

從房地價格分離探討地價指數之建立

黃佳鈴* 張金鶚**

論文收件日期：94年1月28日

論文接受日期：95年4月6日

摘 要

由於區段地價為土地稅及內政部都市地價指數的主要參考資料，因此，政府依據地價調查所得的地價資料，關係著政府課徵土地稅的公平性及都市地價指數的準確性，故其正確性及合理性與否是相當重要的。本文實證結果發現，在控制相同自變數的地價模型，聯合貢獻說分離地價資料所建立地價模型於各項比較結果均較佳，可知以聯合貢獻說分離房地價格較為合理，此外，土地貢獻說分離地價平均高於聯合貢獻說分離地價13.13%，若以土地貢獻說的分離方式建立地價指數，其地價指數波動較大。本文與內政部地價指數比較，發現地價調查估計規則的房地分離方法，在建物價格估算上多考量裝潢費用，造成高估房地的建物價格，且造成地價模型配適亦不如聯合貢獻模型，其分離地價平均低於以聯合貢獻說分離地價7.98%。在地價指數方面，亦因低估地價造成內政部地價指數平緩的現象，並發現以控制土地品質地價指數的趨勢較接近房價指數，且較能確實反映市場情形，為內政部地價指數編製方法的不足之處，主要是因內政部未控制選樣品質造成指數趨勢變動偏離所致。

關鍵詞：土地貢獻說、聯合貢獻說、特徵價格模型、地價指數

* 經濟部工業區科員，E-mail：karal211@yahoo.com.tw，地址：北市文山區景興路202巷11號8樓之2。

** 國立政治大學地政學系教授，E-mail：jachang@nccu.edu.tw，電話：02-29387478，地址：北市文山區指南路二段64號。

Establishing Land Price Index by Detracting from the Real Estate Price

Chia-Ling Huang* and Chin-Oh Chang**

ABSTRACT

Real estate valuation theory indicates three principles of contributions: land contribution, building contribution, and joint contribution. Many researchers advocate the principle of land contribution because land is sustainable and without depreciation. According to valuation and economic theory, the principle of joint contribution conforms to the theoretic implication comparatively; therefore, it is worth exploring the debates between the principle of land contribution and the principle of joint contribution. Compared to the land price index of Ministry of the Interior, this paper tries to find a more reasonable allocation ratio and establish a land price index. Empirical evidences seem to indicate that the land price model based on the principle of joint contribution is better than is the model based on other principles. On the contrary, the trend of the land price index of the Ministry of the Interior is different from the housing price index because land quality is not controlled.

Keywords: the principle of land contribution, the principle of joint contribution, hedonic price model, land price index

一、前言

由於都市發展，空地減少，造成不動產交易資料多以房地交易為主^{註1}，也造成地價觀察不易，而究竟房地價格中有多少是地價呢？地價的變動又是如何呢？其於購屋時雖然不是最重要的，但關係著日後每年要繳的地價稅及移轉後課徵的土地增值稅，因此，房地價格中的地價確實有必要加以了解。而我國課稅制度採取房地分離課稅，為了擁有一個公正課稅依據，政府每年進行地價查估以求取地價資料，進而計算區段地價以作為土地稅及內政部都市地價指數的參考資料，因此，政府依據地價調查所得的地價資料，其關係著政府課徵土地稅的公平性及都市地價指數的準確性，故其正確性及合理性與否是相當重要的。

所謂房地價格，即為土地及附著於該土地上建物的交易價格，就分離房地價格原則認為房地價格之結構可分為土地成本、建物成本及利潤。而估價理論中的價值理論，分離房地價格可分為三個原則，分別為土地貢獻說、聯合貢獻說及建物貢獻說。其中土地貢獻說分離方式，為將房地價格扣除建物成本，剩餘者為土地價格部分，即利潤應全部歸屬於土地價格中；而聯合貢獻說認為土地價格包含土地成本及土地貢獻利潤，土地貢獻利潤則依土地成本佔總成本之比例計算；而建物貢獻說為將房地價格扣除土地成本，剩餘者為建物價格部分，即利潤應全部歸屬於建物價格中。而陳滿雄（1994）則認為以這兩個原則分離房地價格，可能違背估價原則中的「估計正常價格原則」、「估價並不能先行確定百分之百可能回收成本原則」及「不能為負值估價的原則」。卓輝華（2002）則認為以土地貢獻說或建物貢獻說有偏頗之嫌，以聯合貢獻說較符合公平原則。就估價、經濟理論及公平原則，房地價格分離原則應以聯合貢獻說為主，但因土地具有永續性，無折舊，可永續保持利潤的貢獻度，地價調查估計規則則以土地貢獻說為主，造成土地貢獻說及聯合貢獻說兩者的爭議。

回顧國內有關房地價格分離文獻，多為原則性說明或以個案式計算，來說明以聯合貢獻說分離房地價格較為合理與公平，並未討論如何以聯合貢獻方式，於大量估計分離地價，及未以實證方式說明聯合貢獻說確實較土地貢獻說合理。而於地價調查估計規則中，規範了公部門的房地價格分離方法，其規定買賣實例若為區分所有建物中的部分層數或區分單位者，其土地正常買賣價格之計算為推估全棟房地可

註1. 由內政部「中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊」中統計，民國89年至92年台北市之空地交易量，其均佔總交易量的1%以下，空地交易相當稀少，可見於都會區是無法利用空地交易來分析地價，其地價資料僅能由房地交易資料而來。

出售總價格，再扣除全棟建物現值、全棟建物之裝潢、設備及庭園設施等費用及全棟建物買賣正常利潤，其以土地貢獻說來分離房地價格，此外，公部門查估對象多為中古屋，又中古屋買賣價格中，多不含裝潢費用，而其於建物價格中增加了裝潢費用，為不合理之處，又丁福致（2001）認為地價調查估計規則中「裝潢、設備及庭園設施等費用之扣除」，此為個人主客觀之投資，於實際查估與分析上有困難，應於刪除之，故地價調查估計規則建物價格則可能因此項估計，而造成分離地價的偏誤，亦有可能因此高估了建物價格。

又區分所有建物之土地價格可分為平面地價及立體地價，平面地價為基地價格，立體地價為基地使用權價格，而位於同一基地之各樓層家戶，故其平面地價均相同，但因各樓層的效用不同，而造成各樓立體地價不同。於土地課稅方面，以估計立體地價為主，其為真正交易的土地價格，故以其課稅較符合公平原則，而於地價查估及地價指數建立，則以估計建物坐落基地的平面地價為主，以了解基地價格變動。而地價調查估計規則是藉由單戶買賣實例推估出全棟房地可出售總價格，再扣除全棟建物現值及相關費用，以考量各樓層之不同售價，所造成各樓層立體地價不同，以求得平面地價。但於實務上運作時，無法調查全棟的買賣價格與移轉面積，只好以推估方式計算，因此，容易因推估其他樓層的買賣單價及移轉面積的誤差，造成全棟的售價的錯誤，使得平面地價亦是錯誤的。

而推估平面地價之方法，亦可藉由樓層別效用比或地價分配率^{註2}，其中樓層別效用比率為基於聯合貢獻說所建立，而地價分配率為基於土地貢獻說所建立，因此，在立體地價轉換上，亦存在著土地貢獻說及聯合貢獻說之爭議，而就目前不動產估價技術規則之規定，則以地價分配率作為立體地價轉換的依據^{註3}，故在立體地價轉換上，國內仍較主張以地價分配率為主。此外，國內目前亦有許多學者已建立樓層別效用比，如林英彥（1982）以平均法建立台北市不同樓層、分區及用途的樓層別效用比及地價分配率，蔡添璧（1994）以特徵價格法建立台北市十層樓純住宅大廈樓層別效用比^{註4}。

註2. 根據林英彥（2000）不動產估價一書中，定義「樓層別效用比」為由於樓房中各層樓之效用不同，因此造成價格有所差別，如將各層樓之單價以百分率方式來表示，即稱為樓層別效用比率。而「地價分配率」為將地價作立體把握之後分配給各樓層之比率。又根據不動產估價技術規則第九十二條第一項規定，地價分配率之公式如下：

某層樓之地價分配率 = 某層樓之樓層別效用比 ÷ 平均樓層別效用比 × 全棟建物成本價格佔全棟房地總價格比率。

註3. 詳見不動產估價技術規則第九十二條第一項。

註4. 仍有江穎慧（2000）利用平均法所建立之內湖區、文山區及汐止鎮之住宅使用的樓層別效用比。此外，台北市國宅處、住都局及民間建設公司亦有其自行建立之樓層別效用比。

就目前台灣公部門估價制度及立體地價轉換上，多較偏向土地貢獻說，但從經濟學邊際效用理論，則認為任何商品的價值，取決於使用者對最後一單位願支付的價格，亦即其價值是由市場決定，因此，由各生產因素所能提供的效用，分別決定其價值。而建築改良物為改良物（Improvements）之一，國際估價標準委員會（International Valuation Standards Committee, IVSC）（2003）認為改良物為具有耐久的特質，並涉及勞動與資本的支出，而依據經濟要素市場的分配理論，指出四個基本要素分別為勞動、資本、土地及企業家，而在生產過程中，是依照要素提供功能（或貢獻）不同，而分配其應得報酬。從房地價格的成分可知，其由建物及土地所組成，建物則是由投入勞力及資本等成本所產生，故建物價格中除了包含建物成本外，其仍有所投入的勞力及資本的報酬，由此可知，土地貢獻說認為建物價格僅有所投入的建物成本，與經濟理論中的分配理論並不符合，而聯合貢獻說認為利潤分配則是按土地成本佔總成本比例分配則較符合分配理論。

國外如Sunderman與Birch（2001）及Gloudemans（2002）分別利用複迴歸分析及回饋模型（Feedback Model）^{註5}，建立完整不動產價格方程式，求得土地價格、建物價格及房地價格。但為正確求得土地價格及建物價格，其須明確劃分影響土地價格及建物價格之特徵，須有完整土地及建物價格之變數，否則土地及建物的價格的估計則會產生誤差，就台灣目前不動產資訊不足及各項屬性資料缺乏下，要運用國外房地價格分離方法仍有困境，故本文將初步討論房地價格分離原則應以何貢獻說為主較為合理？並估算各分離方法的價差及建立其地價指數。

