

住宅個案價格分散之研究： 房價水準、景氣時機與區位條件之分析¹

許淑媛² 袁淑湄³ 張金鶚⁴

論文投稿日期：98年11月06日
第一次修正日期：99年04月23日
論文接受日期：99年06月23日

摘 要

過去住宅價格的研究多以平均數作為主軸，較少探討價格分散 (price dispersion) 的現象。然而，當市場上價格分散程度增加，以平均數來描述市場價格，其所代表的經濟意義將變得不若價格變異程度來得重要。因為房價分散反映出報酬率的風險，當房價分散程度愈高，報酬率的風險愈高，雖然風險的偏好因人而異，但每個人對於風險承受能力都有極限，因此建商和消費者更關心的是他們是否能承擔因房價分散所導致的報酬風險，而非僅平均房價水準為何。本文釐清價格分散與房價水準的關係，以及價格分散的影響原因。實證結果顯示，在預售住宅市場中，當房價水準上升時，價格分散將增加，且房價水準領先價格分散三季；當住宅個案推出時間在不景氣時期，或推案區位在較差地區，都將使得價格分散增加。此實證結果隱含，當建商面對不同推案時機、區位時，其推案策略和訂價策略也將不同，而市場的參與者，應對所處的市場風險有更多瞭解。

關鍵詞：價格分散、向量自我迴歸模型、衝擊反應函數

1. 本研究感謝匿名審查者提供許多寶貴意見，作者特以致謝。
2. 財團法人國土規劃及不動產資訊中心助理研究員。E-mail：vnoodle@hotmai.com。
3. 國立政治大學地政學系博士班研究生。E-mail：96257502@nccu.edu.tw。
4. 國立政治大學地政學系特聘教授，通訊作者。E-mail：jachang@nccu.edu.tw。

Price Dispersion of New Housing Projects: Analysis of Price Level, Timing and Location

Shu-Yuan Hsu

*Institute for Physical Planning and Information
Taipei, Taiwan 10647*

Shu-Mei Yuan and Chin-Oh Chang

*Department of Land Economics, National Chengchi University
Taipei, Taiwan 11605*

ABSTRACT

An extensive housing price literature exists that focuses on mean housing prices rather than price dispersion. However, given increased variation in housing prices, the economic meaning of the average price level becomes less important than price dispersion. Since price dispersion reflects the risk of the return rate, the risk of the return rate increases with the degree of price dispersion. Risk preferences differ among individuals, and everyone has their own limit of risk tolerance. Therefore, developers and consumers are more concerned with whether the return rate risk is becoming intolerably high, rather than simply caring about the housing prices. This study attempts to clarify the relationship between price dispersion and price level and the factors that contribute to price dispersion in the market. The empirical results show that as prices increase, so too does price dispersion. Moreover, price level is a leading indicator of dispersion with a three-season lead time. This study also finds that housing projects promoted in periods of depression period or situated in worse locations tend to increase price dispersion. The empirical results imply that developer promotion and pricing strategies change with timing and location. Participants in the new housing market should be aware of the risks to which they are exposed.

Keywords: Price dispersion, VAR model, Impulse response function

一、前言

過去對住宅價格的研究多以平均數或中位數作為瞭解「價格水準」的主軸，但在新推個案市場中，每季市場上皆有不同價格離散程度，稱之為「價格分散 (price dispersion)」⁵。當市場上價格分散程度增加，以平均數來描述市場價格，其所代表的經濟意義將變得不若價格變異程度來得重要。因為房價分散程度反映報酬率的風險，當房價分散程度愈高，報酬率的風險愈高，雖然風險的偏好因人而異，但每個人對於風險承受能力都有極限。因此，當房價分散程度增加，建商和消費者關心的是，他們能否承擔因房價分散所導致的報酬風險？然而，當期和未來住宅市場的價格分散程度往往難以覺察，本文試圖從過去台北都會區的歷史房價分散變動，歸納出影響價格分散程度的因子及其強度，提供更多住宅市場投資決策前的資訊。

住宅商品不同於一般同質性商品，辨別其價格分散因子需再考慮產品差異性。在同質商品市場中固有「一價法則 (the law of one price)」⁶的說法，該法則認為，在市場上產品同質及資訊充足的假設上，產品價格為唯一。然而，住宅屬於異質性商品，市場上的每個住宅產品各有不同特徵，具有產品差異性，再加上市場訂價策略的差異，而訂價策略也可能受到景氣、產品區位等各種因素影響，使得住宅價格分散的原因難以釐清，從而建商和消費者難以辨別報酬率的風險來源為何。

本文試圖確認新推住宅價格分散⁵的因素為何，以釐清報酬的風險來源。過去同質性商品的研究認為，受到訂價策略各異與資訊不充足⁶的影響，「一價法則」難以成立，價格分散程度與商品價格水準有關，愈是高價的產品往往價格分散程度愈大 (Pratt *et al.*, 1979)。然而在住宅市場的研究中，有研究認為房價分散與價格水準有關，卻未有明確的實證結果 (Leung *et al.*, 2006)。因此，本文提出的第一個研究問題是：住宅做為異質性商品，是否存在與同質性商品市場類似的特性，房價水準亦為影響價格分散的原因？房價水準和價格分散是否互有因果關係，又是否存在領先落後的關係？本文建立「向量自我迴歸模型 (VAR Model)」，估計房價水準對價格分散的影響，再以 Granger 因果關係檢定房價水準和價格分散的領先落後關係，釐清房價水準和價格分散的關係。

在同質性商品的研究中，景氣為另一個影響價格分散的原因。文獻上認為不同景氣階段下，廠商有不同的訂價行為，例如，景氣好時，廠商傾向採取差別訂價策略，將造成同質性產品的價格分散；而住宅商品雖無差別訂價之議，但住宅相關研究卻也少有探討景氣與價格分散的研究，多僅為探討景氣對於議價空間的影響 (鄒欣樺等人，2007)。然而，住宅市場上充斥

5. 此處所指價格為建商訂定的每坪價格，意即表價以單價表示。本文價格分散所指為表價分散的程度，與過去有些住宅研究 (林祖嘉，1994) 將價格分散定義為，表價與成交價的價差分散程度，有所不同。

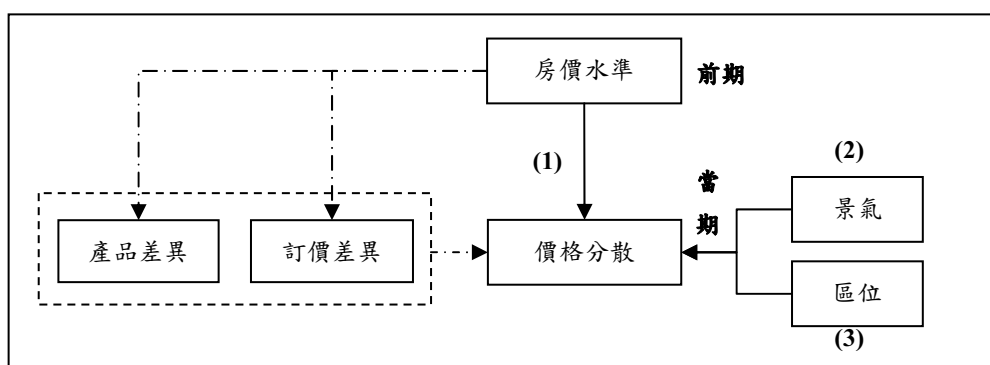
6. Adams (1997) 指出同質性產品之價格分散與搜尋成本、資訊成本有顯著關係。

