

# 住宅價格指數之研究---以台北市為例

## Housing Price Index in Taipei

林秋瑾\* 楊宗憲\*\* 張金鶚\*\*\*

Vickey C.C. Lin\* Chung-Shei Yung\*\* Chin-Oh Chang\*\*\*

### 摘 要

過去由於國內住宅市場的資訊並不流通，以致市場上出現的資訊相當混亂，各種名目的住宅價格其差異未有明確釐清，使得一般人常會對不同的住宅價格產生誤解，而不同的時間、地區及住宅類型，所能獲得的資料也不完整。此外，在分析住宅價格變動時，如何解決因住宅之異質性所造成價格的差異，換言之，如何固定品質對住宅所造成之影響？種種資訊不健全的現象，加上住宅異於其他財貨的特性，致使國內住宅市場的變動過程，長期以來，皆未能有一嚴謹且量化的指標明確表示。而如何透過一套嚴謹的分析方法，運用有限的資料，編製一套足以代表國內房價水準的住宅價格指數，並藉此補全住宅價格時間序列資料缺失情形，則是本研究的主要目的。

本文主要利用特徵價格法求得住宅屬性的單位價格，並以標準住宅的方式隨時間表達住宅屬性品質的變動，藉指數公式整合住宅價與量的變動並固定品質，以CPI平減住宅價格使幣值固定。實證結果顯示，裴氏指數較拉氏指數有較高的敏感度，且裴氏隨住宅品質變動加權的做法，適於反映住宅品質變動對住宅價格的影響力。其次觀察住宅價格，77年第一季至78年第四季台北市的實質住宅價格上漲了67.88%，隨後開始下跌，至79年第四季實質下跌了39.09%，近二年住宅價格漲跌互見，處於一個穩定上漲的狀態，平均每年上漲9%~12%。

(關鍵詞：住宅價格指數、住宅屬性、住宅類型、標準住宅、特徵價格)

### ABSTRACT

Collecting the "real" transaction housing price is the most critical issue of housing price research, and it is also the most difficult part of that research in Taiwan. Much housing price research bias may come from the "not real" transaction price. In order to correct this bias, we asked the Pacific Rehouse Company to provide their real transaction prices ( From 1988 to 1993 Quarterly).

Heteroscedasticity housing exist in the market, it resulted from different time, location and housing type. How to fix the housing quality to explain the housing price difference is critical issue. By the hedonic price method with housing characteristics we match the standard housing to set up Standard Housing Price(SHP). Using this SHP with different index formula build our Housing Price Index (HPI).

In this empirical study, we found that using the Passches' HPI more sensitivity than Laspeyres' HPI. Passches' HPI can be more easy reflect the housing quality change on housing price. We observed first quarter of 1988 to the 4th quarter of 1989 the real housing price raised 67.8%, then continuously decline to 39.09% in 4th quarter of 1990. The latter two years housing price stable average up to 9% to 12%.

Keywords : Housing Price Index, Housing Characteristics, Housing Type, Standard Housing, Hedonic Price.

\* 政治大學地政系副教授

\*\* 政治大學地政研究所碩士

\*\*\* 政治大學地政系教授



## 一、前言

過去由於國內住宅市場的資訊並不流通，以致市場上出現的資訊相當混亂，就價格的種類來看，市場上存在各種名目的住宅價格，其間的差異也未有明確釐清，使得一般人常會對不同的住宅價格產生誤解，不同的時間、地區及住宅類型，所能獲得的資料也不完整。此外，在分析住宅價格變動時，如何解決因住宅之異質性所造成價格的差異，換言之，如何固定品質對住宅所造成之影響？種種資訊不健全的現象，加上住宅異於其他財貨的特性，致使國內住宅市場的變動過程，長期以來，皆未能有一嚴謹且量化的指標明確表示。而如何透過一套嚴謹的分析方法，運用有限的資料，編製一套足以代表國內房價水準的住宅價格指數，並藉此補全住宅價格時間序列資料缺失情形，則是本文的主要目的。

欲編製住宅價格指數(Housing Price Index, HPI)，在概念與編製方法上有下列幾項問題有待澄清與突破：

1. 所謂住宅價格的意義為何？不同性質或不同資料來源的住宅價格，其內涵如何？如何澄清這些價格，並加以取捨？
2. 在住宅品質隨著時間而有所不同時，如何建立住宅價格指數？面對住宅之異質性，如何固定品質，建立指數？
3. 如何篩選或調整資料中的異常點(Outliers)以減少因資料的錯誤所造成住宅價格指數之偏誤(Bias)？
4. 如何選擇合適的指數公式與權數結構來編製住宅價格指數？

以國內對住宅價格常見的分類，若以市場的觀點可分為供給價格(Supply Price)、需求價格(Demand Price)及市場價格(Market Price)。以資料來源的角度則有成交價、詢問價及表價[註1]。供給或需求價格是買賣雙方在市場上所願意買或賣的價格，它可能是一個固定的數值，也可以是一段數值，一般所謂的表價即是供給價格，而對一特定的住宅來說，供給或需求價格必須達成交集，也就是說賣方所願意接受的最低價格，必低於或等於買方所願負擔的最高價格，該住宅始能成交[註2]，此時的成交價格即為市場價格。由此看來，除了成交價格外，一般的供給或需求價格均不能作為衡量市場價格的基準，因此類價格皆未在市場上達到交換價值的目標，且根據張金鵬及范垂爐(1993)的實證[註3]，一般預售屋表價與成交價皆有不小的差距；而由於時機[註4]、個人議價能力及不確定因素的影響[註5]，表價與成交價的差距也會呈現不穩定的現象。

若以住宅市場的不同交易習慣來看，住宅價格可分為總價與單價二種不同的交易模式。總價一般而言即為住宅交易價格的全部，在反映住宅的價值上，較具完整的意義，在觀念上也較易理解；而單價從表面上看來似乎只是總價的單位面積價格，但實則由於住宅的面積有著不同的內容與計算方式[註6]，其個別成本也大不相同，故本文以為價格指數之編製，應以總價較佳。

此外在編製住宅價格指數的過程中，質的控制是極為重要的一環，一般說來，住宅價格的變動可分為價格的變動和品質的變動[註7]，而價格指數所衡量的是價格的變動，因此，固定品質，避免指數受到品質變動的影響相當重要。在過去編製房地產相關價格指數的文獻中，不外利用下列四種方法：[註8]

1. 特徵價格法(Hedonic Price Method)
2. 重複交易法(Repeat Sale Method)
3. 中位數價格法(Median Price Method)
4. 算術平均法(Mean Price Method)



在編製指數的過程中，也常採用加權的方式，以考慮房地產的各項特徵或類型的相對重要性，並控制品質。而上述僅前二項有考慮品質控制的問題，事實上多數房地產價格指數的編製亦都以此二項方法來完成[註9]。

再深入觀察，特徵價格法是利用迴歸方法將住宅的各項屬性的隱含價格(Implicit Price)分離出來，並藉此對住宅品質加以控制的一種方法，此一理論至Rosen(1974)建立起供需均衡模型後，可說已發展完整，其最大的特色是將住宅視為異質並分離住宅的各項屬性成為單位價格，對於編製指數時，可運用這樣的特色對品質加以控制。

重複交易法則是利用重複交易的案例，假設其品質不變之下，觀察其價格上的變動，作為編製指數的方式，其特色是藉由重複交易的現象，直接觀察房價的變動，免去控制品質的步驟；缺點是必須有大量的重複交易的資料，並且兩次交易期間不能太長，否則品質固定的假設將具不確定性，此種成交資料在我國房地產交易資訊尚未健全的環境下，實在是相當少。因此，本文在編製住宅價格指數的方法上將以特徵價格法為主。

由於住宅是異質性極強的產品，不僅會有類型或區位上的不同，不同住宅其本身及環境的特徵也不會完全一致，而住宅又具有不可分割性，其特徵無法單獨出售或存在。其次，以特徵價格的方式僅能找出各特徵的單位價格，對於住宅品質的特徵的品質並無法有效的配合住宅特性而建立，因此，必須建立一套能表達住宅品質的方式，而能反映住宅品質及其隨時間會有所變動的特性；換句話說，特徵價格可說是一個標準化(Standardize)的過程，找出異質住宅中各屬性的單價，而配合一套能隨時間不同顯示在成交案例中典型的住宅屬性(Typical Housing Characteristics)及其質量的方式，來作為編製住宅價格指數的基礎，這便是本文所提出之「標準住宅」的概念。本文探討住宅價格將品質與數量結合在一起(稱為質量)。一般住宅研究如以「住宅單元」(Dwelling Unit)為單位，則住宅數量通常以「戶」作衡量，此時住宅單元之面積即成為戶的屬性(Attributes)視之；換言之，面積即成為品質的一項。如果住宅數量以「住宅面積」(Housing Area or Floor Area)為衡量單位，此時單元之面積即不成為住宅屬性而為住宅數量。換言之，如果衡量住宅價格以每坪(或)單價分析住宅屬性，則面積為數量；反之，如果住宅價格以每戶總價分析住宅屬性，則面積為品質之一部份。故本文原本分析住宅屬性價格時，視「面積」為品質一部份理由即此。惟一般人視面積為數量，可能會引起誤解，本文特將住宅屬性以「質量」名詞替代，此種說法雖不普遍也可能有些不清楚，但或能促使讀者更了解整體住宅屬性包括面積的特殊性，或有其意義。此種說法值得住宅研究者進一步討論澄清。

辜炳珍(1989)亦曾運用特徵價格法編製房價指數，辜氏是利用預售屋的表價，以拉氏公式編製指數。比較辜氏的做法，本文主要的突破如下：

1. 提出「標準住宅」的概念，明確描述特定時間、地區、類型下的住宅質量及其變動，以反映住宅質量及其變動對住宅價格之影響力，並補充特徵價格在編製住宅價格指數時理論之不足。
2. 在指數的編製上，就拉氏與裴氏指數公式的適用性加以比較討論，找出適於住宅價格指數的公式。
3. 在資料上，以成屋及預售屋的成交價格來代表市場價格，避免傳統僅以預售屋的表價或成屋的詢問價所造成之誤差。
4. 在統計上，運用異常點的篩選，降低異常成交資料對指數造成的偏誤影響。



透過上述的概念與方法，本文分為六個部分，一為前言，第二部份討論標準住宅屬性的概念、變動與指數的關係，第三部份說明本文所採用的資料及其特色，第四部份是特徵價格模式之建立，第五部份則是住宅價格指數的建立，最後是結論與本文之後續研究方向。

