

應用穩健迴歸模型探討有限樣本的房價指數編制

袁淑湄

政治大學地政研究所 博士班研究生
臺北市文山區指南路二段 64 號
0928-647-169
shumeiyuan@gmail.com

張金鶚

政治大學地政系 教授
臺北市文山區指南路二段 64 號
02-2938-7478
jachang@nccu.edu.tw

摘要

房地產屬於異質性的產品，若能將描述整體較大範圍市場的房價指數，解構為較小範圍的房價指數，將可增加房價指數的實務應用性。然而，解構房價指數所遭遇到的困難是，在編制指數之前，需先建立該季價格迴歸模型。如同所有實證迴歸模型所遭遇到的有限樣本問題，若將樣本切割為較小範圍後，應用「最小平方法(OLS)」進行參數校估，雖可觀察到所關心之次市場的房價波動，但由於可供迴歸模型使用的樣本數減少，使得以最小平方法所估計的參數值，對於樣本中異常點的存在相當敏感，可能造成有限樣本之房價指數未能反映出多數樣本的房價波動。

過去住宅文獻上，研究者建立特徵價格模型後，進行異常點修正時多應用 Belsley, Kuh & Welsch(1980)提出的 DFFITS 法(林祖嘉、馬毓駿, 2007；林秋瑾, 1996；林秋瑾、楊宗憲、張金鶚, 1996；張金鶚、楊宗憲、洪御仁, 2008)。近年來由於電腦演算方法的進步，文獻上指出應用「穩健迴歸模型」無須刪除樣本即可緩和異常點的影響，使參數具備穩健性。本研究將運用國泰建設公司的新推個案市場調查資料，分別以「DFFITS」法和穩健迴歸模型中的「最小消去平方法(Least Trimmed Square, LTS)」來校估參數並編製房價指數。本文將觀察此二方法所編製房價指數差異及其模型表現優劣，嘗試找出適合編製有限樣本房價指數的穩健參數校估方式。

關鍵詞：DFFITS、最小消去平方法 (LTS)、有限樣本(Finite Sample)

一、前言

預售住宅的價格波動受到社會各方關注。原因之一為預售住宅是國人購屋的重要管道，依據國泰房地產指數季報的統計，民國 99 年台灣預售屋推案金額初估高達新台幣九千餘億元，預售市場為國內相當重要的住宅次市場；再者，預售住宅多為投資客的房地產投資標的，預售住宅的價格波動反映出投資客對於房地產市場短期的動向看法；以及，預售住宅價格影響中古屋價格波動，根據張金鶚、楊宗憲、洪御仁(2008)之研究，預售住宅價格為領先指標，提前一季反映出中古屋市場的價格變化。預售住宅因其具備上述特色，因此，當消費者進行購屋決策、建商決定推案時機或訂價策略、投資客決策房地產投資內容、或銀行擬定建商融資政策時，多會參考預售住宅的價格波動資訊。

自民國 92 年起，政治大學房地產研究中心和國泰建設股份有限公司，每季定期共同發佈國泰房價指數，公布全國和五大都會區的預售屋房價指數。國泰房價指數為應用特徵價格理論所編製的拉氏價格指數，而特徵價格理論視住宅屬性為獨立商品市場，在完全競爭市場中，住宅屬性由眾多消費者與生產者，經由出價(bidding)與索價(offering)決定均衡價格。研究者建立特徵價格的迴歸模型後，利用「最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)」校估特徵價格模型的參數值，即視為得到住宅屬性的隱含價格(Rosen, 1974)，將住宅屬性的隱含價格，乘以基期的典型住宅品質，再依拉氏指數公式，計算出各季相對於基期的房價變化，即為應用特徵價格理論的拉氏價格指數(林秋瑾、楊宗憲、張金鶚, 1996；張金鶚, 1995；張金鶚、楊宗憲、洪御仁, 2008；Haurin and Hendershott, 1991；Jansen, de Bries, Coolen, Lamain and Boelhouwer, 2007)。

