

# 臺北市住宅興建決定因素：市場特性、開發政策與土地產權的整合觀點

## The Adjustment of Housing Stock in Taipei- Market Characters, Government Policies and Land Ownership

林子欽

Tzu-Chin Lin

林士淵

Shih-Yuan Lin

周昱賢

Yu-Hsien Chou

### 摘要

臺北市在住宅市場景氣之時，出現住宅價格明顯上漲但是新建數量緩慢的現象。不僅造成難以負擔的房價，也可能影響都市發展型態、甚至減弱都市競爭力。雖然存在地理條件以及規劃管制造成的土地總供給限制，但是這不應該影響住宅市場的供需反應。然而，臺北市卻長期出現高房價以及低供給同時存在的現象。過往住宅興建相關研究認為，建商決定是否興建住宅時，應該會比較現存住宅價格與新建住宅成本。這個簡單的決策原則，背後包含許多住宅需求和供給面的考量因素；例如所得水準、人口數量、土地使用管制、現存住宅數量、維護成本、利率、財產稅率以及房屋興建成本等。本文也希望了解政府推動的土地開發相關政策，例如市地重劃、區段徵收以及都市更新，是否影響住宅的興建。此外，以往研究往往忽略土地細碎以及共有土地產權造成的住宅供給限制，這些特徵卻又是臺北市土地市場的常態。本文因此也特別考量這些土地條件對於住宅興建的影響。本文透過臺北市民國九十四年到一〇三年的使用執照和拆除執照，以里為分析單元，實證影響住宅興建的重要因素。透過傳統迴歸以及空間延遲模型（Spatial Lag Model, SLM），我們的研究結果顯示，人口增加以及所得較高，都會透過市場機能吸引較多的住宅投資。此外，政府給予都市更新地區的容積獎勵，也相當程度引導住宅的興建區位。然而，屋齡較高的地區較難以吸引新的住宅投資，這對於許多老屋亟待重建的臺北市，形成政策上的挑戰。最後，本文也發現早期發展地區未必無法吸引住宅投資，但是複雜的土地產權卻是必須解決的難題。

**關鍵字：**住宅供給、土地面積、土地產權、空間迴歸模型

本研究乃科技部計畫部分成果：建物經濟壽命、土地再開發與都市成長，計劃編號 100-2410-H-004-195-MY2

## Abstract

Taipei has observed that in the market boom period housing construction was significantly lagged behind the ever-rising housing price. The co-existence of a high-price and small-supply at first glance seems to be an anomaly. New houses are expected to be supplied into the market as a response to a price rise. The majority of previous studies placed a heavy attention on the housing market. Those studies implicitly assumed that the land market is perfect and sites will be developed once new housing is needed. The land market is in fact far from being efficient. We are therefore prompted in our analysis to integrate the land market into the production of new houses, hoping to better explain the high-price/small supply phenomenon. We expand the model previously proposed that a developer will supply new housing if the price of an existing house is lower than the price of a similar but undeveloped site. We also take account of other institutional factors that are deemed important to housing supply in Taipei. Both of OLS and spatial-lag regression models show that neighborhoods with a higher growth rate of population and wealthier residents tended to attract more housing investment. In addition, neighborhoods where the designated urban regeneration projects were located also saw a higher level of housing construction. It was likely due to the floor area bonus granted to those regeneration projects. Moreover, neighborhoods where aged buildings cluster saw less new housing investment. However, those neighborhoods were areas where new housing additions were needed. In addition, early-developed neighborhoods in the City were able to attract housing investment. Finally, complicated ownership on land continued to be a hurdle to supply building sites.

**Keywords:** Housing Supply, Land Size, Land Ownership, Spatial Regressions

## 壹、前言

從二〇〇〇年開始，由於國內整體經濟表現欠佳，政府透過一連串的積極措施刺激房市；例如首購優惠貸款利率補貼、土地增值稅減半徵收。之後臺灣在二〇〇三年 SARS 風暴之後，房地產價格一路上揚至二〇〇八年美國發生次級房貸風暴才漸趨和緩。於此同時政府宣布遺產稅率大幅調降，豪宅價格也在二〇〇八年之後快速上揚。時至二〇一一年，財政部實施特種貨物及勞務稅以遏止住宅及土地短期投機需求（屠美亞、黃耀輝，2014），同時臺北市對於 8,000 萬以上高級住宅加課房屋稅。另外，政府為避免房價哄抬，於二〇一二年開始實施不動產實價登錄制度，以透明化交易價格。雖然如此，臺北市住宅價格仍然快速上漲，但是住宅增加數量卻相當有限（見表一）。

表一 臺北市房價指數、使用執照總樓地板面積與住宅存量

季別	信義房價指數	使用執照總樓地板面積 (m <sup>2</sup> )	住宅存量 (宅數)
2008-Q4	163.46	3,641,347	887,715
2009-Q4	201.97	3,589,003	894,550
2010-Q4	236.59	2,498,431	917,553
2011-Q4	251.68	2,108,685	922,944
2012-Q4	269.15	2,604,254	930,233
2013-Q4	304.85	1,911,425	935,683
2014-Q4	294.26	1,081,131	939,296
2015-Q4	273.98	997,870	941,892

資料來源：信義房屋<sup>5</sup>、內政部不動產資訊平台<sup>6</sup>

另外根據表二，從一九九八年都市更新條例實施以來，事業計畫、事業計畫及權利變換計畫案僅有 241 件核定實施。對比占住宅存量已突破六成，屋齡超過三十年以上的住宅數量，都市更新事業計畫核定案件數依然偏低。

表二 臺北市都更核定案件與屋齡超過三十年以上住宅數

年度	累積都更核定實施案件	屋齡超過三十年以上住宅數
2009 年	92	327,304 (38.98%)
2010 年	108	380,132 (43.74%)
2011 年	126	412,778 (47.38%)
2012 年	140	445,758 (50.79%)
2013 年	180	480,390 (54.64%)
2014 年	206	511,071 (57.90%)
2015 年	241	542,304 (61.26%)

資料來源：臺北市都市更新處<sup>7</sup>、臺北市居住資訊服務網<sup>8</sup>

<sup>5</sup>信義房屋：[http://www.sinyi.com.tw/knowledge/HPI\\_season.php/6180/2](http://www.sinyi.com.tw/knowledge/HPI_season.php/6180/2)