## 二、標準住宅之概念

由於指數為一相對性、綜合性、代表性及平均性的統計數值，指數的編製必須符合上述特質。一般消費者物價指數(CPI)的編製理論是基於生活成本(Living Cost)的概念[註10]，針對固定的消費性商品定期、定點查價，基本上查價的標的物是固定商品的價格，相同標的物在不同查價期間仍維持同質特性，故以消費一籃(Basket)商品而言，籃中消費的商品是可任意組合且其個別商品的價格是明確存在的；相對於住宅價格指數(HPI)而言，由於住宅具有異質性，且其各項特徵無法單獨出售，因此也無從得知個別特徵的單位價格，基本上是一種由各種相異的特徵組合而成的商品(a bundle of goods)，故若僅以成交價格來編製指數，而不考慮不同樣本間之異質性以及不同時期住宅質量可能之變動，恐將難以區分價格指數之變動，究竟是價格之變動抑或是因質量的提升所引起之變動；若要固定交易案例，以觀察房價變動，則因住宅並非交易頻繁的商品，且我國的交易資訊尚未公開，故要取得重複交易的案例相當困難。

此外，內政部近幾年有編製所謂都市地價指數，主要是依住宅、商業、工業區三種使用分區內所選出之中價位區段之區段地價，再以各使用分區面積加權計算各使用分區之地價指數[註11]。就編製技術來看，此種方式可視作是中位數加權法的一種變化形式，但土地仍存在異質性，而區段地價基本上乃是一特定範圍之查估價格，本身即存在某種誤差，加上使用變動樣本時未控制樣本之異質性，基本上可能會產生不小的選樣誤差；而相對於內政部的地價指數，曾有學者提出另一概念的地價指數之編製方法，即利用「標準宗地」的方式[註12]，選取固定的標準宗地，藉由查估其價格來觀察地價變化，並達到控制質量的目的，但估價仍非市場價格，且如何確保標準宗地年年皆能代表該地區典型的土地質量，另外若無素地可供查估時，如何分離房地價格則又是一項不易克服之技術問題。若應用「標準宗地」的概念，以固定選樣的「標準住宅」來控制質量，則仍無法擺脫估價無法替代成交價的盲點。

Haurin and Hendershott(1991)曾提及部分房價指數編製方法所用之樣本並不屬於住宅存量中之典型(non-representative)，Meese and Wallace (1991)亦曾強調美國人口普查局編製之new single family housing price index所用之中位數價格法，未將住宅的特徵加以標準化。進一步觀察，住宅的異質性可透過標準化的方式，尋找在成交的住宅中典型的(typical)、影響住宅價格的住宅屬性(housing characteristics)，作為代表該時間、地區甚至類型的標準住宅屬性組合，完全符合此一標準住宅屬性的住宅也許並不存在，但標準住宅屬性的組合卻能普遍代表該時間、地區甚至類型下成交住宅的屬性。如此一來，應用本地有限的變動樣本成交資料，藉標準化屬性來控制選樣間的異質性，觀察並計算標準住宅價與量(和質)的變動，即可以此作為衡量住宅價格指數的理論基礎。表一則整理比較了上述四項價格指數的編製概念。

基於此一標準住宅的概念，當標準住宅的價格發生變動時，隱含著是HPI的變動。即在不同時期下，購買相同性質(等級)及數量的標準住宅，其支出金額之相對變動。與CPI為以購買固定市場籃(fixed market basket)所引起之支出變動之概念相似[註13]。進一步觀察，在指數公式的選擇上，會因不同的編製目的及衡量對象的特性，而需選擇不同的指數公式，此部分將在第五節再加以討論。



表一 四種價格指數之編製概念比較

比較項目	消費者物價指數 (CPI)	地價指數[註14] (現行制；LPI)	地價指數[註15] (標準宗地)	住宅價格指數 (標準住宅：HPI)
查價對象	固定	變動	固定	變動
查價對象價格性質	成交價	查估價	查估價	成交價
查價對象異質性	同質	異質	同質	異質
有無控制選樣間之異質性(在同一時間下)	固定選樣 無此一問題	無	固定選樣 無此一問題	有
有無固定選樣之質量(隨時間變動時)	有；以拉氏公式 固定在基期	有；以裴氏公式 固定在當期	無實際案例	有

至於影響住宅價格的特徵，本文將從住宅市場消費者偏好及生產者或代銷仲介業者的訂價習慣來討論影響住宅價格的各項特徵，並就其定義及影響方式加以分析和討論。基於上述原則，本文將影響住宅價格的特徵依影響範圍的大小分為以下五大特徵：[註16]

1. 戶的特徵：如樓層位置、面積、隔間、內部品質等屬性。
2. 棟的特徵：如基地位置、建物類型、面積、公共設施、管理維護等屬性。
3. 鄰里小環境特徵：如公共設施可及性、嫌惡性設施、鄰里住戶屬性等。
4. 鄰里大環境特徵：如區位、大環境品質、土地使用混合度等屬性。
5. 其他個體特徵：如建商特徵、買賣屋者特徵、交易狀況等屬性。

而各屬性的衡量項目及其定義經整理為附錄一。理論上，這些衡量項目應能藉由特徵價格的概念，完整地描述一般住宅價格的變動，但在實證上由於部分的資料缺乏完整性[註17]，不易獲得甚至不存在，因此僅能應用所能收集到的資料，進行實證的工作。此外，尚有部份計量上的技術性問題[註18]。因此實證上可用的屬性並不多，但以特徵價格迴歸模式來說，如能達成一定的解釋能力，則以少許重要變數(其為住宅特徵之主要屬性)，在特徵價格迴歸模式中仍能解釋住宅價格的主要變動因素。

### 三、資料來源及特色

本文所使用之資料是由太平洋房屋公司所提供其77~82年委託交易成交之住宅案例，台北市的部分共4,328筆，由於該套資料具有以下幾項特色，運用在編製HPI上應可得到相當的準確性：

1. 資料本身為實際成交價格。
2. 資料本身附帶有詳細的住宅屬性。
3. 資料包含了成屋及預售屋二大住宅次市場之成交案例。
4. 資料包含公寓、大廈、別墅、透天厝等住宅建物型態。
5. 包含國內住宅市場景氣高峰與景氣低迷時期，就時間數列的角度來看，極具應用價值。
6. 資料為大樣本，其統計推論具有可靠性。



雖然本文僅採用太平洋房屋一家的成交資料，但就其成交案例在各行政區的分佈狀況尚稱平均以及委託仲介公司賣屋已逐漸為國人接受的現象看來，其資料應能代表台北市一般住宅的成交概況。表二為太平洋房屋77~82年台北市預售屋及成屋在各行政區的成交筆數。（有些地區較少交易案例，部份因舊市區本身較小，少交易案例自然較少；此乃反應成交狀況。不可諱言，仍有部份會受到一家仲介公司資料偏頗影響，此乃研究限制。）

此外，因限於太平洋房屋成交資料的屬性項目有限，故無法以上節中所列舉的屬性項目實證，表三列出實證上可運用的屬性。可視為標準住宅的屬性組合，同時也顯示台北市77~82年標準住宅屬性的質量，這是初步的統計分析，但在整理資料的過程中，發現有異常點的存在，故下節將藉由模型的運作，找出並刪除這些異常點，以提升模式估計的精確性。

表二 太平洋房屋民國77~82年台北市各行政區成交案例筆數

行政分區	77年	78年	79年	80年	81年	82年	總計
中正區	73	66	32	38	22	23	254
大同區	16	19	12	15	10	9	81
中山區	105	80	69	63	79	46	442
松山區	160	136	88	127	92	60	663
大安區	195	148	85	119	84	96	727
萬華區	23	30	8	5	10	11	87
士林區	108	110	53	54	42	82	449
北投區	78	105	51	73	66	66	439
內湖區	200	198	94	100	67	41	700
南港區	15	22	10	6	3	8	64
景美區	35	54	36	46	45	25	241
木柵區	46	32	25	39	20	19	181
總計	1054	1000	563	685	540	486	4328



表三 台北市77~82年標準住宅屬性數量及質量(未經異常點刪選)

特徵分類	屬性衡量項目[註19]	平均數形式	單位	77年	78年	79年	80年	81年	82年
戶的特徵	登記總面積	中位數	坪	32.94	32.61	30	32.07	30.68	31.26
	所在樓層	算術平均數	層	4.97	5.03	5.06	4.84	4.70	4.76
	衛浴設備套數	中位數	套	2	2	1.5	2	1.5	2
棟的特徵	屋齡	中位數	年	5.17	5.58	7	7.75	9.54	10.67
	地上總樓層數	中位數	層	5	5	5	6	6	6
鄰里環境特徵	區位	算術平均數 [註20]	虛擬	0.54	0.48	0.47	0.53	0.55	0.53
其他個體特徵	等候交易時間	中位數	天	19	21	21	20	25	20

#### 四、特徵價格模式建立

##### (一)影響住宅價格之特徵

第二節曾描述影響住宅價格的各類住宅特徵，以下則依上述的特徵分類，說明各屬性影響住宅價格的原因：

##### 1. 戶的特徵

##### (1)登記總面積(K<sub>i</sub>)

所謂登記總面積是指建物登記謄本中所載三項法定登記面積之加總，即主建物面積、附屬建物面積及公共設施面積。由於國內的消費習慣多以單價乘上面積，因此若以總價來衡量住宅價格，自然以面積的影響較大，也就是說面積愈大，總價也愈高。而採用登記總面積之原因，乃在對「面積」一詞予以釐清，且此一面積受法律保障，應用上應較為合理。

##### (2)所在樓層(F<sub>i</sub>)

所在樓層是指住宅單元所在建築物樓層數。一般而言，一樓的垂直可及性最高，且具有地面庭院的使用權，甚至還有商業價值的可能，價格遠高於各樓層；二至四樓的垂直可及性較一樓為低，且較無商業價值可言，其中特別四樓較為國人忌諱，價格較一樓低；而所在樓層數愈高，具有視野景觀上的優勢，且頂樓的住戶，有時甚至有屋頂陽台的使用權，價格通常又較二至四樓高。因此，觀察隨著所在樓層的增加，住宅價格是一種二次曲線的變化，若以P為住宅價格，F為所在樓層數，則可寫成數學式如

$$\text{右 } \frac{\partial P}{\partial F} < 0, \frac{\partial^2 P}{\partial F^2} > 0 \text{ 或 } \frac{\partial P}{\partial F} > 0, \frac{\partial^2 P}{\partial F^2} > 0$$