著各式景氣投資哲學，彼此矛盾，令投資人或消費者無所適從。例如，有些耳語傳說景氣不好是逢低進場投資的時機，有些則傳說景氣不好是認賠殺出退場的時機；也有些耳語傳說景氣好的階段是加碼投資的時機，卻也傳說景氣好時要適當地保守觀望。本文利用房價分散的歷史資料，以實證分析試圖釐清市場上對於景氣的說法。因此，本文第二個研究問題是：若控制住宅品質差異，景氣是否影響房價分散？若是，又如何影響？

文獻上指出另一個可能影響價格分散的原因為區位。在同質性商品市場中，商店區位使得運輸成本不同，造成供給者成本條件的差異，因此商品價格不同。然而，在住宅市場中，不同於一般財貨市場，住宅具有不可移動性，不存在運輸成本的考慮，區位所指涉的並非供給者條件，而是產品品質之外的另一種產品屬性，過去住宅研究文獻指出區位可能影響價格，其推論為住宅區位影響住宅產品定位，可能影響建商的產品訂價，於是造成市場上價格分散。本文第三個研究問題是：若控制住宅品質差異，區位將如何影響房價分散？本文建立價格分散迴歸模型，控制住宅品質差異後，分別探討景氣和區位對於價格分散的影響。

綜合上述，本文認為住宅市場價格分散程度，除了將受到推案產品異質的影響外，尚會在不同景氣時機及區位差異下，有不同的訂價策略而影響價格分散程度。因此本文試圖進行的研究內容為，控制每季產品差異對價格分散所造成的影響後，觀察不同景氣及區位條件下，建商是否會有不同的訂價差異⁷(見圖一(2)及(3))。此外，從實務經驗觀察，當房價上升時，建商較易採取不同的產品定位與訂價策略，使價格(表價)分散程度上升，房價對於價格分散可能存在遞延影響，因此本研究亦探討前期之房價水準，對於價格分散之影響(見圖一(1))。

本文共分五部份，除第一部分前言外；第二部分為文獻回顧；第三部分為資料分析與模型說明；第四部分為實證結果分析；最後為本文結論。



圖一 價格分散影響因素

7. 除「產品」、「區位」與「景氣」外，尚可能有其他因素會影響價格分散，如優惠利率房貸或房屋貸款年限的延長等。然而，從實務操作經驗和過去研究成果均顯示，建商訂價差距主要受到區域市場特性的和房地產市場景氣變化影響。是故，市場上政策性因素或較屬於個體性資料，因缺乏數據、無法得到驗證。

二、文獻回顧

(一) 價格分散的文獻

房地產的價格分散難以直接衡量。在同質產品的市場中，價格分散代表市場效率或扭曲程度，也是價格資訊混亂的現象⁸；在異質產品市場中，價格分散的因素除了來自市場效率，還有產品差異；而房地產做為異質性產品的一類，價格分散的因素除了市場效率、產品差異，尚有來自訂價差異所造成的價格差異。

過去同質性商品的價格分散實證研究顯示，商品價格愈高者，其標準差愈大。Pratt *et al.* (1979) 比較 39 種不同商品的分散程度，其研究結論為價格愈高的商品，市場上價格分散程度愈高。同質性商品的價格分散研究多為橫斷面的分析，而在住宅價格研究中，部分研究更關注價格分散在時間軸上的變動情形。Leung *et al.* (2006) 從縱斷面的角度，研究總體經濟因素對住宅價格分散的影響，該文認為在中古屋市場，供需雙方皆是無經驗的參與者，因此，住宅市場持續存在著價格分散的情形，並且，總體經濟對於住宅經濟波動存在重要的影響力，而在影響上可能有遞延的效果。在房價對價格分散的影響上，該研究認為房價上升代表住宅擁有者的淨增產價值增加，使潛在需求者進入市場進行交易且可能以更快的速度成交，在搜尋行為減少的情況下，市場上成交價格因而更為分散。

另外，基於住宅產品的異質性與訂價的複雜性，文獻上有另一種探討「價格分散」的研究。由於住宅價格所包含的意義有多重，有「表價」和「成交價」等不同的價格，而受到議價空間影響，此二價格之間的差可能擴大或縮小，故部分探討價格分散的研究，專注於搜尋行為對二價格之間差異的影響，如林祖嘉 (1994) 研究個戶表價與成交價價格分散程度差異⁹。

(二) 影響訂價水準的因素

在住宅市場中，因產品本身的異質性較高，且價格分散的定義較不明確，文獻上較少直接討論價格分散的現象，多是探討影響訂價水準的因素，其影響因素大致可歸類為：產品差異、區位差異、景氣差異；這些研究間接說明了表價分散的來源。

1. 產品差異

鄒欣樺等人 (2007) 認為產品具備獨特優勢，條件愈豐富的產品，例如豪宅，愈可能採取高表價策略，反之，產品品質較差、規模較大、期待去化等，具備此類條件的產品，將愈可能採取低表價策略。而李泓見等人 (2006) 證實住宅類型會影響個案單價，套房每坪單價將高於透天住宅，而透天住宅則高於電梯大廈。由此可知，當產品定位的差異愈大時，價格差異也會

8. 因此在一般財貨市場中，從價格分散程度可看出市場上價格的收斂情況，資訊愈為充足的市場，愈容易達到收斂的效果。Baye *et al.* (2004) 即認為價格分散是不均衡的現象及市場上價格趨向競爭均衡的收斂過程，在網路市場中，消費者可以很容易地比較價格，使網路商品較一般商品容易達成一價法則。

9. 另外如 Yiu *et al.* (2009) 著重於個戶成交價的分散關係。

隨之增加。

2. 區位差異

區位除影響建商推案的產品定位差異，進而影響價格分散程度，也可能影響建商之訂價策略。楊宗憲（2003）認為建商在面臨不同的競爭環境時，會採取不同市場分析的原則或角度。在發展成熟都市，因地價較高而產品定位規劃彈性較小，故建商易傾向作為產品定位的「跟隨者」，而在發展尚未成熟都市則因開發密度低、規劃彈性大，建商易成為「區隔者」。此現象說明區位較佳之地區，產品差異較小，而區位較差之地區，產品差異較大，從而將使區位較好之地區，價格分散程度較小，區位較差地區，分散程度較大。

然而，除產品差異造成的價格分散外，在同質性商品中也提到了產品價格對供給者訂價行為的影響。在住宅市場中，如區位較佳代表產品價格愈高，則住宅市場之區位也可能影響建商訂價行為，進而影響價格分散。Pratt *et al.*（1979）認為商品價格愈高者，其變異數愈大，因商品價格越高者交易愈不頻繁則資訊傳遞愈不易，價格離散度增加。然而，Heil and Helsen（2001）卻認為愈是高價的產品，代表其產品具有獨占性的地位，而價格競爭將削弱其商品價值，因此愈是高價產品愈不容易產生價格上的差異。

在住宅市場研究中，則無區位對價格分散影響的相關研究，僅有區位對建商產品定價高低之影響。鄒欣樺等人（2007）發現具備明顯競爭優勢及區位優良的產品愈可能採取高表價策略。Tu（1997）、Ong and Koh（2000）也認為相同的次市場中，因為需求不同，造成交易摩擦的差異，使市中心地帶因區位好、需求大，建商愈往市中心愈會採取高表價策略。因此，區位較佳之地區愈可能有高價產生而使價格分散增加，然而，依據 Heil and Helsen（2001）的說法，如區位佳代表住宅價格愈高，區位佳地區也可能因其產品獨特性，使價格不易鬆動，分散程度較小。

3. 景氣差異

過去文獻指出，景氣除影響建商推案的產品定位差異，進而影響價格分散程度，也可能影響建商之訂價策略。楊宗憲（2003）認為由於土地開發金額龐大，建商傾向為風險趨避者，當產品定位風險增加時，建商應會採取保守作法來規避風險，例如推出有較多潛在購屋者的典型產品。延續此看法，當市場處於不景氣時期，產品需求較不確定時，建商傾向推出典型產品，使產品定位差異縮小，而建商的推案特性，可能使景氣較好時價格分散程度較大，景氣較差時分散程度較小。