上述應用特徵價格理論所編製的預售屋價格指數，雖為常見的房價指數編製方式，但在實務上，以此種方法編製預售房價指數遭遇到幾項挑戰。第一，每季市場上預售住宅推案件數偏少，每一件住宅推案為一個樣本，即使在推案頻繁的台北市，每季住宅新推案件數僅約介於三十件至一百餘件，從迴歸模型的觀點，有限的樣本量可能使校估出的參數有不夠穩健之虞。若遷就樣本量而合併台北市和台北縣¹的樣本，編製大台北都會區預售房價指數，固然因樣本量增加可增加參數估計值的穩健性，但從使用者應用指數的觀點，大範圍房價指數的參考價值將不若細緻化房價指數高。在參數估計值的穩健性和指數細緻化的取捨之間，國泰房價指數選擇了編製以縣市為範圍的預售屋房價指數。因此，應用穩健迴歸模型，使預售屋房價模型在相同的地理範圍內提高參數估計值的穩健性，增加有限樣本房價指數的參考性，為本文的研究目的之一。

第二項挑戰是住宅新推個案為產品異質性很高的住宅市場，研究者不易在特徵價格模型中新增合適的解釋變數。住宅推案可能以其獨有的產品特色或住宅特

¹ 台北縣已於民國 99 年 12 月 25 日改制為新北市，本文實證資料調查時間仍為改制前，故仍以「台北縣」一詞指涉已改制為直轄市之「新北市」。

徵，吸引消費者願意以偏高或偏低的價格購買，研究者不見得在建立模型之前，就能辨認出影響價格的所有住宅特徵。而且，即使研究者主觀判斷某項特徵對於房價有影響，從資料蒐集的觀點，增加一個變數資訊，可能需要耗費額外的成本，使市場調查資料無法周全紀錄影響價格的住宅特徵。例如，推案於內湖的某住宅新推個案，其價格可能因為鄰近內湖焚化爐，因此相較其他同樣推案於內湖卻遠離焚化爐者，有類似的住宅品質，卻有偏低的價格。雖然「是否鄰近避設施」可能為影響價格的因素，卻存在幾個因素使研究者未將此住宅特徵放入特徵價格模型。

第一個最簡單的原因為，基於調查人力與成本的考量，市場調查資料中，這項資訊並未紀錄；第二個可能原因為，建立基期模型時此住宅特徵並未被觀察到，或其後雖有觀察到，但後續在各季推案中，此住宅特徵不是經常出現，例如內湖焚化爐附近每隔幾年才有住宅推案，在固定住宅品質的拉氏房價指數理論之下，特徵價格模型難以視狀況隨季更改；其三為研究者根本不知道這個住宅特徵是影響價格的因素。因此，本文的第二個研究目的為，檢視穩健迴歸模型辨認為異常點的住宅新推個案，歸納其產品特色與住宅特徵，增加對於高異質性之新推住宅個案其推案特色的瞭解。

第三項挑戰是關於異常點刪除方式的質疑。過去編製模型時所遇到的異常點問題，常見的處理方式是辨認出樣本中的異常點後予以刪除。在住宅研究的文獻上，研究者建立特徵價格模型後，進行異常點修正時多應用 Belsley, Kuh & Welsch(1980)提出的 DFFITS 法(林祖嘉、馬毓駿, 2007；林秋瑾, 1996；林秋瑾、楊宗憲、張金鶚, 1996；張金鶚、楊宗憲、洪御仁, 2008)。近期則因為電腦運算能力的提升，得以發展出穩健迴歸的現代方法(Anderson, 2008)。

DFFITS法雖為刪除異常點常見的方法，但部分文獻卻認為由於存在遮蔽(masking)效果，可能使DFFITS未能識別真正的異常點，或是因為淹沒(swamping)效果，可能使正常樣本被誤判為異常點(王彤、何大衛, 2002)。DFFITS低估了應被辨認為異常點之影響力，不僅無法正確辨認出異常點，也使得參數受到這些沒有辨認出來的異常點影響，而背棄大部分資料的趨勢(Zaman, Rousseeuw, and Orhan, 2001；Anderson, 2008)。因此，本文的第三個研究目的為，分別應用DFFITS和穩健迴歸中的「最小消去平方法(Least Trimmed Square, LTS)」建立模型，並比較此二模型刪除異常點後的模型配適度(R^2 值)和顯著性(F值)，觀察其應用優劣。

本研究以國泰建設與政治大學房地產研究中心，針對新推個案市場所進行之調查資料作為實證資料來源，將空間範圍界定為台北縣和台北市，時間範圍為民國 89 年第 1 季至民國 99 年第 3 季。本文應用兩種使迴歸參數估計值穩健的參數校估方式，比較其應用結果；並且進一步針對 LTS 模型所辨認出的異常點，分析其住宅推案特色，期對高異質性的住宅新推個案之產品特色有更多瞭解；最後則編製兩種房價指數，觀察此二指數之表現差異。本文分為六個部分，除第一部

