

台北都會區不同住宅類型價差之研究

李泓見* 張金鶚** 花敬群***

摘要

從過去研究房價的文獻中發現，影響房價主要除了地理空間、面積、樓層外，住宅類型也是相當關鍵的一項因素，而過去文獻對此因素欠缺深入討論，因此本文從台北都會區常見住宅類型——透天、套房與電梯大廈的角度出發，探討住宅類型對於單價的影響，另外從個別住宅類型下探討面積與住宅單價的關係。

本文在控制各項住宅特徵後，從住宅供需、典型住宅、非線性價格策略的角度觀察住宅類型影響單價的程度，另一方面，從不同住宅類型下檢測面積與單價關係為何？藉由台北都會區新推個案資料，實證研究結果發現：(1)在住宅品質控制下，套房每坪單價高於透天住宅 6.76%，更高於電梯大廈 10.72%，而透天住宅每坪單價高於電梯大廈 3.7%。(2)在不同住宅類型中，透天與電梯大廈住宅其面積顯著影響房價，且呈現邊際價格遞增的數量溢價現象。

關鍵詞：住宅類型、典型住宅、面積、單價

* 政治大學地政研究所碩士 e-mail:stte@alumni.nccu.edu.tw

** 政治大學地政研究所教授 e-mail:jachang@nccu.edu.tw(聯絡作者)

*** 玄奘大學公共事務管理系副教授 e-mail:cchua@hotmail.com

The Relationship Between Floor Area And Unit Price Across Different Residential Types

Hung-Jian Lee and Chin-Oh Chang and Ching-Chun Hua

ABSTRACT

Past studies reveal the main characteristics which affect residential housing price are location, floor area, and residential type. However, no evidence shows the influence of floor area of different residential types on housing price. Some researches had explored whether, due to economies of scale, typical houses, and nonlinear pricing behavior, there exists a convex or a concave relationship between land lot size and its price. This paper attempts to analyze the relationship between floor area and unit price according to different residential types such as single house, condominium, and studio by using the regression method.

Our empirical results show that the unit price of a studio is 10.72% higher than that of a condominium and 6.76% higher than that of a single house. The unit price of a single house is 3.7% higher than that of a condominium. The interpretation of this phenomenon may contribute to economies of scale and nonlinear pricing behavior.

Keywords: Residential Types, Typical Houses, Floor Area, Unit Price

一、前言

住宅特質像是不可移動性、異質性、耐久性一直是過去文獻中討論的焦點，從住宅的特質中衍生討論，可發現整個住宅市場可因為同質性的程度而劃分成不同的住宅次市場(housing submarkets)，文獻中發現，劃分不同次市場對於提高估計不動產價格的準確度，以及對於不動產投資的分析決策扮演相當重要的角色。根據 Nelson and Rabianski(1988)指出利用消費者對於住宅相似性的偏好資訊劃分同質性的住宅次市場將有助於不動產的估價，而根據 Bourassa et al.(2003)指出，分隔成不同次市場可以改善在住宅市場樣本外資料的可信賴度，以及減少特徵價格法(Hedonic price model)在預測價格的偏誤。Allen(1995)指出單純不分住宅類型探討住宅特徵對於租金的影響是有缺失的，經過實證研究個別次市場的競爭程度也會影響特徵函數模型估計的隱含價格。Fletcher et al.(2000)則指出在樣本數夠大的情況下，若是能區分個別住宅次市場估計房價，其模型適合度將會比總體模型好，但在樣本數較少的情況下則不建議分開估計。Goodman(1997)則利用美國交易簡訊資料，檢測合作公寓(Co-op)與普通公寓(Condo)之間是否有價差存在，經由實證的結果顯示公寓有 12% 的溢價，顯示區分成不同次市場在研究房價方面具有相當大的意義。

在過去文獻中對於次市場所切入的角度各有不同，Haurin(1988)利用特徵價格法衡量典型住宅(standard houses)與非典型住宅(atypical houses)¹的住宅特徵差異，並藉由隱含價格建立非典型特徵指數檢測對於供給者開價價格與銷售時間的影響。花敬群與張金鶚(1999)指出個別住宅次市場的運作是決定住宅市場價格的主因，次市場之間的運作進而影響整體住宅市場的景氣、價格水準、住宅投資與存量，因此是從住宅空間次市場研究台北縣與台北市住宅存量與流量的關係。另外，也有各種不同的次市場，從型態區分的次市場，像是預售屋、新屋或是中古屋，或是從建築物使用區分的次市場，像是住家、辦公、商用或工業等；從不同住宅類型區分的次市場，例如獨院、雙併、連棟、公寓、或大廈等；從住宅權屬區分的次市場，例如租賃市場與非租賃市場。回顧過去文獻

¹ Haurin(1988)所指的典型住宅為市場上各住宅特徵接近於平均數的房屋，而住宅特徵與平均數差距過大則可視為非典型住宅：例如過多的房間數或是只有一個房間，具有室外游泳池的房屋，這些都可視為形成非典型住宅的原因。

發現，住宅次市場的相關研究中，較缺乏住宅類型的討論，但住宅類型卻是影響房價與家戶選擇的重要因素。在討論住宅類型的文獻中，陳彥仲(1997)認為家戶在住宅選擇的程序過程中，將租買選擇列為最優先的決策，其次則為決定住宅類型²，再其次為室內空間。另外，從不同銷售類型對於房價影響的相關文獻中，張麗姬(1994)研究預售屋與成屋的價差以及可能產生的風險貼水對於住宅價格的影響³，而在實證模型中放入住宅類型⁴，實證結果發現具有相當程度的影響。然而，住宅類型應不只從家戶選擇、預售屋與成屋的角度去討論，而應該對於住宅類型有更多層次的討論。

台北都會區新推個案的住宅類型以透天、電梯大廈與套房三種住宅類型為主，早期雖然有部分的公寓產品推出，但因為建築技術的進步與電梯使用的普及而漸漸退出市場，近年來因為生活水準提高，台北都會區地狹人稠，使得強調高檔建材裝潢、獨棟獨戶的透天豪宅產品紛紛推出，而強調投資收益、低總價的套房產品也有增加的趨勢。本文利用台北都會區市場上住宅類型分析對於單價的影響，所稱的住宅類型，分為透天、電梯大廈與套房，主要選擇透天、電梯大廈(套房)與電梯大廈(非套房)三種住宅類型，是因為能包含現在市場面的住宅產品，雖然透天住宅能再細分成各種類型，例如花園別墅、連棟式透天等，但因為分開討論數量較少，且不易區分，台北地區人口密集土地使用密度高，使得透天產品較趨近於豪宅產品，因此本文未將透天住宅再作分類。

集合住宅的住宅代表類型—電梯大廈，主要可以分為套房與非套房兩類。套房的定義為一房一廳的集合住宅設計，適合小家庭以及出外工作者居住。電梯大廈(非套房)則為常見之集合住宅，大小不同坪數且公共設施多元為其特色，適合一般家庭居住。而透天產品則具有建築物與土地連同販售之特色，在台北都會區透天較偏向於豪宅類型的產品，可使用面積較大，對於一般購屋者來說負擔較重。為避免名稱定義過長，以下將三類型簡述為透天、套房與電梯

² 實證資料來自美國聖地牙哥(San diego, DA)交易資料，而住宅類型包括透天與集合住宅。

³ 風險貼水可看成，避險者為規避未來可能產生的不確定風險，所購買的保險，而預售屋與成屋之價格差異主要原因是兩者的付款方式與交易時間點不同所導致。而該文住宅類型設定為公寓與住宅大廈與非公寓住宅大廈兩類。