<sup>6</sup>內政部不動產資訊平台：<https://pip.moi.gov.tw/V2/E/SCRE0301.aspx>

臺北市由於屬於盆地地形，即使人口密度在二〇二〇年九月底已經達到 9,606 人/km<sup>2</sup>，也難有土地可以擴張。加上一九九〇年代就開始全面實施容積管制，使得可開發建築用地受到嚴格限制。地形限制加上都市規劃，使得臺北市先天的土地供給有其極限。即便如此，住宅市場的供需機制仍然應該存在。但是由臺北市的各項住宅數據觀之，似乎出現一個看似價量關係不合理的現象；住宅價格高漲，應該會吸引更多建商願意興建住宅而增加供給。Titman (1985) 曾經指出：如果開發商不確定下一期的房價走向（可能上升也可能下跌），當期地價低於考量下一期房價漲跌機率後的加權地價時，建商將會採取延後開發的決定，也就出現當期住宅價格上漲、但是供給不增加的現象。這是建商面對房價不確定下的可能行為。另外，Lin and Cheng (2016) 分析臺北市二〇〇八至二〇一五年間公有地標售後的開發行為時發現，這些土地價格年增率遠超過持有的利息和地價稅負擔。繼續持有土地帶來的利益遠超過成本，也就提供建商不急著推案的經濟動機。由於土地是耐久財，供給者不僅可以選擇供給數量，還可以選擇供給時間。

上述兩個觀點，提供了臺北市在本研究分析期間，住宅價格上漲但是供給增加有限的可能解釋。前述解釋著重整體市場趨勢，較適合都市分析層級。但是住宅是個高度分化的次市場，住宅供給在臺北市不同地區間存在明顯差異。另外，這兩個解釋也沒有考慮臺灣特有的制度因素，例如產權細分以及政府土地開發政策（例如市地重劃、都市更新... 等）。臺灣的經驗觀察也讓我們相信，這些制度因素確實影響住宅供給很大。基於上述的思考，這篇研究著重在單一都市住宅供給，而且利用較細微的空間為分析單元，也特別加入以往實證上較少考量的臺灣特有制度因素。

根據上述論述，我們相信都市住宅的合理興建，不僅攸關住宅價格，也影響都市發展以及居民福祉。為探究住宅興建的影響因素，本研究除了使用傳統的最小平方模型 (Ordinary Least Squares) 進行迴歸分析，也採用空間迴歸模型 (Spatial Regression Model) (Anselin, 1999)，評估空間因素對於住宅興建所產生的影響，據以檢視住宅開發是否存在空間近鄰效果。

## 貳、文獻回顧

臺北市近年房價快速上漲、但是新建住宅數量相對缺乏的現象，顯示住宅市場存在特定的供需狀況。花敬群、張金鶚 (1997) 就指出，以往住宅市場研究多著重在價格，卻長期忽略交易數量。交易價格和數量在市場中是同時決定的，因此兩者應該同時考量，才能完整描繪市場狀況。該文發現：台北市住宅市場價量之間，具有交易量波動領先價格波動一年的情形，且對交易量脫離長期均衡時，會經由次年價格反應來

<sup>7</sup> 臺北市都市更新處：<http://uro.gov.taipei/ct.asp?xItem=94603613&CtNode=12897&mp=118011>

<sup>8</sup> 臺北市居住資訊服務網：<http://www.housing.gov.taipei/>

加以調整。彭建文（2005）則關心空屋率與房價間的關係。該文實證結果發現，空屋率與房價變動率之間有顯著的反向關係。他們推估所得的台北市均衡（使房價變動為零）空屋率值在 12.61%到 14.03%之間，明顯高於國際上的數據，而且均衡空屋率值與實際空屋率的高峰值差距不大。作者認為均衡與實際空屋率數值間的微小差異，可能是造成台北市長期房價漲多跌少、房價調整緩慢的原因。這兩篇實證研究，解釋了台北市住宅市場的部分特徵。

對於台北市住宅自有率和空屋率都偏高，然而住宅價格卻然持續上漲的現象，兩篇研究都透過數量的觀點來解釋。但是他們所關注的，都是已經興建完成且供給到市場的住宅。他們遺漏但是可能對於高房價解釋具有重要性的議題，就是新的住宅供給能否順利提供。畢竟，住宅總量的增加，主要還是來自新的住宅。一旦談到新住宅的供給，土地市場就必須也被討論。住宅是產品市場，但是新的住宅供給，自然會產生對於生產要素的需求。土地市場的運作，也就相當程度決定了住宅的供給狀況。前述臺北市的住宅實證研究，凸顯產品市場和要素市場連結的重要。對於生產要素的需求，乃是由對於產品的需求所引申。因此，我們以下將著重如何由住宅供給延伸土地的需求。

對於都市住宅興建的決定因素，Gordon（2017）歸納如下。在需求面，主要因素包括人口趨勢，都市的可居性，所得成長，以及利率等。在供給面，主要因素則包括自然地理條件以及法律制度規範。前述需求面的因素較易理解，各都市住宅需求者的考量應該也不會存在太多差異。然而供給面的因素，各都市的條件就可能相當不同。前述供給面因素通常包含自然地理條件對於住宅供給造成的限制，例如高山或是湖泊、海洋所形成的影響。Rose and La Croix（1989）對於夏威夷土地價格的研究中，就指出自然地理環境是影響地價的主因之一。相同的發現也出現在 Saiz（2010）。他指出自然條件的限制，可能造成都市土地供給嚴重缺乏彈性，進而影響都市發展型態以及住宅價格。供給面的另外一個重要考量，則是土地使用管制所造成的供給限制。Glaeser and Ward（2009）認為嚴格的管制造成大波士頓地區房價快速上漲，但是住宅興建數量卻相對缺乏的現象。無論是自然地理條件或是土地使用管制造成的限制，一旦都市住宅供給缺乏彈性，當需求增加時，住宅價格將明顯上漲，但是住宅數量無法相對增加。如果住宅供給富有彈性，當需求增加時，住宅數量將明顯增加，但是住宅價格不會明顯上漲（Glaeser *et al.*, 2006）。Glaeser *et al.*（2008）也發現：房地產市場景氣的時候，在住宅供給彈性較小的地方，容易出現價格快速上漲，但是缺乏新建物供給的情形。倫敦市長在報告中指出，在二〇〇〇到二〇一〇年間，巴黎和紐約每年住宅數量增加約 0.5%，倫敦 0.8%，而東京則為 2%（Mayor of London 2015）。依據表一的數據，臺北市在二〇〇八到二〇一五年間，住宅存量年平均增加 0.87%，與