份前言外；第二部分簡介房價指數編製方法；第三部分說明異常點之判定方法；第四部分為資料說明；第五部分為實證結果及分析；最後則為本文結論。

二、房價指數編製方法

(一)以特徵價格模型編製房價指數

如何編製房價指數以捕捉價格波動，為住宅經濟領域中重要的研究議題。常見的房價指數編製方式有四種(Haurin and Hendershott, 1991；Jansen, de Bries, Coolen, Lamain and Boelhouwer, 2007)。第一種方法為以價格的中央趨勢來衡量價格波動，包括計算價格的中位數或平均數；第二種為利用特徵價格模型編製價格指數；第三種為重複銷售法；第四種則為混合重複銷售法(Hybrid Repeat Sales Method)。

預售住宅的資料特性難以適用特徵價格模型以外的編製方法。重複銷售法和混合重複銷售法，需在二不同時間點有二次交易價格，而預售住宅為尚未興建或仍在興建中的住宅，只有一次交易價格，若待住宅興建完成，購屋者再轉手給他人，雖有第二次交易價格，然此住宅已不屬於預售住宅，而為新成屋或中古屋，因此不適用重複銷售法或混合重複銷售法。另外，以中位數或平均數來衡量房價波動，將受到住宅交易品質的影響，例如當季若推出豪宅產品，將拉高當季中位數或平均數房價，但是此房價水準並非反映房價上漲，只是反映出住宅品質上漲。文獻上提及若能先將資料進行適當的分層，再計算中位數房價，將可改善此問題(Prasad and Richards, 2008)。然而，每季新推預售住宅個案數不多，難以進行分層抽樣，不適用中位數法或平均數法。

本研究考量預售住宅的資料特性與各指數編製方法的適用性，採取「特徵價格法」來編製預售住宅的價格指數。

(二)特徵價格模型

特徵價格理論(Rosen, 1974)利用住宅價格及其所隱含的住宅屬性數量，以多元迴歸分析估計特徵價格函數，由校估而得的參數值，可推導出該住宅屬性的邊際隱含價格。本研究採用特徵價格方法編製房價指數，以半對數模式做為特徵價格模型，被解釋變數為新推個案的平均成交單價，如(1)式：

$$\ln(HP_i) = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中， HP_i 為第 i 個推案的可能成交單價， $i=1\sim n$ ； X_{ik} 為 i 個推案的第 k 個住宅特徵變數； β_k 為住宅特徵變數之迴歸係數； β_0 為截距項； ε_i 為誤差項。

特徵價格理論視每個住宅屬性為獨立商品市場，在完全競爭市場中，住宅屬性由眾多消費者與生產者，經由出價(bidding)與索價(offering)決定均衡價格。研究者建立特徵價格的迴歸模型後，校估特徵價格模型的參數值，即視為得到住宅屬性的隱含價格(Rosen, 1974)。研究者將參數乘以基期和計算期的典型住宅²屬性，再依據不同指數公式，即可編制出房價指數(林秋瑾、楊宗憲、張金鶚, 1996; 張金鶚, 1995; 張金鶚、楊宗憲、洪御仁, 2008; Haurin and Hendershott, 1991; Jansen, de Bries, Coolen, Lamain and Boelhouwer, 2007)。本文採用拉氏公式建立拉氏房價指數。

三、異常點之判定方法

以OLS方式校估迴歸模型，最被詬病之處在於，利用OLS校估而得的隱含價格，對於樣本中的異常點完全沒有抵抗力³，一旦異常點推案混入有限筆數的樣本中，將使隱含價格反映的不是多數樣本的現象。於是早期文獻發展出異常點判斷公式，包括RSTUDENT、HAT DIAG.H、COV RATIO、DFFITs、DFBEATs、COOK'S等方式，林秋瑾(1996)應用上述方法探討穩健性住宅租金，實證結果顯示以DFFITs方式衡量異常點，模型將有最佳的結果。