⁴ 張麗姬(1994)在實證模型中，將住宅類型分為「公寓或住宅大廈」與「非公寓或住宅大廈」，是以虛擬變數方式放置在模型中(該筆資料為公寓或住宅大廈，虛擬變數設為1)，而其實證結果係數顯著為負。

大廈。假設控制其他住宅特徵之下，不同住宅類型對於房價是否有顯著的影響。另外，在不同住宅類型下，面積對於單價的影響程度是否會有所不同。

實證上面積對於總價的影響討論，可發現相當顯著，而房價就現在市場的賣法可分為總價與單價賣法⁵，然而從總價的角度來看，面積越大其總價也會越高，若是從單價的角度來看，面積對於單價的影響卻不一定。以總價來衡量住宅價格，面積顯著的效果性已獲得證實，而從單價的角度來看，則是檢驗面積增加或是減少是否有累積資本化的效果。回顧過去文獻，討論面積與單價的關係，從土地的角度來看，日本與台灣可能出現面積越大單價越高，而美國可能出現面積越大單價越低的現象⁶。Tabuchi(1996)從非線性價格理論解釋日本土地面積與單價之間的關係，⁷假設土地市場為寡占市場，開發者提供不同大小的土地，使得數量(土地面積)增加或減少現象發生，消費者因為具有不同的偏好，而使得單價隨著面積大小出現差異，在實證的結果顯示日本土地面積越大而單價越高的現象顯著。Asabere and Colwel(1985)與 Colwell and Sirmans (1978)從美國土地交易資料實證研究結果發現，土地價格隨著土地面積增加而遞減，而這樣的情形可能是因為分割成本、市場不完全與法規制度限制所導致。Lin and Evans(2000)從總規模與價格理論(size-total price theorem)探討台灣、日本與美國土地單價與面積的關係，回顧過去文獻發現利用模型實證土地面積與價格關係，具有兩類的差異，而這兩類差異的產生原因可能是由於資料取樣的不同，以及各國土地使用情形不同所導致。土地價格是建商在新推個案產品定價的重要考量因素，在台北都會區地價約佔房價六成左右，因此地價的價格變化對於房價有深刻的影響⁸。從土地來看，面積與單價的關係，似乎是呈現兩種不同的情況。而從平面到立體，土地面積到建築物面積，價格與面積之間變動的情形

⁵ 詳見張金鶚(2003)「房地產投資與市場分析理論與實務，中篇：房地產市場分析」，p.396，預售屋的買賣多為單價賣法；成屋的買賣多為總價賣法。

⁶ 從台灣與日本土地面積與單價的關係來看，土地面積越大單價越高，而呈現價格遞增的現象，從美國實證研究來看，土地面積越大單價卻越低，而這可能由於分割成本或合併成本所產生，另外也有可能是各國的土地使用情況不同所導致。

⁷ 在非線性定價模型假設消費者具有偏好 θ ，廠商無法觀察他們的偏好，但是知道消費者彼此的差異，而這差異呈現均勻分配。Tabuchi從這裡推導土地面積與單價的關係，認為數量溢價的現象在日本大城市是顯著，邊際效用是增加，但是並沒有與效用理論呈現一致的現象。

⁸ 由於土地價格與面積的討論，使得受地價影響程度較大的住宅價格，也可能產生諸如此類的單價隨著面積遞增與遞減現象。住宅的價格除了會受到土地價格的影響，而另一方面，與土地市場不同的是大量生產所造成生產要素成本降低的規模經濟現象與廠商產品差異化的策略，必須考慮到建築成

是如何？是否也是呈現價格遞增的情況，或是價格遞減的情形？值得再進一步釐清。

從相關文獻中可以發現，不同住宅單價與面積所呈現的關係是有顯著的不同，Tabuchi(1996)指出日本電梯大廈面積與單價呈現顯著的邊際價格遞增關係，而從住宅不可逆性⁹解釋住宅面積越大其單價可能越高的現象。另外，在國內關於不同住宅類型的研究中，可看出面積對於價格的影響程度不同。陳彥仲、林國民(1998)利用高雄的仲介成交資料探討高雄市住宅特徵對於價格的影響，而將住宅類型分為透天住宅與公寓住宅，實證結果發現價格與面積之間的關係為凹向原點(concave)的曲線。在回顧過去的文章中，可看出不同住宅類型，面積對於價格的影響有不同的影響，而本文主要的目的即是探討目前台灣房地產市場上，最為常見的住宅類型—透天、套房與電梯大廈對於價格的影響，以及從經濟學生產要素理論與非線性價格理論角度，研究住宅市場是否也同樣產生規模經濟與規模不經濟的現象。另外，在不同住宅類型下，其面積對於價格的影響程度也是本文探討的焦點。

本文下一節為住宅類型供需變動因素與假說建立，第三節為資料來源與分析，第四節為模型建立與實證分析，將分析不同住宅類型對於價格的影響，以及分成不同住宅類型下，面積對於價格的影響，最後為本文結論。

二、非線性定價與假說建立

(一)非線性定價與規模經濟

Robert Wilson(1993)指出非線性定價適用於在市場上具有獨占力¹⁰的廠商，而住宅市場面積與價格之關係，似乎具有非線性的定價策略的應用。Tabuchi(1996)認為住宅市場本身可能不為完全競爭市場而供給者以非線性定

本與產品定位，而面積的變化可能由此交互作用下形成差異。

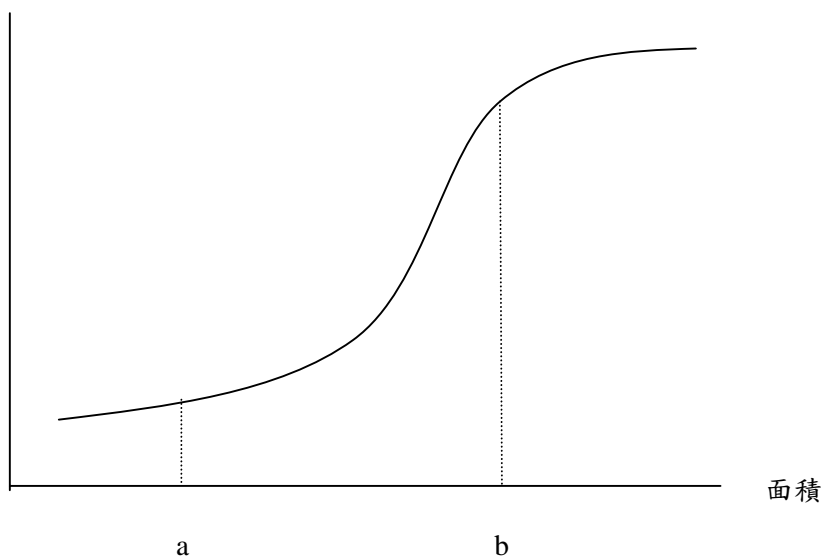
⁹ Tabuchi(1996)對於不可逆性的特質，舉出公寓大廈市場的例子說明：

在公寓大廈市場樓地板面積為數量的代理變數，在開發個案時，開發者會決定樓地板面積以使得整個資產價值最大化，然而當建築物完成工時，要合併或分割一棟公寓大廈是不可能的，因此不像土地市場，在公寓大廈的市場，往兩方向進行的皆發生不可逆性，因此可能出現數量溢價或是折價的現象。而在一些實證研究中也支持這項論點。

¹⁰ 根據Robert Wilson(1993)指出，非完全競爭市場因為進入門檻，使得廠商的進入受到限制，而市場價格為幾家少數廠商壟斷而形成獨占力，市場型態隨著越偏向獨占市場，廠商的獨占力越強。