##### (3)衛浴設備套數(A<sub>Yi</sub>)

衛浴設備套數則指含有衛浴設備，且有明顯區隔，並單做衛浴用途的空間數。衛浴設



備套數對於房價的影響除了面積的增加外，也隱含著建築成本的增加及居住品質和私密性的提升，對於住宅價格應具有正面的影響。

## 2. 棟的特徵

### (1) 屋齡(HCi)

屋齡一般反應建物的折舊情形，屋齡愈高的住宅，表示其耐用年限已經不多，對住宅價格當然有不利的影響。對於預售屋而言，由於交易時商品尚未完成，故屋齡可視為負值，且無折舊可言[註21]。

### (2) 地上總樓層數(FAi)

地上總樓層數是指地面層開始到建物最高層之層數，但不包含屋頂突出物。一般而言，較多的樓層數，其造價亦較高，對建物的價格有正面影響。此外，此一屬性也隱含不同建材及設備的成本增加。

## 3. 鄰里環境特徵(區位)(Li)

區位之所以影響住宅價格之原因是由於其可及性所衍生的利益[註22]，就台北市而言，若以區分為舊市區及新市區來看，舊市區由於較接近市中心區，故其住宅價格會較新市區的住宅價格為高。

## 4. 其他個體特徵(等候交易時間)(Ti)

由於國內住宅市場的資訊並不充足，且住宅乃是一種高價財貨，使得住宅有其變現性差的缺點，因此等候交易時間較一般商品長是常見的現象。而等候交易時間愈長，隱含著賣方需負擔更多的搜尋成本，時間愈長對賣方愈不利，最後可能削價求售；就仲介公司的角度來看，業者多半希望快速處理委售的物件，一方面可快速取得佣金，提升業績，另一方面亦可降低公司的業務支出。故總的來看，等候交易時間愈長，對住宅價格應是有負面的影響。

## (二) 模式的設計

一般特徵價格模式形式的選擇有直線性(Linear-Linear)、半對數(Log-Linear)及雙對數(Log-Log)三種，理論上並未說明特徵組合應包括多少特徵或那種函數形式(functional form)，而特徵的選取應以客觀可衡量的屬性為主，並不得為總體的屬性。Edmonds(1984)[註23]在比較歷來的文獻指出，早期實證皆為Linear-Linear form，在1970年代以後則多為nonlinear form[註24]。就編製指數的目的來看，各種形式方程式的係數僅代表該項特徵解釋住宅價格的相對重要性，故模式的選擇應以模式本身的表現以及計算指數的過程是否嚴謹為準，至於模式選擇的詳細過程，則在下一節會有所討論。

由於雙對數的形式用於編製HPI的情況較少，且需經多次轉換建立指數，易增加誤差，因此本文在此不加討論。而本研究所設定的線性及半對數模式形式如下：

直線性形式(Linear-Linear)：

$$HP_i = \alpha_0 + \alpha_1 K_i + \alpha_2 FB_i + \alpha_3 FB_i^2 + \alpha_4 AY_i + \alpha_5 HC_i + \alpha_6 FA_i + \alpha_7 L_i + \alpha_8 T_i + \alpha_9 (D_1 - D_4) + \alpha_{10} (D_2 - D_4) + \alpha_{11} (D_3 - D_4) + \varepsilon_i \quad (1)$$

半對數形式(Log-Linear)：

$$\ln(HP_i) = \beta_0 + \beta_1 K_i + \beta_2 FB_i + \beta_3 FB_i^2 + \beta_4 AY_i + \beta_5 HC_i + \beta_6 FA_i + \beta_7 L_i + \beta_8 T_i + \beta_9 (D_1 - D_4) + \beta_{10} (D_2 - D_4) + \beta_{11} (D_3 - D_4) + \varphi_i \quad (2)$$



$HP_i$  : 第*i*筆成交住宅成交價格

$\alpha_0, \beta_0$  : 截距項

$K_i$  : 第*i*筆成交住宅之登記總面積

$FB_i$  : 第*i*筆成交住宅之所在樓層數

$FB_i^2$  : 所在樓層數之平方項

$AY_i$  : 第*i*筆成交住宅之衛浴設備套數

$HC_i$  : 第*i*筆成交住宅之屋齡(=成交日-完工日, 以年為單位)[註25]

$FA_i$  : 第*i*筆成交住宅之地上總樓層數

$L_i$  : 第*i*筆成交住宅之區位(舊市區=1, 新市區=0)[註26]

$T_i$  : 第*i*筆成交住宅之等候交易天數(=成交日-委賣起始日)

$D_1 \sim D_4$  : 季節虛擬變數, 若成交日為第一季, 則 $D_1=1$ , 否則為0, 其餘依此類推

$\alpha_1 \sim \alpha_{11}, \beta_1 \sim \beta_{11}$  : 代表特項特徵價格之向量

$\varepsilon_i, \varphi_i$  : 誤差項, 假設  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma)$ ;  $\varphi_i \sim N(0, \sigma)$

其中,  $\beta_9(D_1-D_4) + \beta_{10}(D_2-D_4)$  的設計是為了能從年資料的cross-section model中分離出各季的迴歸式。這是因為本文曾試圖以季資料進行cross-section model迴歸分析, 結果各變數顯著的情形差異甚大, 故運用此一方式以避免因季資料較少而造成模型結果不穩定的現象。

### (三)特徵價格模式結果說明

表四及表五分別為直線性及半對數迴歸模式之結果, 其中部分模式經過Dffits的異常點的篩選[註27], 刪除了部份異常的資料, 以使模式的估計更為精確。在自我相關及線性重合檢定方面, 直線性和半對數模式皆無嚴重的自我相關或線性重合; 就模式表現的優劣來看, 本文主要著重各變數符號的正確、顯著與否, 這方面直線性與半對數模式的表現並無顯著的差異。因此究竟應以何種模式來編製HPI, 則留待下節指數計算時再來觀察。

其次, 從表四及表五可看出, 影響住宅價格最顯著的是登記總面積, 這和預期相符, 也反應我國住宅消費注重面積的情形; 另外, 所在樓層也如預期, 呈現二次曲線的變化, 也就是一樓價格最高, 三至五樓價格最低, 隨著所在樓層的增加, 房價也逐漸升高, 不過係數的變動則不穩定, 其原因尚待進一步探討; 衛浴設備套數幾乎每年都呈現相當顯著的結果, 且與登記總面積的線性重合亦不顯著, 顯見衛浴設備套數仍反應除面積以外的其他原因; 就屋齡來看, 平均每年折舊3.3萬~4.3萬或房價的0.47%~1.53%[註28]; 地上總樓層數也呈現建物造價對住宅價格的影響是相當顯著的; 而僅次於登記總面積影響住宅價格最顯著的是區位, 平均來說, 舊市區的住宅總價要較新市區的住宅總價貴146~201萬或房價的13.53%~36.11%, 另外, 等候交易時間僅77和79年顯著, 符號也不完全一致, 此種結果是否與仲介公司資料登錄的規定, 或甚至與市場景氣有關, 則待進一步證實。至於季節因子, 在本文中僅作為模型分離各季標準住宅價格的工具, 無法藉由其顯著性評判模式的優劣。

此外, 由實證的過程也可發現特徵價格在實證上一個最大的限制是無法將所有屬性納入分析, 此乃由於資料取得之限制, 屬性之間的共線性等技術問題, 但若掌握主要影響住宅價格屬性, 在其符號正確、顯著, 且模式的解釋力能達一定程度, 則所計算出之指數仍具有代表性。



觀察表四之結果，部分不顯著或符號與預期不同之變數，其相對重要性極低(|Standard\_β| < 0.04)，且其係數也相對極小，故可知在主要屬性(相對重要性高)顯著且符號正確下，其他屬性的不顯著或符號異常，對指數影響甚小，誤差亦應在某可容忍範圍內。

表四：特徵價格迴歸模式估計結果(Linear-Linear)

特徵分類	變數名稱	預期符號	77年	78年	79年	80年	81年	82年
	截距項		-261.4388 (-11.77)**	-420.3311 (-13.09)**	-253.1568 (-7.09)**	-246.8377 (-7.897)**	-97.5342 (-2.851)**	-242.0708 (-3.036)**
戶的特徵	登記總面積	+	15.2161 (35.123)** (0.6683)	22.3128 (32.894)** (0.6857)	23.7439 (32.169)** (0.8389)	20.9241 (32.73)** (0.7763)	21.7622 (32.375)** (0.8195)	26.8225 (19.677)** (0.7111)
	所在樓層	-	-18.2354 (-4.185)** (-0.2113)	-5.1717 (-0.885) (-0.0442)	-17.8493 (-2.278)** (-0.1558)	-11.7488 (-1.192)* (-0.1089)	-27.4985 (-4.013)** (-0.2354)	-72.2191 (-4.409)** (-0.3861)
	所在樓層 <sup>2</sup>	+	1.0157 (3.59)** (0.1778)	-0.1299 (-0.363) (-0.0176)	1.4664 (2.737)** (0.1791)	0.6846 (1.7)* (0.0953)	1.7295 (3.602)** (0.2056)	5.246 (4.774)** (0.4063)
	衛浴設備套數	+	63.3594 (6.427)** (0.1238)	62.1301 (4.519)** (0.0938)	22.4401 (1.375) (0.0354)	67.9694 (5.035)** (0.1186)	65.7291 (4.555)** (0.1129)	99.0461 (2.928)** (0.1044)
棟的特徵	屋齡	-	-4.2606 (-4.288)** (-0.0731)	-0.7807 (-0.597) (-0.0109)	-3.8421 (-2.764)** (-0.0591)	-0.9971 (-0.837) (-0.0157)	-3.3496 (-2.985)** (-0.0582)	-2.548 (-1.016) (-0.0282)
	地上總樓層數	+	12.3959 (7.429)** (0.1832)	20.8208 (9.314)** (0.2443)	11.7721 (5.26)** (0.1491)	6.6385 (3.294)** (0.0838)	6.7621 (2.809)** (0.0732)	16.8268 (2.808)** (0.1127)
鄰里特徵	區位 (是否為舊市區)	+	157.0653 (16.719)** (0.2778)	201.7312 (15.398)** (0.2722)	166.5277 (11.988)** (0.2412)	193.9528 (16.251)** (0.2913)	154.7418 (12.217)** (0.2301)	146.4226 (4.744)** (0.1241)
其他個體特徵	等候交易天數	-	-0.4699 (-2.572)** (-0.0371)	-0.092 (-0.515) (-0.008)	-0.4228 (-2.104)** (-0.0371)	-0.0714 (-0.313) (-0.0051)	0.1954 (0.787) (0.0136)	0.8531 (1.339) (0.0329)
季節調整因子	第一季-第四季		-89.6594 (-11.05)** (-0.1966)	-55.818 (-5.851)** (-0.0971)	54.8575 (5)** (0.1155)	-57.5856 (-5.523)** (-0.1118)	-37.3711 (-3.987)** (-0.0798)	8.4278 (0.316) (0.0101)
	第二季-第四季		-55.8683 (-8.495)** (-0.1437)	0.8071 (0.086) (0.0014)	33.3403 (3.225)** (0.0734)	9.9281 (1.146) (0.0221)	5.4677 (0.53) (0.0108)	0.4358 (0.017) (0.0005)
	第三季-第四季		38.1889 (-5.596)** (0.0948)	17.1281 (1.631)# (0.0275)	-26.0792 (-2.254)** (-0.0527)	14.0434 (1.462)# (0.0288)	15.7626 (1.542)# (0.0312)	-12.6458 (-0.528) (-0.0164)
	R-SQUARE		0.7924	0.7744	0.8429	0.8344	0.8554	0.7422
	ADJ-R-SQUARE		0.7902	0.7718	0.8395	0.8315	0.8521	0.7359
	OBS.NUMBER		1015	957	526	633	506	457
	D.W		1.977	1.9	1.967	2.052	1.85	1.973
	COLLINPOINT		8.29721	7.68389	9.25231	8.113	7.84928	8.59954
	是否刪除異常點		是	是	是	是	是	否