此外，目前內政部所編製都市地價指數，為採取中位數加權法所建立，其並未控制土地品質^{註6}，而張金鶚（1995）、Ferri（1977）均認為一未控制土地品質之地價指數，其變動易受到成交資料屬性的影響，因此，其認為應以控制品質之地價指數來分析地價較為精確。而Kazumasa（2001）利用東京地區的估價資料以特徵價格法建立地價指數，與日本官方以中位數價格法所建立之地價指數相比較，發現其官方地價指數，因未控制土地品質，而造成地價指數變動與市場情況不同，但以特徵價格法所建立之地價指數則無此偏誤。而國內地價指數建立研究中，黃淑

註5. 回饋模型一般採取下列規劃：

$$V = \pi GQ \times ((\pi LQ \times \Sigma LA) + (\pi BQ \times \Sigma BA))$$

V為不動產總價； πGQ 為總體因子（如時間與區位）； πLQ 為土地因子（如鄰近湖泊、河川、公園、交通因素等）； ΣLA 為土地附加因素的總合（如基地大小）； πBQ 為建物因子（如結構、品質、設計等）； ΣBA 為建物附加因素的總合（如主要客廳面積、地下室面積、車庫等）。

註6. 本文「土地品質」指影響土地價格之土地特徵，如面臨路寬、區位、使用分區等。

惠（2000）以台中市空地交易資料建立地價指數，經效率性與公平性檢定，發現以無母數法建立最理想，特徵價格法次之，但空地價格與附有建物的土地價格是不同的，無法以空地價格指數來代表真實的地價指數，此外，以無母數法建立地價指數雖較理想，但其所需花費的時間較為冗長，且技術較為困難，以此作為日後地價指數建立的方法則較不易施行。林元興（1991）以特徵價格指數法利用政府查估地價建立地價指數，發現預期符號相當不穩定，且重要變數符號多與理論預期相反，認為原因可能來自於地價資料正確性與否，可見政府查估地價仍有誤差，故可能造成地價模型建立的偏差，但現今若以較合理房地價格分離方法進行地價求取並建立特徵價格模型，是否可減少此方面的偏誤，仍可待測試之。而林元興及陳國智（1996）亦曾以公告土地現值建立指數，但公告現值除低於土地市價外，其與地價有時間落差（time lag），但其亦無法完全作為地價趨勢參考。

綜上所述，本文第一個研究問題主要探討房地價格分離原則應以土地貢獻說為主，或以聯合貢獻說為主較為合理？並進而與現今公部門查估地價比較，探討公部門房地價格分離方法。第二個研究問題為以特徵價格法建立控制品質之地價指數，先探討不同分離方式，對地價指數之影響，再與目前內政部以區段地價所建立地價指數比較，以了解內政部目前所建立地價指數方法的問題。

本文架構除第一節前言外，第二節為房地價格分離方法，第三節為實證資料來源說明與資料分析，第四節為模型建立與房地價格分離實證結果，將分析以何種分離原則較為合理，第五節為特徵價格地價指數分析，將探討不同分離方法對地價指數之影響，並與內政部之都市地價指數相比較，進而探討目前地公部門價指數的問題，最後為本文結論與政策建議。

二、房地價格分離方法

根據the Appraisal Institute（1999）與The International Valuation Standards Committee（IVSC，國際估價標準委員會，2003）土地估價方法中的分配法（Allocation Method）認為於特定地區其特定類型之不動產，其地價佔總價比例存在著一定比例。故本文以聯合貢獻說來分離房地價格，統計於聯合貢獻下房地價格分離比率，以房地價格分離比率進行價格分離。又本文欲討論房地價格分離以住宅不動產為主，且所估計地價為平面基地地價。因此，將住宅不動產分類為連棟透天

住宅及單戶住宅^{註7}，而單戶住宅為公寓及大廈等區分所有建物。原因為連棟透天住宅，並無平面地價與立體地價之區分，故不須經立體地價轉換，但單戶住宅其房地總價扣除建物價格，所求得地價為立體地價，並不等於平面地價，故須經立體地價轉換。

房地價格結構為土地成本、建物成本及利潤，而土地貢獻說分離方式如下：

$$\text{土地價格} = \text{房地價格} - \text{建物成本} = \text{土地成本} + \text{利潤}$$

而聯合貢獻說分離方式如下：

$$\text{土地價格} = \text{房地價格} \times \frac{\text{土地成本}}{\text{土地成本} + \text{建物成本}} = \frac{\text{土地成本}}{\text{土地成本} + \text{建物成本}} + \text{利潤} \times \frac{\text{土地成本}}{\text{土地成本} + \text{建物成本}}$$

由上述公式可知，土地貢獻說認為房地價格中的利潤分配，並非按照土地成本佔總成本比例分配，而是全部歸屬於土地價格，但聯合貢獻說認為利潤分配則是按土地成本佔總成本比例分配，故土地價格即為房地價格乘以土地貢獻比例，即土地成本佔總成本比例。因此，利潤分配觀點來看，聯合貢獻說分離方式與房地價格分離比率相近，均認為土地價格為房地價格乘以土地貢獻比例。

由於土地成本資料收集不易，故本文以模擬方式，首先模擬利潤佔總價比例對分離地價之影響，若其對地價變動影響不大者，則可由此部分進行預估假設。因此，分別模擬最悲觀、最樂觀及最可能之情況下之敏感度分析^{註8}，發現其地價最大變動率均在10%以下，可見利潤比例變動對地價變動影響不大^{註9}，因此，從利潤比例來模擬土地價格，模擬價格與真實土地價格差距不大，仍在合理地價的範圍內^{註10}。故本文將從利潤假設，進行聯合貢獻說分離房地價格，進而按類型與區位來統計房地價格的分離比率，並求取分離地價。

註7. 由於實證地區為台北市，其透天住宅多以連棟住宅為主，少有獨棟式的透天住宅，故本文研究之透天住宅，限於連棟透天住宅。

註8. 最悲觀情境為10%、最可能情境為20%、最樂觀情境為30%，其中最可能情境主要參考國泰建設於推案時之標準毛利潤率，為16%左右，而採20%。此外，本文亦曾模擬以固定土地貢獻比，分別為90%、80%、70%、60%、50%，其地價平均變動率為14%，其變動較大，故不適合將土地貢獻比限定於一個固定比例上，且與理論上定義不符。

註9. 於敏感度分析，利潤率變動對於地價變動較不敏感，推論利潤比例變動對地價變動影響不大，故對後續的實證結果無太大影響。

註10. 由於真實土地價格是無法明確得知，本文乃依據利潤佔總價比例模擬中發現地價變動幅度小於利潤比例變動，因此，即使假設利潤比例與真實利潤比例不同，但其對所求地價結果之間應無太大差距，故推論模擬價格與真實土地價格差距不大。

建物成本估算則是利用成本法計算^{註11}，其建物標準單價為參考台北市地價調查用建築改良物標準單價表，計算建物重新建造原價，經直線折舊方式計算其建物成本價格^{註12}。因此，土地成本即為房地價格扣除建物成本價格及利潤，之後再由上述聯合貢獻說分離出土地及建物價格。

本文利用內政部地政司發行「中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊」91年與92年1726筆的台北市住宅交易資料，經由上述計算，求出各筆資料分離地價，並作房地價格分離比率統計，求出房地價格大概分離比率，結果如表一。因91年至92年資料含有土地公告現值資料，可將統計出的分離比率與土地公告現值佔總價比率相比較，以避免低估土地貢獻^{註13}。統計方式將分別按住宅類型及區位兩項變數進行統計^{註14}。

表一 台北市房地價格分離比率

房地價格分離比率	台北市	北市市區	北市市郊
連棟透天	2 : 8	1.5 : 8.5	2 : 8
公寓	3 : 7	2.5 : 7.5	3 : 7
大廈	4 : 6	3.5 : 6.5	4 : 6

註：由附錄一 a.中可知台北市透天住宅土地貢獻度平均值為85%，但因考量台北市透天住宅多為豪宅，其裝潢成本較一般住宅高，可提高其建物貢獻度，故其土地貢獻度將向下修正為80%，所以其房地價格比為2 : 8。

註11. 依不動產估價技術規則第四十四條第一項之規定，成本法指勘估標的於價格日期當時重新取得或重新建造所需成本，扣減其累積折舊額或其他應扣除部分，以推算勘估標的價格之方法。

註12. 即定額法折舊，為在耐用年數內，平均分攤減價額。公式為： $\text{累積折舊額} = C \times (1-r) \div N \times n$ ，其中C為建物總成本；r為殘餘價格率；N為耐用年數；n為已經歷年數。

註13. 由於土地公告現值多低於土地市價，故真實的土地貢獻比例，應大於土地公告值佔總價比率。

註14. 本文利用一般房價水準與發展情況區分台北市行政區，其劃分為二區。市區為大安、松山、信義、中山、中正、萬華、大同，其中大安、松山、信義、中山為目前正快速發展地區，而中正、萬華、大同，為早期發展地區，其對房價有一定程度影響，但經本文統計其房地價格分離比率並無差異，故於分離比率分析時無細分必要。而市郊則指台北市外圍地區，為文山、北投、士林、南港、內湖。此外，影響房地價格分離比率的因素仍有其他因素，如建物折舊額，但這些因素對於分離比率的影響較小，故不再細分之。

房地價格分離比率概念即在探討房地總價格中土地及建物總價之各自貢獻程度^{註15}，由表一中發現，在台北市房地價格分離比率在住宅類型上，有較明顯差異，分別為透天2：8；公寓3：7；大廈4：6，透天因土地持分面積較多，其土地貢獻度較大；公寓土地持分面積次之，其土地貢獻度次之，且McCain、Jensen及Meyer（2003）統計費城地價佔總價比例之結果，為該比例亦依住宅類型而有所不同，並以獨棟住宅土地貢獻度最大，達30%^{註16}；而大廈土地持分面積較少，其土地貢獻度最小。由競租理論中的有效競租曲線可知，越接近市中心者，地租越高，故地價亦越高，所以越接近市中心的房地價格中的土地貢獻程度亦越高。而由本文區位分離比率上，亦可發現越接近郊區土地貢獻度越低，台北市於聯合貢獻下，土地貢獻度可達六成以上。又影響土地貢獻度因素可分為土地成本及建物成本，於橫斷面資料來看，影響土地成本最大因素為區位，又影響建物成本最大因素則為住宅類型，但如果考量時間變動，則分離比率亦會隨之改變，故本文所求出分離比率，為近期台北市於平均水準下之分離比率。而影響房地價格分離比率因素如下：