價的策略獲取更大的利益，因此廠商會猜測消費者滿足的效用而訂定不同的價格¹¹，而如果邊際效用隨著數量增加而為一遞增函數，就會呈現數量溢價(quantity premia)的現象。而如果邊際效用會隨著數量而遞減，就會呈現數量折價(quantity discount)的現象。從住宅市場價格的觀點，市場價格會在供需雙方皆能夠接受的情況下產生，也就是在消費者達到其滿足的效用以及廠商利潤極大化下的情形。依面積切割的不同次市場，亦對應著不同消費者的偏好，且在非典型住宅市場資訊相對不充分之下，更提升非線性訂價策略的應用空間。

單價



圖一 住宅面積與單價之示意圖

由圖一可看出 ab 區段可能為廠商利用非線性定價的結果，為滿足不同消費者的偏好而產生的情形，另一方面，也使得廠商獲得較高利潤，而產生隨著面積越大而單價越高的現象，所以具有邊際遞增的狀況，然而面積增加在 b 點以後，可能會隨著邊際效用遞減而產生面積越大而單價遞減的現象。

非線性定價為廠商在需求面創造最大利潤的行銷策略，而規模經濟則從供給面解釋面積與價格所可能產生的變化。從經濟學生產理論的觀點來看，住宅可視為各種住宅特徵的產出，而以長期的角度來看，面積可視為最重要的產量

¹¹ Tabuchi(1996)認為消費者的效用函數可寫成下列形式：

$$U(z, s) = z + \theta u(s)$$

θ 為均勻分配(Uniform)的正向參數， u 是隨著數量 s 增加的遞增函數， z 為其他財貨。

而每個消費者會極大化其效用，而廠商在追求利潤極大劃下，會根據消費者偏好 θ 而決定出最佳的價格。

與規模，而住宅成本也會因為住宅面積增加而降低，或是因為減少而提高的現象，例如小面積住宅的套房，其因為增加隔間因此使得建築成本比電梯大廈高¹²。而規模經濟與規模不經濟是從住宅生產的角度來看，以廠商為達到利潤極大化下，根據長期平均成本的遞增或是遞減現象決定住宅產品的價格。

(二)假說建立

由前面文獻與理論發現，土地面積越大而單價越高的現象出現在亞洲地區，而在住宅上也有相當的實證結果說明電梯大廈隨著面積越大而單價越高的現象。以台北都會區目前的情況下，可發現住宅類型一般以電梯大廈產品居多，而透天與套房較少，因此在考慮典型住宅、建商的定價成本與購屋者的偏好效用後，對於不同住宅類型應具有不同的價格，而套房、電梯大廈與透天住宅，其面積¹³所影響房價的程度也會隨著住宅類型的不同而有所改變，而不同住宅類型也會因為消費者偏好的不同，而產生價格上的差距。

根據以上分析與文獻討論，本文提出以下兩個假說：

假說一：在相同住宅品質下，不同住宅類型在建商考慮利潤極大化下，建築成本以及消費者的偏好需求，影響透天與套房的住宅類型的價格會比電梯大廈高，而消費者具有這樣的偏好，為滿足其效用而願意接受透天與套房住宅設計類型與電梯大廈的價差。

假說二：在不同住宅類型，其面積影響房價程度會有所改變，在面積顯著影響房價下，住宅面積由於建商的非線性定價策略，而隨著面積越大呈現單價越高的現象。

(四)研究方法

Rosen(1974) 的特徵價格理論，指出在消費者與廠商在追求效用與利潤極大化下，住宅價格為多種住宅特徵價格結合，因此藉由房價所作的統計迴歸分析所得到的住宅特徵係數可視為其隱含價格。而根據隱含價格，在控制住宅特徵對於價格的影響下，可以建立非典型指數衡量住宅特徵屬性是否差異過大。

¹² Ford(1994)指出套房住宅是利用較少的土地興建的集合住宅，其每單位樓地板面積的建築成本相當高，但位於市中心區，能為業主帶來較多的租金收益。

¹³ 面積顯著影響房價已得到之前Miller(1982)、Chau(2001)的證實。

Haurin(1988)指出利用特徵價格理論，衡量典型住宅特徵的水準值評斷住宅特徵的變異程度，建立非典型住宅指數(the atypicality index)¹⁴，以衡量市場上住宅特徵偏離程度。而我們考慮下面特徵函數模型：

$$V_i = f(h_i), \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (1)$$

$$k_i = \partial V_i / \partial h_i \quad (2)$$

在(1)、(2)式子中， V 為房屋價值， h 為各個住宅特徵，表示住宅價值是由各個住宅特徵所形成，而利用最小平方法所求得住宅特徵之係數值即為隱含價格 k_i 。在(3)式中，非典型住宅指數(I)即可利用各住宅特徵與其平均值之差與隱含價格來衡量，這表示市場上的住宅如為典型住宅，其數值應該越接近為零，而數值越大即為非典型住宅。

$$I = \sum_{i=1}^m k_i |h_i - \bar{h}| \quad (3)$$

考量個住宅特徵對價格的變化情形為何，須要近一步檢測隱含價格之數值。根據 Miller (1982)、Sirmans et al.(2005)認為特徵屬性的特徵函數(Hedonic function)係數可解釋住宅特徵的變化，因此考慮下面模型¹⁵：

$$p = \alpha_0 \exp(\beta_1 s_i + \sum_j^K \gamma_j x_{ji} + \sum_l^U \eta_l D_{li}) + \varepsilon \quad (4)$$

$$j = 1, 2, 3, 4, \dots, K, \quad l = 1, 2, 3, 4, \dots, U, \quad i = 1, 2, 3, 4, \dots, n$$

其中 p 為單價，而 s 為住宅面積。 x 為連續型的住宅特徵。 D 為間斷型的住宅特徵。 ε 為呈現常態分配的誤差項。

因此為求得住宅面積與價格的變化關係，必須對面積做一次與二次偏微分，而(4)式可以改寫為下列式子(5)：

$$\ln p = \ln \alpha_0 + \beta_1 s_i + \sum_j^K \gamma_j x_{ji} + \sum_l^U \eta_l D_{li} + \varepsilon' \quad (5)$$

經過一次偏微分：

$$\frac{\partial E(p | \bar{s})}{\partial s} = \beta_1 E(p)$$

¹⁴ 非典型住宅指數由Haurin(1988)在文中指出，典型住宅為市場上住宅特徵屬性皆為平均值的住宅，而利用特徵價格法所估計出的係數，與個別住宅特徵與平均值差距的絕對值乘積為非典型住宅指數，即可衡量個別住宅特徵偏離典型住宅的程度。

¹⁵ 此為半對數特徵價格函數模型。Rosen(1974)所提出的特徵價格函數，是結合效用理論與市場競爭理論觀點所提出的異質性市場均衡價格函數，其假設在在消費者追求效用最大化，同時生產者也追求利潤最大化的情形下，房屋價格為其各項住宅特徵的係數乘上其隱含價格的加總。

經過二次偏微分：

$$\frac{\partial^2 E(p|\bar{s})}{\partial s^2} = \beta_1^2 E(p)$$

而根據張麗姬(1994)與 Tabuchi(1996)推導結果，因為 $E(p)$ 為恆正¹⁶，根據 β_1 的估計參數的正負符號¹⁷，可以決定面積與價格的關係，是否為「數量折價」或是「數量溢價」的現象，因此推論如下：