估計係數值

(T VALUE)

(STANDARDIZED BETA)

#、\*與\*\* 表示分別代表該係數在15%、10%與5%的顯著水準下顯著的異於0。

COLLINPOINT &gt;10 表示可能有嚴重線性重合存在



表五：特徵價格迴歸模式估計結果(Log-Linear)

特徵分類	變數名稱	預期符號	77年	78年	79年	80年	81年	82年
	截距項		4.4914 (101.58)**	4.7379 (102.43)**	5.007 (77.825)**	5.062 (118.54)**	5.3924 (77.459)**	5.4886 (70.799)**
	登記總面積	+	0.0259 (28.263)** (0.5476)	0.0319 (31.395)** (0.6246)	0.03 (24.46)** (0.7297)	0.0322 (35.971)** (0.7717)	0.0273 (22.27)** (0.7105)	0.0284 (21.471)** (0.7616)
	所在樓層	-	-0.0219 (-2.578)** (-0.1215)	-0.0176 (-2.009)** (-0.097)	-0.0206 (-1.834)* (-0.1195)	-0.0441 (-5.106)** (-0.2601)	-0.0486 (-3.489)** (-0.2494)	-0.0303 (-1.908)* (-0.1639)
	所在樓層 <sup>2</sup>	+	0.0007 (1.504)# (0.0692)	0.0003 (0.563) (0.0265)	0.0012 (1.992)** (0.1211)	0.0024 (4.253)** (0.2143)	0.0025 (2.733)** (0.1904)	0.0013 (1.273) (0.1063)
	衛浴設備套數	+	0.2464 (11.582)** (0.2246)	0.1938 (9.035)** (0.1804)	0.1623 (5.247)** (0.1538)	0.1142 (6.174)** (0.1305)	0.165 (5.625)** (0.1741)	0.1152 (3.505)** (0.1226)
	屋齡	-	-0.0153 (-7.612)** (-0.1214)	-0.0087 (-4.542)** (-0.077)	-0.0106 (-4.005)** (-0.0933)	-0.0012 (-0.78) (-0.0131)	-0.0055 (-2.352)** (-0.0563)	-0.0047 (-1.929)* (-0.0526)
	地上總樓層數	+	0.0215 (6.473)** (0.1518)	0.0216 (6.874)** (0.1662)	0.0096 (2.566)** (0.0778)	0.0089 (3.248)** (0.0733)	0.0045 (1.106) (0.0329)	-0.000081 (-0.014) (-0.0005)
鄰里特徵	區位 (是否為舊市區)	+	0.3611 (18.878)** (0.2955)	0.3403 (7.694)** (0.2893)	0.2799 (10.292)** (0.2271)	0.2848 (17.38)** (0.2761)	0.2134 (7.879)** (0.1821)	0.1353 (4.509)** (0.1157)
其他 個體 特徵	等候交易天數	-	-0.0013 (-3.345)** (-0.0456)	0.000033 (0.114) (0.0016)	-0.0005 (-1.759)* (-0.0343)	-0.00011 (-0.357) (-0.0052)	-0.00014 (-0.281) (-0.006)	0.000023 (0.038) (0.0009)
	第一季-第四季		-0.2271 (-13.62)** (-0.2292)	-0.1197 (-8.549)** (-0.1306)	0.0766 (3.576)** (0.0910)	-0.0911 (-6.349)** (-0.1138)	-0.0293 (-1.467)# (-0.0359)	-0.0175 (-0.677) (-0.0212)
	第二季-第四季		-0.1108 (-8.266)** (-0.1319)	0.0008 (0.066) (0.0009)	0.0334 (1.639)# (0.0410)	0.0196 (1.651)* (0.0283)	0.0274 (1.267) (0.0316)	-0.0084 (-0.33) (-0.0102)
	第三季-第四季		0.0944 (6.796)** (0.1089)	0.0195 (1.262) (0.0196)	-0.0127 (-0.56) (-0.0144)	0.0346 (2.621)** (0.0458)	0.0158 (0.713) (0.0178)	0.017 (0.732) (0.0223)
	R-SQUARE		0.8194	0.8091	0.7951	0.8727	0.7674	0.7516
	ADJ-R-SQUARE		0.8174	0.8069	0.7910	0.8704	0.7625	0.7455
	OBS. NUMBER		993	945	561	618	537	457
	D.W		1.888	1.831	1.968	2.025	1.6	2.032
	COLLINOINT		8.31396	8.17924	7.83444	8.323	7.68459	8.59954
	是否刪除異常點		是	是	否	是	否	否

估計係數值

(T VALUE)

(STANDARDIZED BETA)

#、\*與\*\* 表示分別代表該係數在15%、10%與5%的顯著水準下顯著的異於0。

COLLINOINT &gt;10 表示可能有嚴重線性重合存在



表六為前節所展示的標準住宅屬性質量，在經由模型運作刪除異常點之後，得到刪除異常點的標準住宅屬性的質量。就登記總面積來說，由77年的32.6坪逐漸下降到82年的30.58坪；衛浴設備套數也由77年的2套逐漸到82年的1.5套而有減少的趨勢；屋齡則是由77年的5.33年到82年的11.08年而逐漸呈現高齡住宅的趨勢，其他則無顯著的差別。總體來看，從77~82年之成交量樣本可以發現標準住宅的質量有隨時間朝向愈來愈差的趨勢。[註29]

表六：台北市77~82年標準住宅屬性質量(經異常點刪選，以線性模式為例)

特徵分類	屬性項目	平均數形式	單位	77年	78年	79年	80年	81年	82年
戶的特徵	登記總面積	中位數	坪	32.6	32.31	29.59	31.62	30.26	30.58
	所在樓層	算術平均數	層	4.86	4.83	4.78	4.78	4.7	4.39
	衛浴設備套數	中位數	套	2	2	1.5	2	1.5	1.5
棟的特徵	屋齡	中位數	年	5.33	5.67	7.25	8.08	9.71	11.08
	地上總樓層數	中位數	層	5	5	5	6	6	5
鄰里環境特徵	區位	算術平均數	虛擬	0.53	0.46	0.52	0.52	0.55	0.52
其他個體特徵	等候交易時間	中位數	天	19	21	21	20	24	19

## 五、住宅價格指數之建立

### (一) 指數計算與模式選擇

HPI的建立首先需計算出各期的標準住宅價格，由於本文以季資料進行分析的結果不穩定，因此模式中加入(1)及(2)式的季節因子，再運用季節因子與截距項的關係，分離出各季的標準住宅價格，而直線性及半對數模式的季標準住宅價格計算過程如下：

#### 1. 直線性模式(Linear-Linear)

$$Y_i = \sum \alpha_j Q_j + \alpha_0 + D_i, \quad i=1\dots3, \quad j=1\dots8, \dots\dots\dots(3)$$

$$Y_4 = \sum \alpha_j Q_j + \alpha_0 + (-D_1 - D_2 - D_3), \quad j=1\dots8, \dots\dots\dots(4)$$

#### 2. 半對數模式(Log-Linear)

由於半對數的迴歸係數非單位價格，需先還原為單位價格，再乘上各屬性的數量，以求得標準住宅價格。但欲求得單位價格需先求得標準住宅價格( $Y_i$ )，然而 $Y_i$ 未知，因此以(5)式及(6)式求得估計的 $\bar{Y}_i$ ，再進一步求各屬性之單位價格。

$$\bar{Y}_i = \exp(\sum \beta_j Q_j + \beta_0 + D_i), \quad i=1\dots3, \dots\dots\dots(5)$$

$$\bar{Y}_4 = \exp\{\sum \beta_j Q_j + \beta_0 + (-D_1 - D_2 - D_3)\}, \quad j=1\dots8, \dots\dots\dots(6)$$

$$Y_i = \bar{Y}_i * (\sum \beta_j Q_j), \quad j=1\dots8, \dots\dots\dots(7)$$

$Y_i$ ：各季之標準住宅價格

$\bar{Y}_i$ ：推估的標準住宅價格

$\alpha_j, \beta_j$ ：各變數的迴歸係數

$Q_j$ ：各變數的標準住宅數量或質量(平均數)

$\alpha_0, \beta_0$ ：截距項係數

$D_i$ ：季節因子的迴歸係數



此外，如何選擇以直線性模式或是半對數模式來編製HPI；理論上而言，採半對數模式表示各變數之間對價格的影響是互有相關的，似較合理；但實證上本文就下列幾個角度來評判何種模式較適於編製HPI：

1. 模式本身的表現。包含各變數的符號是否與預期相符、變數是否顯著、是否通過線性重合及自我相關的檢定以及整個模式的解釋力高低。此考量對兩種類型之模式並無顯著差異。
2. 指數計算的過程中是否有偏誤(Bias)。就上述二個角度來看，直線性及半對數模式其本身的表現，就六年來整體表現相去不遠，因此無法自模式本身的表現，明顯的看出何者較優；而若從指數計算過程來看，半對數模式在計算指數的過程中，是藉由間接估計的方式求得各屬性的單位價格，這種計算方式存在一個推估的標準住宅價格 $\bar{Y}_i$ ，隱含著可能有估計上的誤差；而直線性模式就無此項困擾，因此，就這個角度來看，直線性模式似乎較半對數模式擁有較高的準確性，這是本文選擇以直線性模式作為建立HPI所用的特徵價格模式之主要原因。