（一）影響土地成本的因素

1. 地價因素

土地單價受土地區位與土地利用度影響，位於市區之土地單價較高，位於市郊其土地單價較低。又土地利用度高者其土地單價較高，土地利用度低者其土地單價較低。而我們可以住宅型式來衡量土地利用度，即為透天住宅其土地利用度最低，公寓住宅土地利用度次之，大廈土地利用度最高，而土地單價越高、總地價亦越高，土地貢獻越高，土地單價與土地貢獻度成正比。就地價因素來看，市區的土地貢獻度大於市郊；大廈土地貢獻度大於公寓，而公寓土地貢獻度大於透天。

2. 土地持分面積

土地持分面積大小隱含著住宅型式之不同，因為通常為透天持分大於公寓持分，公寓持分大於大廈持分。而土地持分因素其與土地總價呈正向關係，其土地持分面積增加，土地總價亦隨之增加，因此，土地貢獻亦隨之提高。因此，就土地持分面積來看，透天土地貢獻度大於公寓，而公寓土地貢獻度大於大廈。

註15. 故透過房地價格分離比例所求出土地總價及建物總價，均是分別考量土地及建物貢獻所求出之各自貢獻價格，故本文將其視為聯合貢獻說分離方法。

註16. 由於美國費城的地價不如台灣地價之高漲，故其土地貢獻程度較小，平均為21%。

(二) 影響建物成本的因素

1. 建物造價

依建築構造及建築總樓層而不同，就造價來看，通常為大廈的單位造價最高，因為其樓層較高，又有電梯設施；其次為公寓住宅；而透天住宅為最低。造價越貴、房價越高，建物貢獻越高，造價與建物貢獻度成正比。因此，就建物造價來看，透天土地貢獻度大於公寓，而公寓土地貢獻度大於大廈。

2. 建坪及屋齡

建坪越大，建物成本越大，建物貢獻越高。而屋齡越高、折舊越多，房價越低，建物貢獻越低。

由於單戶住宅所求出土地價格為立體地價，故仍須經由樓層別效用比或地價分配率^{註17}，將立體地價轉換為平面地價。其立體地價轉換方式如下：

$$\text{單戶基地價格} = \text{單戶立體地價} \times (h / h_i)$$

h為平均地價分配率或樓層別效用比

h_i為第i層地價分配率或樓層別效用比

三、實證資料來源說明與資料分析

(一) 資料來源與說明

本文所使用房地交易資料為由內政部地政司發行之「中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊」書面資料，並自行建立台北市資料檔，而資料時間範圍為自89年第1季至92年第4季。

註17. 因本文並非著重於樓層別效用比率之建立，故本文僅利用過去已建立之台北市樓層別效用比加以平均與參考樓層價差原則，建立一個可供本文使用且與現況相差不多之樓層別效用比，而本文所建立之樓層別效用比將分為公寓住宅及住宅大樓兩類來建立。此外，不動產估價技術規則中第91條規定：樓層別效用比由不動產估價師公會全國聯合會按不同地區公告之，未公告前依市場行情及地方習慣推估之。將來若可運用公會公佈之樓層別效用比來進行分析，可能會更具說服性，但目前仍未有相關的公佈資料。而地價分配率編列採不動產估價技術規則第九十二條第一項規定計算，其中全棟建物成本價格佔全棟房地總價格比率，採本文使用92年及91年台北市資料建物成本價格佔房地總價格比之平均值，為30%，而本文所建立之樓層別效用比及地價分配率請見附錄二。

(二) 資料描述與分析

由表二可知，民國89年至92年台北市土地交易持分面積平均約為9坪；所面臨路寬平均約為20公尺；在臨路關係上，主要分為路角地、臨街地、裡地及袋地四種^{註18}，但由於各年的原始資料中，臨街關係為袋地之筆數僅有1、2筆或甚至沒有，故本研究則不討論臨街關係為袋地者，將該筆資料整筆剔除，故臨路關係則為路角地、臨街地及裡地三種，其中以裡地交易最頻繁，佔總交易量五成以上；在使用分區上，因本研究僅討論住宅不動產所坐落之土地，故使用分區僅為住宅區及商業區，而以住宅區交易為主，佔總交易量八成以上；而在區位分布上，本研究依前述將台北市劃分為市區及市郊二區，土地交易有逐漸以市郊交易為主之趨勢，至民國90年後，市郊土地交易佔總交易量六成以上。

表二 台北市歷年土地交易屬性之敘述統計

屬性 項目	土地持 分面積	面臨路寬	臨路關係			使用分區		區位		總 筆 數
			路角地	臨街地	裡地	住宅區	商業區	市區	市郊	
單位	坪	公尺	---			---		---		
89年	9.00 (5.15)	20.84 (12.41)	18 (2.73%)	229 (34.70%)	413 (62.58%)	579 (87.73%)	81 (12.27%)	279 (57.73%)	381 (42.27%)	660
90年	9.37 (5.37)	20.70 (13.08)	19 (2.60%)	237 (32.38%)	476 (65.03%)	654 (89.34%)	78 (10.66%)	276 (37.77%)	456 (62.23%)	732
91年	9.27 (5.55)	19.87 (11.81)	28 (2.42%)	439 (38.01%)	688 (59.57%)	1000 (86.58%)	155 (13.42%)	414 (35.84%)	741 (64.16%)	1155
92年	9.15 (6.99)	20.59 (12.32)	63 (5.48%)	458 (39.86%)	628 (54.66%)	975 (84.86%)	174 (15.14%)	422 (36.73%)	727 (63.27%)	1149

註：1. 土地持分面積及面臨路寬之值為其平均數，（）內之值為標準差。

2. 臨路關係、使用分區及區位之值為其資料筆數，（）內之值為佔總交易量之百分比。

資料來源：中華民國主要都市地區房地產交易價格簡訊、本研究整理。

註18. 路角地指縱橫裡地線（以臨街線算起第十八公尺）與臨街線中間之範圍；臨街地指自臨街地算起十八公尺範圍內之土地；裡地指自臨街地算起十八公尺以外之土地；袋地指位於臨街線與裡地線間無直接面臨道路，僅以巷道出入或無出入之土地。

四、模型建立與實證結果

特徵價格 (hedonic price) 為Rosen (1974) 將新效用理論加以擴充，並結合競價理論，建立基本特徵價格理論基礎，指出消費者選擇財貨乃基於財貨的各種屬性之組合，其為影響財貨價格的真正原因。由於土地的特徵無法單獨在市場上交易，必須與土地的其他特徵一同出售，所以土地的特徵價格交易過程中隱含在土地總價中，特徵價格理論符合土地不可分且具異質之特性，因此，許多國內外關於土地特徵與價格之研究，多延用Rosen (1974) 所建立特徵價格理論進行實證。

所謂「指數」為衡量某些現象於不同時間或地點的變動情形，為一量測現象之相對及平均變動的一種統計方法。而價格指數即藉由統計數字來衡量價格變動的程度，其須具有綜合性、平均性、相對性及代表性之四種特性。而過去編製房地產價格指數方法，不外利用加權平均法、特徵價格法、重複交易法三種方法。由於房地產為各種相異特徵所組成之商品，故僅以成交價格來編制指數，不考量樣本間異質性及不同時期住宅品質的變動，則難以區分指數變動為價格本身變動或是品質變動，故特徵價格法與重複交易法，因能控制房地產品質，為國外較常使用的指數編制方法，如Ferri (1977)、Blackley、Follain and Lee (1986) 及Thibodeau (1989) 均利用特徵價格法建立住宅價格指數。

(一) 模型及地價指數建立

1. 模型建立

由於過去實證，多以半對數模型使用最多^{註19}，而Colwell與Munneke (1997) 認為都市地價結構為一非線性結構，故本文之地價模型均採半對數模型。

$$\log(P_i) = C_i + \beta X_i + u_i$$

P_i 為土地總價， C_i 為截距項， X_i 為影響土地價格之土地特徵，包括土地持分面

註19. 一般實證時所使用特徵價格函數形式有線性、半對數、對數、Box-Cox轉換函數等四種形式，而Sirmans, Macpherson及Zietz (2005) 認為特徵價格函數形式傳統上多使用線性與半對數形式，且其回顧近年125篇特徵價格模型文獻，則以半對數形式最常被使用，而半對數形式的係數解釋為自變數每變動一單位變動的百分比。Follain與Malpezzi (1980) 發現半對數形式對線性形式有下列優勢：(1) 其可表達每一個特徵於貨幣價值上的變化量。(2) 其係數可簡單說明為自變數每變動一單位對價格變動的百分比。(3) 半對數形式可極小化異質變異 (Heteroscedasticity) 問題。由於過去實證，多以半對數模型使用最多，且Colwell與Munneke (1997) 認為都市地價結構為一非線性結構，故本文之地價模型均採半對數模型。

積、面臨路寬、臨路關係、區位等土地屬性變數， u_i 為誤差項。

2. 地價指數建立

為與內政部都市地價指數比較，故採與其相同的斐氏公式，建立地價指數，並以每半年為一期，以92年3月31日為基期。而當函數型式為半對數時，斐氏公式之地價指數計算如下：

$$LPI_{t,o} = \frac{\hat{Y}_{t,t}}{\hat{Y}_{o,t}} = \frac{\exp\left(\sum_{i=0}^n \beta_{it} \bar{X}_{it}\right)}{\exp\left(\sum_{i=0}^n \beta_{io} \bar{X}_{io}\right)}$$

o ：基期 t ：計算期 $\hat{Y}_{t,t}$ ：計算期標準土地價格估計值（計算期加權）

$\hat{Y}_{o,t}$ ：基期標準土地價格估計值（計算期加權）

β_{io}, β_{it} ：基期及計算期各變數的迴歸係數（含截距項）

\bar{X}_{it} ：計算期各變數的平均數（即標準土地數量及品質）

（二）變數說明

根據地價理論及過去實證研究經驗，本文採用下列自變數，說明如下：

1. 土地持分面積

土地持分面積乃是影響基地總價最主要因素，依據張梅英（1992）、蘇文賢（2000）及黃淑惠（2000）均提出土地面積對價格有顯著影響。Sirmans，Macpherson及Zietz（2005）統計125篇近年特徵價格模型文獻所使用變數，發現土地面積為最常被使用的結構特徵，且其對價格多呈現顯著正向關係。土地面積越大土地總價越高，預期土地面積對土地總價的影響為正向關係。