而在景氣對建商訂價策略差異的影響上，Ong *et al.*（2003）從不同景氣情況下供給者的存貨壓力，探討市場景氣情況對建商訂價策略差異的影響。在市場穩定上揚階段，廠商可負擔較不積極訂價造成的存貨，訂價差異增加。而在市場衰退階段，因存貨成本較高，參考競爭者的訂價重要性增加，訂價差異減少。

4. 建商條件差異

一般財貨市場，可就相同供給者提供的產品做持續的研究，然而住宅市場不同於一般財貨市場，無法如此進行。在住宅市場中所追蹤觀察的產品價格，其產品來自不同的提供者，亦即

建商，所生產的同一類產品，因此建商條件差異，有可能造成住宅產品價格分散。Ong *et al.* (2003) 在探討不同市場情況時建商的存貨壓力時認為，應考慮供給者或個案本身條件差異，可能對產品訂價產生不同的影響。因此，除不同景氣時存貨壓力會影響價格分散外，建商本身條件差距也可能是影響價格分散之因素。

林育聖、張金鶚 (2003) 探討不同類型建商訂價行為之差異，發現一案建商的產品訂價會相較於一般建商低，而穩健型建商的產品訂價則會較一般建商為高，訂價差距並會隨區域市場特性差異及房地產景氣變化而有所不同。市場不景氣時為買方市場，缺乏過去推案表現的一案建商，不得不採取更低的訂價，以提高市場接受度，不同類型建商間的訂價差距增加。而 Herrin *et al.* (2004) 也提到住宅市場在需求較不確定的狀況下，競爭者較少或本身條件較佳之產品，較不容易調整其價格，反之，對需求的等待成本較高的供給者，較容易有降價的行為。由此可知，不景氣時因供給者條件差距，分散程度可能會高於景氣時期。

三、資料分析與模型說明

(一) 資料來源

本文採用政治大學不動產研究中心與國泰建設公司，共同調查的新推個案資料，該資料為國泰市調人員實地進行個案調查後，經過政治大學不動產研究中心重複檢視所建置之資料庫。資料建置時間始於民國 75 年，資料範圍包含每季台北市、台北縣、桃竹地區、台中都會區、南高都會區之新成屋與預售屋個案，調查項目包括推案建商、推案類型、最高與最低主力總價、主力單價、最高與最低主力坪數、議價空間、推案戶數、推案金額、銷售率等資料，接近普查資料。

(二) 實證範圍

本文檢視住宅新推個案的數量及完整性後，時間範圍為民國 83 年第一季至民國 97 年第二季，共 58 季，空間範圍則以台北市和台北縣為範圍。其中，據以計算價格分散的住宅新推個案，在台北市有 2,895 筆，台北縣有 3,505 筆，本研究以住宅新推個案的價格標準差，做為價格分散衡量指標，資料形態轉為各地區 58 季觀察值。

(三) 模型說明

1. 房價水準與價格分散動態關係

本文採用向量自我迴歸模型 (vector autoregression ; VAR)，以及 Granger 因果關係檢定 (granger causality test)，分析房價水準與價格分散間的互動關係。

(1) 房價水準與價格分散設定

住宅具有高度異質性，因此衡量其價格趨勢時應加以控制住宅間實質屬性的差異。因此，

本文之房價水準採用國泰房地產指數季報中每季所發布之個案標準單價¹⁰，代表台北市及台北縣的價格趨勢。

而在價格分散上，本文分別計算台北市及台北縣各五十八季的個案價格分散程度¹¹，以個案表價標準差為價格分散程度衡量方式。公式如下：

$$S_{ik} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (P_{ikt} - \bar{P}_{ik})^2}{n-1}} \quad (1)$$

S_{ik} ：為第 i 季第 k 區個案表價的標準差（價格分散程度）。

P_{ikt} ：為第 i 季第 k 區第 t 個個案之表價。

\bar{P}_{ik} ：為第 i 季第 k 區所有個案表價之平均數。

i ：第 1,2, ..., 58 季（民國 83 年第一季至民國 97 年第二季）。

k ：第 1,2 區（台北市或台北縣）。

n ：為第 i 季第 k 區的新推個案樣本數。

(2) 向量自我迴歸模型

過去少有文獻探討房價水準與價格分散的關係，本文建立向量自我迴歸模型（VAR），嘗試釐清此二變數的關係。模型假設此二變數皆為內生變數，都會受到本身及另一變數落後期影響。以向量自我迴歸模型解決結構模型的認定問題，並進一步以衝擊反應函數（impulse response function）估計房價水準變化對價格分散的影響。而VAR在所有變數皆為定態的條件下，包括下列兩條迴歸式：

$$Y_t = \alpha_{10} + \sum_{s=1}^k \alpha_{11s} Y_{t-s} + \sum_{s=1}^k \alpha_{12s} X_{t-s} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$X_t = \alpha_{20} + \sum_{s=1}^k \alpha_{21s} X_{t-s} + \sum_{s=1}^k \alpha_{22s} Y_{t-s} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

Y_t 、 X_t ：為第 t 期房價水準、價格分散程度

S ：為落後期數

而建立VAR模型後，進一步估計衝擊反應函數。在個別落後期影響方向不一致的情況下，衝擊反應函數可預測某一變數改變對其他變數的動態影響及累積的效果。

(3) Granger因果關係檢定

在估計VAR模型後，本文進一步以Granger因果關係檢定兩變數間的領先落後關係，其檢定意義在於確認某變數是否有助於另一變數之預測，亦即是否提供領先資訊。公式如下：

10. 個案標準單價計算方式係估計每季所有個案屬性的特徵價格後，再以一標準個案來衡量每季的價格趨勢。個案屬性包括建物樓層、主力坪數(佔個案中較高比例之坪數)、戶數、產品類型及區位。如此一來，可藉此觀察住宅市場中同一產品的價格變化。

11. 為排除面積、房間數等住宅大小因素對價格的影響，本文非採用「總價」作為研究價格分散的標的，而採用「單價」。單價可反映推案類型、推案區位及推案時機對價格的影響。

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{s=1}^k \alpha_s X_{t-s} + \sum_{s=1}^k \beta_s Y_{t-s} + \varepsilon \quad (4)$$

Y_t ：為第 t 期房價水準或價格分散程度， X_t 則為另一變數

S ：為落後期數

檢定虛無假設： $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ ，如果拒絕虛無假設，則表示增加 X 的資訊有助於預測 Y 。

2. 價格分散形成原因

(1) 依變數說明與模型設定

為觀察區域對價格分散的影響，本文更細緻地以行政區為範圍，切分台北市與台北縣成為六個區塊：分別是台北市與台北縣的市中心、市郊及郊外¹²。再分別計算每區 83Q1 至 97Q2 的個案表價的價格分散程度。將資料整理為以地區為觀察主軸的資料後，以固定效果模型 (fixed effect model) 估計時間及空間因素對價格分散之影響。

固定效果模型適於追蹤資料的估計，在同時存在橫斷面與時間序列資料時，可控制地區個別效果或時間效果。地區固定效果 (region-specific fixed effect)，代表地區本質上差異對價格分散造成的影響，且影響不會隨時間而改變。模型中容許各地區之間的差異，藉此消除各地區之間的偏差，降低模型的共變數，以固定效果截距項表示橫斷面樣本間不同的型態，可凸顯各地區的特質。因此，除了一般固定截距項外，每個地區將各有一個地區固定效果截距項。