## (二) 指數公式的意義

一般編製指數所採用的公式莫過於拉氏(Laspeyres)公式及裴氏(Passches)公式，如公式(7)及(8)，拉式公式的特色是基期權重，故權重固定，且相同基期下各期指數皆可相互比較，CPI特別強調這點[註30]，而其缺點則是當住宅質量變動較大時，拉氏公式便不足以反映各種屬性的相對重要性；裴氏公式的特色是當期權重，故其權重是隨著指數而變動，優點是可反映住宅質量的變動，缺點是僅能與基期相較，應用上較無彈性。

$$HPI_{0,t} = \frac{\sum_i \alpha_{t,i} Q_{0,i}}{\sum_i \alpha_{0,i} Q_{0,i}} \times 100 \dots\dots\dots(8)$$

$$HPI_{0,t} = \frac{\sum_i \beta_{t,i} Q_{t,i}}{\sum_i \beta_{0,i} Q_{0,i}} \times 100 \dots\dots\dots(9)$$

其中  $\alpha_{0i}$ ， $\beta_{0i}$ ：第i項住宅特徵基期(以0表示)價格  
 $\alpha_{ti}$ ， $\beta_{ti}$ ：第i項住宅特徵計算期(以t表示)價格  
 $Q_{0i}$ ：第i項住宅特徵基期數量及質量  
 $Q_{ti}$ ：第i項住宅特徵計算期數量及質量

## (三) 標準住宅價格及住宅價格指數

表七及表八為以拉氏公式及裴氏公式為基礎的標準住宅價格及住宅價格指數，以民國77年全年為加權基期，圖一是民國77~82年以拉氏與裴氏分別計算的住宅價格指數趨勢圖，表七及表八中的標準住宅價格及住宅價格指數皆已用CPI(以民國80年為基期)作了幣值調整[註31]，以求在相同的幣值下得到住宅價格指數，表八則另外列出未經CPI平減的住宅價格指數。圖一亦同樣經過CPI的平減。



從圖一可以觀察到，77年第一季至78年第四季HPI急速上升，而在78年第四季達到高峰，指數由77年第一季的78.16至78年第四季的146.04(裴氏平減)，以標準住宅價格來看，則由361.53萬上升到675.47萬，實質上漲了67.88%，但在隨後的幾季則急速下滑，到79年第四季最低為106.95，實質下跌了39.09%，此時的標準住宅價格為494.66萬，這證實一般認為77年至78年為國內房地產景氣高峰的說法，而指數在78年第四季之後開始下滑，也說明了央行在78年2月28日的選擇性信用管制確有可能是造成78年第四季住宅價格指數開始下滑的主要原因；自79年第四季之後，指數開始反彈回升，但隨後的幾年，至到82年第四季，雖然住宅價格有漲有跌，但幅度上不至於太大，如80年第一季為126.28、81年第一季為130.02、82年第一季為145.79(裴氏平減)，標準住宅價格則由584.07萬漲到674.34萬。總體來看，住宅價格以相當緩慢的速度上漲，近二年平均每年約上漲9%~12%之間(裴氏平減，拉氏平減)。

就拉式公式與裴式公式的表現來看，裴式表現了其隨標準住宅質量的變動的特色，變動的情形較拉式敏感(圖一)，而從表六可發現，標準住宅的質量有隨時間愈來愈差趨勢，這也就解釋表八及圖一為何裴氏指數皆較拉氏指數為低的情形，而當標準住宅質量變動較大時，拉氏指數與裴氏指數的差距也愈大；此外，由於住宅的質量如面積影響住宅價格甚巨，故似乎以裴氏隨時間變動來固定質量的方式，最能及時反映多變的住宅質量；相對的，以未經控制質量的當期成交總價取中位數形成之中位數經平減指數，受到價格及異質住宅之季節性變動的影響，季節性的變動更為明顯；此外，以算術平均數得到的平均成交總價由於資料中有極端值的存在，為避免對指數造成偏誤，故不加以討論。

圖二顯示了77~82年住宅價格指數之成長幅度，從圖二可看出中位數的指數，其變動的幅度大多較拉氏及裴氏指數為大，變動方向也常相左，各季的成長幅度自-23%~+36%不等，事實上是未控制質量所造成的假象，在分析上較無法看出單純住宅價格的變化，顯見未能控制住宅異質性及固定質量的中位數指數較不可靠；觀察拉氏及裴氏指數的變動，大多呈現同向及同量的變動，但部份(79Q1、80Q1、81Q1、82Q1)則裴氏較拉氏指數有較大的變動，除了表示裴氏較拉氏敏感外，是否有季節性現象，亦值得進一步探討。

此外，透過本文所編製的HPI，亦澄清長久以來對住宅價格波動的說法，事實上住宅價格在77年~78年第四季確實呈現上漲的趨勢，表八顯示未經CPI調整的指數(裴氏)由77年第一季的78.16上升到78年第四季的152.47，但由於物價亦隨之波動，事實上經平減後僅有146.04，而82年第四季未經平減之HPI(裴氏)為175.49，平減後僅144.86。近二年來住宅價格並未有明顯的漲勢，經CPI平減後的HPI(裴氏)約在140~145之間徘徊，住宅市場景氣可說是處於一低迷整理的階段，未經CPI調整的HPI(裴氏)則在155~175之間，也就是說，一般人以為住宅價格的上漲，有一部份其實是因物價的上漲所造成的錯覺，住宅價格並未如帳面上的漲幅。

另一個有趣的現象是，隨著所得的增加，住宅的質量應會相對提升，但資料中所呈現的是住宅質量日漸下降，是否因國人所得的增加比不上住宅價格增加的速度，但卻也不能捨棄住宅這種生活必需品，因此只有購買較低總價或較低質量的住宅，若真是如此，則顯示出住宅問題的一項警訊，即自77年房地產高漲以來，住宅價格已上漲到一不合理價位，而由圖一可看出，79年的房價下跌幅度相對於上漲幅度亦相當有限[註32]，在一般家庭所得並未相對成長的情形下，住宅支出的負擔增加，長期下來是否會造成住宅質量每下愈況，值得大家注意。



表七：台北市民國77年第一季~82年第四季標準住宅價格(HPI BASE，民國77年=100)(經CPI平減，CPI BASE=民國80年)[註33]

單位：萬元

時間	拉氏公式經平減價格 (經質量調整)	裴氏公式經平減價格 (經質量調整)	中位數經平減價格 (未固定質量)
77Q1	361.53	361.53	314.30
77Q2	399.59	399.59	402.16
77Q3	505.55	505.55	453.42
77Q4	583.45	583.45	483.27
78Q1	596.49	574.37	485.54
78Q2	657.59	635.47	631.20
78Q3	675.20	653.08	539.49
78Q4	697.59	675.47	596.68
79Q1	712.31	615.87	531.03
79Q2	690.02	593.57	492.18
79Q3	628.45	532.00	473.01
79Q4	591.11	494.66	507.72
80Q1	602.42	584.07	562.50
80Q2	669.93	651.58	595.00
80Q3	674.05	655.70	585.00
80Q4	693.62	675.27	643.00
81Q1	684.52	601.40	598.26
81Q2	725.53	642.40	619.80
81Q3	735.38	652.26	580.55
81Q4	735.74	652.62	552.79
82Q1	722.02	674.34	618.37
82Q2	714.58	666.91	565.37
82Q3	702.42	654.74	667.1
82Q4	717.70	670.02	572.35

資料來源：本文整理



表八：台北市民國77年第一季~82年第四季住宅價格指數(HPI BASE，民國77年=100)(部份經CPI平減，CPI BASE=民國80年)

時間	拉氏公式 指數 (經質量調整)	拉氏公式 經平減指數 (經質量調整)	裴氏公式 指數 (經質量調整)	裴氏公式 經平減指數 (經質量調整)	中位數 指數 (未固定質量)	中位數 經平減指數 (未固定質量)
77Q1	78.16	78.16	78.16	78.16	76.44	76.44
77Q2	86.39	86.39	86.39	86.39	97.81	97.81
77Q3	109.30	109.30	109.30	109.30	110.27	110.27
77Q4	126.14	126.14	126.14	126.14	117.53	117.53
78Q1	134.64	128.96	129.65	124.18	123.29	118.09
78Q2	148.43	142.17	143.44	137.39	160.27	153.51
78Q3	152.41	145.98	147.42	141.20	136.99	131.21
78Q4	157.46	150.82	152.47	146.04	151.51	145.12
79Q1	167.43	154.00	144.76	133.15	140.41	129.15
79Q2	162.19	149.18	139.52	128.33	130.14	119.70
79Q3	147.72	135.87	125.05	115.02	125.07	115.04
79Q4	138.94	127.80	116.27	106.95	134.25	123.48
80Q1	146.72	130.24	142.25	126.28	154.11	136.80
80Q2	163.16	144.84	158.69	140.87	163.01	144.71
80Q3	164.17	145.73	159.70	141.76	160.27	142.28
80Q4	158.93	149.96	164.46	145.99	176.16	156.38
81Q1	174.17	147.99	153.02	130.02	171.23	145.50
81Q2	184.60	156.86	163.45	138.89	177.40	150.74
81Q3	187.11	158.99	165.96	141.02	166.16	141.19
81Q4	187.20	159.07	166.05	141.10	158.22	134.44
82Q1	189.11	156.10	176.62	145.79	182.19	150.39
82Q2	187.16	154.49	174.67	144.19	166.58	137.50
82Q3	183.98	151.86	171.49	141.56	196.58	162.27
82Q4	187.98	155.17	175.49	144.86	168.63	139.20