相同面對高房價所苦的倫敦相近。臺北市住宅興建數量整體而言偏低，符合前述住宅高價格、低供給的現象。過去研究將這種現象，歸責在自然地理條件以及嚴格土地使用管制造成的供給缺乏彈性。

前述的研究大多著重於都市間的比較，試圖了解不同住宅供給彈性對於住宅價格與數量的影響，很少探討特定都市內的住宅供給數量差異以及形成原因。然而對於臺北市的觀察，我們發現都市內各地區間也存在住宅興建數量的明顯差異。Barlev and May (1976) 認為：都市內每一期新建住宅的數量，端賴於現有住宅價格和新建住宅成本兩者間的比較。短期間住宅供給數量固定，住宅租金主要受到住宅現有存量以及需求面因素（例如：所得、人口等）所決定。由於住宅是耐久財貨，住宅價格可以表示為住宅未來租金收入的折現現值，折現率大小主要由銀行利率以及財產稅率所決定。現有住宅的價格決定後，理性的建商將會比較現有住宅價格與新建住宅成本，決定當期新建住宅的數量。基於這樣的考量，每年新增的住宅數量，將會受到下列因素的影響：人口數量、所得水準、土地使用管制、現存住宅數量、維護成本、利率、財產稅率以及房屋興建成本等。就住宅的新增供給而言，除了在素地上興建住宅，也可以將既存建物拆除重建。素地新建與拆屋重建影響因素間的差別，主要在於拆除建物所需支付的費用，這筆費用相對於整體不動產價格通常並不顯著。因此，建物新建和重建的影響變數可以視為相同。

前述的模型雖然解釋了興建房屋的動機，但是仍然缺乏空間的考量。房屋是耐久財，可以存在至少數十年，各地區的歷史和現況也會影響未來的住宅市場。(Evans, 2004)。Bourne (1969) 對於多倫多的研究，發現住宅基地較大的地區，比較能吸引建商興建房屋，因為大基地通常代表較好的住宅品質以及鄰里環境。相對的，屋齡較高的地區則較不為建商所青睞。McDonald and McMillan (2000) 也發現芝加哥住宅的發展型態，存在一定的規則：新的住宅開發比較容易出現在遠離公路交流道的地方，而通勤火車路線以及就業次中心對於住宅開發沒有影響。總而言之，芝加哥的住宅呈現分散的型態。可能的原因為，上述的交通要道或是就業中心本身具有外部性，這些負面外部性相當地抵銷了靠近所帶來的便利性。除了對於交通的考量，Smersh *et al.* (2003) 發現當地的住宅價格也會影響是否在該地興建住宅。住宅價格偏低時，往往隱含當地現有住宅品質不佳，或是鄰里環境相對較差。

為了進一步了解住宅興建的決策，Bourne (1976) 訪問了多倫多的建商，發現建商在選擇區位時，最在意的前三項因素分別為土地使用管制、現存的土地產權型態以及平均土地面積。對於建商來說，如何取得適當的土地遠比後續建築行為重要，因為土地的條件難以改變。Adams *et al.* (1988) 對於曼徹斯特市中心土地開發的研究發現，造成住宅開發不易的主要原因，在於有些地主要求遠超過市場水準的過高價格。

Adams *et al.* (2001) 研究蘇格蘭及英格蘭四個城市之潛在重開發土地，透過問卷分析土地所有權對於土地開發的影響。研究顯示最主要的開發障礙來自分散的所有權 (ownership rights divided)；包含信託、出租、抵押設定等。另外，最難解決的開發障礙則是共有產權，這類障礙的排除，往往需要政府強制介入。共有或是分散土地產權對於住宅供給造成的困難，也出現在 Hsieh 等 (2012) 對於澳洲住宅市場的研究中。Shoup (2008) 認為土地面積細小以及產權複雜的現象，本質上是個地主間的合作與協調問題，非常難以解決。Conningham (2013) 研究西雅圖的土地市場，發現被合併來開發的土地，可以獲得 18% 的價格溢酬。Brooks and Lutz (2016) 也發現：被合併的土地相較於無須合併的土地，可以獲得 15-40% 的價格溢酬，這些實證研究顯示，建商願意支付較高價格，以便合併數塊土地從事開發。也就是說，當建商必須合併多塊土地才能開發時，土地的購買成本將會大幅增加，住宅興建案失敗的機率也就愈高。(Eckart, 1985)

綜合過去對於住宅興建相關研究，我們認為臺北市在住宅市場景氣之時，出現價格明顯上漲但是新建數量緩慢的現象。不僅造成難以負擔的房價，也可能影響都市發展型態、甚至都市競爭力。即便如此，臺北市內新建住宅的分布也存在空間上的差異，然而這些現象以往似乎較未受到重視。對於了解都市內住宅新建的決定因素，Barlev and May (1976) 的論點提供很好的思考模式。建商決定是否提供新的住宅時，應該會比較現有住宅價格與新建住宅成本。這個看似簡單的決策原則，背後其實包含許多住宅需求和供給面的考量因素。此外，以往大多數的住宅興建研究，都隱含土地供給不是問題，假設市場總是存在適合條件的可開發土地。但是對於地主行為的研究，卻凸顯供給面的限制除了自然地理條件和土地使用管制以外，還有土地細碎以及共有土地產權等問題。Lin (2014) 已經指出：面積細小以及產權分散是臺北市住宅重開發速度緩慢的主因之一。另外，對於土地合併過程的地價研究也一再顯示，被合併用來開發的土地，它的價格往往明顯高於其他類似但是無需合併的土地。因此在討論臺北市住宅興建決策時，我們也著重土地面積和產權等因素可能造成的影響。

### 參、資料選擇與處理

為掌握臺北市內較為細緻的住宅興建以及影響因素的空間分布特性，並考量各種資料間的相符程度，本文參考曾菁敏 (2008) 以及 Lin (2010) 的實證研究作法，採用「里」作為空間分析之最小空間單元。臺北市共劃分 456 個里，其中 420 個里配置住宅區，成為本文研究資料之空間範圍。研究期間則從民國 94 年到 103 年，觀察十年間臺北市住宅興建數量之變化。並利用最小平方法以及考慮空間相依效果的空間迴歸模型，分析影響住宅興建數量的可能變數。