而時間固定效果 (time-specific fixed effect) 代表某一時點所發生之未能觀察到的事件，對價格分散造成的短期影響，且其影響不隨區域改變。因此，每季將各有一個時間固定效果截距項。固定效果模型以虛擬變數方式將地區及時間固定效果呈現，因此又稱為虛擬變數模型 (least square dummy variable model; LSDV)。

本文在控制了時間及空間對價格分散造成的影響後，自變數加入每季的個案特質變數，控制推案屬性對價格分散的影響。以觀察景氣及地區固定效果對價格分散的影響。模型指定如下：

$$SD_{ik} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{55} r_i D_i + \sum_{k=1}^6 \alpha_k D_k + \sum_{j=1}^n \beta_j \chi_{jik} + \varepsilon_{ik} \quad (5)$$

其中，

SD_{ik} ：第 i 季第 k 區的價格分散程度。

α_0 ：不隨地區及時間改變的一般固定截距項。

r_i ：第 i 季的時間固定效果 ($i=1\sim 55$ ，模型中觀察 55 季，因此有 55 個時間固定效果)。

D_i ：截距項，用以表示各季特性，當為第 i 季時， $D_i=1$ ，否則為 0。

α_k ：第 k 區的地區固定效果 ($k=1\sim 6$ ，本文將台北縣市劃分成六個區域進行實證，因

12. 在區位的劃分上，本文以群落分析將台北市與台北縣分別切出市中心區、郊區與郊外，觀察區位對價格分散的影響。以往文獻對住宅與市場區分的討論有許多面向，包括住宅類型、行政區、價格、面積等。因本文核心為住宅價格，且住宅價格及面積為需求者購屋時的關鍵，故針對新推個案住宅單價、面積結合行政區範圍區分住宅與市場。

此有 6 個地區固定效果)。

D_k : 截距項, 用以表示各地區特性, 當為第 k 區時, $D_k = 1$, 否則為 0。

β_j : 第 j 項影響因素的係數。

χ_{jik} : 第 i 季第 k 區第 j 項影響因素。

ε_{ik} : 殘差項。

(2) 解釋變數選取與預期結果

a. 控制變數¹³

為觀察景氣及區位對每季推案價格分散的影響, 必須先對影響住宅價格的個案屬性做控制, 每季所出現的個案特質如坪數、個案規模、推案類型, 皆會影響價格分散程度, 故本文先試圖控制每季推案的屬性差異, 如此一來每季各地區價格分散情形理應相同, 而在控制下如還有差異, 進而再觀察景氣階段及區位對價格分散的影響。

根據 Rosen (1974) 和李泓見等人 (2006) 所提出之影響價格的因素可知, 面積、規模 (推案總銷金額)、住宅推案類型 (套房、電梯大廈) 及預售與否將影響個案單價的差異, 故為控制每季推案產品的比例或者是推案屬性的離散程度相同, 以觀察每季非因推案產品差異而造成的價格分散, 本文使用每季推案的面積離散度、規模離散度、套房比例、透天比例及預售比例做為控制實質屬性差異的控制變數。其中, 面積與規模的離散程度愈大時, 代表此季推案的定位差距大, 故價格分散程度愈大。而套房產品推案區位較固定, 故價格較為一致, 比例增加時價格分散程度應減少。最後, 預售產品因有領先反應住宅市場情況及相對於新成屋價格較高的特質, 故比例增加時價格分散應增加。

b. 前 n 期平均房價

Leung *et al.* (2006) 認為房價水準的上升會使價格因此而分散, 且影響可能有遞延的效果。本文認為房價水準的上升也可能使市場上產品及訂價差異增加, 住宅表價分散程度因此上升。因此, 本文將放入第一階段因果關係檢定之房價水準落遲項, 預期符號為正。

c. 景氣¹⁴

Ong *et al.* (2003) 認為景氣差時, 建商的存貨壓力易造成其在訂價時多參考競爭對手價格, 訂價差異減少。林育聖、張金鶚 (2003) 認為市場不景氣時為買方市場, 不同類型建商間的訂價差距將增加。皆探討了市場景氣對價格分散的影響。因此, 本文區分不同景氣階段以觀察其對價格分散的影響, 預期符號如表一。

d. 區位

依據鄒欣樺等人 (2007)、Tu (1997)、Ong and Koh (2000) 的觀點, 愈往市中心或條件

13. 除了住宅的實質屬性以外, 尚有不能觀察到的品質差異如建材、景觀、附加價值等可能會影響到個案訂價, 此為本研究的研究限制。

14. 景氣階段之切分方式, 本文使用政大房地產研究中心與內政部建築研究所發布之房地產景氣動向季報所定義之景氣波峰點 (83Q3、96Q2) 與谷底點 (92Q2) 劃分景氣二階段, 谷底點至波峰點為景氣, 而波峰點到谷底點為不景氣。

越好之產品愈會採取高表價策略。然而，Heil and Helsen (2001) 卻認為愈是高價的產品，代表其產品具有獨占性的地位，愈不容易產生價格上的差異。因此，市中心也可能因競爭激烈、價格僵固無彈性，而使分散程度小於其他地區。

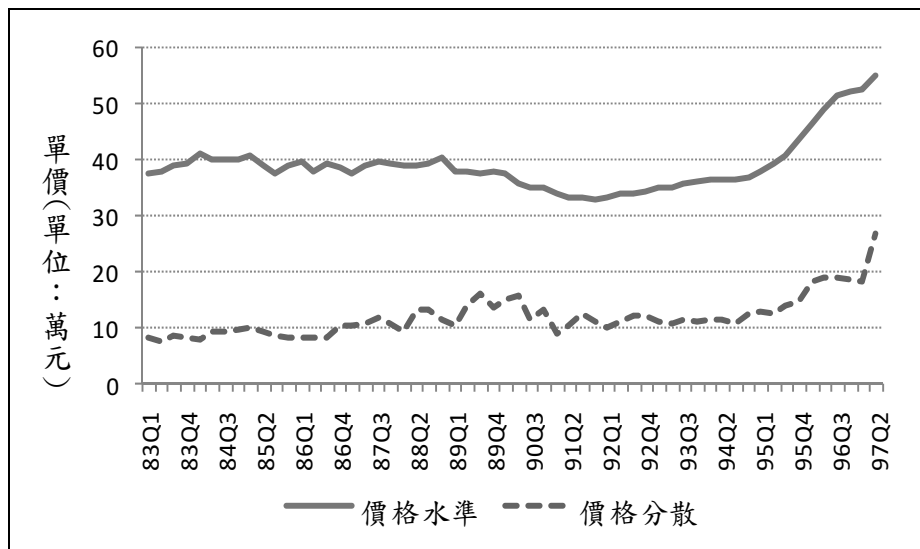
表一 個案價格分散影響因素

類型	變數設定				
	屬性	變數	估計方式	預期符號	
控制變數	住宅實質屬性	面積	標準差	+	
		規模	標準差	+	
		類型	套房比例	-	
		預售	預售比例	+	
觀察變數	市場價格	房價水準	前n期房價平均值	+	
	時間屬性	景氣	景氣階段 (虛擬變數)	(基準)	
			不景氣階段	+	
	空間屬性	區位	台北市	市中心 (虛擬變數)	分散程度最小
				市郊	
				郊外	
			台北縣	市中心	
市郊				↓	
郊外	分散程度最大				