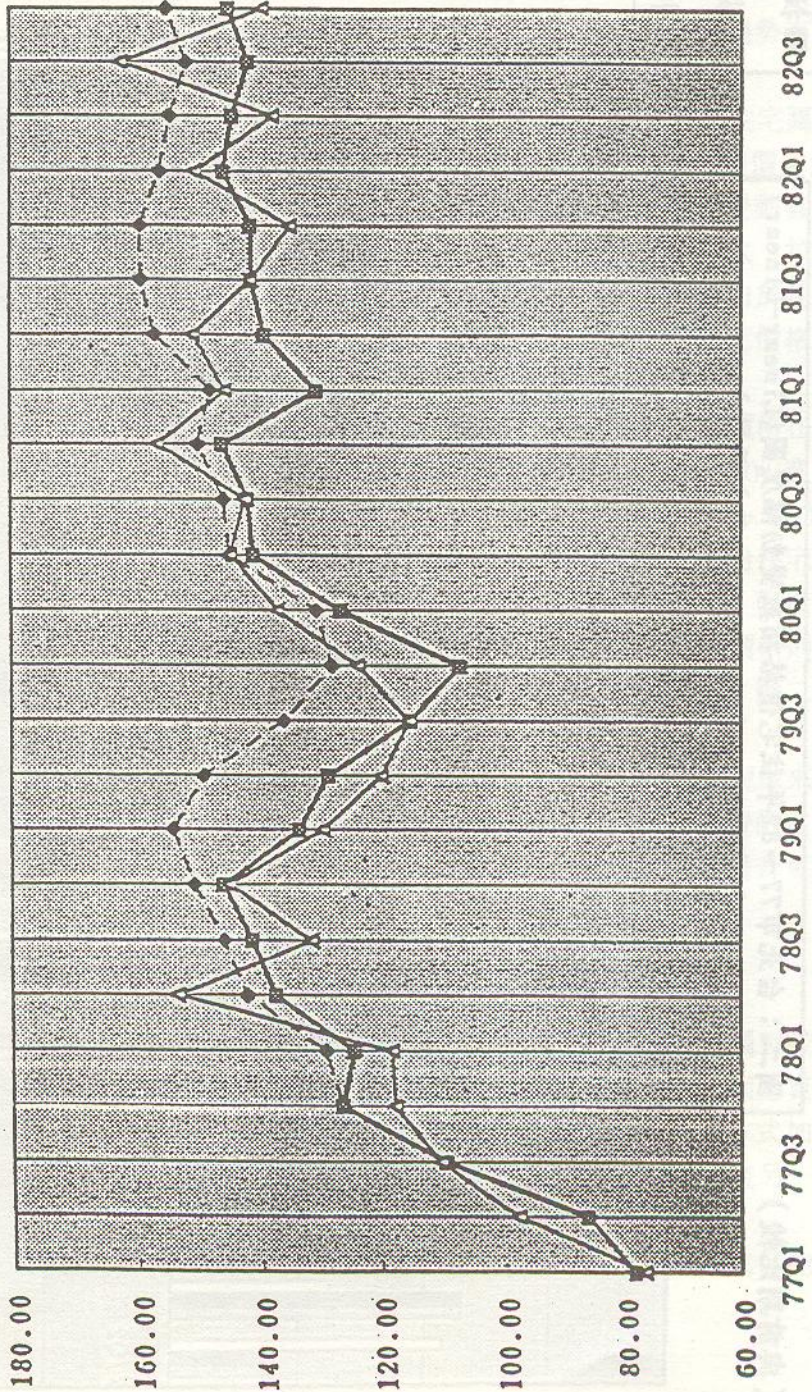
資料來源：本文整理



HPI指數  
(民國77=100)

圖一：台北市77~82年住宅價格指數變動趨勢圖 (Linear-Linear)  
(已經過CPI (CPI BASE=80年) 平減)

- ◆— 拉氏經平減指數
- 裝氏經平減指數
- △— 中位數經平減指數

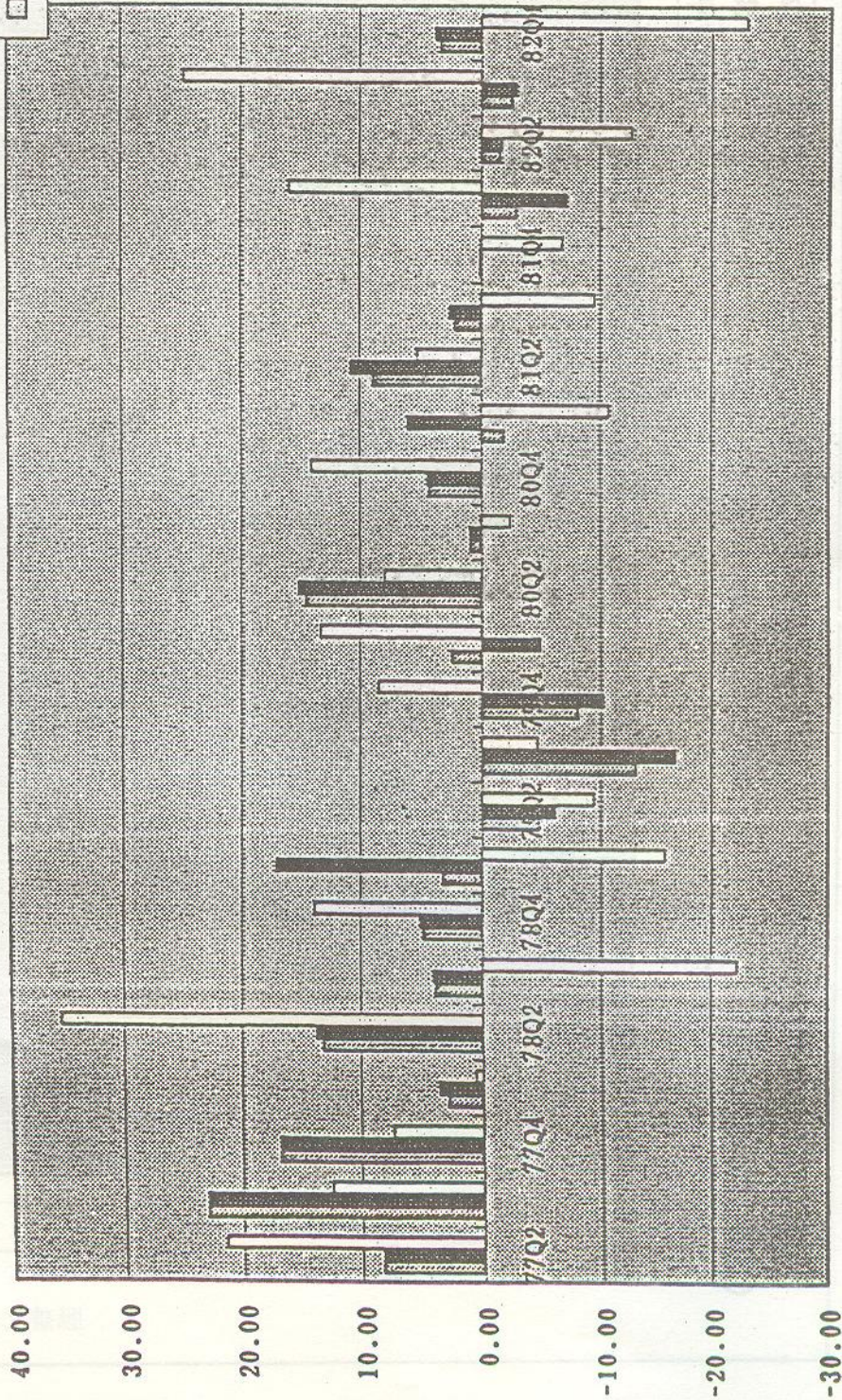




變動率 (與前期比較)

圖二：台北市77~82年住宅價格指數變動幅度圖 (Linear-Linear)  
 (已經過CPI (CPI BASE=80年) 平減)

■ 拉氏經平減指數  
 ■ 裝氏經平減指數  
 □ 中位數經平減指數





## 六、結論與後續研究

### (一) 結論

由於住宅的特殊特性以及我國相關住宅價格資訊的不足，使得欲編製一套嚴謹的住宅價格指數，並非易事，但建立一套住宅價格指數，在澄清我國長期以來住宅價格的變動趨勢有其必要性。

本文透過標準住宅的概念，將異質性的住宅予以標準化，藉特徵價格法控制標準住宅屬性，並透過不同模式及指數公式的比較，編製台北市之HPI。基本上，標準住宅價格是說明價與量(和質)的變動，而透過指數公式固定質量再加以比較，如表七及圖二中的中位數價格變動甚為劇烈，各季的成長幅度自-23% ~ +36%不等，事實上是未控制質量所造成的假象；其次，拉氏公式是表現標準住宅單價的變動，而裴氏公式則是反映標準住宅價與量(和質)的變動，由於住宅價格受質量變動的影響甚大，因此運用裴氏公式指數可以隨時因應質量的變動反映住宅價格，並固定質量於當期，故在理論上裴氏公式應較能反映住宅的特色而適於HPI的編製。

此外，透過本文所編製的HPI，亦澄清長久以來對住宅價格波動的說法，即住宅價格在77年~78年第四季確實呈現上漲的趨勢，指數由77年第一季的78.16至78年第四季的146.04(裴氏平減)，以標準住宅價格來看，則由361.53萬上升到675.47萬，實質上漲了67.88%，此外，經CPI平減後的HPI應較能反映住宅價格的實質變動，在分析上較具參考價值，也就是說，部份住宅價格帳面的上漲，其實是因物價的上漲所造成的錯覺，住宅價格並未如帳面上的漲幅。而近二年來住宅價格則並未有明顯的漲勢，CPI調整的HPI(裴氏)則在130~145之間，標準住宅價格則維持在584萬至675萬之間，總體來看，目前住宅市場景氣可說是處於一低迷整理的階段，近二年來住宅價格實質每年約成長9%~12%左右。

而隨著拉氏公式指數較裴氏公式指數為大以及標準住宅屬性的量與質逐漸減少的現象來看，以仲介業為主成交量之質量住宅可以發現一反常的現象：隨著所得的提升，國人消費的住宅質量卻有下降的趨勢，顯然部分房價仍然呈現一不合理的水準，這對國人生活水準的提升可能會形成障礙。

### (二) 後續研究

此外，經由此次對台北市編製HPI的經驗，往後亦可朝向運用其他來源的資料，編製較長時間序列的HPI。由於各地區住宅價格資料的質量、完整及多寡程度皆不一致，是否可因應資料缺失的狀況，採用不同的方式，來編製HPI，針對資料缺失的部份，如何藉由不同的方式加以補全，以編製不同區位(縣市或行政區位)、類型(成屋、預售屋)的HPI，則是本文建議往後另一個研究的方向。