2. 面臨路寬

道路寬度的街道條件良好者，可提高交通機能，增加土地便利程度及可及性，而提高其地價。依據張梅英（1992）及張杏端（1995）之研究均證實面臨路寬為影響地價的主要因素，且面臨路寬與地價呈現正向關係^{註20}。

3. 臨街關係

註20. 本文曾測試將面臨路寬平方項放入聯合貢獻模型中發現該變數並不顯著，且非線性關係多於面臨路寬較大時，而本文測試資料中面臨路寬多在60米以下，少有面臨較大路寬，故本文所使用資料中面臨路寬與地價「非線性」關係並不顯著，故未放入該變數於地價模型中。

臨街關係良好者^{註21}，可提高土地的可及性，增加土地價值。依據蘇文賢（2000）及黃淑惠（2000）研究均提出臨街關係對地價有顯著影響。並利用虛擬變數測試不同臨街關係對地價之影響。以臨街地為基礎，路角地相對於臨街地，其可及性較臨街地高，預期路角地對地價影響為正向關係；裡地相對於臨街地，其可及性較臨街地低，預期路角地對地價影響為負向關係。

4. 使用分區

由於政府的干預，使得競價曲線不再受市場因素的影響，因此，不同的使用分區亦會對地價造成不同的資本化效果。蘇文賢（2000）及黃淑惠（2000）之研究均提出使用分區對地價有顯著影響。而Asbere and Huffman（1991）利用特徵價格模型，實證使用分區對地價之影響，其實證結果發現工業區地價平均低於商業區地價58%，而Asabere and Colwell（1984）利用Illinois資料發現，商業區地價比平均地價高約80%，而住宅區地價比平均地價低約50%^{註22}。又由於本文所使用資料中有商業區中的住宅，故為控制影響土地價格品質，故需將使用分區變數放入。故本研究利用虛擬變數測試不同使用分區對地價之影響，以住宅區為基礎，商業區相對於住宅區，其土地可利用程度較高，預期商業區對地價影響為正向關係。

5. 基地寬度與深度

張梅英（1992）利用對數模型分析台中市宗地條件與地價關係，發現基地寬度與深度對地價有顯著正向關係，預期寬度與深度對地價有正向關係。

6. 區位

因土地具有不可移動性，故區位為影響地價的主要因素，而地價模型中需考量地價影響因素以控制品質才能進行比較。如蘇文賢（2000）及黃淑惠（2000）分別利用以台南市及台中市土地交易資料建立特徵價格模型，均證明距離市中心越遠，地價越低。國外文獻中，如Colwell與Munneke（1997）證實地價與距市中心距離呈現一凸向原點的非線性的關係，即隨距離增加，地價有遞減趨勢。而Sirmans，

註21. 臨街關係主要分為路角地、臨街地、裡地及袋地四種，而本文所使用資料中並無袋地資料，故只有路角地、臨街地、裡地三種臨街關係，而臨街關係良好關係之判斷則為路角地 > 臨街地 > 裡地。因臨街關係變數屬質化變數，本文利用虛擬變數測試不同臨街關係對地價之影響，故虛擬變數假設以臨街地為base(設定為0,0，於模型結果中不需放入)，路角地設定為1,0(預期符號為正)，而裡地設定為0,1(預期符號為負)。

註22. 國內文獻如蘇文賢（2000）及黃淑惠（2000）之研究均提出使用分區對土地價格有顯著影響，實證結果均為商業區土地價格高於住宅區土地價格。

Macpherson及Zietz（2005）統計發現區位為一般最常用來衡量鄰里關係的環境特徵，且區位良好對價格有正面影響。故本研究利用虛擬變數測試區位對地價之影響，以市郊為基礎，市區相對於市郊，其環境與便利性與較市郊佳，預期市區對地價影響為正向關係。

（三）實證結果

本文將針對三種分離方式進行分離地價合理性的討論，其分別為土地貢獻說、聯合貢獻說及內政部分離方式，由於內政部房地價格分離為由推估全棟售價所求得，故其對於透天住宅的交易價格較能掌握，此類估計較為準確，本文利用民國92年台北市房地交易價格資料^{註23}，剔除透天住宅資料後所剩餘的295筆資料^{註24}，分別建立土地貢獻模型、聯合貢獻模型與內政部模型^{註25}，並以地價模型配適效果並經多變量檢定^{註26}（multivariate test）測試不同分離基地價格是否造成模型各自變數於估計上的不同，來討論分離原則及立體地價轉換方式何者較為合理，並計算不同分離方法間的價差。其中迴歸模型判斷優劣原則中主要依自變數顯數程度、模型解釋力（Adj R²）、AIC（Akaike Information Criterion，赤池訊息準則）與BIC（Bayesian Information Criterion，貝氏訊息準則）原則、MAE值（Mean Absolute Error，平均絕對誤差）等條件進行判斷，而判斷為最佳模型者且經所有自變數的多變量檢定亦顯數者，則代表以該分離地價確實能建立一個優秀的地價模型，亦表示其為較佳的基地價格資料，故其分離方法較為合理。

1. 不同房地價

（1）土地貢獻模型：應變數以土地貢獻說分離房地價格之基地地價，即將房地

註23. 因92年資料中對於模型所需的變數資料較完整，且筆數較多，以其作為土地貢獻及聯合貢獻模型建立誤差將較小，於之後比較上較不易受資料本身條件所影響，故選擇之。

註24. 由於內政部於透天住宅估計較區分所有住宅準確，為避免兩者效果混合考量，本文剔除透天住宅資料，但由於透天住宅資料過少，故本文僅比較區分所有住宅估計的合理性。此外，本文利用295筆資料中的285筆來建立地價模型，剩餘10筆用來做為樣本外估計誤差之計算。

註25. 本文曾建立混合模型，即分離原則採土地貢獻說，立體地價轉換採樓層別效用比，與土地貢獻模型比較不同立體地價轉換方式的差異，發現模型效果相差不多，僅有2%價差，可知立體地價轉換方式對分離地價的合理性影響不大，故本文直接比較土地貢獻與聯合貢獻模型。

註26. 多變量檢定（multivariate test）為檢驗多變項迴歸模型的假設，如檢定各自變數於預測不同應變數上是否相同，其利用Wilks' Lambda值顯著者代表該變數於預測不同應變數上是不同的。故本文僅利用顯著水準判斷何項變數於預測不同應變數上是不同，找出不同分離方法間土地價差於模型統計上的原因。

價格扣除建物成本，其中建物成本並不包含裝潢費用及利潤，而剩餘者均為土地價格，並以地價分配率轉換為平面基地價格。

- (2) 聯合貢獻模型：應變數採於聯合貢獻下的房地價格分離比率^{註27}，所求得基地地價，並以樓層別效用比為立體地價轉換之平面基地價格。

由表三可知，聯合貢獻模型於自變數的顯著程度上，於寬度與深度變數均明顯較土地貢獻模型顯著^{註28}；於模型解釋能力上，土地貢獻模型僅為0.4761，不如聯合貢獻模型之模型解釋能力，為0.5311；於AIC與BIC值上，土地貢獻模型之值均明顯大於聯合貢獻模型，顯示其為較差模型，此外，於樣本外估計誤差程度上，亦高於聯合貢獻模型，顯示其模型預測能力不如聯合貢獻模型。綜合觀之，聯合貢獻模型明顯較土地貢獻模型佳，且經表四多變量檢定結果於所有自變數檢定上達顯著水準，其代表土地貢獻說與聯合貢獻的分離地價所建立之地價模型估計上確實有顯著不同，故聯合貢獻模型顯著優於土地貢獻模型，因此可知，聯合貢獻說所分離的基地價格資料，較能建立預測能力較佳的模型，故以聯合貢獻說分離房地價格較合理。

2. 與內政部分離方法之比較

由表五可知，在分離方法上，內政部分離地價原則及立體地價轉換與本文均不同，其分離原則以土地貢獻說為主，但其對建物價格推估，則多考量建物裝潢費用及建物買賣正常利潤。而立體地價轉換方式，內政部採主要經由人為主觀判斷的推估全動可能售價的方式，其藉由藉由單戶售價推估全棟售價，再扣除全棟建物現值、裝潢費用及建物買賣正常利潤來求去基地平面地價。

由表三可知，內政部以地價調查估計規則分離地價所建立之地價模型，其自變數大多都不顯著，且於面臨路寬、裡地、商業區、寬度、與深度變數均較聯合貢獻模型不顯著，可見其分離地價，並未能掌握影響地價因素對價格的影響；而內政部模型解釋力為0.4902，亦低於聯合貢獻模型；其AIC與BIC值亦較聯合貢獻模型大，顯示以其分離基地價格資料無法建立一優秀地價模型。此外，於MAE值雖以內政部模型較小，但由於模型解釋能力及自變數均不顯著，即使其MAE值較小，仍無法以內政部分離之地價建立較佳的地價模型。且經表四多變量檢定結果於所有自變數檢定上亦達顯著水準，其代表地價調查估計規則與聯合貢獻的分離地價所建立之地價模型估計上確實有顯著不同，故聯合貢獻模型亦顯著優於內政部模型，因此，以內政部分離地價並非最佳基地價格資料，此亦可能為內政部無法以特價格法來建立地價指數之原因。

註27. 房地價格分離比率即為市區透天為1.5：8.5，郊區透天為2：8，市區公寓為2.5：7.5，郊區公寓為3：7，市區住宅大樓為3.5：6.5，郊區住宅大樓為4：6。

註28. 其中路角地變數均不顯著之原因乃可能因其資料筆數較少，故較不易顯著。

表三 分離原則及內政部之土地特徵價格模型估計結果^{註29}

變數名稱	符號	土地貢獻模型	聯合貢獻模型	內政部模型
分離原則與立體地價轉換		土地貢獻說 地價分配率	聯合貢獻說 樓層別效用比	土地貢獻說 推估全棟可能售價方式
截距項		5.09454***	5.08741***	4.91841***
土地持分面積	+	0.07431*** (0.59566)	0.07467*** (0.60510)	0.08810*** (0.66232)
面臨路寬	+	0.00465*** (0.13292)	0.00441*** (0.12596)	0.00417** (0.09119)
臨關街係	路角地	+	0.04705 (0.01719)	0.10542 (0.02578)
	裡地	-	-0.12184*** (-0.13643)	-0.12596*** (-0.12892)
商業區	+	0.15987*** (0.13591)	0.14147*** (0.12803)	0.04075 (0.04147)
寬度	+	0.00173 (0.09795)	0.00184* (0.10550)	0.00126 (0.07524)
深度	+	0.00223 (0.09575)	0.00225* (0.09721)	-0.00067440 (-0.02326)
市區	+	0.27832*** (0.33574)	0.26650*** (0.33606)	0.24045*** (0.29105)
Adj R ²		0.4761	0.5311	0.4902
AIC		-587.7397	-676.2582	-591.6838
BIC		-585.1238	-673.6399	-596.0486
MAE		84.06	75.91	65.40
DW		1.849	1.787	1.413
COLLINT		2.57593	2.59558	2.59583
樣本數		261	260	251
異常點刪除比例		8.42%	8.77%	11.93%