若是 $\beta_1 < 0$ ，住宅市場會出現面積折價的現象。也就是住宅面積越大單價越低，呈現邊際遞減的現象。

若是 $\beta_1 > 0$ ，住宅市場出現面積溢價的現象。也就是住宅面積越大單價越高，呈現邊際遞增的現象。

後面即根據以上探討，對價格取對數採取半對數模型¹⁸，檢驗類型的價差與樓地板面積變化情形。

三、資料來源與分析

(一)資料來源

本資料來自國泰建設公司所每月所調查新推個案資料，國泰建設公司從民國 76 年開始調查，主要對象為台灣地區住宅市場上新推個案¹⁹。目前本文研究因鑒於國泰早期資料部分缺失與住宅資訊的完整性以貼近目前住宅市場的實際情況，因此資料研究期間從民國 83 年至民國 92 年。而為了控制區域差異²⁰，因此研究範圍以台北都會區地理行政疆域為界。國泰新推個案資料已明確對本文所探討的套房、電梯大廈與透天等類型進行分類調查²¹，因此無須再依據面積推

¹⁶ $E(p)$ 為單價函數的期望值，而鑒於房價為正的情況下，出現負數的情形並不合理。

¹⁷ 由指數函數(exponential model)來看， $y = e^{\beta}$ ，若 β 符號為負，則為指數遞減模型(exponential decay model)，若是符號為正，則為指數遞增模型(exponential growth model)。

¹⁸ Bourassa et al.(2003)與 Sirmans et al.(2005)指出在特徵函數模型中對房價取對數，是為了使房價分布較為常態，且有助於使誤差項合乎常態的假設。

¹⁹ 國泰資料的個案資料，是以主力坪數為參考對象，所謂主力坪數是指個案中所佔百分比相對較大的住宅產品，因此個案整體資料較為平均，也具有代表整體個案的特徵與性質，相對的以單筆的資料，可能產生一些極端數值，容易造成資料分析的偏誤。

²⁰ 住宅類型因為所處地區之不同而有所變化，比如在北部地區套房、透天與電梯大廈各類型產品並存，而在中南部則以透天住宅為主，套房則較少見，因此考慮在台北縣市建商每季產品推出種類較為穩定，因此選定台北地區為研究範圍。

²¹ 本文並非依據住宅面積大小進行對住宅分類，本文採用之分析資料為國泰建設按季調查之市場新推個案資訊，在資料屬性中即針對住宅類型區分為大廈、套房與透天住宅，換言之，本文之實證資料乃市場在個案銷售時建商所提供的產品定位(即套房、電梯大廈或透天等)資料，並非本文根據其面積大小所認定的資料，因此並不會將大面積的宏盛帝寶認定為透天住宅或小面積的台北小城認定為電梯大廈。

估其住宅類型。

(二)資料描述與分析

本文主要探討重點是住宅類型對於房價的影響，因此必須控制住宅品質與異質性，而住宅類型定位為電梯大廈、套房與透天。各項住宅特徵請見表一。林秋瑾等(1996)指出，特徵函數的變數選取主要有可分為戶的特徵、棟的特徵與鄰里大環境特徵與鄰里小環境特徵。而本文為考慮控制住宅的異質性，才能探討不同類型對於價格的影響，以及其面積對於價格的影響。個別住宅的屬性控制部分將包括：戶的特徵，單價、面積。棟的特徵，總樓層、樓層挑高、預售型態、戶數、持分與類型。鄰里特徵：區位。而本文主要將住宅品質控制變數與研究討論變數區分為連續型變數與間斷型變數，連續型變數為單價、面積、總樓層、戶數與持分。間斷型變數為樓層挑高、預售型態、類型與區位。

表一 資料變數敘述

變數		變數類型	說明
戶的特徵	單價(萬/坪)	連續型	每戶銷售時可能成交單價
	面積(坪)	連續型	每戶登記的建築物總面積
棟的特徵	總樓層(樓層)	連續型	地上總樓層數
	樓層挑高	間斷型	樓層是否挑高(如果樓層高度高於3.6公尺視為1，其餘為0)
	預售型態	間斷型	是否採預售屋銷售(如果為預售屋銷售視為1，其餘為0)
	戶數(戶)	連續型	個案總戶數(包括保留戶與可銷售戶)
	持分(坪)	連續型	個案基地面積/總樓地板面積*
	類型	間斷型	套房、電梯大廈、透天
鄰里特徵	區位	間斷型	台北市發展區、台北市郊區、台北縣發展區、台北縣郊區

*持分為個案基地面積與總樓地板面積之比，表示每建坪所擁有土地持分的坪數。

表二 各區住宅類型面積與單價統計量

區位	類型	樣本數	平均面積	面積標準差	平均單價	單價標準差
台北市發展區	電梯大廈	541	50.92	23.16	43.82	10
	套房	128	12.08	1.99	39.96	6.65
	透天	27	97.98	35.45	53.83	10.62
台北市郊區	電梯大廈	546	37.12	14.02	28.29	4.33
	套房	44	12.91	2.71	29.74	4.28
	透天	85	84.88	25.5	33.6	6.01
台北縣發展區	電梯大廈	1111	33.41	9.11	18.37	3.34
	套房	53	12.18	2.54	20.49	2.7
	透天	56	69.69	23.35	25.35	8.57
台北縣郊區	電梯大廈	532	33.14	7.69	14.33	2.33
	套房	1	13	.	18.95	.
	透天	80	70.12	16.22	15.11	4.31

表二為各區面積與單價之統計量，可以看出各區位的差異，這當中顯示，電梯大廈推案較為平均，而套房推案較集中在台北市發展區與台北縣發展區，而在台北市郊區與台北縣郊區之套房筆數則較少，透天住宅則是相反的情形。

由表三可看出台北都會區之典型住宅屬性為面積 38.92 坪、持分為 0.34 坪、總樓層為 9.75 層、戶數為 85.65 戶。從單價可以看出電梯大廈、套房與透天中，以套房的單價最高、其次為透天最後為電梯大廈，而在表三可以看出三者單價具有顯著差異。而在面積方面，三者的差異顯著，且以透天住宅的面積最大，其次為電梯大廈與套房。從表三可以看出不同住宅類型在單價、面積、總樓層與戶數平均數具有統計上的顯著差異。而在這之中，以電梯大廈與套房，在戶數、總樓層數以及持分的差異較小。由以上可知，套房產品的住宅類型與電梯大廈相似，但經由統計檢定結果可看出仍具有明顯差異，因此本文所稱的電梯大廈，則專指非套房的住宅類型，而與套房住宅類型區隔。

表三 次市場敘述統計量

變數	類型	平均數	標準差
單價(萬/坪)	電梯大廈	24.61	11.9
	套房	33.31	9.87
	透天	27.97	13.62
	總計	25.48	12.13
面積(坪)	電梯大廈	37.57	15.39
	套房	12.27	2.29
	透天	78.11	25.59
	總計	38.92	20.57
持分(坪)	電梯大廈	0.27	0.31
	套房	0.27	0.28
	透天	1.13	1.6
	總計	0.34	0.58
戶數(戶)	電梯大廈	89.83	128.71
	套房	102.3	98.48
	透天	24.42	36.66
	總計	85.65	123.38
總樓層(樓層)	電梯大廈	10.21	4.13
	套房	10.7	3.45
	透天	3.78	0.68
	總計	9.75	4.29