然而近期由於電腦運算能力的提升，文獻上發展出現代穩健迴歸分析方法，而提出不同的看法。Rousseeuw and Leroy (1987)指出當多個異常點存在於資料中時，OLS的殘差不能辨認出多個異常點，該文批評Belsley et al.(1980)提出的異常點辨認方法，無法刪除這些異常點，甚至可能刪除錯誤而導致參數估計值有錯誤收斂值。Zaman, Rousseeuw and Orhan (2001)認為OLS的殘差分析雖然對於OLS的參數估計有所幫助，但對於辨認出會扭曲參數估計值的異常點，卻無法提供足夠的訊息。近期文獻認為異常點往往存在掩蓋現象(Masking Effect)，使得異常點難以應用DFFITs或者由X或Y方向的診斷量來判別異常點，因此發展出穩健迴歸的參數校估技術。以下略說明DFFITs和穩健迴歸分析技術中的「最小消去平方法(LTS)」。

(一)DFFITs

Belsley, Kuh & Welsch(1980)提出的DFFITs法，可辨認出第*i*個樣本對於預測值 \hat{y}_i 的影響力。

²一般編制消費者物價指數時，常運用「固定市場籃」概念來說明。研究者在市場籃內放入固定的商品後，觀察市場籃內的商品在不同時間的價格，從而計算各年期消費者物價指數。而以特徵價格法編制房價指數時，亦類似此概念，特徵價格法將住宅視為異質性商品，每個住宅屬性均來自獨立商品市場，因此在編制指數前，亦須建立「典型住宅」，以衡量房價指數之變動。

³Zaman(1996)指出，OLS的「容離值(Breakdown Value)」為0%，亦即樣本集中，若有一筆資料被任意取代後，研究者據以校估參數所得到的誤差值，有可能為無限大或無限小。

$$(DFFITS)_i = \frac{\hat{y}_i - \hat{y}_{i(i)}}{s_{(i)}\sqrt{h_{ii}}} \quad (2)$$

其中， \hat{y}_i 為第 i 個樣本的預測值，迴歸模型使用所有樣本所進行的估計； $\hat{y}_{i(i)}$ 為第 i 個樣本的預測值，迴歸模型使用不含樣本 i 所進行的估計； $s_{(i)}$ 為不含樣本 i 的估計標準差； h_{ii} 為 hat matrix。當樣本 i 的 $(DFFITS)_i$ 滿足式(3)，該樣本視為異常點。

$$|(DFFITS)_i| > 2\sqrt{p/n} \quad (3)$$

其中， p 為模型中的參數個數， n 為總樣本數。

(二) 最小消去平方法(Least Trimmed Squares, LTS)

Rousseeuw(1984)提出 LTS 方法，處理最小平方法對於異常點過於敏感的問題。LTS 定義最小化殘差項的平方和，如式(4)。

$$\min \sum_{i=1}^h e_{[i]}^2, \quad h \leq n \quad (4)$$

此處 $e_{[i]}^2$ 表示排序後的殘差項平方。LTS 的估計量只取由小大到排序後，前面 h 個觀測值殘差來配適。LTS 透過模擬尋求一組迴歸係數，使得 h 個觀察值有最小殘差項。因此 LTS 估計值能避免異常點的影響。 h 值為：

$$h = \text{Max}\left(\left\lceil \frac{n+p+1}{2} \right\rceil, [0.9n]\right) \quad (5)$$

其中， n 為樣本數， p 為參數個數。

本研究使用 Splus 套裝軟體來校估穩健迴歸係數，在該軟體中參數校估方式依循 Burn(1992)的建議，採用基因演算法求解穩健迴歸係數。Rousseeue and Leroy(2003)指出，求出穩健迴歸係數之後，可據以計算標準化殘差，當該觀察值標準化殘差超過 ± 2.5 ，該觀察值可被認定為異常點，表示如式(6)。

$$w_i = \begin{cases} 1, & \text{if } |r_i / \sigma^*| \leq 2.5 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

其中， r_i 是 LTS 的迴歸殘差； σ^* 是 LTS 的尺度估計值(Scale Estimator)。

四、資料說明

(一)資料來源

本研究以國泰建設與政治大學台灣房地產研究中心，針對新推個案市場的調查資料，做為實證資料來源。該調查資料蒐集之推案資料不限於國泰建設的推案，包含市場上所有新推個案資料。其新推個案市場調查內容包括新推個案的案名、行政區、基地坪數、樓高、主力坪數、推案戶數、推案類型（套房、透天、大廈）、銷售率、建商開價、可能議價空間、銷售率等屬性。