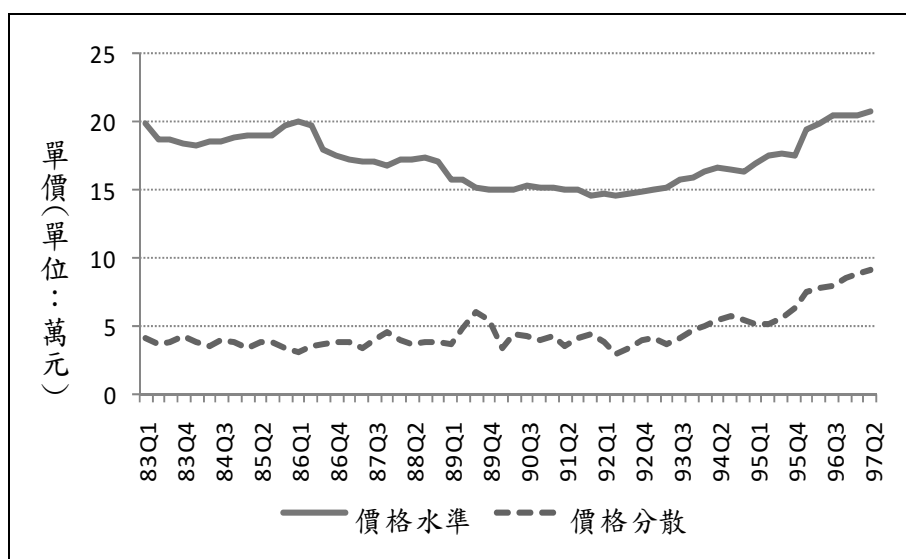
(三) 推案現象分析

1. 房價水準與價格分散動態關係

圖二與圖三為 83Q1-97Q2 台北市與台北縣房價水準與價格分散的歷年趨勢圖。台北市之歷年單價介於 35 至 55 萬間，台北縣介於 15 至 20 萬間，而兩地區皆在 92 年左右出現價格谷底，之後開始攀升。價格分散的變化則較平穩，台北市 89 到 90 年間分散程度增加，95 年後開始攀升，台北縣則在 89 年分散程度增加，94 到 95 年間攀升。由下列兩張圖中，可以看出房價水準與價格分散大致呈現正向關係，且兩者皆並非一穩定的 (stationary) 序列，因此本文將再進一步進行單根檢定 (unit root test)。



圖二 台北市房價水準與價格分散歷年趨勢圖



圖三 台北縣房價水準與價格分散歷年趨勢圖

2. 價格分散形成原因

(1) 不同景氣時推案產品差異

爲了解在不同景氣階段，產品屬性及類型是否有差異，本文對景氣及不景氣時的產品差異及比例，進行兩個母體平均數差的 t 檢定。檢定結果發現，每季推案規模差異、坪數差異、套

房及預售比例，在不同景氣時機的比例皆明顯不同。景氣時，建商推案的規模及坪數差異，皆明顯高於不景氣時期，顯示在景氣時，建商在推案產品上較為多元；而套房及預售產品在景氣時期明顯較多，顯示在景氣時，建商較常推出非典型產品與預售產品，此現象與一般實務觀察相符。

表二 景氣與不景氣時產品差異檢定

			景氣	不景氣
產品屬性	規模差異	平均數	9.92	7.66
		t檢定 (P值)	1.72×10 ⁻³ ***	
	坪數差異	平均數	17.41	15.34
		t檢定 (P值)	0.05 **	
產品類型	套房比例	平均數	0.17	0.09
		t檢定 (P值)	1.46×10 ⁻⁶ ***	
	預售比例	平均數	0.75	0.66
		t檢定 (P值)	1.93×10 ⁻³ ***	

註：*、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。

(2)不同景氣時推案區位差異

不同景氣階段除了影響推案建物實質屬性的差異外，尚會影響建商推案地區的分佈。在估算價格分散程度時，如推案區位發生變化，則可能影響價格分散程度的大小。因此，本文對不同景氣時地區推案推案比例進行分析。在台北市與台北縣推案比例上，景氣時台北市推案佔整體推案的 49.35%、台北縣佔 50.65%，在不景氣時台北縣推案比例增加至整體推案的 55%（見表三）。

表三 不同景氣階段台北市與台北縣住宅推案案數佔台北市縣比例

單位：%	台北市	台北縣	總計
景氣	49.35	50.65	100.00
不景氣	44.70	55.30	100.00

觀察台北市、縣內各區位的推案比例，在不景氣時，台北市推案於市中心與市郊比例較少，而推案於郊外比例增加。然而，台北縣則相反，不景氣時推案於市中心、市郊比例增加，郊外則減少，且其推案區位相較於台北市有較明顯的移動（見表四）。

從推案區位的移動現象，可以發現不景氣時，建商對於推案產品的區位選擇轉趨保守，集中於較典型且易為需求者接受的一般住宅區位（台北市郊外、台北縣市中心、台北縣市郊），而較為高價地區（台北市市中心、台北市市郊）、投機性較高或需求較低之低價地區（台北縣

郊外) 推案比例減少(見表四)。因此, 估算價格分散時, 因不同景氣時推案區位有所轉變, 應將估算範圍控制在較小的區域。

表四 不同景氣階段台北市縣各區位間推案比例

單位：%	台北市			台北縣		
	市中心	市郊	郊外	市中心	市郊	郊外
景氣	21.12	33.69	45.19	30.90	32.19	36.91
不景氣	19.92	31.74	48.35	45.52	33.62	20.85

(3)時間及區位對價格分散之影響

本文之樣本包括六區各五十八季共三百四十八個資料點, 試圖驗證時間及空間對價格分散的影響。因此, 為證明價格分散程度在不同時間及區位上有明顯的差異, 本文以時間及空間做為影響因素, 對價格分散程度做單因子變異數分析(one way analysis of variance; one way ANOVA)(見表五)。結果顯示, 在時間的影響下, 各地區分散程度並無明顯的變化, 顯示季變數對價格分散無明顯影響, 然而從空間上的差異觀察, 各地區價格分散程度有顯著不同(P-value= 2.54×10^{-71})。