關於依變數的選擇，本文取得臺北市政府建築管理工程處於民國九十四年到一〇

三年核發之使用執照與拆除執照資料，分別計算出臺北市各里「住宅區新建樓地板面積」與「住宅區拆除樓地板面積」，兩者相減得出「住宅區樓地板面積淨增加量」。然而臺北市各里住宅區面積不同，住宅區面積越大，可能出現越多的住宅開發量體，若直接以住宅區樓地板面積淨增加量衡量該里之樓地板面積開發程度，於模型估計時可能產生偏誤。為消除上述之偏誤，使臺北市各里之樓地板面積開發數量可以直接比較，本文以臺北市各里的住宅區樓地板面積淨增加率當作模型之依變數。

住宅區樓地板面積淨增加率之計算方式如式(1)所示，以各里的住宅區樓地板面積淨增加量，除以各里之住宅區法定可開發總樓地板面積<sup>9</sup>。其背後隱含的經濟意涵為，於研究期間內，在該里之住宅區法定可開發總樓地板面積當中，住宅區樓地板面積淨增加量之比率。

$$\begin{aligned} \text{住宅區樓地板面積淨增加率} &= \frac{\text{住宅區新建樓地板面積} - \text{住宅區拆除樓地板面積}}{\text{住宅區法定可開發總樓地板面積}} \\ &= \frac{\text{住宅區樓地板面積淨增加量}}{\text{住宅區法定可開發總樓地板面積}} \quad (1) \end{aligned}$$

自變數部分，本文主要參考並擴充 Barlev and May (1976) 的論點。由於研究的是單一都市，許多原本模型中考慮的變數在臺北市內都相同（例如：土地使用管制、利率、財產稅率等），無需納入本文模型，分析著重的是各里間的人口、所得、住宅市場狀況以及鄰里環境的差異（以戶數變動率、所得高低、空屋率、整體發展程度、公告現值、屋齡做為變數）。另外，本文預期政府主導的土地開發行為，應該會對住宅興建產生影響（以市地重劃與區段徵收、都市更新做為變數）。最後，考量臺北市土地市場特色，本文特別納入土地面積與土地產權條件（以土地細碎程度、土地產權複雜程度做為變數）。這樣的變數選擇，一方面維持建商經濟理性下選擇的模式，也考量了臺北市異於國外都市的住宅市場特性。茲將各變數資料之來源、處理與預期效果說明如下：

1. 戶數變動率：本文將民國一〇三年之各里家戶數扣除民國九十四年之各里家戶數，再除以民國九十四年各里之家戶數，得到民國九十四年至一〇三年間之戶數變動率。由於戶數增加會提高住宅需求，故預期影響符號為正。

2. 所得高低：本文根據財政部財政資訊中心<sup>10</sup>各里家戶中位數年所得資料，分別將民國一〇三年各里中位數年所得轉換成次序型態，共分為 50 萬-70 萬、70 萬-100 萬、100 萬-130 萬等三個級別，並將中位數年所得 50-70 萬定義為低所得，70-100 萬定義為中所得，100-130 萬定義為高所得。而後將次序變數轉變成虛擬變數，以低所

<sup>9</sup> 住宅區法定可開發總樓地板面積 =  $\sum_{i=1}^n \text{住宅區}_i \text{之土地面積} \times \text{住宅區}_i \text{之法定容積率}$

<sup>10</sup> 財政部財政資訊中心：<http://www.fia.gov.tw/dp.asp?mp=1>



得為參照組。住宅為正常財貨，居民所得越高偏好更多的樓地板面積，預期影響符號為正。

3.空屋率：各里之空屋率變數取自臺北市不動產數位資料庫<sup>11</sup>，資料時間為民國八十九年底。高空屋率的地區，建商興建住宅的意願應該較低，故預期影響符號為負。

4.整體發展程度：各里整體發展程度係根據民國一〇三年房屋稅籍資料之總住宅樓地板面積除以各里法定可開發之總樓地板面積<sup>12</sup>。主要衡量各里整體社會、經濟發展的差異，彌補資料中較為缺乏的經社變數。整體發展程度愈高，代表各種經濟活動愈成熟，應該會吸引建商投入，故預期影響符號為正。

5.公告現值：本文先利用民國一〇三年臺北市地籍屬性資料，求得各地段之住宅區平均公告現值，再利用 ArcMap 軟體進行面內插 (Areal interpolation) 工作 (Krivoruchko *et al.*, 2011)，得到全臺北市的連續網格格式的平均公告現值圖層，最後將此圖層與臺北市里界圖套疊，以里為空間單位萃取平均公告現值作為屬性值，藉此方法將以地段為單位所紀錄之平均公告現值轉化至以里為單位之屬性值，得到臺北市各里之平均公告現值。公告現值愈高，代表該里住宅價格愈高，鄰里環境較佳，故預期影響符號為正。

6.屋齡：主要取自臺北市民國一〇三年之房屋稅籍資料，計算各里現存課稅房屋之平均屋齡。屋齡愈高的里，房屋拆除重建的需求愈多，故預期影響符號為正。

7.市地重劃與區段徵收：為了解哪些地區曾經辦理上述土地開發，本文根據臺北市政府地政局土地開發總隊<sup>13</sup>提供之市地重劃與區段徵收之區位，以此判斷哪些里存在政府主導之土地開發。由於土地開發完成到實際建築間具有時間落差，故將民國九十四年往前推算十年，以民國八十四年做為判斷時間。該里若於民國八十四年以後曾經執行市地重劃或區段徵收，虛擬變數以 1 表示；沒有則為 0。市地重劃以及區段徵收都是政府主導之土地開發行為，應該對於住宅興建有引導功能，故預期影響符號為正。

8.都市更新：本研究根據臺北市政府都市更新處之劃定都市更新地區區位，判斷各里內是否存有政府公告劃定之更新地區，有劃定更新地區，虛擬變數以 1 表示；沒有則為 0。都市更新乃是以重開發取代舊建物，而且更新後容積強度往往提高，故預期影響符號為正。

<sup>11</sup>臺北市不動產數位資料庫：<http://tredb.taipei.gov.tw/2008TPWS/>。空屋率調查業務主管機關為行政院主計處，根據歷次普查結果，較近期資料為 89 年以及 99 年人口及住宅普查資料，因研究對象為民國 94 年至 103 年間住宅區樓地板面積淨增加率，故選取 89 年底時之數據較為恰當。