註：1. ***、**、*代表在1%、5%與10%顯著水準下，該變數顯著異於零；（）內為β係數（即標準化係數）。

2. AIC、BIC其值越小表示該模型適合度越高。

3. 樣本外估計誤差程度代表著模型預測能力，本文以MAE（平均絕對誤差，Mean Absolute Error）來計算之，其值越小誤差程度越小，該模型預測能力越佳， $MAE = \frac{\sum |e_i|}{T}$ ， $0 < MAE < \infty$ ，其中 e_i 為殘差值；T為觀察值總數。

4. DW（Durbin-Watson）值離2過遠，其除了可能有自我相關外，亦可能是模式中遺漏了重要的解釋變數。

5. COLLINT大於10表可能有嚴重的線性重合存在。

註29. 文亦將固定土地貢獻比例所求出之分離地價，建立地價特徵價格模型，其模型結果不如按類型與區位之分離比率之地價模型，且不同固定土地貢獻比例所建立的地價模型結果均相同，僅於截距項部分不同。

表四 多變量檢定結果 (Wilks' Lambda值)

自變數		土地與聯合貢獻模型比較	聯合貢獻與內政部模型比較
土地持分面積		0.99794823	0.95948508***
面臨路寬		0.99886504	0.99995066
臨街 關係	路角地	0.99983919	0.99928793
	裡地	0.99870390	0.98277934*
商業區		0.99578724	0.97904962**
寬度		0.97906039**	0.99102922
深度		0.97956700**	0.98783231*
市區		0.89923001***	0.38671864***
所有自變數		0.34141450***	0.18266061***

註：***、**、*分別代表在1%、5%與10%顯著水準下，該變數於預測不同應變數上是不同。

表五 分離方式與價格指數之編製概念比較

比較項目	價格分離原則	立體地價轉換	查價對象	查價對象價格性質	查價對象異質性	有無控制選樣間之異質性 (在同一時間下)	有無固定選樣之品質 (隨時間變動時)
內政部之地價指數	土地貢獻說	推估全棟可能售價之方式	變動	查估價	異質	無	有；以斐氏公式固定在當期
本文之地價指數	聯合貢獻說	以樓層別效用比轉換	變動	推估價	異質	有	有

註：查價對象異質性乃表示所查得地價資料是否有於一定品質（影響價格因素）範圍內，若查價對象地價資料品質具有異質性，其之後地價指數的建立應控制選樣間之異質性，以避免地價資料異質性，影響地價指數的變動。

資料來源：張金鶚（1995）台灣地區住宅價格指數之研究、本研究整理。

3. 不同分離方法間的土地價差

本文利用多變量檢定測試不同分離基地價格於模型估計上有哪些自變數會造成估計上的不同，檢定結果如表四，土地與聯合貢獻模型檢定結果於寬度、深度與區位因素有顯著不同，故於地價模型自變數中寬度、深度與區位因素是造成模型估計

地價不同的原因，即土地與聯合貢獻說分離地價於模型價差的原因。而聯合貢獻與內政部模型檢定結果於土地持分面積、臨街關係、使用分區、深度與區位因素有顯著不同，故於地價模型自變數中土地持分面積、臨街關係、使用分區、深度與區位因素是造成模型估計地價不同的原因，即聯合貢獻說與內政部分離地價於模型價差的原因。

各分離方法所估計的地價間究竟有多大差距呢？由表六可知，土地貢獻說分離基地價格平均高於聯合貢獻說分離基地價格13.13%，其價差約一成左右。而內政部分離基地價格平均低於聯合貢獻說分離基地價格7.98%，又內政部雖以土地貢獻說進行房地價格分離，其分離地價與本文以傳統土地貢獻說分離地價的估計差異為建物價格衡量，其較傳統土地貢獻說多估計建物裝潢費用及建物買賣正常利潤^{註30}，此為考量土地貢獻說可能有高估地價之虞所做的調整，而從表六價差統計結果可知，內政部於建物裝潢費用及建物買賣正常利潤的估計可能有過多的現象，才會造成其分離地價低於聯合貢獻說的分離地價。若就一般中古屋買賣價格中，其大多不包含裝潢費用，且於本文使用的資料中，有88.1%為10年以上的中古屋，而內政部所估計的建物裝潢費用平均總計為83.91萬元，若將裝潢費用分攤至各坪土地面積其平均數為11.18萬元，其值已超過土地貢獻說與聯合貢獻說的平均價格差距5.99萬元，故於內政部估計中則多推估此部分價格，反而造成房屋價格過高，而低估地價。

內政部分離地價與聯合貢獻說分離基地價格之間的價差雖然不大，但由表三內政部地價資料所建立之地價模型效果不佳的結果及多變量檢定結果，內政部房地價格分離方法上則因高估建物價格，使其地價資料無法配適一個優良的地價模型，雖然價差不大，但對於地價模型建立仍有影響，故此價差確實有修正的必要。此外，建物利潤應依其成本佔總成本比例計算，較為合理，若預估一個建物利潤率則有可能高估或低估建物利潤。

4. 影響地價主要因素

由表三各模型的標準迴歸係數可知，主要影響地價因素前三者均依序為土地持分面積、區位、面臨路寬，由於本文應變數為土地總價，故對地價影響最大者為土地持分面積，而不動產價值主要影響因素為區位，於本文模型估計結果亦可發現區位為影響地價主因，面臨路寬代表交通條件優劣，交通便利性越佳土地，其地價越高，故面臨路寬對地價亦有較大影響。

註30. 依地價調查估計表，其估計建物合理利潤率假設為10%。

表六 各分離方法之價差與裝潢費用

每坪土地價格差距					
分離方法	平均數	標準差	平均價格差距	T檢定	
土地貢獻	51.61	27.84	5.99 (13.13%)	16.68***	
聯合貢獻	45.62	23.09			
內政部	41.98	23.98	-3.64 (-7.98%)	-5.26***	
聯合貢獻	45.62	23.09			
內政部估計裝潢費用		平均數	標準差	最小值	最大值
裝潢費用平均總計		83.91	68.26	0	421.04
每坪土地分配裝潢費用		11.18	9.31	0	54.45

註：為比較裝潢費用估計是否超過每坪土地價差距，故將裝潢費用分攤置各坪土地面積。

綜合觀之，於土地貢獻說易因高估土地價格造成分離地價的不合理，而內政部分離方法則因多考量裝潢費用，而造成建物價格的高估，亦使得分離地價不合理，經由上述比較可知，以聯合貢獻說來分離房地價格，於地價模型的配適上較佳，故以聯合貢獻說分離房地價格較為合理。本文亦曾以固定分離比率進行測試，發現以固定房地分離比率為於3：7時，其地價模型效果與聯合貢獻模型相差不多，且價差最小，僅為0.96%，則可提供目前業界於房地價格分離的參考。

五、特徵價格地價指數分析

根據前述結果，以聯合貢獻模型分離地價較符合地價理論，且較為合理，故採其分離方式建立89年至92年台北市地價指數。因形狀、寬度、深度變數的遺漏數量較多^{註31}，故未將此三變數放入地價指數之特徵價格模型。表七為台北市土地特徵價格模型估計結果。模型解釋力多在50%~33%之間，而各變數大多極為顯著且符號正確，僅少部分變數如路角地及商業區表現較不穩定，其原因可能為該變數之筆數較少所造成的。且異常點之刪除數量均在10%以下，故應不影響樣本代表性，且在自我相關及線性重合檢定方面，並無嚴重的自我相關或線性重合。

註31. 此外，路角地變數屬臨關係因素之一，故其有放入必要性。

表七 台北市土地特徵價格模型估計結果

變數名稱	符號	89.3.31	89.9.30	90.3.31	90.9.30	91.3.31	91.9.30	92.3.31	92.9.30	
截距項		5.35140***	5.23373***	5.53047***	5.28461***	5.33168***	5.26195***	5.25305***	5.22568***	
土地持分面積	+	0.06975***	0.07923***	0.05549***	0.06789***	0.06166***	0.06357***	0.06456***	0.06271***	
面臨路寬	+	0.00522***	0.00847***	0.00384**	0.00658***	0.00879***	0.01009***	0.00653***	0.00898***	
臨街關係	路角地	+	-0.02325	-0.26137	-0.00172	0.14697	0.24056**	0.15247	-0.06613	0.13662**
	裡地	-	-0.06908*	-0.10689***	-0.08694**	-0.14783***	-0.12741***	-0.12690***	-0.10439***	-0.10164***
商業區	+	-0.02886	0.14553**	0.08962	0.16734***	0.08444**	0.01608	0.16493***	0.18945***	
市區	+	0.23404***	0.18282***	0.10685***	0.15359***	0.14807***	0.14943***	0.17735***	0.22944***	
Adj R ²		0.5062	0.4858	0.3309	0.4196	0.4337	0.5003	0.4222	0.4830	
DW		1.546	1.779	1.778	1.686	1.512	1.557	1.690	1.633	
COLLINT		1.53589	1.79607	1.56429	1.55820	1.41939	1.53866	1.66485	1.48962	
樣本數		304	313	261	422	660	464	548	563	
異常點刪除		6.75%	6.29%	9.38%	4.95%	2.08%	3.53%	3.52%	3.10%	

註：***、**、*分別代表在1%、5%與10%之顯著水準下，該變數顯著異於零。

表八為刪除異常點後之標準土地屬性項目及數量，台北市土地持分面積及面臨路寬並無明顯變動，多在8~9坪及19~20公尺之間。在臨路關係上，裡地交易有逐漸減少趨勢，商業區交易有逐漸增加趨勢，而市區交易則有減少趨勢。