表五 不同時間及區位價格分散程度差異檢定

分組依據	觀察值個數	平均價格分散	變異數
83Q1	6	4.38	5.02
~~~~~季別過多故省略~~~~~			
97Q2	6	14.12	164.48
單因子變異數分析(P值)		0.43	
北市市中心	58	11.81	21.67
北市市郊	58	9.00	15.09
北市郊外	58	5.02	2.69
北縣市中心	58	4.00	1.73
北縣市郊	58	2.88	2.08
北縣郊外	58	2.06	0.55
單因子變異數分析(P值)		$2.54 \times 10^{-71}***$	

註：*、**、***分別代表係數在10%、5%、1%的顯著水準下, 顯著異於0。

3. 不同區位間建商推案特性

表六為實證樣本的敘述統計。在資料樣本中, 台北市市中心及台北縣郊外每季平均樣本數較其他地區少, 各區平均有20到40個住宅推案用以估算價格離散程度。在各區域推案單價方面, 愈靠近台北市市中心單價愈高, 平均在53萬左右, 而愈靠近台北市市中心價格差異也愈

大。在推案規模上，台北縣市中心推案規模較大，平均個案規模有 9.24 億，而台北市因為較早開發地區，因此個案規模較小。在規模的差異程度上，則是愈靠近市中心規模差異愈大。在推案坪數上，愈靠近台北市市中心平均坪數較高，然而在坪數的差異上也較大，反應了市中心產品的多元化（如套房、豪宅產品），因此台北市市中心及市郊在套房比例上也較高。

表六 樣本分布與價格敘述統計

平均值	台北市			台北縣		
	市中心	市郊	郊外	市中心	市郊	郊外
單價(單位：萬)	53.28 (11.81)	46.42 (9.00)	32.17 (5.02)	21.88 (4.00)	17.47 (2.88)	14.10 (2.06)
推案規模(單位：億)	7.89 (10.94)	6.04 (6.83)	5.77 (6.80)	9.24 (11.28)	7.44 (8.54)	5.94 (6.01)
推案坪數(單位：坪)	45.08 (28.72)	41.02 (23.51)	37.13 (14.65)	35.74 (10.84)	35.07 (9.37)	36.92 (9.00)
套房比例(單位：%)	25.00	25.00	9.00	6.00	4.00	1.00
推案數(單位：個)	18.55	29.59	39.50	40.74	32.02	20.88

註：括號內為標準差。

## 四、實證結果分析

### (一) 房價水準與價格分散動態關係

#### 1. 台北市之房價水準與價格分散¹⁵

以一般時間序列模型估計時，當個別落後期之影響符號不一致時，則難以判定房價水準的影響方向。因此，本文利用 VAR 的衝擊反應函數，估計台北市房價水準改變對價格分散的動態影響。VAR 之估計結果如表七，落後一至三期的房價水準顯著的影響價格分散，但影響方向並不一致，價格分散變化對價格水準的變動並無顯著影響¹⁶。然而，因 VAR 之顯著性估計並不穩定，因此本文進一步以 Granger 因果關係檢定測試房價水準與價格分散的領先落後關係。

15. 房價水準與價格分散經 Johansen cointegration test 檢定結果並無共整合關係，因此採用 VAR 模型估計。

16. 本研究依據 LR 值及 AIC 法則選取最適落後期，兩者皆顯示落後三期為最適宜的期數。

表七 台北市-Vector Autoregression Estimates¹⁷

	房價水準		價格分散	
	係數	t值	係數	t值
房價水準(-1)	0.05	0.34	0.43	2.24**
房價水準(-2)	0.11	0.84	-0.34	-1.84*
房價水準(-3)	0.54	3.88***	0.72	3.81***
價格分散(-1)	0.20	1.59	-0.21	-1.24
價格分散(-2)	0.14	1.18	-0.48	-2.99***
價格分散(-3)	-0.09	-0.76	-0.20	-1.24
Constant	0.10	0.63	0.25	1.14

註：1. *、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。

2. 模型殘差通過 Q 值自我相關檢定、異質變異及常態分布 Jarque-Bera 值檢定。

表八為房價水準與價格分散領先落後關係檢定。由結果可知，模型結果顯著拒絕房價水準不會領先價格分散的虛無假設(Chi-square=27.62)，即台北市房價水準領先價格分散三期，而價格分散不會領先房價水準。由研究結果可知，房價水準的確會影響市場上推案價格的分散，其中包括產品與價格策略的分散。

表八 台北市-VAR Granger Causality Tests

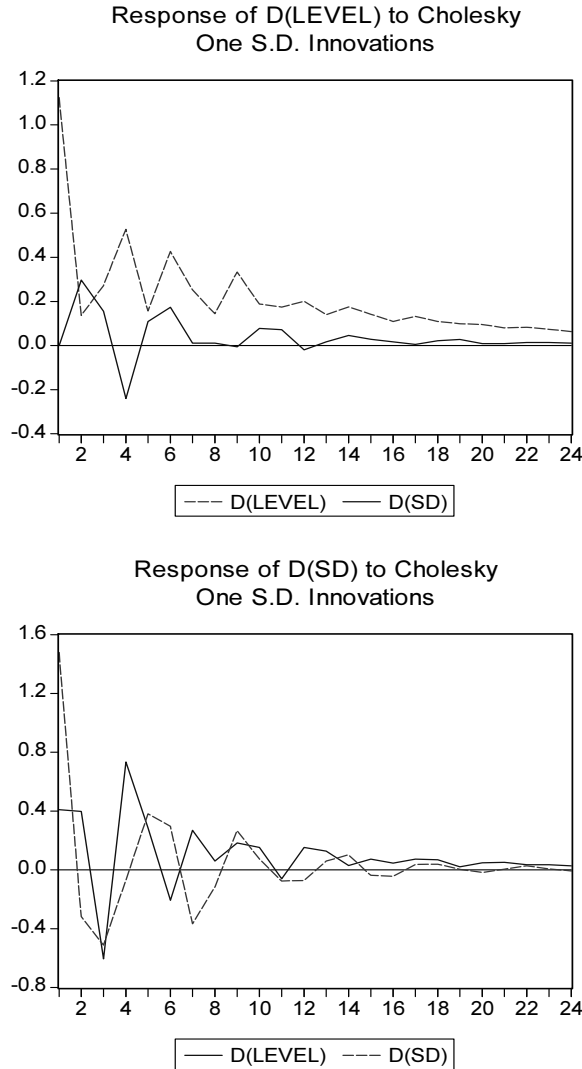
	H0：價格分散 does not Granger Cause 房價水準	H0：房價水準 does not Granger Cause 價格分散
Chi-sq	6.12	27.62
Prob.	0.11	0.00***

註：*、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。

在 VAR 的估計結果中，房價水準對價格分散有正向也有負向之影響，因此本文進一步利用衝擊反應函數，觀察模式內房價水準以一個標準差之大小發生變動時，對於價格分散當期與未來數期之動態影響過程。如此可看出變數間之相互影響為正向或負向，持續性或跳動性。圖四為房價水準與價格分散的衝擊反應函數，虛線代表本身前期的衝擊對未來的影響，而實線代表兩變數間的相互關係。由此可知，房價水準 (level) 的波動多來自於本身的衝擊，有持續且正向的影響 (見圖四上)。而來自於價格分散 (sd) 的影響則較少。然而，價格分散對房價水準變動的反應則較大，短期效果為跳動性的 (見圖四下)，當期及未來三期累積效果則為正向 (0.94)。證實前三季房價水準與市場上推案價格分散呈現正向關係，房價上升時，可能影響建商的產品定位及訂價差異，使分散程度因而上升。

17. 房價水準與價格分散進行單根檢定的結果皆為I(1)數列，因此皆以差分後數值進行分析。





圖四 台北市房價水準與價格分散衝擊反應函數

2. 台北縣之房價水準與價格分散¹⁸

在台北縣之領先落後關係上，表九顯示落後三期時房價水準與價格分散並無顯著的領先落後關係。台北市與台北縣之檢定結果有差異，推測原因可能為台北縣之幅員廣大，因此在各地區的房價水準與趨勢上不盡相同。且在價格分散的估算上，台北縣在景氣的影響下，推案區位

18. 在台北縣之VAR估計上，因LR值及AIC法則皆選取落後零期為最適宜的期數，因此，可推知在其他期數上，房價水準與價格分散間並無顯著領先落後關係。因此在領先落後關係檢定上，本文僅列出三期檢定結果為代表，說明兩者並無領先落後關係，並無進一步估計台北縣的向量自我迴歸模型。

相較於台北市有較明顯的移動（見表四），因此台北縣單一數列不容易捕捉到房價水準對價格分散的影響。

因此，本文進一步切分台北縣為市中心、市郊與郊外，觀察三個區域的領先落後關係。從表十結果可發現，在落後三季時，台北縣市中心顯著拒絕房價水準不會領先價格分散的虛無假設(Chi-square=12.00)，證明了市中心價格水準領先價格分散三季，而市郊及郊外則無領先落後關係。

表九 台北縣-VAR Granger Causality Tests

—	H0：價格分散 does not Granger Cause 房價水準	H0：房價水準 does not Granger Cause 價格分散
Chi-sq	1.19	5.62
Prob.	0.76	0.13

註：*、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。

表十 台北縣各分區房價水準與價格分散領先落後關係檢定¹⁹

—	H0：價格分散 does not Granger Cause 房價水準	H0：房價水準 does not Granger Cause 價格分散
台北縣市中心		