本研究資料時間為民國 89 年第 1 季至民國 99 年第 3 季，以台北市為空間範圍，應用此範圍內市調資料，分別建立特徵價格函數，被解釋變數為標準單價（單位為萬元/坪）。

(二)敘述統計

台北市樣本數為 2,169 筆，台北縣為 1,974 筆，資料敘述統計如表 1 所示。

表1 樣本資料描述性統計

縣市	變數	平均數	最大值	最小值	標準差
台北市	單價(萬元/坪)	45.92	150.00	14.50	17.50
	主力坪數	48.51	350.00	6.50	30.89
	推案戶數	41.27	978.00	1.00	55.06
	樓層數	10.05	33.00	2.50	3.92
	套房比例	0.17			
	透天住宅比例	0.05			
	市中心比例	0.27			
	市區比例	0.40			
	樣本數	2,169			
台北縣	單價(萬元/坪)	19.45	70.00	7.25	7.69
	主力坪數	49.15	256.00	8.50	25.45
	推案戶數	103.69	1,587.00	1.00	148.70
	樓層數	10.67	46.00	2.00	5.41
	套房比例	0.04			
	透天住宅比例	0.18			
	市中心比例	0.19			
	市區比例	0.38			
	樣本數	1,974			

(三)實證屬性的選取

考量影響房價的變數可分為四類：品質、數量、產品和區位。選取新推個案住宅的主力坪數變數和推案戶數變數，用以反映住宅消費數量和品質；以樓層變數、類型（套房、透天住宅）變數用以反映住宅產品；以市中心、市區和市郊變數用以反映區位。

1. 主力坪數

主力坪數為該新推個案各產品規劃中，主要出售的住宅單位坪數，單位為坪。當主力坪數愈大，整體住宅品質愈高，故預期此變數的校估結果為正。

2. 推案戶數

推案戶數為新推個案的興建戶數，單位為戶。當一新推個案內推案戶數愈多，規模較大，其管理維護較困難，相對居住品質也較差，此對房價有負向影響，因此預期此變數的校估結果為負。

3. 樓層數

樓層數為該新推個案的平均樓層數，單位為樓。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，則平均成交單價理應愈高，故預期此變數校估而得的參數為正。

4. 套房虛擬變數

新推個案為套房產品者指定為 1，否則為 0。此套房虛擬變數將新推個案樣本分為二類：新推個案屬於套房與否。此變數的校估結果反映出，套房與大樓的新推個案平均成交單價的差別。

預期此變數校估而得參數為正，此推論可由需求面和供給面的市場現象來說明。在需求面上，消費者較容易接受低總價產品，而套房產品因為面積較小，產品總價因而也較低，故當套房單價較附近其他類型產品的單價為高時，消費者並不會因此拒絕接受套房的高單價。在供給面上，受到規模經濟的影響，生產住宅的固定成本將隨著樓地板面積增加而遞減，而小面積的套房因具有的固定建材耗費(例如浴室、廚房)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⁴。

5. 透天住宅虛擬變數

新推個案屬於透天住宅產品者指定為 1，否則為 0。此透天住宅虛擬變數將

⁴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。參閱李泓見、張金鶚、花敬群，台北都會區不同住宅類型價差之研究，台灣土地研究，2006年5月。

新推個案樣本分為二類：新推個案屬於透天住宅與否。此變數的校估結果反映出透天住宅與大樓住宅類型其平均成交單價的差別。一般而言，家戶應對透天住宅有較為正向的偏好，願意付出較高的價差，故預期此變數校估而得的參數為正。

6. 區位虛擬變數

台北市和台北縣的實證模型中，考慮生活機能和交通可及性，分別將區位設定為三區⁵：市中心（TPE1）、市區（TPE2）和市郊。此變數的校估結果反映出推案於市中心或市區的個案，其平均成交單價與市郊之差。

在台北市實證模型中，市中心包括中正區、大安區和信義區；市區包括中山區、松山區、士林區和內湖區；市郊包括大同區、萬華區、北投區、南港區和文山區。在台北縣實證模型中，市中心區包括板橋市、新店市、永和市；市區包括汐止市、中和市、土城市、三重市、新莊市、蘆洲市、五股鄉；市郊包括萬里鄉、金山鄉、深坑鄉、石碇鄉、瑞芳鎮、平溪鄉、雙溪鄉、貢寮鄉、坪林鄉、烏來鄉、三峽鎮、樹林鎮、鶯歌鎮、泰山鄉、林口鄉、八里鄉、淡水鎮、三芝鄉、石門鄉。