<sup>12</sup>因房屋稅籍資料量龐大，無法將所有建物地址轉為座標後判斷哪些建築物位於住宅區，因此可能包含住宅區、商業區、工業區等建築物。並對此變數亦進行與依變數同樣之處理方式，以消彌因各里面積不同而產生的估計偏誤。

<sup>13</sup>臺北市政府地政局土地開發總隊：<http://www.lda.gov.taipei/>。

9.土地細碎程度：本文使用平均宗地面積表示土地細碎程度。此變數取自民國一〇三年臺北市地籍屬性資料，先由該資料求得各地段之住宅區平均宗地面積，接著進行面內插，將以地段為單位所紀錄之平均宗地面積轉化至以里為單位之屬性值，據此得到臺北市各里之平均宗地面積。然而因臺北市各里住宅區土地面積差異甚大，故本變數採取自然對數，藉此降低住宅區土地面積間之差異。較大的平均宗地面積意味著較低的土地整合成本，因此可以吸引更多的住宅投資，故預期影響符號為正。

10.土地產權複雜程度：本文使用赫芬達指數（Herfindahl-Hirschman Index, HHI）來表示此複雜程度高低。此指數原先是測量產業集中度的綜合指數，用來衡量市場結構與廠商的表現（Hannan, 1997）。後來 HHI 陸續應用於各種領域，例如：衡量都市產業多樣性、產業在地理上的集中度（Henderson *et al.*, 1995, 詹立宇、林惠玲, 2013）。另外，HHI 近年來也被應用在研究土地產權的集中程度（Bird, 2007），可同時衡量土地所有權人數與持分狀態兩種面向。其計算公式如下式（2）：

$$HHI = \sum_{i=1}^N s_i^2, \quad \sum_{i=1}^N s_i = 1 \dots\dots\dots (2)$$

$s_i$  為該筆土地持份，N 為該筆土地內的持分個數。其值的範圍介於 0 到 1，當土地為一人單獨所有，HHI 值為 1，當土地 N 人持有且均分，HHI 值為  $1/N$ 。故數值越低，代表土地產權有越細分的趨勢；反之，數值越高，土地產權具有越集中之趨勢。為求出臺北市各里之 HHI，首先利用民國一〇三年臺北市地籍屬性資料計算出各地段每筆住宅區土地之 HHI，再以地段為單位，計算出各地段內之平均 HHI，接著進行面內插，轉換求得各里之平均 HHI。

為觀察相同土地產權複雜程度但不同區位的里之間，住宅興建數量有無差異；或是在相同區位但不同土地產權複雜程度的里之間，住宅興建數量有無差異，進一步將 HHI 以 0.5 為門檻值分成兩種類別：HHI 高於 0.5 的里定義為產權單純類別、HHI 低於 0.5 的里屬於產權複雜類別。此外，考量產權條件可能因為發展時間與特性而有不同，因此依照 Lin（2014）針對臺北市 12 個行政區所做的分類，將全市分為早期發展區（old core）、市中心（center）、郊區（periphery）三個類別<sup>14</sup>，與土地產權複雜程度一起考量，產生六種類別，即「產權單純之早期發展區」、「產權單純之郊區」、「產權單純之市中心」、「產權複雜之早期發展區」、「產權複雜之郊區」、「產權複雜之市中心」。並以「產權單純之早期發展區」為參照組，得到「產權單純之郊區」、「產權單純之市中心」、「產權複雜之早期發展區」、「產權複雜之郊區」、「產權複雜之市中心」五個虛擬變數。本文預期產權複雜地區的土地合併成本較高，因此較產權單純地區出現較少的住宅興建，故產權複雜地區的預期影響符號為負。

<sup>14</sup> 早期發展地區包括大同區、萬華區與中正區。市中心包括大安區、信義區、松山區與中山區。郊區包括北投區、士林區、南港區、內湖區與文山區。

表三 依變數與自變數說明與係數預期符號

變數名稱		變數代號	影響符號	資料來源
住宅區樓地板面積淨增加率		FLOOR		臺北市政府建管處
住宅 市場 因素	戶數變動率	HOUSEHOLD	+	臺北市各行政區戶政事務所
	中所得	MIDINCOME	+	財政部財政資訊中心
	高所得	HIGHINCOME	+	財政部財政資訊中心
	空屋率	VACANCY	-	臺北市不動產數位資料庫
	整體發展程度	STOCK	+	臺北市政府稅捐稽徵處
	公告現值 (元/m <sup>2</sup> )	LANDPRICE	+	臺北市政府地政局
	平均屋齡 (年)	AGE	+	臺北市政府稅捐稽徵處
開發 政策 因素	市地重劃與區段徵收	GOVLED	+	臺北市政府地政局土地開發總隊
	都市更新	RENEWAL	+	臺北市政府都市更新處
土地 條件 因素	ln 土地面積 (m <sup>2</sup> )	AREA	+	臺北市政府地政局
	產權單純之郊區	HHHI_SUB	+/-	臺北市政府地政局
	產權單純之市中心	HHHI_CEN	+/-	臺北市政府地政局
	產權複雜之早期發展區	LHHI_EAR	-	臺北市政府地政局
	產權複雜之郊區	LHHI_SUB	-	臺北市政府地政局
	產權複雜之市中心	LHHI_CEN	-	臺北市政府地政局

## 肆、實證結果

## 一、變數特性敘述

本文所使用之依變數與自變數之基本敘述統計如表四所示；此外，於迴歸分析之前亦進行自變數之共線性檢測，發現各項自變數之變異數膨脹因素 (Variance inflation factor, VIF) 值均小於 10，顯示各自變數間不存在明顯的共線性。

表四 各變數之敘述統計

依變數	最大值	最小值	平均數	標準差	
住宅區樓地板面積淨增加率	1.157%	-0.256%	0.071%	0.118%	
自變數	最大值	最小值	平均數	標準差	VIF 值
戶數變動率 (%)	1.587	-0.287	0.104	0.148	1.318
中所得	1	0	0.54	0.499	1.607
高所得	1	0	0.05	0.208	1.388
空屋率 (%)	0.376	0.031	0.11	0.04	1.121
整體發展程度 (%)	0.38	0.001	0.025	0.03	1.106