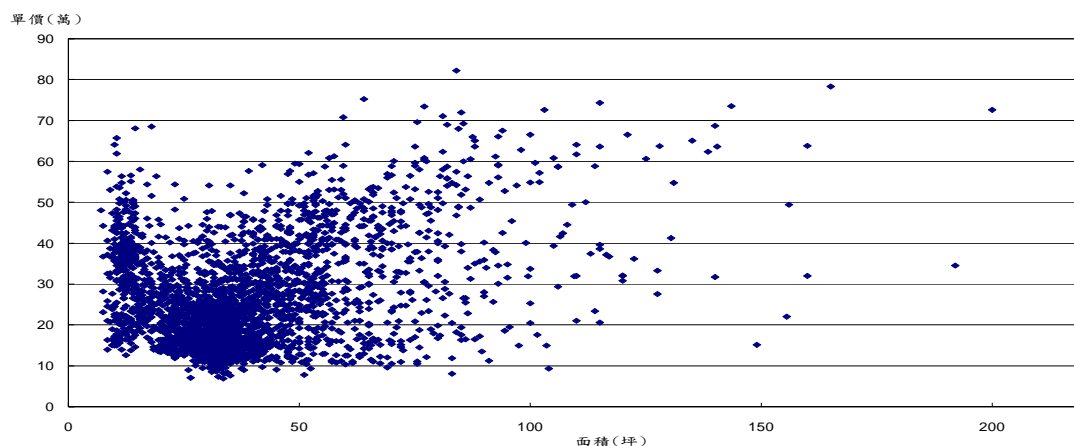
表五 平均數比較表

變數	透天-套房	套房-電梯大廈	電梯大廈-透天
單價(萬/坪)	-5.34***	8.70***	-3.36***
面積(坪)	-65.84***	-25.30***	-40.55***
總樓層(樓層)	-6.92***	0.49	6.4331***
戶數(戶)	-77.87***	12.462	65.41***
持分(坪)	0.86***	-0.005	-0.86***

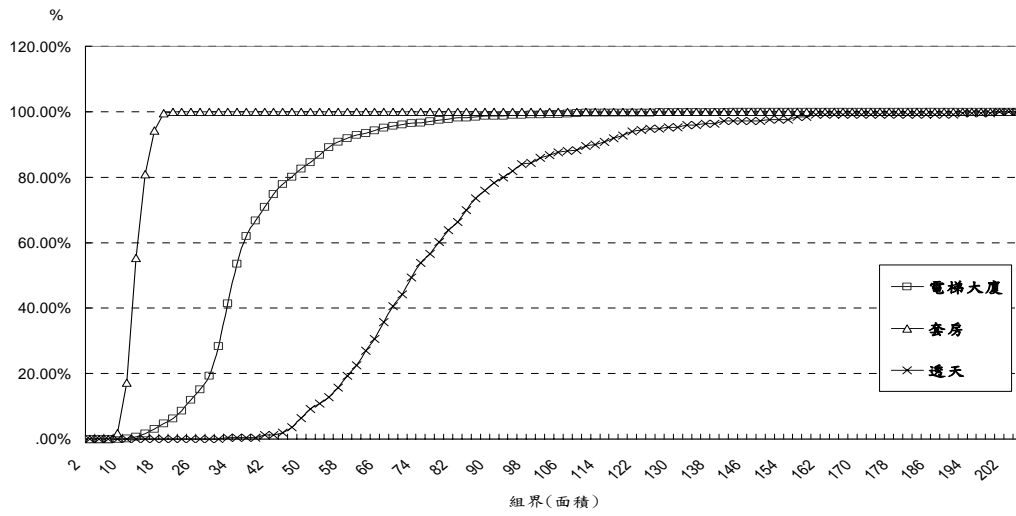
註：表格內數值為平均值的差，***表示在 5%顯著水準下，該兩類變數經過 LSD 與 HSD 檢定有顯著差異。

由台北都會區的面積與單價的散佈圖形可以看出來，在面積較小的部分，其資料相當集中，而在面積較大的部分，則是呈現分散的狀況。由散佈圖可看出，資料明顯集中在 40 坪左右，而在小面積部分可發現面積的單價有比大面積較高的現象，而在越大面積，有高單價產品零星散佈，中間面積的單價則相對比小面積與大面積呈現較低的現象。

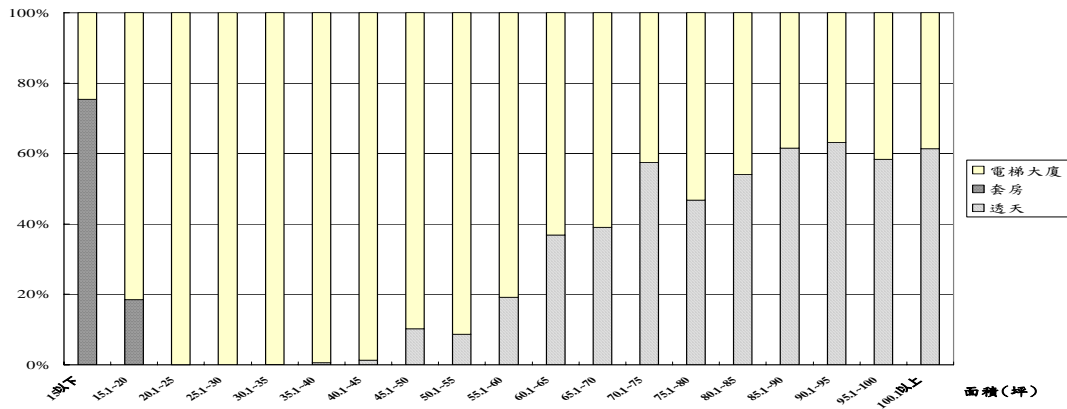
由圖三顯示透天住宅較可能為大面積住宅，而電梯大廈次之、套房住宅再次之，因此綜合觀察圖形二所顯示高單價區域集中於大面積部份與小面積部份，中間面積整體呈現單價較低狀況，因此推論在透天住宅較可能為大面積住宅的情況下，可能產生與電梯大廈價差的現象，而套房住宅較可能為小面積住宅的情況下，也會有此現象產生。然而，這只是從面積與單價的角度觀察，在未控制區位與住宅品質下，這樣的結果只能作為粗略的判斷。圖四則顯示電梯大廈是屬於較多樣化的產品，從小面積到大面積分布相當廣，而套房則集中在小面積部分，透天住宅則集中在較大面積部分。



圖二 面積與單價散佈圖



圖三 各住宅設計類型累積次數百分比圖



圖四 面積分組百分比圖

四、實證模型與結果分析

(一)模型變數選取

根據式(4)所示，為控制住宅屬性的異質性而討論不同住宅類型對於價格的影響，在實證模型中將包括下列變數：

1. 單價

住宅單價基礎為國泰調查資料中台北都會區新推個案之每戶平均銷售單價，而為了實際反應住宅類型對於價格的影響，應將住宅單價受到物價指數的波動與可能產生房價偏誤的情形修正，因此本研究之住宅單價是經過物價指數

與房價指數修正的平減價格。Miller(1982)認為隨著時間變化的名目房價藉由物價指數來調整，才能觀察房屋特徵對房價實際的影響效果。林秋瑾(1996)認為通貨膨脹顯著影響房價，主要是因為房屋為實質資產，能隨通貨膨脹而上漲，因此房價應該考慮以消費者物價指數(CPI)調整，使房價不受通貨膨脹的影響。Chau et al.(2001)認為利用房價指數²²平減的目的在於控制不合理的住宅特徵影響效果，因為時間所造成的房價價格水準變化可能會使得隱含價格在估計上產生瑕疵。而另一方面，經由物價指數與房價指數的調整可減少房價在時間上與空間上偏誤的情形。因此在討論價格與購屋者偏好時，考量資料的時間點與物價指數有其必要性，而本文模型與實證過程所指的住宅單價為經過 CPI 平減與國泰房價指數²³平減，而平減之基礎以 90 年為基期(90 年=100)。

2. 地上總樓層

林秋瑾等(1996)指出樓層高度的大小及代表了該棟住宅的建造成本，建築物的樓層高度越高，建商建造成本也越高。採用個案建築物之總樓層數，而非個戶所在樓層，在此所反映的是建築成本的造價，也就是樓層越高，造成建築成本增加。然而各種住宅類型的住戶，對於樓層的滿足效用較不相同，地上總樓層較高並不能代表對於價格有正面的影響，例如透天的地上總樓層數較高，並不能表示愈能增加效用，透天的總樓層數越高表示內部須增設樓梯、電梯之類設施，住宅的垂直使用相對於平面使用，住戶對於住宅立體使用效用較低，較不能做最有效使用，地上總樓層可能產生預期符號為正或是負。