(二) 不同分離原則之地價指數建立^{註32}

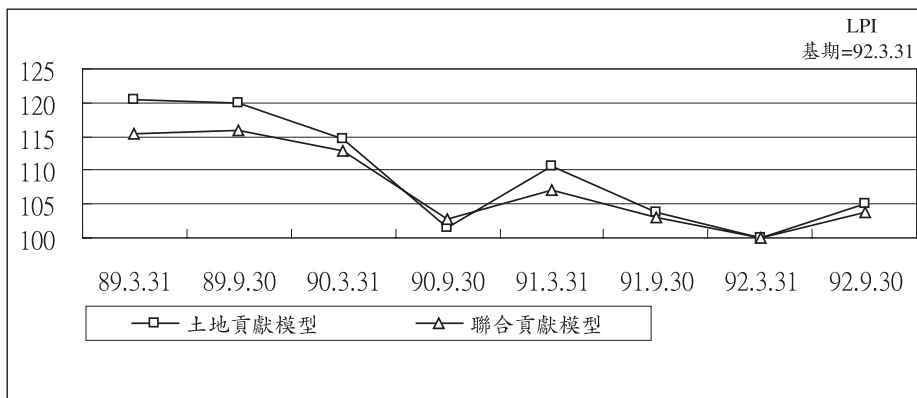
由圖一可知，聯合貢獻模型所建立之地價指數，並不像土地貢獻模型之地價指數波動較大^{註33}，而就地價波動情形，其於短期內不應有太大的波動，因此，土地

註32. 以下建立地價指數之土地貢獻模型與聯合貢獻模型，均對照前述的分離方式所建立，僅建立地價指數之模型，其土地特徵價格模型中並無基地、寬度與深度之自變數。

註33. 土地貢獻模型土地特徵價格模型各期估計結果詳見附錄三，土地貢獻所建立之地價指數亦利用附錄三各期土地特徵價格模型估計結果及表八各期標準土地屬性項目及數量套入斐氏公式計算之。

表八 台北市各期標準土地屬性項目及數量（刪除異常點後）

屬性項目	土地持分面積	面臨路寬	臨路關係		使用分區	區位
			路角地	裡地		
平均數形式	算術平均數	算術平均數	算術平均數		算術平均數	算術平均數
單位	坪	公尺	虛擬變數		虛擬變數	虛擬變數
89.3.31	8.87	19.89	0.0132	0.6184	0.102	0.4079
89.9.30	8.73	21.26	0.0096	0.6709	0.1022	0.4026
90.3.31	9.32	19.86	0.0192	0.6782	0.0728	0.3563
90.9.30	8.91	20.92	0.0142	0.6777	0.09	0.372
91.3.31	9.19	19.39	0.0136	0.6061	0.1076	0.3076
91.9.30	8.77	20.46	0.028	0.6056	0.153	0.4224
92.3.31	8.74	20.93	0.0456	0.5584	0.146	0.3504
92.9.30	8.97	19.71	0.0462	0.5506	0.1332	0.373



圖一 不同分離原則之地價指數趨勢圖

貢獻說容易因誇大土地對房地價格的貢獻^{註34}，而造成地價指數的波動較大的不合理現象，所以利用不同分離方式進行分離地價的求取，其不同的分離地價是會影響

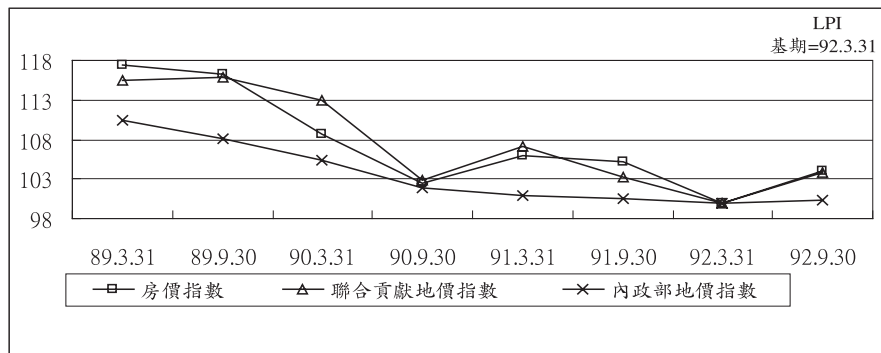
註34. 由前述分離原則的價差模型之實證結果可知，以土地貢獻說分離地價平均高於聯合貢獻說分離地價之一成左右。

到之後地價指數的建立，故用來建立地價指數的地價資料仍須由較合理的分離地價進行，其所建立的地價指數才較合理。

(三) 內政部都市地價指數比較

由先前表五可知，本文與內政部地價指數不同處有三，一為價格分離原則；二為立體地價轉換方式；三為地價指數建立方式，內政部地價指數採中位數加權法所建立，其並未控制選樣品質，而本文採特徵價格法建立，以控制選樣品質。

由於本文為建立台北市地價指數，且所使用資料與內政部地價指數資料相同，而於台北市土地價資料有99%以上為房地交易資料，且本文所統計之台北市房地價格分離率可知，在台北市房地價格有60%以上為由土地所貢獻，因此，台北市地價變動趨勢應與房地價格相近^{註35}，故本文利用財團法人台灣不動產資訊中心所建立之中古屋特徵價格模型^{註36}，來建立89年至92年之台北市每半年之房價指數^{註37}，做為地價趨勢之參考。



圖二 房價與地價指數趨勢之比較圖

資料來源：內政部都市地價指價指數第21期、本研究整理。

註35. 短期來看，都會區住宅用地價格產生，主要是由於購屋者對於房屋需求，進而產生建商對於土地的引申需求，而購置土地，故土地價格主要是由土地的引申需求所生。就都會地區的房地價格來看，房價因為其需求增加而提升，於短期，土地供給並不會增加，但對土地引申需求因房屋需求增加而增加，因此，亦造成地價上漲。就長期來看，土地為不動產構成要素之一，而林國慶（1995）、黃錦煌（1998）均實證出認為房價為影響土地價格因素之一，且為正向影響，因此，台北市地價變動趨勢應與房價相近。

註36. 詳細內容於財團法人台灣不動產資訊中心（2004）「住宅價格指數編定之研究」期末報告。

註37. 此處的房價指數即房地價格指數，其中古屋特徵價格模型估計結果及標準住宅屬性及數量，詳見附錄四，房價指數亦利用附錄四各期中古屋特徵價格模型估計結果及標準住宅屬性及數量套入斐氏公式計算之。

基於土地引申需求及地價為房地價主要構成因素，因此，地價指數趨勢應接近房價指數，但由圖二卻看不出內政部地價指數與房價指數有相同趨勢，反而以本文地價指數趨勢較為接近。此外，本文地價指數於91年初地價有上漲趨勢，內政部地價指數卻為下跌趨勢，兩者趨勢變動正為相反，若反觀當時市場情形可知，民國91年初，總體經濟景氣復甦，加上政府提供大量優惠房貸、土地增值稅減半徵收兩年等利多效應下，當時房地產景氣確實有復甦跡象，且就台灣房地產景氣動向季報^{註38}來看，民國91年第一季房地產景氣對策訊號，由民國90年第四季的藍燈轉為黃藍燈，可見民國91年的房地產景氣的確是有復甦跡象，故當時地價應會受到景氣的復甦而有所提升。但就內政部都市地價指數，卻無此跡象，反而為下跌趨勢。其原因可能為內政部地價指數採中位數加權平均法所建立，其並未控制選樣品質，而造成地價指數變動趨勢，受到市場上成交資料屬性之數量影響，使得趨勢偏離。而Kazumasa（2001）認為區位為影響地價最主要因素，故區位位置大致相同者，其地價指數變動率之相關係數應較高，若其相關係數低者，則代表其土地非區位特徵對地價影響大於區位，此時，該地價指數易受土地特徵影響。而本文計算89年至92年的台北市及其各行政區間地價指數變動率的相關係數，發現其相關係數均達0.7以上，表示內政部台北市地價指數受土地特徵影響指數變動不大，故地價指數偏離情形並不嚴重，僅在91年初發生此現象。

圖二亦可看出內政部地價指數相當平緩，其因內政部地價指數所選中位數地價為由地價平穩中價位區段而來，又所劃分地價區段可細至各行政區以下，且其中位數地價須經區段面積加權平均，以所得平均區段地價建立地價指數，此外，由前述價差比較上亦可知，內政部分離地價因高估建物價格，而低估地價，因此，內政部地價指數以較低地價資料及經由多項平滑過程而建立，故其地價指數變動不會太大^{註39}。雖然內政部地價指數藉由加權方式降低交易案例的特徵差異所造成的指數變動，但仍無法糾正因為控制選樣品質所造成趨勢變動錯誤，且土地為異質性的產品，其成交價格的不同是來自於土地間屬性不同所形成的，因此，在未控制土地品質其地價指數的變動趨勢很可能會受成交資料屬性的影響。

註38. 參考內政部建築研究所，（2002），台灣房地產景氣動向季報，第四卷，第一期至第四期。

註39. 由前述不同分離方法所建立地價指數比較結果可知，土地貢獻說亦因高估地價，而造成所建立的地價指數波動較大，反之，若以較低地價所建立之地價指數其波動則較小。

六、結論與政策建議

本文利用特徵價格模型進行不同分離原則之合理性分析，並求出各分離方法價格偏差比例，進而探討內政部地價指數的房地價格分離原則及指數建立方法之盲點，並在進一步將特徵價格指數法應用於公告現值評估上，檢視了國內相關地價制度缺失，以改善之，此乃本文主要貢獻。而實證結果發現，在控制於相同自變數的地價模型，以聯合貢獻說分離之地價資料所建立模型較佳，故可知以聯合貢獻說分離房地價格較為合理，且土地貢獻說分離基地價格平均高於聯合貢獻說分離基地價格之13.13%，其模型價差原因為寬度、深度與區位因素。而於地價指數上，亦可看出土地貢獻說因高估地價，造成地價指數波動較大的不合理現象。