最後，指數的預測亦是值得探討的一個方向，以時間序列的觀點，觀察指數未來可能的走勢，可作為市場分析的參考。



## 註 釋

- 註 1：現有能搜集到住宅價格的資料主要來自仲介公司、主計處、市場年鑑及相關文獻。仲介公司的住宅價格資料是指其接受委賣成交的成交價；主計處的房價資料則是自其住宅狀況抽樣調查中所得的調查資料；另外太聯房屋有預售屋的市調資料、陳明吉(1988)、黃佩玲(1994)等亦整理了較長期的預售屋平均表價資料。
- 註 2：林元興(1988)，pp.177-178。
- 註 3：張金鶚及范垂爐(1993)，p.92。
- 註 4：一般來說，住宅市場景氣較佳時，預期房價有上漲空間，因此會呈現賣方市場，議價空間較小；反之則預期房價會下跌，呈現買方市場，議價空間較大。不過此一說法仍有待實證。
- 註 5：林元興(1988)，p.178。
- 註 6：從建物登記謄本中有記載的為主建物面積、附屬建物面積及公共設施面積；而一般銷售習慣中尚有無法登記產權的面積亦計算在總價中，如加蓋面積、「使用面積」等。
- 註 7：辜炳珍(1988)，p.4。
- 註 8：Markand Goldberg(1984)，pp.34-38。
- 註 9：如Thibodeau(1989)、Blackley、Follain and Lee(1986)、Case，Pollakowski and Wachter(1991)、Bailey，Muth and Nourse(1963)、Clapp，Giacotto and Tiroglu(1991)、辜炳珍(1989)等。
- 註10：生活成本為一籠統的概念，泛指本期購買某一籃(basket)消費品所花費的成本與以前某一時期(可稱之為基期)購買同一籃消費品之支出的相對變動。韋端(1992)，p.68。
- 註11：台閩地區都市地價指數，內政部，p.2。
- 註12：林英彥，不動產估價，pp.452。
- 註13：韋端(1992)，p.68。
- 註14：此處之「地價指數」是指現行內政部所編製的地價指數，其查編方法為「高、中、低價位區段地價法」，事實上即為「中位數加權平均法」的變化運用。
- 註15：此處之地價指數編製方法即以建立「標準宗地」的方式來編製。林英彥，不動產估價，pp.452-455。
- 註16：本節特徵之分類，係參考張金鶚、范垂爐(1993)，再進一步加以修訂而成。
- 註17：例如仲介公司成交案例的屬性，部分並不完整，如停車位資訊缺失的現象甚多；再者，許多屬性分別來自不同資料來源，資料無法共通，分析時便產生困難，如仲介公司成交案例的屬性多半屬於戶及棟的特徵；而主計處的調查資料卻有部分鄰里環境特徵，在欲合併所有屬性進行實證時，會產生資料來源不同，無法整合的困境，僅能運用不同資料，分別進行實證。不同屬性的資料來源參見附錄一。又各行政區所收集交易量資料不均，易有存量樣本代表性之質疑，然本研究旨分析交易房價水準非存量房價水準；若行政區小則成交量可能亦少，此乃反映現實之交易房價水準。
- 註18：如部分屬性的衡量項目所隱含的意義相當接近，因此在迴歸分析時會產生線性重合現象。



- 註19：其中，登記總面積=主建物面積+附屬建物面積+公共設施面積；所在樓層包含做住宅使用的一樓；而在衛浴設備中，僅有盥洗而無洗浴設備者視為半套；此外，屋齡的精確度到月，但為求計算方便，將其轉換為年單位；其次，區位則以新舊市區的虛擬變數表示，舊市區=1，新市區=0，其中，舊市區是指民國57年台北市改制前存在的六個行政區，即中正、中山、大同、大安、萬華及松山區；新市區為士林、北投、內湖、南港、景美及木柵區；最後，等候交易時間是以成交日減去委託仲介起始日來計算。
- 註20：在研究進行的過程中，亦曾考慮運用眾數來表示，但在編製指數時，發現眾數的方式其敏感度較低，故採用算術平均數來表示。
- 註21：張金鶚主持研究(1991)，p.34。
- 註22：如可能產生的商機、生活環境上的便利性等。
- 註23：Edmonds,R.G.(1984)，"A Theoretical Basis for Hedonic Regression: A Research Primer"，AREUEA Journal, V.12, No.1, p.81。
- 註24：就本文所參考的文獻中，發現多數皆以 Log-Linear 模式來執行 Hedonic Price Model 如張麗姬(1994)、林祖嘉(1990)、張金鶚與劉秀玲(1993)、Thibodeaus (1989)、Blackley等(1986)及Nelson(1978)；亦有用Log-Log，如 Case等人(1991)或linear-linear表示者，如辜炳珍(1988)。
- 註25：屋齡=(成交年份-完工年份)+(成交月份-完工月份)/12。
- 註26：同註19。又行政區個數多須使用較多的虛擬變數，基於本研究不討論區位價差，且為了簡化模式及達到部分區位變數之控制，故只將行政區分為兩類。
- 註27：林秋瑾(1994)，p.5。而是否作異常點篩選的標準乃是針對異常點篩選前後，變數的解釋力是否有顯著提升，符號是否與預期相同；而異常點的處置方式有將整筆資料從模式中刪除，或是透過加權的方式調整，本文是採用直接刪除的方式處理異常點。
- 註28：此項數據是針對顯著的情形而言，變數不顯著時，其係數的變異數甚大，可信度較低。
- 註29：特徵價格法是利用迴歸方法將住宅的各項屬性的隱含價格(Implicit Price)分離出來，並藉此對住宅質量加以控制的一種方法。本文探討住宅價格將品質與數量結合在一起（稱為質量）。住宅面積之大小趨勢與購買力無關。本文所謂標準住宅的質量並非以存量住宅質量為標的而是反應以仲介業為主之交易量之質量住宅。其標準住宅的質量有顯示隨時間朝向居住空間之逐漸下降及屋齡老化之趨勢。
- 註30：韋端(1992)，P.71。
- 註31：我國的CPI雖亦有居住類指數，並主要以房租來反映該類指數變動，似乎也隱含反映了房價；但由於房租在CPI中的權重有限(約20%)，且房租在我國市場上未能充分反映房價變動；此外HPI以CPI平減主要在反映幣值差異，其平減結果亦較為平滑，故相信就長期來看HPI以CPI來平減應屬合理。韋端(1992)，p.90。
- 註32：此項比較尚不包含76年住宅價格開始上漲的幅度。
- 註33：由於本文在此是以80年為基期的年CPI對各季作幣值調整，因此80年以後的房價會較當期價格低。舉例而言，81年第四季未經CPI調整的中位數價格為575.28萬，經調整後為552.79萬；而82年第三季未經CPI調整的中位數價格為717.49萬，經調整後為667.19萬。此外，一般常利用算術平均數計算平均房價，但事實上經常存在極端大的成交值，而會使平均房價造成偏高的假象，故在統計上分析以中位數處理，避免極端值的影響。



註33： \* 表示不易明確定義及衡量之屬性。

註34：

- (1) 以木造為Base
- (2) 以工業區為Base
- (3) 以該鄰理小環境存在之嫌惡性設施數目作加權，嫌惡性設施越多，加權值越大
- (4) 同(3)
- (5) 同(3)
- (6) 以都市計畫範圍外之地區為Base
- (7) 一般人類生存之最佳濕度環境在45%~65%之間，過高或過低都不是最佳生活環境
- (8) 有特殊賣屋原因=1，否=0

註35：

相關資料來源如下：(x：表示目前無資料)

1. 太平洋房屋之委託案件資料(1988~1994)
2. 太聯房屋調查之預售屋個案資料(1988~1994)
3. 信義房屋之委託案件資料(1990~1994)
4. 14家仲介公司成交案件聯合資料庫(1993~1994)
5. 主計處住宅狀況調查(1979~1989、1993)
6. 各縣市統計要覽
7. 台灣省家庭收支調查報告(1970~1994)
8. 台北市家庭收支調查報告(1970~1994)
9. 高雄市家庭收支調查報告(1970~1994)
10. 台灣地區人力資源調查(1979~1989、1993)



附錄一：影響住宅價格之屬性選取一覽表

屬性分類	屬性項目(註33)	定義	測量單位(註35)與測度(註34)	備註(註37)		
戶	樓層位置	所在樓層	1, 3, 4	+		
	的	視野景觀*	依景觀好壞區分五等級 1. 很差 2. 差 3. 普通 4. 好 5	加權值	+	
		邊間	除前後兩面, 至少有一面牆面未與建物相連(是=1, 否=0)	虛擬變數	+	
		方位	是否為南北朝向(是=1, 否=0)	虛擬變數	+	
	特	面	主建物面積	坪	+	
			附屬建物面積	坪	+	
		的	停車面積	有無登記(有=1, 無=0)	1, 3	+
			樓屬	樓狀登記面積	1, 3	+
			面	機械式或平面式(平面式=1, 機械式=0)	1, 3	+
			積	無法登記產權之二次施工樓地板面積	3	+
特		微	加蓋坪數	坪	+	
			樓層高度	上下樓間之垂直距離	公尺	+
		微	公共設施比率	該戶持分之公共設施面積/該戶之總登記面積	1, 3	+
			土地持分比率	該戶土地持分坪數/基地總坪數	%	+
	微	隔間	臥房間數	間	+	
			客廳(飯)廳數	間	+	
		微	廚房數	有明顯區隔且可關閉的居住空間	1, 3, 4, 5	+
			衛浴設備套數	有明顯區隔且不可關閉的居住空間 含有廚具, 且有明顯區隔, 並單作淋浴用途之空間 含有衛浴設備, 且有明顯區隔, 並單作衛浴用途之空間	間 套	+
		微	內部品質	格局	是否方正(是=1, 否=0)	+
				裝潢	內部裝潢費用	元/坪
棟	的	維	漏水	區分為 1. 無漏水 2. 輕微漏水 3. 嚴重漏水	+	
			裂	區分為 1. 無龜裂 2. 輕微龜裂 3. 嚴重龜裂	+	
	的	特	燃料	是否用天然瓦斯(是=1, 否=0)	+	
			用水	是否有自來水(是=1, 否=0)	+	
	微	特	臨路寬度	基地主要面臨道路寬度	+	
			臨路數目	基地面臨道路數目	+	
		的	特	路寬	基地正而入口是否對街交通動線(是=1, 否=0)	+
				型	大廈、別墅、公寓、透天、套房	+
		微	特	屋齡	購買(調查)年月 - 完工年月	+
				結構	鋼骨造、鋼筋混凝土造、加強磚造、磚造、木造	+
的	特		用途	依土地使用分區區分為商、住一、住二、住三、工	+	
			地上總樓層高度	從地面層開始到建物最高點的距離	公尺	+
微	特	地上總樓層數	從地面層開始到建物最高層之層數(不包含屋頂突出物)	1, 2, 3, 4	+	
		地下總樓層數	地面層以下的樓層數	層	+	
微	特	外觀造型*	依外觀區分五等級 1. 很差 2. 差 3. 普通 4. 好 5. 優良	+		
			加權值	1, 14, 16, 17, 18	+	