3. 樓層挑高

從建商的角度來看，提供較高的樓層必須耗費較高的建築成本與規劃設計，而從購屋者的效用角度來看，較高的樓層高度提供了一個舒適的生活空間與空間利用。另外，樓層挑高所隱含是可以進行夾層²⁴的再施工，提供小坪數面積擴大住宅面積的方式；但值得注意其面積擴增的部分依法不得登記，因此只

²² Chau et al.(2001)在實證中，將房價利用香港差餉物業估價署(Rating and valuation Department)RVD 每月發布的房價指數平減，主要是避免預售屋的價格失真，因為建商可能會高於市價或是低於市價賣出。

²³ 參考國泰房地產指數季報(2005)，國泰房價指數為國泰建設與政治大學台灣房地產研究中心合編之新推個案房價指數，調查範圍自民國82年迄今，而本文實證資料可能成交價已經過房價指數調整。

²⁴ 依照「建築技術規則」建築設計施工編第一章第一條第十八款指出，夾層的定義：夾於樓地板與天花板間之樓層；同一樓層內夾層面積之和，超過該層樓地板面積三分之一或一百平方公尺者，視為另一樓層。

能滿足購屋者的效用，而無法獲得法律上的保障。而樓層挑高的高度，一般樓層的平均高度為3公尺左右，按照現行規定指出²⁵樓層高度達到3.6公尺以上需要提出相關申請文件，經相關主管單位通過核發建築執照。因此在建築成本增加與消費者效用增加的考慮下，對於單價影響之預期符號應為正。

4. 預售型態

預售型態為常見之新推各案銷售手法，然而考慮其與成屋具有時間與風險上的差距，因此在房價模型中必須與以控制。張金鶚、范垂爐(1992)與張麗姬(1994)實證研究指出，預售屋表價與成交價的差距較大，而成屋的差距較小，且兩者之間價差具有風險貼水的訊息。而為了控制因為預售制度的價差效果所產生的時間價差，因此預期符號為正向。

5. 面積

Sirmans et al.(2005)回顧過去不同地理區域的特徵價格法實證結果發現，面積具有顯著的正向影響房價。本文所指面積，為建商實際銷售面積，包含主建物面積與附屬建物面積與公共設施面積。而面積經由上述討論，面積會受建商的非線性定價策略影響，使得面積越大而產生單價越高的現象。因此對於單價的影響預期呈現正的情況。

6. 戶數

林秋瑾等(1996)研究指出個案戶數越多可能造成住宅環境品質的惡化，而由人口越密集的程度來看，越容易引起髒亂而影響住宅品質，因此個案戶數對於價格的影響預期為負。

7. 持分

陳彥仲、林國民(1998)指出土地持分的大小關係於獲取資本利得的多寡，住戶所擁有的土地持分越大，在地價上漲時所能獲取的資本利得越高。本變數

²⁵ 依照「建築技術規則」建築設計施工篇，第一百六十四條之一指出住宅、集合住宅等類似用途建築物未設計挑空者，除有第一項第四款情形外，地面一層樓層高度不得超過四·二公尺，其餘各樓層之樓層高度均不得超過三·六公尺。而台北市建築管理處訂定「台北市建築物樓層高度挑空設計管理規則」，其中訂定非住宅用途建物樓地板面積未達八十平方公尺(24坪左右)者，除特殊設計經核可者外，樓層高度不得超過三點六公尺，相關建築結構與設備應在竣工前完成，且竣工後高度不得超過三公尺。若因設置中央空調、消防設備或結構樑的尺寸深度在六十公分以上而增加樓地板高度者，應檢附建築師、專業技師簽證的詳細說明與證明，經主管機關審核通過後才得領取建築執照。然而目前法規規定只對於住宅的樓層高度有限制但對於非住宅的建築物則沒有限制，因此若建商以非住宅建築申請則無限制。

以基地面積與樓地板面積之比，所表示為每坪建坪所擁有土地持分的坪數，因此面積越大對於價格影響為正面的效果。

8. 住宅類型

以國泰建設公司所調查新推個案市場資料，將住宅設計類型分為套房、電梯大廈與透天。而假設以電梯大廈為基底，檢測套房與透天住宅的溢價程度。根據 Ford(1994)指出套房的建造成本高又位於地價高昂的地區，因此建商所需花費的成本較高，另外，以 Haurin(1988)的典型住宅觀點檢驗台北都會區新成屋市場，發現套房與透天相對於電梯大廈應可歸類於非典型住宅，因此在面對市場產品特殊、競爭程度較低的程度下，套房與透天住宅的預期符號應為正向，對於房價具有正面影響。

9. 區位

區位在房地產投資分析上，是影響房價的關鍵因素。以目前台北都會區都市發展程度來看，位於市中心交通可及性較高而且生活機能較為充足，Chua et al.(2001)指出距離 CBD 越近，運輸成本較低、運輸工具可及性高以及通車時間較短，因此對於房價有正面影響。而本文將區位分為台北市發展區、郊區與台北縣發展區與郊區²⁶。而以台北縣郊區為基底，區位虛擬變數預期符號為正。

(二)模型檢定與資料篩選

根據過去文獻指出，模型中異常點、時間序列相關與共線性問題足以影響模型之解釋結果。在本研究中分別以線性重合值(COLLINOINT)檢查模型中自變數之間是否有共線性，自我相關值(Durbin-Watson)檢查模型中是否具有時間序列相關之殘差連續性問題。

(三)實證分析

- 1.在整體台北都會區住宅類型中，價格產生明顯差異，套房住宅每坪單價明顯高於透天住宅 6.76%與電梯大廈 10.72%，而透天住宅明顯高於電梯大廈 3.7%
經由特徵價格函數模型實證得出之隱含價格，與典型住宅之特徵平均值，

²⁶ 以區位的交通可及性與生活機能考量，將台北市分為下列各區：台北市發展區，包括中正區、大安區、信義區、中山區、士林區、松山區。台北市郊區，包括南港區、木柵區、大同區、萬華區、北投區、景美區、內湖區。台北縣發展區，包括板橋市、中和市、永和市、汐止市、新店市、三重市、

可根據前面之(3)式計算出非典型特徵指數。在挑選面積、總樓層、預售型態、挑高、土地持分、區位等作為非典型特徵指數基礎，計算出電梯大廈之指數為 0.92，套房為 1.15，透天為 1.21，而台北都會區非典型特徵指數值為 0.96，這結果顯示透天與套房類型明顯高於電梯大廈之非典型住宅特徵指數²⁷。

從表六可以看出，整體台北都會區住宅類型的調整後判定係數(R_{adj}^2)為 0.8431，顯示模型具有不錯之解釋能力。而在檢測殘差是否具有連續性相關，D.W.值為 1.62，距離理論值 2 相當接近，因此並相當嚴重之時間序列問題存在。在共線性檢測方面，線性重合值為 3.55，明顯小於 10，因此模型中各自變數之間並無共線性問題。因此，在住宅品質控制、其他變數不變的情況下，由不同住宅設計類型來看，套房住宅會比電梯大廈每坪單價高出 10.72%²⁸，而比透天住宅高出 6.76%²⁹；而由透天住宅來看，其每坪單價會比電梯大廈高出 3.7%。