就Rosen（1974）提出特徵價格理論，不動產價格為由各特徵之特徵價格所組成的，其無法分開出售，因此，當房地結合成為另一個不動產時，原本彼此具有的特徵價格則會交互影響，因此，建物價格則會受其所附著土地之特徵影響，而造成建物價格的增減，其價格並非為成本價格。而Gloudemans、Handel與Warw（2002）利用空地及已改良土地的交易資料，證明空地與已改良土地有相當不同的價值，且以已改良土地價值較高，可見土地價值是會因建物興建而增加，而增加價值即為建物與土地結合所生的聯合貢獻。傳統上，土地因不可移動性，所以區位因素為影響地價主要因素，但經Gloudemans（2002）實證發現，區位的因素對於建物價格仍有些許影響，可見當建物與土地結合後，原本各自的影響因素，則會產生交互影響作用。由此可知，當土地及建物結合時，而結合所生利潤為由土地及建物兩者所貢獻，並非全是由土地所貢獻。本文建議未來可針對Rosen及Gloudemans等人之相關論點進行後續研究。

在與內政部比較上，發現內政部房地分離方法上因地價估計不易，故其對建物價格多估計裝潢費用，因此，高估建物價格，造成其推估基地價格平均低於聯合貢獻說分離基地價格7.98%，其模型價差原因為地坪、臨街關係、使用分區、深度與區位。此外，由地價模型比較上亦可發現，內政部房地價格分離方法因高估建物價格，使得以其基地價格資料所建立地價模型，其自變數多不顯著，無法掌握地價影響因素對地價的影響，其為內政部於房地價格分離上的盲點。又於地價指數上比較，發現內政部地價指數與房價指數及本文地價指數的趨勢並不相同，且有偏離的現象，其為未控制選樣品質造成指數趨勢變動偏離。而就上述結論本文提出以下四點之建議：

(一) 內政部都市地價指數應改採控制土地品質方法為之。

都市地價指數編制目的為定期提供民眾正確的地價資訊，並提供政府研擬穩定地價政策之重要參考指標，故其應適當反映市場情況，否則易因地價指數與市場情況不符，而造成地價政策錯誤，無法達政策目標及造成民眾不信任，故其使用的房地價格分離原則及指數建立方法，應更為嚴謹。而本文發現內政部地價指數於分離方式易低估地價，而採未控制選樣品質的中位數加權法，易造成地價指數變動趨勢受到成交資料屬性影響。為避免土地貢獻說高估地價，或者因高估建物價格而低估地價之隱憂，房地價格分離原則應以聯合貢獻說分離房地價格，而地價指數的建立應採固定品質方法建立地價指數，較能真正反應地價趨勢。此外，現今由於統計觀念及軟體的普及，故現今施行特徵價格指數法，其可行性及正確性均較過去來的高。因此，有關單位可重新思考以特徵價格指數法建立地價指數，以提高目前地價指數可信度。

(二) 地價調查估計規則的房地價格分離估計，可將建物價格部分刪除裝潢費用衡量，並改採聯合貢獻說來分離房地價格。

由於地價區段劃分為依據地價調查估計規則求得分離地價，公告現值評定為依據地價區段之中位數作為區段地價，除繁榮街道外，直接以區段地價作為宗地地價，因此，地價調查估計規則之規範關係著人民的課稅基礎，依本文結果發現其所規定之房地價格分離方法，因多考量裝潢費用，高估建物價格，而低估地價，故其分離方法並不合理，以其做為地價區段劃分依據，則可能造成之後的公告現值偏低與課稅不公的現象。故建議其於建物價格部分刪除裝潢費用衡量，並改採聯合貢獻說來分離房地價格，才能使分離地價有效掌握地價影響因素對其的影響，並為較合理及公平之分離方法。

(三) 不動產估價技術規範可增加樓層別效用比方式，做為立體地價轉換。

於現行不動產估價技術規則第91條第1項雖說明樓層別效用比可作為平面地價轉換為立體地價調整方式，但於立體地價轉換為平面地價的方法，則規範於該規則第92條，以地價分配率為之，依本文結果，以聯合貢獻說分離房地價格較為合理，故依據聯合貢獻說所建立之樓層別效用比，亦可列入不動產估價技術規範中立體地價轉換為平面地價的方法，且其計算方式亦較地價分配率簡便。

(四) 政府應加強不動產交易資料的蒐集。

採行特徵價格法建立地價指數，交易資料蒐集為重要工作，尤其現今於商業區及工業區交易資料相當稀少，故政府應加強此方面的資料蒐集。於房地價格分離部分，應盡速建立各縣市的樓層別效用比，以利於房地價格分離，而地價查估時，亦可針對頂樓景觀性及一樓是否為公共使用加以查估，以便於運用各縣市樓層別效用比上調整，使立體地價轉換更符合現況。

參考文獻

- 丁福致，(2001)，〈房地產價格拆算之研究〉，《土地經濟年刊》，第 12 期，pp235-255。
- 內政部建築研究所，(2002)，台灣房地產景氣動向季報，第四卷，第一期至第四期。
- 內政部編制，(2003)，都市地價指數，第 21 期。
- 江穎慧，(2000)，《建立立體地價評估制度之研究》，政治大學地政研究所碩士論文。
- 林英彥，(1982)，《高樓地區地價查估作業之研究》，台北市政府研究發展考核委員會委託。
- 林元興，(1991)，〈特徵價格指數法〉，《地政研究發展叢書—土地估價》，第一輯，pp 183-240。
- 林國慶，(1995)，《台灣土地價格之分析》，國科會研究計畫報告。
- 林元興、陳國智，(1996)，〈公告現值指數的編製及其應用—以臺北市為例〉，《臺北銀行月刊》，第 313 期，pp 55-62。
- 林英彥，(2000)，《不動產估價》第九版，文笙書局。
- 卓輝華，(2002)，〈不動產總值中分離土地與建築物價格之合理性分析〉，《鑑定論壇》，第 5 期，pp 9-15。
- 財團法人台灣不動產資訊中心，(2004)，《住宅價格指數編定之研究》，期末報告。
- 張金鶚，(1995)，《台灣地區住宅價格指數之研究》，行政院經濟建設委員會委託。
- 張杏端，(1995)，〈土地特徵組合估價模式之研究〉，《規劃學報》，第 22 期，pp

1-26。

張梅英，(1992)，《建立土地大量估價法方法之研究》，政治大學地政研究所碩士論文。

陳滿雄，(1994)，《分離房地結合體估價》，中華徵信所。

黃淑惠，(2000)，〈地價指數編制方法及應用結果之研究〉，《台中技術學院學報》，第1期，pp 261-280。

黃錦煌，(1998)，〈影響雲林地區土地價格關鍵因素之研究〉，《台灣土地金融季刊》，第35卷第4期，pp 145-198。

蔡添璧，(1994)，《台北都會區建築物各樓層效用比率之調查研究》，內政部建築研究所籌備處委託。

蘇文賢，(2000)，《應用大量估價法進行公告現值評估之研究》，政治大學地政研究所碩士論文。

Asabere.Paul K. and PF Colwell Peter F. (1984) , "Zoning and the Value of Urban Land", Real Estate Issues, 9 (1) :22-27.

Asabere Paul K. and Huffman Forrest E. (1991) , "Zoning and Industrial Land Values: The Case of Philadelphia", AREUEA Journal, 19 (2) :154-160.

Appraisal Institute (宏大不動產鑑定顧問公司譯)，(1999) , The Appraisal of Real Estate, 11th ed. (Chicago: Appraisal Institute, 1999)

Blackley Dixie M. 、Follain James R. and Lee Haeduck, (1986) , "An Evaluation of Hedonic Price Indexes for Thirty-four Large SMSAs", AREUEA Journal, 14 (2) :179-205.

Colwell Peter F. and Munneke Henry J. (1997) , "The Structure of Urban Land Price", Journal of Urban Economics, 41:321-336.

Ferri Michael G. (1977) , "An Application of Hedonic Indexing Methods to Monthly Change in Housing Price 1965-1975", The American Real Estate and Urban Economics Association, 5:455-462.

- Gloude-mans Robert J (2002) , "An Empirical Analysis of the Incidence of Location on Land and Building Values", Lincoln Institute of Land Policy Working Paper, 1-24.
- Gloude-mans Robert J., Handel Sheldon and Warwa Michael, (2002) , "Empirical Evaluation of Alternative Land Valuation Models", Lincoln Institute of Land policy working paper , 1-37.
- IVSC, (2003) , International Valuation Standards, Six Edition.
- Kazumasa Takeuchi. (2001) , "The Development of a Land Price Index Based on Appraisal Data for the Tokyo Area", NLI Research Institute , 158:8-19.
- McCain Roger A., Jensen Paul, and Meyer Stephen, (2003) , "Research on Valuation of Land and Improvements in Philadelphia", Preliminary Report: Department of Economics and International Business, LeBow College of Business Administration, Drexel University, Philadelphia, Pa19104, 2003.3.12,1-25.
- Rosen S. (1974) , "hedonic price and implicit market: product differentiation in pure competition", Journal of Political Economy, 32:34-55.
- Sunderman Mark A. and Birch John W. (2001) , "Valuation of Land Using Regression Analysis", Real Estate Valuation Theory, 2001:325-339.
- Sirmans G. Stacy, Macpherson David A. and Zietz Emily N. (2005) , "The Composition of Hedonic Pricing Models", Journal of Real Estate Literature, 13 (1) :pp 3-43.
- Thibodeau Thomas G. (1989) , "Hedonic Price Indexes from the 1974-1983 SIMSA Annual Housing Surveys", AREUEA Journal, 1 (1) :100-117.