Chi-sq	0.43	12.00
Prob.	0.93	0.01***
台北縣市郊		
Chi-sq	2.84	4.95
Prob.	0.42	0.18
台北縣郊外		
Chi-sq	4.06	0.47
Prob.	0.26	0.93

註：*、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。

台北縣地區間存在差異的原因，可能因為在區位的劃分上範圍較大且推案數較少。而愈接近市郊、郊外地區因產品的規劃彈性較大，因此其產品差異程度也較高，在衡量價格分散時不僅不易控制產品品質，在價格水準的估算上也可能過於粗略，而未能反應價格水準與分散的關係。

由此可知，住宅市場房價水準的上升可能會影響建商的產品定位及訂價差異，使價格分散增加。即市場較為熱絡的情況下，建商於推案策略上更為大膽，容易出現豪宅、小套房等非典

19. 房價水準與價格分散進行單根檢定的結果皆為I(1)數列，因此皆以差分後數值進行分析。

型產品，在推案地區上也可能分散至投資性較高的台北市市中心或台北縣郊外，使價格分散程度因此增加。反之，市場價格下跌時，建商在推案上就趨於保守，推案產品差異較小、區位也較為集中，價格分散程度減少。而在愈遠離市中心地區，因市場推案較少，產品規劃彈性較大，因此建商對市場價格的變化，無較大的供給行為改變，也較不容易找到價格水準與分散的動態關係。因此，下一部份實證將觀察同期之何種產品差異、整體景氣時機及區位差異對價格分散的影響。

## (二) 價格分散影響原因

表十一為固定效果模型實證結果，模型配適程度良好，解釋能力達 89%。在推案屬性方面，規模離散度及坪數離散度皆對價格分散有顯著正向影響，代表市場上針對不同需求客層所推出的產品差異程度愈高時，其在價格上的差異也會越大。而在推案類型方面，因套房產品推案區位較為集中，故其比例增加時，對價格離散有顯著負向影響²⁰。而每季推案預售比例的影響則不顯著。

在房價水準的影響上，與領先落後關係檢定結果一致，前三季的房價水準與價格分散呈現正向關係。顯示房價上升時，建商推案行為將更為大膽且多元。在景氣影響方面，證實不景氣時因建商條件差距，使其採取落差較大的訂價策略以吸引消費者，造成離散程度增加。不會因不景氣時建商的存貨壓力大，造成其在訂價時多參考競爭對手價格，訂價差異減少而使價格分散縮小。因此，供給者條件差異的確會使條件較差建商在不景氣時調整其訂價策略，市場上價格差異增加。

在區位方面，由固定效果檢定顯著性可知，台北市與台北縣六區位間，價格分散程度有顯著差別 ( $p\text{-value}=0.00$ )，北市之價格分散程度小於北縣，而在內部差異上，則是市中心分散程度小於市郊，再小於郊外。因此，價格的僵固性使區位較佳之地區分散程度較小。由圖五可看出，北市三區位間地區效果的差距較大，顯示區位間分散程度差異較大。而台北縣三區位地區效果的差距較小，即分散程度差異較小。台北市與台北縣間分散程度又有明顯差別。而時間效果的影響則較不顯著 ( $p\text{-value}=0.27$ )，顯示在控制了景氣對價格分散的影響後，各季分散程度並無明顯差異。因此，相對於其他經濟或政治因素影響，景氣對於價格分散的影響是較為重要的。

---

20. 此處所指為，在控制產品差異對價格分散影響後，平均而言，套房產品增加對價格分散的邊際影響為負向；與未控制產品差異時，套房產品增加對價格分散的影響為正向，意思有所不同。後者所指為，以一般套房產品單價較典型產品高之印象，套房產品增加時，直覺將認為價格分散可能因此擴大。但是，一旦套房產品出現時，往往也會拉高價格水準，使得平均值變大，而價格分散所衡量的是與平均值的差距，因此若市場上套房產品再增加時，將使得平均價格水準再提升，則價格分散有可能反而開始減少。由實證資料觀察，套房有推案區位集中的推案特性，一旦市場有套房推案，往往推案比例不少，使得平均價格拉高，但標準差變小。因此，根據樣本特性，固定效果模型對套房比例之估計效果為負，反映出平均而言，套房的比例增加將使價格分散變小。

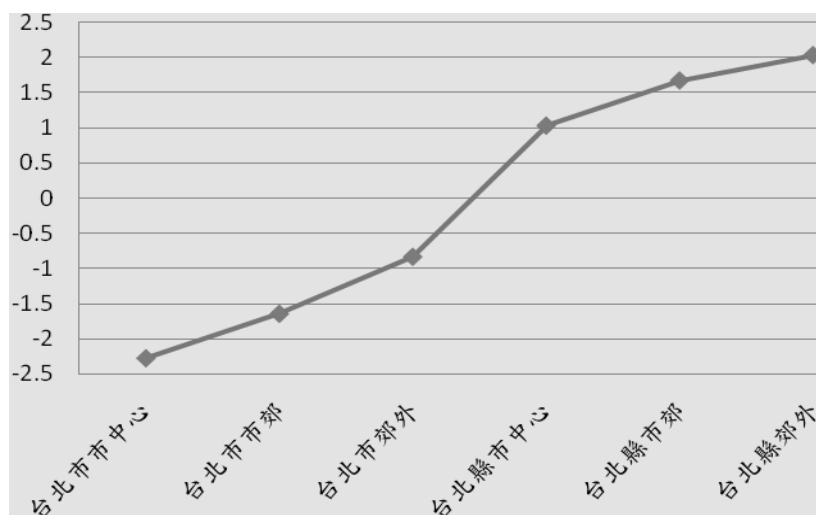
表十一 固定效果模型估計結果

	係數	t值			
<b>變數效果</b>					
規模分散	0.12	7.40***			
坪數分散	0.13	5.26***			
套房比例	-2.84	-2.12**			
預售比例	-0.22	-0.29			
房價水準(-3)	0.31	11.33***			
不景氣	2.04	2.28**			
Constant	-7.48	-7.53***			
<b>地區效果</b>					
台北市市中心	-2.27	-3.37***			
台北市市郊	-1.64	-3.29***			
台北市郊外	-0.83	-4.31***			
台北縣市中心	1.03	3.12***			
台北縣市郊	1.67	3.98***			
台北縣郊外	2.03	4.03***			
<b>時間效果</b>					
83Q4	-0.04	-0.05	90Q4	-2.07	-2.93***
84Q1	-0.16	-0.23	91Q1	-1.90	-2.60***
84Q2	-1.09	-1.51	91Q2	-0.30	-0.43
84Q3	-1.08	-1.54	91Q3	-0.22	-0.31
84Q4	0.00	0.00	91Q4	0.00	0.00
85Q1	0.20	0.29	92Q1	-0.57	-0.81
85Q2	0.51	0.76	92Q2	-1.11	-1.64*
85Q3	-0.28	-0.41	92Q3	1.23	1.37
85Q4	-0.25	-0.35	92Q4	1.94	2.20**
86Q1	-0.32	-0.47	93Q1	1.93	2.24**
86Q2	-0.36	-0.52	93Q2	1.27	1.48
86Q3	-0.78	-1.10	93Q3	1.60	1.84*
86Q4	-0.10	-0.14	93Q4	1.71	1.99**
87Q1	-0.39	-0.57	94Q1	0.98	1.14
87Q2	-0.49	-0.72	94Q2	0.67	0.77
87Q3	0.17	0.25	94Q3	0.61	0.70
87Q4	-0.32	-0.47	94Q4	0.52	0.59

表十一 固定效果模型估計結果（續）

	係數	t值		係數	t值
88Q1	-0.49	-0.74	95Q1	0.75	0.85
88Q2	-0.04	-0.06	95Q2	0.99	1.13
88Q3	-0.84	-1.30	95Q3	0.49	0.56
88Q4	-0.51	-0.78	95Q4	1.04	1.17
89Q1	-0.87	-1.33	96Q1	1.84	2.06**
89Q2	-0.16	-0.25	96Q2	1.37	1.51
89Q3	0.41	0.62	96Q3	-0.80	-1.21
89Q4	0.18	0.26	96Q4	-1.62	-2.39**
90Q1	-0.32	-0.47	97Q1	-2.39	-3.43***
90Q2	-0.73	-1.05	97Q2	1.37	1.88*
90Q3	-1.16	-1.67*			
樣本數	330				
adj-R ²	0.89				
Model test(prob)	0.00***				
地區效果F檢定(p-value)	0.00***				
時間效果F檢定(p-value)	0.27				

註：*、**、***分別代表係數在 10%、5%、1%的顯著水準下，顯著異於 0。



圖五 固定效果模型之地區效果

## 五、結論

以往研究住宅價格時，多從平均趨勢的方向切入，當價格分散程度較小時，平均趨勢能代表市場上個體的狀況，然而當市場上價格分散程度增加，以平均數來描述市場價格，其所代表的經濟意義將變得不若價格變異程度來得重要，因為投資者和消費者關心的是報酬率的風險因子為何。因此，本文試圖釐清何種原因影響市場上的價格分散程度。本文將價格分散程度定義為，在時空範圍下，各不同住宅新推個案表價的標準差，此作法與過去住宅文獻不同，過去價格分散研究多從需求者的角度切入，分析表價與成交價間價格收斂的關係，而本文則從供給者行為，探討不同房價水準、景氣及區位對價格分散的影響。我們獲得以下研究結論：

