Thomas, David Sraer, and David Thesmar (2012), "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment," *American Economic Review*, 102(6), 2381–2409.

Chen, Ting, Laura Xiaolei Liu, Wei Xiong, and Li-An Zhou (2017), "Real Estate Boom and Misallocation of Capital in China," Working Paper 2017–1, Princeton University.

Cheng, Han-Liang and Nan-Kuang Chen (2021), "A Study of Financial Cycles and the Macroeconomy in Taiwan," *Empirical Economics*, 61(6), 1749–1778.

Chow, Gregory C. and An-Loh Lin (1971), "Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series," *Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375.

Conley, Timothy G., Christian B. Hansen, and Peter E. Rossi (2012), "Plausibly Exogenous," *Review of Economics and Statistics*, 94(1), 260–272.

Cragg, John G. and Stephen G. Donald (1993), "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variables Models," *Econometric Theory*, 9(2), 222–240.

Doerr, Sebastian (2020), "Housing Booms, Reallocation and Productivity," BIS Working Paper, No. 904.

Drehmann, Mathias, Claudio Borio, and Kostas Tsatsaronis (2012), "Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term!" BIS Working Paper, No. 380.

臺大學術期刊資料庫

Gallin, Joshua (2008), "The Long-run Relationship between House Prices and Rents," *Real Estate Economics*, 36(4), 635–658.

Gopinath, Gita, Şebnem Kalemli-Özcan, Loukas Karabarbounis, and Carolina Villegas-Sanchez (2017), "Capital Allocation and Productivity in South Europe," *Quarterly Journal of Economics*, 132(4), 1915–1967.

Guren, Adam M., Alisdair McKay, Emi Nakamura, and Jón Steinsson (2021), "Housing Wealth Effects: The Long View," *Review of Economic Studies*, 88(2), 669–707.

Hsieh, Chang-Tai and Peter J. Klenow (2009), "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India," *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403–1448.

Iacoviello, Matteo (2005), "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary policy in the Business Cycle," *American Economic Review*, 95(3), 739–764.

Jordà, Òscar (2005), "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections," *American Economic Review*, 95(1), 161–182.

Jordà, Òscar, Moritz Schularick, and Alan M. Taylor (2013), "When Credit Bites Back: Leverage, Business Cycles, and Crises," *Journal of Money Credit and Banking*, 45(s2), 3–28.

——— (2015), "Betting the House," *Journal of International Economics*, 96(S1), S2–S18.

——— (2020), "The Effects of Quasi-Random Monetary Experiments," *Journal of Monetary Economics*, 112, 22–40.

Kashyap, A., Jeremy C. Stein, and David W. Wilcox (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance," *American Economic Review*, 83(1), 78–98.

Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (1997), "Credit Cycles," *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.

Peek, Joe and Eric S. Rosengren (2000), "Collateral Damage: Effects of the Japanese Bank Crisis on Real Activity in the United States," *American Economic Review*, 90(1), 30–45.

Restuccia, Diego and Richard Rogerson (2008), "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Plants," *Review of Economic Dynamics*, 11(4), 707–720.

——— (2017), "The Causes and Costs of Misallocation," *Journal of Economic Perspectives*, 31(3), 151–174.

臺大學術期刊資料庫

Schularick, Moritz and Alan M. Taylor (2012), "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870–2008," *American Economic Review*, 102(2), 1029–1061.

Staiger, Douglas and James H. Stock (1997), "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, 65(3), 557–586.

Stock, James H. and Mark W. Watson (2018), "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments," *Economic Journal*, 128(610), 917–948.

Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," in Donald W. K. Andrews and James H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models, Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, New York: Cambridge University Press, 80–108.

Teo, Wing Leong (2009), "Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy," *Pacific Economic Review*, 14(2), 194–231.

Van Kippersluis, Hans and Cornelius A. Rietveld (2018), "Beyond Plausibly Exogenous," *Econometrics Journal*, 21(3), 316–331.

投稿日期: 2021年1月12日, 接受日期: 2023年2月20日

臺大學術期刊資料庫

Taiwan's House Price Booms and Resource Misallocation

Tien-Huei Chang
Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Hao-Pang Chu
Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Nan-Kuang Chen
Department of Economics, National Taiwan University

This paper uses Taiwan's data to investigate how changes in house prices affect output, investment, employment, and total factor productivity (TFP). The results indicate that stronger increases in house prices does not correspond to a significant rise in output and TFP in the construction sector; moreover, the aggregate and manufacturing output growth and the manufacturing TFP growth shrink significantly. In the light of cumulative effects, house price booms promote the construction sector's output, investment, and employment in the long term. However, a persistent increase in house prices reallocates capital and labor across sectors, with a crowding out effect on the manufacturing sector, so that the manufacturing output, investment, and TFP significantly diminish in the long run.

Keywords: house price, resource misallocation, instrumental variable
JEL classification: C26, E20

臺大學術期刊資料庫

臺大學術期刊資料庫