附錄一 a. 台北市土地貢獻度之統計表 (按住宅類型分類)

	透天	公寓	大樓
平均數	0.850625	0.721625	0.62227
標準誤	0.014556	0.002642	0.003808
中間值	0.87	0.72	0.63
眾數	0.88	0.74	0.63
標準差	0.082342	0.081609	0.103576
變異數	0.00678	0.00666	0.010728
峰度	-0.67761	4.458222	0.248667
偏態	-0.49675	-0.66558	-0.36824
範圍	0.28	0.9	0.71
最小值	0.69	0.06	0.25
最大值	0.97	0.96	0.96
個數	32	954	740
信賴度 (90%)	0.039943	0.006819	0.009833

附錄一 b. 台北市土地貢獻度之統計表 (按住宅類型及區位分類)

	市區透天	市郊透天	市區公寓	市郊公寓	市區大樓	市郊大樓
平均數	0.871538	0.836316	0.762034	0.703976	0.650892	0.601174
標準誤	0.022068	0.019091	0.004671	0.002953	0.005626	0.004913
中間值	0.88	0.87	0.77	0.71	0.67	0.61
眾數	0.97	0.88	0.77	0.71	0.73	0.65
標準差	0.079566	0.083214	0.079551	0.076081	0.099698	0.101402
變異數	0.006331	0.006925	0.006328	0.005788	0.00994	0.010282
峰度	0.96908	-1.15767	0.331174	7.789	0.424684	0.482251
偏態	-0.84359	-0.34745	-0.44283	-1.07885	-0.60507	-0.24713
範圍	0.28	0.27	0.46	0.88	0.64	0.69
最小值	0.69	0.69	0.5	0.06	0.32	0.25
最大值	0.97	0.96	0.96	0.94	0.96	0.94
個數	13	19	290	664	314	426
信賴度 (90%)	0.067407	0.054951	0.012113	0.007627	0.014581	0.012712

附錄二 a. 本研究之台北市住宅使用之樓層別效用品

樓層	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
1	147	150	152	160	160	160	159	160	160	160	160	160	161	161	162	162	163	163	164	164	165	165	166	167
2	103	107	107	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115	115
3	100	104	104	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106
4	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
5		107	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104	104
6			107	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105
7				108	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105
8					108	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106	106
9							109	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107
10								110	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107	107
11									110	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108
12										111	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108
13											111	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108	108
14												111	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109	109
15													112	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110	110
16														112	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111
17															113	111	111	111	111	111	111	111	111	111
18																114	112	112	112	112	112	112	112	112
19																	115	114	114	114	114	114	114	114
20																		117	114	114	114	114	114	114
21																			117	116	116	116	116	116
22																				119	116	116	116	116
23																					119	117	117	117
24																						120	118	118
25																							121	119
26																								122
平均數	117	115	114	115	114	114	113	112	112	111	111	111	111	111	111	111	111	111	111	112	112	112	113	113
標準差	26	23	21	22	20	20	19	18	17	16	16	15	14	14	14	14	13	13	13	13	12	12	12	12

註： 1. 利用台北市政府地政處試辦改進地價查估作業執行報告、台北都會區建築物各樓層效用比率之調查研究、江穎慧及黃柏翔之碩論等，建立5樓公寓及26樓大廈的樓層別效用品。之後總樓層數為五樓以下者與五樓以上至二十六樓以下者，除頂樓與一樓效用比則均參照總樓層數為五樓與二十六樓之各樓層別效用品，而公寓一樓效用比以二樓以上平均樓層別效用品的1.45倍計算，大廈則以1.55倍計算（參考基泰不動產企劃研究室之一樓為住宅使用中5樓公寓價差上下限之平均數）。所有頂樓效用比則為次一樓層效用比加3（本文統計過去學者研究中所建立之樓層別效用品中頂樓與次一樓層效用比差距之平均值）。

2. h/i為轉換立體地價為平面地價之值，但當m變動時，其同樣帶動h變動，且兩者變動為同向變動，因此，hi變動對h/i變動影響不大，所以其對立體地價轉換上則無太大影響。

3. 橫軸為總樓層數，縱軸為所在樓層。

附錄二 b. 本研究之台北市住宅使用之地價分配率

樓層	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
1	112	115	118	125	125	125	126	126	126	127	127	127	128	128	128	129	129	130	130	131	131	132	132	133
2	68	72	73	80	81	81	81	81	82	82	82	82	82	82	82	82	82	82	81	81	81	81	81	81
3	65	69	70	71	72	72	72	72	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	72	72	72	72	72	72
4		65	66	65	66	66	66	66	67	67	67	67	67	67	67	67	67	67	66	66	66	66	66	66
5			73	69	70	70	70	70	71	71	71	71	71	71	71	71	71	71	70	70	70	70	70	70
6				72	71	71	71	71	72	72	72	72	72	72	72	72	72	72	71	71	71	71	71	71
7					74	71	71	71	72	72	72	72	72	72	72	72	72	72	71	71	71	71	71	71
8						74	72	72	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73	72	72	72	72	72	72
9							75	73	74	74	74	74	74	74	74	74	74	74	73	73	73	73	73	73
10								76	74	74	74	74	74	74	74	74	74	74	73	73	73	73	73	73
11									77	75	75	75	75	75	75	75	75	75	74	74	74	74	74	74
12										78	75	75	75	75	75	75	75	75	74	74	74	74	74	74
13											78	75	75	75	75	75	75	75	74	74	74	74	74	74
14												78	76	76	76	76	76	76	75	75	75	75	75	75
15													79	77	77	77	77	77	76	76	76	76	76	76
16														80	78	78	78	78	77	77	77	77	77	77
17															81	79	79	79	78	78	78	78	78	78
18																82	81	81	80	80	80	80	80	80
19																	84	81	80	80	80	80	80	80
20																		84	82	82	82	82	82	82
21																			85	82	82	82	82	82
22																				85	83	83	83	83
23																					86	84	84	84
24																						87	84	84
25																							87	85
26																								88
總計	245	323	399	484	558	632	707	782	857	934	1010	1085	1163	1240	1319	1399	1480	1560	1643	1725	1808	1892	1975	2059
平均數	82	81	80	81	80	79	79	78	78	78	78	78	78	78	78	78	78	78	78	78	78	79	79	79
標準差	26	23	21	22	20	19	18	17	16	16	15	15	14	14	14	13	13	13	13	13	12	12	12	12

註：橫軸為總樓層數，縱軸為所在樓層。註2.地價分配率計算編列採不動產估價技術規則第92條第1項規定計算，其中全棟建物成本價格佔全棟房地總價格比率，採本文使用92年及91年台

附錄三 土地貢獻模型土地特徵價格模型估計結果

變數名稱	符號	89.3.31	89.9.30	90.3.31	90.9.30	91.3.31	91.9.30	92.3.31	92.9.30
截距項		5.48936***	5.36217***	5.65381***	5.36721***	5.41823***	5.37190***	5.34152***	5.31968***
土地持分面積	+	0.06958***	0.07937***	0.05712***	0.06646***	0.06325***	0.06200***	0.06481***	0.06330***
面臨路寬	+	0.00667***	0.01078***	0.00337**	0.00804***	0.01014***	0.01157***	0.00810***	0.00991***
臨街 路角地	+	-0.01165	-0.35291*	0.01308	0.11893	0.16850	0.07098	-0.09798	0.16154 **
關係 裡地	-	-0.08111*	-0.12110 ***	-0.07179	-0.14635 ***	-0.12546 ***	-0.12730 ***	-0.10305	-0.08358**
商業區	+	0.01174	0.12524*	0.06800	0.15211**	0.2824	-0.01060	0.16821***	0.21049***
市區	+	0.21692***	0.14651***	0.08350 *	0.16255***	0.14691***	0.14905***	0.15444***	0.20783***
Adj R^2		0.4327	0.4192	0.2710	0.3396	0.3769	0.4187	0.3570	0.4164
DW/ COLLINT		1.479/1.5	1.778/1.794	1.720/1.598	1.598/1.586	1.457/1.405	1.503/1.544	1.585/1.665	1.504/1.481
刪除異常點 樣本數		304	313	263	426	658	468	552	563

註：***、**、* 分別代表在1%、5%與10%之顯著水準下，該變數顯著異於零。

附錄四 a. 台北市中古屋特徵價格模型估計結果

變數名稱	符號	89.3.31	89.9.30	90.3.31	90.9.30	91.3.31	91.9.30	92.3.31	92.9.30
截距項		5.80406***	5.46697***	5.38856***	5.34309***	5.48964***	5.40135***	5.47571***	5.42031***
總面積	+	0.02831***	0.03194***	0.02997***	0.02863***	0.03233***	0.0306***	0.02977***	0.03145***
總樓層數	+	-0.01449	-0.01081	0.01059	0.00432	-0.0012	-0.00811	-0.0033	-0.0083*
屋齡	-	-0.01035***	-0.00108	-0.00034	0.00239	-0.0034**	0.00033	-0.0022*	-0.0035**
使用分區	+	-0.12826***	-0.03956	-0.04735	-0.0658*	-0.1134***	-0.0743*	-0.0213	0.02745
區位	+	0.1848***	0.09179***	0.10248***	0.11332***	0.13923***	0.06712***	0.08926***	0.09223***
類型	+	0.07099	0.09927***	0.02109	0.05495*	0.07974**	0.1372***	0.02877	0.0618**
所在樓層	-	-0.06741***	-0.03973**	-0.02358	-0.037***	-0.0924***	-0.05716***	-0.0639***	-0.0414***
所在樓層平方	+	0.00465***	0.00332**	0.00116	0.00288***	0.00653***	0.00477***	0.00488***	0.00293***
臨路寬路	+	0.00576***	0.00401***	0.00057	0.00191**	0.00353***	0.00401***	0.00257***	0.00428***
Adj R ²		0.7083	0.7792	0.7868	0.7414	0.7657	0.7345	0.7437	0.7377
DW		1.817	1.521	1.732	1.547	1.707	1.620	1.452	1.487
COLLINT		7.64211	9.44162	7.76405	7.60286	8.06446	9.02993	8.84645	6.68182
樣本數 (刪除%)		294 (8.41)	301 (9.06)	256 (9.54)	405 (7.11)	527 (3.83)	551 (3.50)	525 (5.74)	541 (3.74)

附錄四 b. 台北市各期標準住宅屬性項目及數量 (刪除異常點後)

	89.3.31	89.9.30	90.3.31	90.9.30	91.3.31	91.9.30	92.3.31	92.9.30
總面積 (坪)	31.76735	31.84601	33.6882	31.875	32.3399	32.3999	32.7065	32.174
總樓層數 (層)	6.21429	6.39535	6.30078	6.34321	6.50664	6.61162	6.88571	6.77819
屋齡 (年)	17.02721	17.21595	17.6367	17.8543	18.5007	18.5844	20.1657	19.5305
使用分區 (虛擬)	0.09864	0.09302	0.08203	0.08889	0.10436	0.13612	0.15238	0.13309
區位 (虛擬)	0.40136	0.39535	0.36719	0.35802	0.36433	0.3412	0.35429	0.36044
類型 (虛擬)	0.36395	0.41196	0.37109	0.33827	0.40038	0.41742	0.41905	0.41959
所在樓層 (層)	3.77891	3.84718	3.78906	3.79259	3.89753	4.04174	4.08762	4.122
所在樓層平方	19.84694	20.39867	18.4297	19.2198	20.3112	22.5935	22.9371	24.3771
臨路寬路 (公尺)	19.37415	20.85714	20.1992	20.8617	19.7154	20.2341	21.1048	19.6691