一、在推案較頻繁的地區，房價水準領先價格分散三季。

台北市住宅市場房價水準上升時，價格分散程度將上升。我們認為造成此現象是因為，當本季房價水準提升，將使建商推案策略較為大膽，反映出來的情況是，三季後建商在推案產品及訂價策略差異擴大，造成市場上的價格分散程度增加。反之，房價下跌時，建商在推案心態上轉為保守，使得三季後的價格分散程度縮小。

台北縣整體住宅市場中，統計上無證據證明房價水準領先價格分散。我們推測可能原因是，台北縣幅員廣大，整體的價格趨勢難以代表各地區的價格變化，且在推案區位的移動下，可能使價格分散的估算產生偏誤。因此本研究進一步細緻地將台北縣分為三個區域（市中心、市郊、郊外），實證結果發現，台北縣的市中心價格水準領先價格分散三季，而市郊及郊外則無領先落後關係。我們認為可能的原因有二，其一為台北縣的市郊、郊外地區，由於推案量較不頻繁，且價格水準及其波動幅度相對較低，建商在擬定推案產品及訂價策略時，較不會因為房價水準波動而影響其推案計畫，反而可能因應當地特色或購屋需求來規劃推案產品。另一個造成領先落後關係不顯著的猜測是，本研究對於台北縣外圍地區的劃分，雖已細分但仍過於粗糙，以致不能觀察到房價水準和價格分散的關係。

二、控制產品差異後，相較於景氣時期，不景氣時的價格分散較大。

我們認為造成此實證結果的原因是，在供給者條件的差異下，不景氣時容易對財務條件較差的建商造成銷售壓力，使供給者差異造成的訂價差距較景氣時大，因此不景氣時較易出現以價格做為吸引消費者的競爭行為。

三、控制產品差異後，愈處於都市外圍地區，價格分散程度愈大。

本研究將台北都會區分為六個地區：台北市市中心、台北市市郊、台北市郊外、台北縣市中心、台北縣市郊和台北縣郊外。實證結果顯示，在控制產品差異後，價格分散程度從台北市市中心，逐漸擴大至台北縣郊外；顯示愈是都市外圍地區，價格分散程度愈大。我們推測造成此實證結果的原因是，區位較佳之地區因產品獨特性，使價格僵固較無彈性，而建商在訂價時也較易集中在高價水準，使分散程度小於區位較差地區。反之，區位較差地區則較有可能出現多元的訂價，供消費者做選擇。此外，此實證結果也反映區位對住宅價格的重要性，區位較佳地區，建商訂價差異有限，使其價格分散較小；而較不具區位優勢的地區，建商較容易以低價

來吸引消費者。

價格分散是市場上價格混亂的現象，然而以往卻少有文獻研究住宅市場價格分散的現象與形成原因。在一般財貨市場，價格分散現象較容易觀察，然而住宅市場在產品異質性相當高，且資訊較不透明的情況下，不易得知價格分散的變化。本文釐清住宅市場價格分散來自於房價水準、產品、景氣及區位。在住宅價格的描述上，提供了一項除了傳統的平均趨勢外的重要訊息。當價格分散擴大時，在觀察價格趨勢時應更謹慎的看到個體的差異，而市場上需求者更應多搜尋與比較市場上的住宅產品。

## 參考文獻

1. 李泓見、張金鶚、花敬群（2006），台北都會區不同住宅類型價差之研究，「台灣土地研究」，第9卷，第1期，第63-87頁。
2. 林育聖、張金鶚（2003），建商訂價行為之研究--探討不同類型建商訂價行為之差異，「中華民國住宅學會第十三屆年會論文集」，新竹，第251-263頁。
3. 林祖嘉（1994），價格分散與搜尋均衡在台灣地區住宅市場上的驗證，「經濟論文叢刊」，第22卷，第2期，第237-269頁。
4. 楊宗憲（2003），住宅市場之產品定位分析-建商推案行為之研究，「住宅學報」，第12卷，第2期，第123-139頁。
5. 鄒欣樺、張金鶚、花敬群（2007），建商不動產表價與議價策略之探討--景氣時機、個案區位、及建商類型分析，「管理評論」，第26卷，第3期，第47-69頁。
6. Adams, A. F. (1997). Search costs and price dispersion in a localized, homogeneous product market: Some empirical evidence, *Review of Industrial Organization*, 12(5-6): 801- 808.
7. Baye, M. R., Morgan, J., and Scholten, P. (2004). Price dispersion in the small and in the large: Evidence from an internet price comparison, *The Journal of Industrial Economics*, 52(4): 463-496.
8. Heil, O. and Helsen, K. (2001). Toward an understanding of price wars: Their nature and how they erupt, *International Journal of Research in Marketing*, 18(1-2): 83-98.
9. Herrin, W. E., Knight, J. R., and Sirmans, C. F. (2004). Price cutting behavior in residential markets, *Journal of Housing Economics*, 13(3): 195-207
10. Leung, K.Y., Leong, C. F., and Wong, S. K. (2006). Housing price dispersion: An empirical investigation, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32(3): 357-385.
11. Ong, S. E., Cheng, F. J., Boon, B., and Sing, T. F.(2003). Oligoplistic bidding and pricing in real estate development: Experimental evidence, *Journal of Property Investment and Finance*, 21(2): 154-189.

12. Ong, S. E. and Koh, Y. C. (2000). Time-on-market and price trade-offs in high-rise housing sub-market, *Urban Studies*, 37(11): 2057-2071.
13. Pratt, J., Wise, D. A., and Zeckhauser, R. (1979). Price differences in almost competitive market, *Quarterly Journal of Economics*, 93(2): 189-211.
14. Rosen, S. (1974). Hedonic price and implicit market: Product differentiation in pure competition, *The Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55.
15. Tu, Y. (1997). The local housing submarket structure and its properties, *Urban Studies*, 34(2): 337-354.
16. Yiu, C. Y., Wong, S. K., and Chau, K. W. (2009). Transaction volume and price dispersion in the presale and spot real estate markets, *Journal of Real Estate Economics and Finance*, 38(3): 241-253.