五、實證結果及分析

(一) 模型表現

分別應用OLS、LTS和DFFITS校估台北市和台北縣 43 個特徵價格模型，並檢視不同校估方法的模型表現，發現在台北市和台北縣的特徵價格模型，使用LTS和DFFITS的F值、 R^2 值或變數顯著個數，其模型表現均較OLS更好；顯示考慮異常點之後的迴歸模型其模型表現較佳。

若進一步比較DFFITS和LTS的模型表現，則可發現在台北市和台北縣的應用結果略有不同。在台北市的 43 個特徵價格模型中，二者表現約略相當：43 季特徵價格模型中，22 季LTS的 R^2 值優於DFFITS，17 季LTS的 R^2 值劣於DFFITS，4 季LTS未辨認出異常點(如表 2 所示)；LTS在台北市的應用結果不若預期來得優異。然而，在台北縣的特徵價格模型中，LTS的模型表現多優於DFFITS：43 季特徵價格模型中，有 35 季LTS的 R^2 值優於DFFITS，僅 7 季LTS的 R^2 值劣於DFFITS，有 1 季LTS未辨認出異常點(如表 3 所示)。

LTS 和 DFFITS 模型在台北市和台北縣有相異的表現，或與 DFFITS 能辨認出異常點的數目有關。台北市在 43 季的特徵價格模型中，合計 LTS 辨認出來的異常點共有 144 案，DFFITS 辨認出來的有 279 案，二種方法皆辨認出來的個案共有 106 案(如表 4)。台北縣由 LTS 辨認者有 334 案，DFFITS 有 279 案，二種方法皆辨認出來的個案有 100 案(如表 5)。亦即，台北市的 LTS 異常點中，約有

⁵受限於新推個案資料特性，模型區位虛擬變數僅能將樣本分成三區(市中心/市郊/郊區)。台北市和台北縣每季預售屋推案位置並非均勻分布在各行政區，部分行政區在某季有推案，而在某季無推案，當增加區位變數時，預售推案位置特性使得某些區位分類在某些季無推案，使區位虛擬變數的係數在該季為 0，長期難以觀察區位變數的影響，失去精細控制區位的目的，故本研究模型區位虛擬變數僅將樣本分為三區。

七成的個案 DFFITS 亦辨認出來；台北縣的 LTS 異常點則僅約有三成 DFFITS 有辨認出來。本研究應用 LTS 和 DFFITS 於二不同地理範圍之特徵價格模型，實證結果顯示，當 DFFITS 能辨認多數 LTS 異常點時，LTS 的應用結果將與 DFFITS 差異不大；當 DFFITS 不能辨認出多數 LTS 異常點時，LTS 的應用結果將優於 DFFITS。

DFFITS 在台北市能辨認出多數異常點，而在台北縣則否，本文認為可能與台北市推案的住宅產品特色同質性較高，而台北縣住宅產品的同質性較低有關。楊宗憲(2003)認為，高成熟度的都市其產品定位規劃彈性較小，由於台北市和台北縣的都市成熟度不同，北縣各住宅新推個案的產品定位差異性較大，而台北市的差異性較小。本文應用 LTS 和 DFFITS 模型在此二都市範圍，發現 DFFITS 在樣本差異性較高的台北縣，能辨認出的異常點個案比例，低於樣本差異性較低的台北市，從而影響 LTS 和 DFFITS 在台北市和台北縣有不同表現。