自變數	最大值	最小值	平均數	標準差	VIF 值
公告現值 ( $m^2/元$ )	579102.8	10649.1	229745.95	97640.15	2.363
平均屋齡 (年)	43.979	9.472	32.022	5.296	1.811
市地重劃與區段徵收	1	0	0.05	0.213	1.298
劃定都市更新地區	1	0	0.38	0.487	1.174
ln 土地面積 ( $m^2$ )	8.164463	3.421153	4.734	0.688	1.474
產權單純之郊區	1	0	0.17	0.379	2.597
產權單純之市中心	1	0	0.04	0.203	1.46
產權複雜之早期發展區	1	0	0.06	0.237	1.541
產權複雜之郊區	1	0	0.27	0.443	3.256
產權複雜之市中心	1	0	0.33	0.472	4.095

為了解住宅興建數量之空間分佈特性，並作為後續空間迴歸分析參考，本文針對依變數利用空間關聯性地區性指標 (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 進行空間群聚檢測 (Anselin, 1995)。圖一為「住宅區樓地板面積淨增加率」之 LISA 分佈圖，圖中的高-高 (H-H) 與低-低 (L-L) 兩類區位，代表該區之增加率呈現空間局部聚集的現象，可分別視為住宅供給之熱區與冷區；至於高-低 (H-L) 與低-高 (L-H) 則為住宅供給存在空間異質現象的區域。

圖一臺北市里界圖中繪製斜線與著色地區表示在 0.01 的統計顯著水準下，其住宅樓地板面積供給之熱區與冷區，可知兩項依變數在局部地區確實皆呈現聚集現象，例如：「住宅區樓地板面積淨增加率」的 H-H 聚集區在內湖區葫洲里、石潭里、五分里；而 L-L 聚集區位於信義區永吉里、永春里、大仁里、大道里；南港區九如里；松山區精忠里、民有里；萬華區和德里。



圖一 臺北市「住宅區樓地板面積淨增加率」之局部聚集空間分布

## 二、最適迴歸模型

為探究住宅區樓地板面積增加與本研究選定各項變數之間的關係，先採用最小平方法（Ordinary Least Squares, OLS）進行迴歸，其模型如式（3）所示：

$$FLOOR = \alpha_0 + \alpha_1 HOUSEHOLD + \alpha_2 MIDINCOME + \alpha_3 HIGHINCOME + \alpha_4 VACANCY + \alpha_5 STOCK + \alpha_6 LANDPRICE + \alpha_7 GOVLED + \alpha_8 RENEWAL + \alpha_9 AGE + \alpha_{10} AREA + \alpha_{11} HHHI\_SUB + \alpha_{12} HHHI\_CEN + \alpha_{13} LHHI\_EAR + \alpha_{14} LHHI\_SUB + \alpha_{15} LHHI\_CEN + \varepsilon \quad (3)$$

若在 LISA 空間檢測分析中發現，依變數存在局部空間聚集，為處理傳統 OLS 模型無法解釋空間分佈現象的限制，本文將進一步使用空間迴歸模型。其中，「空間延遲模型」（Spatial Lag Model, SLM）常用於研究鄰近地區的表現是否存在影響；「空間誤差模型」（Spatial Error Model, SEM）則是針對存在誤差項中的空間效應進行處理（Anselin, 1999）。透過空間權重矩陣（Spatial weight matrix），將空間相鄰之自相關程度分別表現在解釋變數和誤差項。至於選擇 SLM 或是 SEM，則是依據 Anselin（2005）的空間迴歸模式選擇流程，先利用 Lagrange Multiplier Lag（LM-Lag）、Lagrange Multiplier Error（LM-Error）檢定，再進行 Robust LM-Lag、Robust LM-Error 二階段空間自相關型態檢定篩選：若第一階段的 LM-Lag 與 LM-Error 皆不顯著，則採用 OLS 模型即可；若是 LM-Lag 顯著但 LM-Error 不顯著，則應採用 SLM 模型；反之則採用 SEM 模型。若 LM-Lag 與 LM-Error 皆顯著，則再根據 Robust LM-Lag 與 Robust LM-Error 的顯著與否做出空間迴歸模型的選擇。

本研究採用「后相鄰」（Queen contiguity）定義鄰近之原則，即兩里之間有共邊或是共點的情形即互為鄰域。進行 OLS 迴歸後之成果整理於表五，由 Adjusted-R<sup>2</sup> 來看，該模型配適度為 0.347，雖然 Moran's I 值並未顯著，但是由空間自相關型態檢定結果來看，LM-Lag 與 Robust LM-Lag 檢定皆呈現顯著，因此，本研究亦採用 SLM 空間迴歸模型來詮釋住宅區樓地板面積增加與各項變數之間的關係。空間延遲模型如下：

$$FLOOR = \alpha_0 + \rho W(FLOOR) + \alpha_1 HOUSEHOLD + \alpha_2 MIDINCOME + \alpha_3 HIGHINCOME + \alpha_4 VACANCY + \alpha_5 STOCK + \alpha_6 LANDPRICE + \alpha_7 GOVLED + \alpha_8 RENEWAL + \alpha_9 AGE + \alpha_{10} AREA + \alpha_{11} HHHI\_SUB + \alpha_{12} HHHI\_CEN + \alpha_{13} LHHI\_EAR + \alpha_{14} LHHI\_SUB + \alpha_{15} LHHI\_CEN + \varepsilon \quad (4)$$

相較於式（3），式（4）的空間延遲模型增加一個自變數  $W(FLOOR)$ ，用來代表鄰近地區依變數（Spatially lagged dependent variable）的表現。如鄰近變數  $W(FLOOR)$  之迴歸係數  $\rho$  顯著，則鄰近區域表現確實會影響本身區域的表現，表示存

在鄰近效應。結果顯示，由非線性原則的對數概似值 LIK 和 AIC<sup>15</sup>來比較模型的配適性，發現 SLM 模型的配適度稍高於 OLS 模型空間延遲模型表現較佳，除此之外，也觀察到 OLS 模型估算的顯著的變數，在 SLM 模型中也都顯著，這些係數之正負符號也都相同，再加上 SLM 處理空間相鄰關係，空間延遲係數達顯著水準。基於上述原因，後續的討論便以 SLM 成果為主。