附錄一：影響住宅價格之屬性選取一覽表

屬性分類	屬性內容	衡量項目(註33)	定 義	單位(註34)	資料(註35)預期符號(註36)	期望(註37)
棟 的 特 徵	面 積	基地面積	建築基地總面積	坪	2	?
		開放空間	有容積獎勵的法定開放空間設計 (有=1; 無=0)	虛擬變數	x	-
		建築率	建築基地面積/基地總面積	%	2	-
		容積率	總樓地板面積/基地總面積	%	2	-
		停車設施	該棟建築物停車設施有無	虛擬變數	1,2	+
	公 共 設 施	娛樂服務設施面積比率	娛樂服務設施面積(含管理室)/總樓地板面積	%	x	+
		電梯數	每部電梯每層服務住戶數	戶/部·層	1,3	-
		基地公共設施比率	整棟公共設施面積/基地總面積	%	1,3	+
		管理費用	每月支付管理費用金額	元/坪·月	x	+
		管理維護	區分為五等級 1. 很差 2. 差 3. 普通 4. 好 5. 優良 依設施優劣區分三等級 1. 無 2. 普通 3. 優良	加權值	x	+
鄰 里 小 環 境 特 徵 (註40)	公共設施可及性	學區	是否為優良學區	虛擬變數	x	+
		到學校距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近小學的距離	" + / - "	5	-
	鄰里小環境	到商店距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近商店的距離	" + / - "	5	-
		到交通設施距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近便利商店的距離	" + / - "	x	-
		到服務設施距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近菜市場的距離	" + / - "	5	-
		到服務設施距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近捷運站的距離	" + / - "	x	-
		到服務設施距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近公共車站的距離	" + / - "	x	-
		到服務設施距離	在那里小環境的範圍內, 步行至最近交通流道的距離	" + / - "	5	-
	鄰里住戶屬性	噪音	在那里小環境的範圍內, 步行至最近郵局的距離	加權值	5	-
		治安	如啤酒屋、KTV、舞廳、電動遊樂場、神壇或宗教聚會場所、工廠或修理廠等	加權值	5	-
衛生		如理容院、餐館或特種營業場所等	加權值	5	-	
教育程度		如垃圾場、火葬場、加油站或煤氣行等	加權值	6	+	
環境滿意度	所得	研究所得、大學、專科、高中、國中、小學、小學以下	元/月	5,7,8,9	+	
	職業	平均家庭所得	加權值	10	+	
	家庭結構	以職位階級高低加權平均	%	5	+	
	到就業地點時間距離	小家庭(二代家庭)占鄰里小環境內總戶數之比率	分鐘(車程)	x	-	
	環境滿意度	住宅到就業地點的平均時間	加權值	5	+	



附錄一：影響住宅價格之屬性選取一覽表

屬性分類	屬性內容	衡量項目(註33)	定義	單位(註34)	資料(註35)資料符號(註36)	備註(註37)
鄉里大環境特徵(註41)	區位	行政區	同一縣市內之鄉鎮市區	虛擬變數	1, 2, 3, 4, 5	1*, 16*, 27*, 31*
		市區、市郊、郊外	都市計畫範圍內之中心及邊緣地區, 以及範圍外之地區	虛擬變數	x	14*, 29*
		到CBD距離	自所在鄉里到CBD之直線距離	公里	x	15, 17*, 27*, 29
	大環境品質	時間距離	以尖峰時段與非尖峰時段車行時間的平均值	分鐘	x	x
		人口密度	各鄉鎮市區每平方公里人數	人/KM	0	17
		噪音	各鄉鎮市區年平均噪音值	db	x	12*
		水質	區分三等級 1. 差 2. 普通 3. 好	加權值	0	17
	土地使用混和度	空氣污染	各鄉鎮市區季平均落塵量	公噸/km <sup>2</sup>	0	8*
		住宅區土地使用混和度	該鄉鎮市區之住宅區占全區土地比率	%	0	x
		商業區土地使用混和度	該鄉鎮市區之商業區占全區土地比率	%	0	x
工業區土地使用混和度		該鄉鎮市區之工業區占全區土地比率	%	0	x	
其他個體特徵(註42)	建商特徵	公私部門	是否為國宅(是=1, 否=0)	虛擬變數	x	x
		民間建商聲譽	區分三等級 1. 差 2. 普通 3. 好	加權值	x	x
	買屋者特徵	買屋方式	自售或委售(自售=0, 委售=1)	虛擬變數	?	x
		買屋原因	是否有特殊買屋原因, 如出國、處分閒資產、急售、換現金	虛擬變數	1, 3	x
		議價能力	是否有特殊議價能力(是=1, 否=0)	虛擬變數	x	x
	買屋者特徵	買屋方式	自買或委買(自買=0, 委買=1)	虛擬變數	?	x
		買屋原因	自住或投資(自住=0, 投資=1)	虛擬變數	?	x
		議價能力	是否有特殊議價能力(是=1, 否=0)	虛擬變數	x	x
	交易狀況	等候交易時間	成交日 - 第一次委託日	天	1, 3, 4	x
		交易費用	占成交住宅價格之比例	%	x	x
	付款方式	是否為現金(是=1, 否=0)	虛擬變數	x	x	



## 附錄一：影響住宅價格之屬性選取一覽表

- 註36： +：表示所衡量的單位其值愈大，因變數的值也愈大； -：表示所衡量的單位其值愈大，因變數的值會愈小； \*：表示不適用預期符號； ?：表示預期符號未知  
+/-：表示隨著衡量單位的增加，因變數的值會先正向而後朝反向變動  
(1) 一般來說，住家越接近小學，其住宅價值越高；但緊鄰小學的住宅，其居住品質反會受小學的活動所影響，住宅價值會較低，故住宅到小學的距離與房價的關係為非線性
- 註37： 曾引用該項衡量項目作為實證變數之文獻(\*：表示具有顯著性影響)，對照參考文獻。
- 註38： 所謂戶的特徵是指住戶的內部情況而言，並藉著該住戶在居住上的特色，而造成對住宅價格的影響。
- 註39： 所謂棟的特徵是指建築基地上，整棟建築物所表現的狀況。
- 註40： 所謂鄰里小環境特徵乃指距住宅所在地1分鐘車程，或15分鐘步行，或1公里範圍內的主要行政鄰里的環境特徵而言。
- 註41： 所謂鄰里大環境特徵乃指以主宅所在地之鄉鎮市區為範圍的總體環境特徵而言。
- 註42： 指影響住宅價格而未在上述各類特徵中提及的個體特徵言。



## 參考文獻

## 內政部

1993. 《台閩地區都市地價指數》，第一期。
1994. 《台閩地區都市地價指數》，第二期～第三期。

## 林元興

- 1988 〈不動產估價計量方法初探〉《政大學報》(58)：173-187。

## 林元興

- 1989 〈不動產價格指編製方法之探討〉《政大學報》(59)：195-234。

## 林元興、顏愛靜

- 1980，《臺灣省都市計畫區地價指數查編之研究》政大地政系。

## 林秋瑾

- 1994 〈穩健性特徵房屋價格模式之探討----異常點分析〉，國科會研究報告。

## 林英彥

- 1989 《不動產估價》，文笙書局。

## 林祖嘉

- 1990 《臺灣地區房租與房價關係之研究》，政大經研所。

## 韋端

- 1992 〈臺灣地區消費者物價指數之編製〉，行政院主計處物價研討會論文。

## 翁淑真

- 1992，《臺北都會區空氣汙染對住宅價格影響之研究》中興大學都市計畫研究所碩論。

## 張金鵬

- 1994 〈房地產的世界：認識國內房地產的投資環境與因應之道〉，政治大學社會科學院「人與社會」系列講座演講稿，1994. 11. 5。

## 張金鵬、范垂爐

- 1993 〈房地產真實交易價格之研究〉《住宅學報》(1)：75-97。



張金鶚、劉秀玲

- 1993 〈房地產品質、價格與消費者物價格指數之探討〉《政大學報》(67): 369-400。

張麗姬

- 1994 〈從遠期契約和現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係----以臺北市為例〉《住宅學報》(1): 67-85。

陳明吉

- 1989 《房地產價格及其變動因素之研究》，政治大學地政研究所碩論。

辜炳珍

- 1989 《房地產價格指數查編之研究》，行政院主計處。

黃佩玲

- 1994 《住宅價格與總體經濟變數關係之研究—以向量自我迴歸模式(VAR)進行實證》，政治大學地政研究所碩論。

黃啟福

- 1983 《住宅屬性需求之研究----以松山、大安、古亭為例》，中興大學都市計畫研究所碩論。

劉振誠

- 1986 《住宅價格影響因素之研究----以臺北市松山、中山、大安、古亭區為例》，中興大學都市計畫研究所碩論。

Bailey, M. J., Muth, R. F. and Nourse H. O.

- 1963, "A Regression Method for Real Estate Price Index Construction", Journal of the American Statistical Association, December, pp.933-942.

Blackley, D.M. and Follain, J.R., with Lee, H.

- 1986, "An Evaluation of Hedonic Price Indexes for Thirty-four Large SMSAs", AREUEA Journal, Vol 14, pp.179-205.

Case, K.E. and Shiller, R.J.

- 1987, "Prices of Single Family Homes Since 1970: New Indexes for Four Cities", New England Economic Review (September-October); pp.45-56



Case, B. ,Pollakowski,H.O. and Wachter,S.M.

1991, "On Choosing Among Housing Price Index Methodologies" , AREUEA Journal, Vol 19, No.3.

Case,K.E.

1994, "Land Prices and House Prices in the United States" , In J. Poterba and T. Noguchi,eds., Housing Markets in the United States and Japan. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Clapp,J.M., Giaccotto, C. and Tirtiroglu, D.

1991, "Housing Price Indices: Based on All Transactions Compared to Repeat Subsamples" , AREUEA Journal, Vol 19, No. 3.

Edmonds,R.G.

1984, "A Theoretical Basis for Hedonic Regression:A Research Primer" , AREUEA Journal,V.12, No.1.

Harrison, D.J. and Rubinfeld, D. L.

1978, "Hedonic Housing Price-sand the Demand for Clean Air" , Journal of Environmental Economics and Management, 5, p.p.81-102.

Haurin, D. R. and Hendershott, P. H.

1991, "House Price Index-es: Issues and Results" , AREUEA Journal, Vol 19 , No. 3.

Kain,J.F. and Quigley,J.M.

1976, Housing Market and Racial Discrimination: A Microeconomic Analysis, Nat Bur Res., New York.

Mark, J.H. and Goldberg, M.A.

1984, "Alternative Housing Price Indices:An Evaluation" , AREUEA Journal, Vol 12, pp.30-49.

Nelson,J.P.

1978, "Residential Choise, Hedonic Price, and the Demand for Urban Air Quality" , Journal of Urban Economics,5, pp.357-369.

Rosen,S.

1974, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Di-fferentiation in Pure Competition"



Journal Political Economy, 82, pp.34-55.

Singell, L.D. and Lillydahl, J. H.

1990, "An Empirical Examination of the Effect of Impact Fees on the Housing Market",  
Land Economics, 66, pp.88-92.

Thibodeau, T. G.

1989, "Housing Price Indexes from the 1974-1983 SIMSA Annual Housing Surveys"  
, AREURA Journal, Vol 1, No. 1.