表2 台北市 OLS、LTS 和 DFFITS 各季特徵價格模型表現

	樣本數	OLS			LTS				DFFITS			
		F 值	R-square	變數顯著個數	F 值	R-square	變數顯著個數	異常點個數	F 值	R-square	變數顯著個數	異常點個數
89Q1	21	3.11	57.14%	3	6.14	73.91%	5	1	5.09	59.06%	3	3
89Q2	48	13.64	70.48%	6	16.07	74.74%	6	2	19.19	71.73%	5	4
89Q3	68	25.00	74.46%	6	29.33	77.97%	6	2	32.72	75.43%	5	5
89Q4	61	25.49	77.10%	6	30.41	80.37%	7	1	35.69	78.50%	6	3
90Q1	49	39.51	84.95%	7	59.02	89.85%	7	2	59.72	88.67%	7	3
90Q2	49	22.34	79.23%	6	-	-	-	0	46.40	86.09%	6	4
90Q3	41	13.00	73.39%	5	20.67	82.82%	8	3	21.50	84.31%	8	5
90Q4	22	6.34	76.02%	4	-	-	-	0	12.15	82.69%	4	7
91Q1	19	2.35	59.88%	1	3.33	69.95%	2	1	3.56	80.58%	1	5
91Q2	27	10.98	80.18%	6	-	-	-	0	12.76	76.24%	3	4
91Q3	30	7.40	70.18%	4	13.01	81.99%	6	2	12.00	81.56%	6	3
91Q4	35	6.77	63.69%	6	9.51	72.69%	6	2	11.90	77.63%	6	3
92Q1	40	6.33	58.06%	3	6.16	58.18%	3	1	7.16	63.36%	3	3
92Q2	53	12.34	65.74%	5	15.17	71.18%	5	2	16.77	66.81%	5	5
92Q3	62	19.66	71.82%	5	31.59	81.56%	5	4	30.60	76.69%	5	7
92Q4	79	11.73	49.44%	5	15.07	56.01%	5	1	16.78	55.80%	5	3
93Q1	92	18.51	56.65%	5	22.76	62.19%	5	2	24.48	62.37%	5	6
93Q2	120	37.81	70.27%	6	43.90	73.82%	6	3	40.78	73.30%	6	8
93Q3	130	41.68	70.52%	6	44.56	72.05%	6	1	45.55	73.16%	6	5
93Q4	153	37.31	64.30%	7	40.95	66.87%	7	3	41.99	68.53%	7	10
94Q1	160	41.68	65.75%	6	-	-	-	0	42.68	67.48%	7	8
94Q2	147	38.99	66.25%	5	46.72	70.78%	6	4	46.11	70.97%	6	7
94Q3	139	38.09	67.06%	7	46.47	71.92%	8	4	46.30	72.65%	6	9
94Q4	173	50.81	68.31%	7	66.71	74.84%	8	8	62.70	74.53%	7	15
95Q1	148	30.81	60.64%	5	45.75	70.66%	7	7	42.22	69.78%	6	12
95Q2	142	22.38	53.90%	5	38.67	68.93%	6	12	29.95	62.84%	6	10
95Q3	129	18.19	51.28%	5	22.24	57.09%	5	4	26.09	55.24%	5	6
95Q4	138	26.80	59.06%	5	40.33	69.65%	6	7	46.07	67.87%	5	9
96Q1	123	47.15	70.92%	5	62.89	77.27%	5	5	69.28	78.38%	5	9
96Q2	128	46.04	72.87%	5	64.93	79.81%	5	5	84.36	81.31%	5	12
96Q3	125	33.75	66.88%	6	59.12	79.00%	5	7	62.46	80.49%	6	11
96Q4	139	31.27	62.56%	6	47.25	72.41%	7	5	51.05	74.39%	6	8
97Q1	139	25.57	57.74%	6	49.69	74.03%	7	9	42.14	70.74%	6	9
97Q2	122	23.71	59.28%	5	42.61	73.42%	6	6	31.70	67.88%	4	9
97Q3	94	23.88	66.03%	4	30.47	71.50%	4	1	30.60	67.63%	4	8
97Q4	80	30.19	74.59%	4	-	-	-	0	36.27	74.09%	4	5
98Q1	61	19.12	71.63%	4	21.54	74.72%	4	2	22.24	69.85%	4	5
98Q2	42	11.65	70.58%	3	15.58	78.99%	4	5	10.51	61.33%	4	5
98Q3	45	9.73	64.81%	4	21.01	81.67%	4	4	15.33	69.35%	4	6
98Q4	61	8.45	52.73%	4	13.47	65.34%	5	3	16.36	70.47%	6	5
99Q1	66	9.81	54.21%	4	12.72	61.38%	4	2	17.03	61.58%	4	5
99Q2	98	12.94	46.05%	5	17.55	54.19%	5	2	20.97	54.94%	5	6
99Q3	98	21.66	58.82%	4	27.77	65.69%	4	4	25.75	61.49%	4	4