表五 臺北市住宅興建迴歸模型估計

	OLS	SLM
截距項	0.002504 (0.000)	0.002486 (0.000)
94-103 年戶數變動率	<b>0.002021***</b> (0.000)	<b>0.002073***</b> (0.000)
中所得	0.000187 (0.115)	<b>0.000197*</b> (0.088)
高所得	<b>0.000812***</b> (0.002)	<b>0.000876***</b> (0.001)
空屋率	0.000880 (0.474)	0.001036 (0.385)
整體發展程度	<b>-0.004591***</b> (0.005)	<b>-0.004237***</b> (0.008)
公告現值	<b>1.25E-09*</b> (0.086)	<b>1.45E-09**</b> (0.040)
平均屋齡	<b>-0.000077***</b> (0.000)	<b>-0.000076***</b> (0.000)
市地重劃與區段徵收	0.000274 (0.272)	0.000276 (0.255)
劃定都市更新地區	0.000161 (0.121)	<b>0.000170*</b> (0.092)
ln 土地面積	0.000092 (0.264)	0.000093 (0.242)
產權單純之郊區	<b>-0.000599***</b> (0.003)	<b>-0.000558***</b> (0.004)
產權單純之市中心	<b>-0.000525*</b> (0.065)	<b>-0.000541*</b> (0.050)
產權複雜早期發展區	-0.000391 (0.113)	<b>-0.000403*</b> (0.092)
產權複雜之郊區	-0.000311 (0.105)	-0.000252 (0.177)
產權複雜之市中心	<b>-0.000615***</b> (0.002)	<b>-0.000642***</b> (0.001)
空間延遲係數		<b>-0.167196**</b> (0.018)

<sup>15</sup> LIK 即為 Log Likelihood，將概似函數取 Ln，其值越大，代表模型配適度越佳。AIC 即為 Akaike info criterion，其定義為  $AIC = -2L + 2K$ ，L 為 Log Likelihood 值，K 為自變數個數加一。其值越小，代表模型配適度越佳。

Moran's I	-0.044	-
LM-Lag	<b>5.7941**</b>	-
LM-Error	2.1815	-
Robust LM-Lag	<b>4.9029**</b>	-
Robust LM-Error	1.2903	-
Adjusted-R <sup>2</sup>	0.347	0.359
LIK	2331.67	2334.61
AIC	-4631.33	-4635.23

註：有標註\*\*\*、\*\*與\*之係數，表示在 1%、5%與 10%的顯著水準下，該係數值顯著的異於 0。

### 三、影響住宅興建之變數成果分析

由於 SLM 的配適性優於 OLS，因此影響住宅興建的自變數討論便以 SLM 成果為主。檢視自變數之迴歸係數，可知大部分變數之影響方向皆符合預期。整體發展程度變數出現顯著的負相關，與原本預期不符。根據此變數的定義，推論可能是當整體發展程度提高時（包括：住宅、商業、工業各種經濟活動），住宅需求並未必然增加、甚至可能減少（例如：非住宅經濟活動產生負面外部性），或是里內該比值越高，代表剩餘可開發住宅土地變少，難以增加新的住宅供給。屋齡變數與預期影響方向不符，原因可能為平均屋齡較高的里大多位於衰敗地區，如大同區、萬華區。住宅市場價格誘因不足，無法吸引新的住宅投資。SLM 中的空間延遲係數為負數，表示有空間負相關效果，鄰近的住宅區樓地板面積淨增加率會有不一致的趨勢。

本文關注的平均土地面積變數呈現不顯著，表示土地細碎程度並不足以影響住宅興建。本文以各里平均土地面積衡量土地細碎程度，不免難以呈現個別土地間的面積差異。此外，一個里也可能存在幾個住宅次市場，無法考慮各里內不同次市場特性的差異，也可能使得土地面積的效果被低估。土地產權變數方面，在單純的產權水準下，相對於早期發展區，郊區和市中心興建的住宅區樓地板面積都是比較少的。隱含在產權單純時，早期發展區仍然可以吸引住宅投資。另外，產權複雜早期發展區係數為負，表示同樣在早期發展區，相對於產權單純的里，產權複雜的里較不易吸引住宅投資，產權條件確實不容忽視。

### 伍、結論

臺北市近年出現的住宅價格上漲、同時新建數量緩慢的現象，與國外文獻中住宅供給缺乏彈性的論述現象相符。長期的住宅興建數量過少，不僅造成房價難以負擔，財富分配惡化，長期間還可能影響都市發展、甚至減弱競爭力。基於這樣的認知，了解住宅興建的決定因素和區位也就顯的重要。

本文透過臺北市民國九十四年到一〇三年的使用執照和拆除執照，以里為分析單

元，實證影響住宅興建的重要因素。研究結果顯示，人口增加以及所得提高，都會透過市場機能吸引較多的住宅投資。然而，建商偏好在所得較高家戶居住的地方推案，可能造成經濟較弱勢者的住宅供給問題。此外，政府給予都市更新地區的容積獎勵<sup>16</sup>，也相當程度引導住宅的興建區位。然而，屋齡較高的地區難以吸引新的住宅投資。這對於許多老屋亟待重建的臺北市，形成政策上的挑戰。最後，本文也發現早期發展地區未必無法吸引住宅投資，但是複雜的土地產權卻是必須解決的難題。

這樣的實證結果顯示，臺北市住宅興建相當程度回應了市場需求。而且特定區位的政策（例如：都市更新）還是可以影響住宅投資區位。對於需要適度干預的住宅市場來說，這個發現值得特別留意，因為這表示政府仍然可能透過都市更新等小面積（相對於市地重劃以及區段徵收）、特定區位的手段，影響住宅分布的區位。各里平均土地面積對於住宅興建沒有影響的結論，確實異於原本預期。這和許多對於地主行為研究的結論不同，也和臺北生活的日常觀察違背。本文認為這應該是該變數衡量的範圍過大，無法反應更小空間範圍內土地細碎程度所造成。土地細碎程度和土地產權複雜程度，是本文認為國外住宅文獻中缺乏的供給面考量，但卻是研究臺灣都市住宅市場不可或缺的。未來應該思考如何改進衡量方式，以求正確呈現臺灣土地市場的特性。

本文實證尚發現，住宅興建數量主要受到住宅市場基本需求因素（例如：人口數量、所得高低）。其次，都市更新確實引導了都市開發。都市更新時程容積獎勵政策，存在促進更新地區內部及周遭住宅興建的效果。最後，在早期發展地區，土地產權複雜的里，因為整合土地的成本較高，造成建商轉而到產權較不複雜的里進行開發。

---

<sup>16</sup>都市更新建築容積獎勵辦法第九條規定：「主管機關依本條例第六條或第七條規定優先或迅行劃定之更新地區，自公告日起六年內，實施者申請實施都市更新事業者，得給予容積獎勵，其獎勵額度以法定容積百分之十為上限。」