經由實證結果顯示，從供給面建築成本的考量與需求面消費者偏好的滿足效用來看，不同住宅類型對於價格之影響產生明顯差異，且模型顯示不同住宅類型中以套房住宅最高，其次為透天住宅，最後為電梯大廈住宅。而實證結果顯示支持假說一的說法，也就是在住宅品質控制下，不同住宅類型因為供給面非典型的市場銷售策略與需求面消費者的效用滿足程度，而使得不同住宅類型產生價差，而住宅市場上消費者接受不同住宅類型的價格差異。另一方面，推測套房產品單價明顯高於透天住宅與電梯大廈，可能是由於其低總價的策略，因為面積較小的緣故，使得在提高單價下，消費者不易察覺，因此能接受其高於透天住宅與電梯大廈的價差。而由供給者的角度來看，生產住宅的固定成本，因為規模經濟的影響，隨著面積增加而遞減，使得小面積的套房因為具有一定的建材耗費(例如浴室、廚房)而無法藉由較大的面積來分擔，因此套房住宅其單價會高於其他較大面積的住宅類型。透天住宅的情形則是與套房住宅相反，由於透天住宅屬於大面積的住宅產品，因此其面臨規模不經濟的現象，而使得其住宅成本漸漸提高，且台北都會區的透天有偏向於豪宅的規劃。而消費者有

新莊市、淡水鎮。台北縣郊區，則包括台北縣範圍內除北縣發展區以外地區。

²⁷ 非典型特徵指數經過LSD與HSD檢定，發現套房、透天與電梯大廈三者5%顯著水準下有顯著差異。

²⁸ 迴歸模型採取半對數模型，因此根據其係數直算出對於價格之影響應以ANTI-LOG的方式還原，因此以套房為例，其對於單價的影響應比電梯大廈高出 $e^{0.10179} - 1 = 10.72\%$ 的價格。

²⁹ 根據表四結果，套房與透天之係數值之差算出套房比透天高出 $e^{0.06544} - 1 = 6.76\%$ 的價格。

高於電梯大廈一般坪數的偏好下，願意付出較高的價差。而由標準化係數來看，住宅類型所影響價格的程度小於其他變數，影響住宅價格主要的因素仍為區位、面積，其次為套房類型與其他變數像是戶數、樓層挑高、預售型態、總樓層與透天類型，而整體來說套房類型產品明顯影響價格程度甚大，而透天類型則較小。

表六 整體台北都會區住宅市場實證模型

變數名稱與預期符號		MODEL1：全部類型	
		係數	標準化係數
截距	——	2.341***	0
面積	+	0.00384***	0.17967
樓層挑高	+	0.0611***	0.03409
地上總樓層	+/-	0.01172***	0.11438
預售型態	+	0.07603***	0.05848
總戶數	-	-0.00021***	-0.05788
持分	+	0.03205***	0.04225
套房	+	0.10179***	0.05928
透天	+	0.03635**	0.02209
台北市發展區	+	1.02797***	0.96416
台北市郊區	+	0.66221***	0.61422
台北縣發展區	+	0.25475***	0.28137
樣本數		3204	
R_{adj}^2		0.8431	
線性重合值(COLLINOINT)		3.5535	
自我相關值(D.W.)		1.622	

註：1. 線性重合值(COLLINOINT)若大於 10，表示具有嚴重的共線性問題。

2. ***、**、*表示顯著水準在 1%、5%、10%，該係數顯著異於零。

3. 自我相關值(Durbin-Watson)介於 1 至 3 之間表示模型殘差之間無連續性相關問題。

2.由不同住宅類型顯示，電梯大廈與透天住宅面積顯著呈現邊際價格遞增的數量溢價狀況，而套房則呈現面積變數不顯著現象。

由表七可以看出不同住宅設計類型其面積對於價格之影響，由各住宅設計類型之模型可看出解釋能力達到不錯的程度。電梯大廈其模型解釋能力為 0.8539，線性重合值為 2.93，自我相關值為 1.632，皆達到模型相當良好解釋之狀態。而變數顯著且符合預期符號，而電梯大廈其面積符號為正，顯示其面積與單價關係呈現邊際遞增狀況，出現數量溢價現象。而經由標準化係數檢驗，影響房價程度最高者為區位，其次為面積，可見在電梯大廈中面積影響單價變化程度相當大。

在透天住宅方面，其模型解釋能力為 0.7656，線性重合值為 2.45，自我相

關值為 1.654，皆達到模型相當良好解釋之狀態。而變數除了在戶數出現不顯著的狀態外，在其他變數皆顯著且符合預期符號。而樓層符號顯示與之前電梯大廈與套房相異的現象，這可能是由於透天住宅主要是滿足單一家戶居住使用，其樓層並沒有興建太高的需要。而透天住宅其面積符號為正，顯示其面積與單價呈現邊際遞增現象，而與電梯大廈之情形雷同，因此同為出現數量溢價的現象，也就是單價隨著面積越大而越高。而由標準化係數觀察，除了區位外，面積為影響價格最主要的變數。

在套房住宅方面，其模型解釋能力為 0.7698，線性重合值為 2.66，自我相關值為 1.89，皆達到模型相當良好解釋之狀態。而在變數中，區位、地上總樓層與戶數顯著外，其他變數皆不顯著。而由標準化係數資料顯示，在套房住宅，其影響房價變化程度之關鍵變數為區位，其次為地上總樓層，而面積呈現不顯著狀況。面積不顯著的原因，可能是由於套房面積變動較小，由前面樣本的敘述統計可以發現，面積集中在十幾坪左右，另一方面，套房面積的標準差小，因此其面積變動幅度小，較無法解釋價格，而造成不顯著的狀況。

而由以上不同住宅類型模型顯示，其單價與面積之關係呈現面積越大而單價越高的數量溢價現象，在套房住宅方面，面積出現不顯著且符號為負的現象，則可能因為住戶著重於低總價而忽略面積多寡，供給面之建築成本較高的現象，而另一方面，消費者可能認定套房的產品屬性，就是屬於小面積，因此無法接受較大面積的套房產品，因為在套房高單價的影響下，面積越大，其總價越高，也與電梯大廈產品有重疊部分，而購屋者仍是選擇電梯大廈較為有利。然而，藉由到從不同住宅類型顯示，面積變數對於電梯大廈與透天住宅單價影響程度位居關鍵性因素，而面積對於套房住宅單價則無顯著之影響，則可能是消費者對於套房類型所主觀認定的印象就是面積比較小，而考量的重點放在生活機能與交通方便而較不去考量面積的大小，反映出來套房住宅，其決定單價之關鍵變數為區位、其次為樓層挑高。因此實證結果部分支持假說二說法。

表七 台北都會區住宅類型迴歸係數表

變數名稱與預期符號		MODEL2：電梯大廈		MODEL3：透天		MODEL4：套房	
		係數	標準化係數	係數	標準化係數	係數	標準化係數
截距	—	2.34106***	0	2.6725***	0	2.99538***	0
面積	+	0.00439***	0.15651	0.00175***	0.09098	-0.00372	-0.02708
樓層挑高	+	0.08418***	0.04617	—	—	0.0262	0.03277
地上總樓層	+/-	0.01171***	0.11193	-0.05843**	-0.08044	0.01014**	0.1112
預售型態	+	0.07056***	0.05641	0.13238***	0.09607	-0.02388	-0.01319
戶數	-	-0.0002***	-0.05768	-0.00033	-0.02443	-0.00034**	-0.10771
持分	+	0.0194*	0.01371	0.0085**	0.02772	0.04011	0.0351
台北市發展區	+	1.01474***	0.93638	1.19556***	0.7585	0.65747***	1.03834
台北市郊區	+	0.64634***	0.5985	0.80152***	0.77485	0.36488***	0.46043
台北縣發展區	+	0.23202***	0.26386	0.4712***	0.40129	—	—
樣本數		2730		248		226	
R^2_{adj}		0.8539		0.7656		0.7698	
線性重合值 (COLLINOINT)		2.93		2.45		2.66	
自我相關值(D.W.)		1.632		1.654		1.89	