## 參考文獻

- 花敬群、張金鶚 (1997)。住宅市場價量波動之研究。《住宅學報》，第 5 卷，頁 11-15。
- 彭建文 (2005)。自有住宅市場均衡空屋率分析－以台北縣市為例。《台灣土地研究》，第 8 卷第 1 期，頁 1-21。
- 曾菁敏 (2008)。空間外部性、交易成本與市地重劃對住宅土地價格影響之研究－台南市的實證分析。《住宅學報》，第 17 卷第 1 期，頁 23-50。
- 屠美亞、黃耀輝 (2014)。不動產特銷稅有效性之實證研究：對短期交易與所得的衝擊。《住宅學報》，第 23 卷第 2 期，頁 1-20。
- 詹立宇、林惠玲 (2013)。產業地理與市場集中度之相關性：臺灣製造業之分析。《經濟研究》，第 49 卷第 2 期，頁 167-205。
- Adams, C. D., Baum, A. E. and MacGregor, B. D. (1988). The Availability of Land for Inner City Development: A Case Study of Inner Manchester. *Urban Studies*, 25 (1) : 62-76.
- Adams, D., and Hutchison, N. (2000). The Urban Task Force Report: Reviewing Land Ownership Constraints to Brownfield Redevelopment. *Regional Studies*, 34 (8) :777-782.
- Adams, D., Disberry, A., Hutchison, N. and Munjoma, T (2001). Ownership Constraints to Brownfield Redevelopment. *Environment and Planning A*, 33:453-477.
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27 (2) : 93-115.
- Anselin, L. (1999). *Spatial Econometrics*. Bruton Center, School of Social Science, University of Texas at Dallas.
- Anselin, L. (2005) *Exploring Spatial Data with GeoDa: A Workbook*. Center for Spatially Integrated Social Science.
- Barlev, B. and May, J. (1976). The Effects of Property Taxes on the Construction and Demolition of Houses in Urban Areas. *Economic Geography*, 52 (4) :304-310.
- Bird, P. (2007). *Landownership and Settlement Change in South-West Cheshire from 1750 to 2000*. Unpublished Doctoral Dissertation, University of Liverpool, United Kingdom.
- Bourne, L.S. (1969). Location Factors in the Redevelopment Process :A Model of Residential Change. *Land Economics*, 45 (2) :183-193.
- Bourne, L.S. (1976). Urban Structure and Land Use Decisions. *Annals of the Association of American Geographers*, 66 (4) :531-547.

- Brooks, L., and Lutz, B. F. (2016). From Today's City to Tomorrow's City: An Empirical Investigation of Urban Land Assembly. **American Economic Journal: Economic Policy**, 8 ( 3 ) : 69-105.
- Cunningham, C. (2013). *Estimating the Holdout Problem in Land Assembly*. Federal Reserve Bank Atlanta, Working Paper No. 2013-19.
- Eckart, W. (1985) On the Land Assembly Problem. **Journal of Urban Economics**, 18(3): 364-378.
- Evans, Alan W.( 2004). *Economics, Real Estate and The Supply of Land*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., and Saks, R. E. (2006) Urban Growth and Housing Supply. **Journal of Economic Geography**, 6 ( 1 ) : 71-89.
- Glaeser, E. L., Gyourko, J., and Saiz, A. (2008). Housing Supply and Housing Bubbles. **Journal of Urban Economics**, 64 ( 2 ) : 198-217.
- Glaeser, E. L., and Ward, B. A. (2009). The Causes and Consequences of Land Use Regulation: Evidence from Greater Boston. **Journal of Urban Economics**, 65 ( 3 ) :265-278.
- Gordon, J. (2017) *In High Demand: Addressing the Demand Factors behind Toronto's Housing Affordability Problem*, CBI POLICY PAPER.
- Hannan, Timothy H. (1997). Market Share Inequality, the Number of Competitors, and the HHI: An Examination of Bank Pricing. **Review of Industrial Organization**,12 ( 1 ) :531-547.
- Henderson, V., Kuncoro, A. and Turner, M. (1995). Industrial Development in Cities. **Journal of Political Economy**, 105 ( 3 ) :1067-1090.
- Hsieh, W., Norman, D., and Orsmond, D. (2012). *Supply-side Issues in the Housing Sector*. RBA Bulletin, September: 11-19.
- Krivoruchko, K., Gribov, A. and Krause, E. (2011).Multivariate Areal Interpolation for Continuous and Count Data. **Procedia Environmental Sciences**, 3:14-19.
- Lin, Tzu-Chin (2010). Property Tax Inequity Resulting from Inaccurate Assessment- The Taiwan Experience. **Land Use Policy**. 27 ( 2 ) : 511-517.
- Lin, Tzu-Chin. (2014). Land Development and Urban Growth in a Booming Property Market: The Taipei Experience. In Natacha Aveline-Dubach, Sue-Ching Jou, Hsin-Huang, Michael Hsiao (eds.), *Globalization and New Intra-Urban Dynamics in Asian Cities*, (pp.241-264). National Taiwan University Press.

Lin, Tzu-Chin and Cheng, Yun-Ting (2016). The Missing Public Interest in Land: Auctions of Public Land in Taipei City. **Issues & Studies: A Social Science Quarterly on China, Taiwan, and East Asian Affairs**. 52 ( 4 ) : 1640003-1-1640003-20

Mayor of London (2015). **Housing in London 2014: The Evidence Base for the Mayor's Housing Strategy**. Greater London Authority.

McDonald, J. F. and McMillan, D.P. (2000). Employment Subcenters and Subsequent Real Estate Development in Suburban Chicago. **Journal of Urban Economics**, 48: 135-57.

Rose, L. A., and La Croix, S. J. (1989). Urban land price: The Extraordinary Case of Honolulu, Hawaii. **Urban Studies**, 26 ( 3 ) : 301-314.

Saiz, A. (2010). The Geographic Determinants of Housing Supply. **The Quarterly Journal of Economics**, 125 ( 3 ) : 1253-1296.

Shoup, D. C. (2008). Graduated Density Zoning. **Journal of Planning Education and Research**, 28 ( 2 ) : 161-179.

Smersh, G., Smith, M., and Schwartz Jr, A. (2003). Factors Affecting Residential Property Development Patterns. **Journal of Real Estate Research**, 25 ( 1 ) : 61-75.

Titman, Sheridan (1985). Urban Land Prices Under Uncertainty. **American Economic Review**, 75 ( 3 ) :505-514.