註：1. 線性重合值(COLLINOINT)若大於 10，表示具有嚴重的共線性問題。

2. ***、**、*表示顯著水準在 1%、5%、10%，該係數顯著異於零。

3. 自我相關值(Durbin-Watson)介於 1 至 3 之間表示模型殘差之間無連續性相關問題。

五、結論

以住宅特徵來看，套房與透天相對於電梯大廈是屬於非典型住宅，在住宅特徵控制下，可發現套房單價明顯高於透天與電梯大廈，而透天又明顯高於電梯大廈，這使得非典型住宅可能存在溢價的現象。基於目前的有限變數，實證結果說明套房面積並無顯著影響房價的情形，而透天與電梯大廈面積則是具有數量溢價情形，然而這也有可能是因為品質未完全控制下的情況。

規模經濟與規模不經濟現象，所討論的要素價格從小量生產高成本狀態，到大量生產降低成本，再到擴大化生產所造成的成本升高現象，由住宅面積的角度討論，可以看出台北都會區住宅市場各類型產品從套房(小面積)，電梯大

廈(中面積)與透天住宅(大面積)³⁰，而反映在實證結果上出現面積越大價格越高的情形。形成這樣的結果，由前面文獻所討論的非線性價格策略，說明消費者偏好不同的差異，允許市場上不同種類型的住宅產品出現，而建商知道消費者之間的偏好差異，但不知道消費者實際偏好，造成資訊的不對稱，因此形成這樣不同住宅類型特徵變數的變異。經由實證結果顯示，在土地市場的邊際價格遞增之數量溢價現象，可能也出現在住宅市場，而由國外文獻指出房地產市場的不可逆性，使得住宅單價隨著面積增加或減少而產生不同的變化，而由不同住宅類型觀察，電梯大廈與透天住宅其面積與價格之關係呈現顯著之邊際價格遞增之數量溢價現象，而與前述之假說相符。

台北都會區的套房產品在品質控制之下，經由本文實證結果顯示，明顯高於其他住宅產品，顯示目前消費者可能有受到建商在價格上的剝削，而接受這樣的價格，在另一方面，建商可能利用小套房為小面積的特性，而使得整體的總價較低，更容易打動消費者購買的慾望，使得消費者忽略其高單價的特性，相反的，一般住宅產品則因為面積較大，總價高而無法受到消費者的青睞。實證結果顯示，透天住宅與電梯大廈的差異較小，但仍有顯著的差異，這表示台北都會區其電梯大廈可能有朝向大面積產品的規劃而與透天住宅的大面積相抗衡，而這之間的價差可能為消費者偏好透天住宅其本身擁有自主的房地產權屬關係所導致，而電梯大廈住戶的土地持分則較為分散。

然而這裡值得注意的是，套房與電梯大廈兩類產品重疊之下，因為套房有其資訊的不對稱誘因而吸引建商推出這類的產品。在套房產品充斥住宅市場時，消費者往往會被其低總價的特色所吸引，而且利用挑高樓層增加使用空間為誘因，使得消費者往往在不加思索的情況下購買，然而套房本身可能有單價訂出比同樣住宅品質較高的疑慮，以及違反建築法規規定等法律問題，消費者應當留意，以及政府應制定出適當的建築法規規定與勸導措施以保障購屋者的權益。

住宅類型在不同地理空間下，住宅類型與其面積對於價格之影響可能出現

³⁰ 根據本文前面實證資料顯示，台北都會區不同住宅類型可能出現面積上差異，透天住宅偏向於大面積，電梯大廈則為中面積而套房則為小面積住宅，此關係只具有單方向關聯，並不表示大面積即為透天住宅。

不同狀況，而住宅類型與其面積影響價格之變化，可能會受到當地民情習慣與文化而有所影響，因此對於不同區域，例如北部與南部地區其住宅類型對於價格之影響，後續可以再加以討論。而根據房價模型建立不同住宅類型之價格指數，提供消費者再購買不同住宅類型產品的參考，也是值得再進一步研究的課題。

參考文獻

- 花敬群、張金鶚，(1999)，住宅空間次市場價格比例與市場規模之關係，《都市與計劃》，第 26 期，pp79-94。
- 林秋瑾、楊宗憲、張金鶚，(1996)，住宅價格指數之研究—以台北市為例，《住宅學報》，第 4 期，pp1-30。
- 張金鶚、范垂爐，(1992)，房地產真實交易價格之研究，《住宅學報》，第 1 期，pp75-97。
- 張金鶚，(2003)，「房地產投資與市場分析—理論與實務」，《華泰書局》，台北。
- 張麗姬，(1994)，從遠期契約何現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係—以台北市為例，《住宅學報》，第 2 期，pp67-85。
- 陳彥仲，(1997)，住宅選擇之程序性決策模式，《住宅學報》，第 5 期，pp37-49。
- 陳彥仲、林國民，(1998)，台灣都市住宅屬性隱含需求分析—以高雄市為例，「成功大學學報」，第三十三卷人文·社會篇，pp303-320。
- 國泰建設公司、政治大學台灣房地產研究中心，(2005)，國泰房地產指數季報，第三卷第一期。
- Allen, M. T. and T. M. Springer and N. G. Waller(1995)， Implicit Pricing Across Residential Rental Submarkets， Journal of Real Estate Finance and Economics， Vol.11：137-151.
- Asabere, P. K., and P. F. Colwell(1985)， The Relative lot Size Hypothesis:An Empirical Note， Journal of Urban Studies， Vol.22：355-357.
- Bourassa, S. C., M. Hoesli,and V. S. Peng(2003)， Do housing submarket really matter?， Journal of Housing Economics， Vol.12：12-28.
- Chau,K. W.,F. F. Ng, and Eastman C. T. Hung(2001)， Developer's Good Will as Significant influence on Apartment Unit Prices， The Appraisal Journal， Vol.69(1):26-30.
- Colwell, P. F. ,and C. F. Sirmans(1978)， Area,Time,Centrality and the Value of Urban Land， Land Economics， Vol.54(4)：514-519.
- Fletcher, M., P. Gallimore,J. Mangan(2000)， The Modelling of Housing Submarkets， Journal of Property investment & Finance， Vol.18(4)：473-487
- Ford, D. A. (1994)， Fundamentals of Real Estate Investment for Decision Makers， St.Paul:West publishing company.
- Goodman, A. C. and J. L. Goodman,JR(1997)， The Co-op Discount， Journal of Real Estate Finance and Economics， Vol.14：223-233
- Haurin, D.(1988)， The Duration of Marketing Time of Residential Housing，

AREUEA Journal , Vol.16(4): : 396-410.

Lin, Tzu-Chin ,and A. W. Evans(2000) , The Relationship Between the Price of Land and Size of Plot When Plots Are Small , Land Economics , Vol.76(3) : 386-394.

Miller, N. G.(1982) , Residential property Hedonic pricing models : A Review , Research in Real Estate , Vol.12 : 31-56.

Nelson, T. R. ,and J. Rabianski(1988) , Consumer Preference in Housing Market Analysis:An Application Multidimensional Scaling Techniques , AREUEA Journal , Vol.16(2) : 138-159.

Rosen, S.(1974) , Hedonic price and implicit market:product differentiation in pure competition , Journal of Political Economy , Vol.32 : 34-55

Sirmans,G. S.,Macpherson,D. A. and Zietz,E. N.(2005) , The composition of hedonic pricing models , Journal of real estate literature , Vol.13(1) : 3-43

Tabuchi, T.(1996) , Quantity Premia in Real Property Markets , Land Economics , Vol.72(2) : 206-217.

Wilson, R.(1993) , "Nonlinear pricing" , Newyork , Oxford University Press