總計 LTS 異常點個數 : 144

DFFITS 異常點個數 : 279

表3 台北縣 OLS、LTS 和 DFFITS 各季特徵價格模型表現

	樣本數	OLS			LTS				DFFITS			
		F 值	R-square	變數顯著個數	F 值	R-square	變數顯著個數	異常點個數	F 值	R-square	變數顯著個數	異常點個數
89Q1	13	0.97	49.36%	1	-	-	-	-	9.79	77.33%	3	3
89Q2	35	5.50	54.08%	3	20.36	78.59%	4	4	10.66	61.63%	3	6
89Q3	66	9.60	53.68%	5	14.48	61.18%	5	7	13.86	60.04%	4	7
89Q4	81	14.42	58.02%	5	15.57	57.63%	5	7	16.01	59.03%	4	9
90Q1	61	13.81	64.59%	6	15.39	64.34%	6	6	21.86	72.06%	6	5
90Q2	42	10.24	63.71%	4	45.17	87.34%	6	4	30.75	82.26%	5	4
90Q3	40	11.90	68.39%	4	19.90	75.07%	4	3	7.78	53.50%	4	6
90Q4	49	12.96	64.92%	4	30.34	79.46%	5	4	13.18	62.45%	5	6
91Q1	34	13.28	74.69%	4	21.14	78.22%	5	1	5.48	42.72%	4	6
91Q2	33	5.54	50.63%	3	9.10	55.67%	4	2	9.37	58.10%	4	4
91Q3	31	3.24	44.72%	2	5.76	48.94%	2	3	3.94	35.71%	3	2
91Q4	40	9.82	68.23%	4	15.48	72.85%	5	3	9.92	60.90%	4	1
92Q1	43	8.39	62.66%	3	30.18	84.13%	4	5	12.19	63.28%	3	5
92Q2	54	9.67	55.23%	3	18.92	67.52%	5	3	18.24	67.53%	4	5
92Q3	64	5.49	40.72%	3	19.87	69.60%	8	7	15.20	60.82%	5	10
92Q4	82	16.35	60.73%	4	39.07	77.48%	6	5	35.93	76.90%	6	9
93Q1	90	21.98	65.23%	6	46.49	79.44%	6	8	36.01	74.59%	5	7
93Q2	108	20.62	59.08%	5	25.85	62.20%	5	3	27.93	65.42%	5	9
93Q3	121	16.36	50.33%	6	21.54	55.15%	6	5	19.55	53.68%	6	10
93Q4	151	17.80	46.56%	7	29.34	58.15%	8	9	20.11	48.12%	8	8
94Q1	155	29.07	58.06%	7	53.88	71.19%	7	10	38.31	64.36%	7	11
94Q2	136	34.37	65.27%	5	57.99	75.65%	6	8	49.78	73.45%	5	13
94Q3	132	32.85	64.97%	7	63.70	78.06%	7	9	37.79	68.29%	6	13
94Q4	156	24.14	53.31%	6	28.22	56.31%	7	9	26.11	55.50%	7	16
95Q1	144	29.51	60.30%	6	38.53	65.29%	6	5	41.87	69.33%	6	18
95Q2	172	38.72	62.30%	7	65.92	73.79%	6	11	53.12	70.12%	6	17
95Q3	179	52.17	68.11%	5	113.70	82.77%	7	15	83.91	78.04%	6	16
95Q4	185	57.89	69.60%	7	115.80	82.51%	7	15	80.52	76.67%	7	16
96Q1	166	45.53	66.86%	6	105.70	82.89%	7	15	66.15	74.95%	6	14
96Q2	161	37.21	63.00%	5	89.05	80.71%	7	14	65.47	75.38%	7	14
96Q3	169	44.01	65.67%	5	116.50	84.07%	7	16	88.11	79.80%	7	15
96Q4	197	79.62	74.68%	8	184.70	87.71%	7	17	158.70	86.16%	7	20
97Q1	165	80.06	78.12%	7	219.90	91.18%	6	17	150.60	87.60%	7	17
97Q2	182	37.75	60.29%	6	122.20	83.77%	6	18	81.46	77.30%	7	17
97Q3	154	24.32	53.83%	6	47.77	69.52%	7	11	48.53	70.76%	6	17
97Q4	143	31.10	61.72%	5	77.14	80.72%	5	16	43.96	69.73%	6	13
98Q1	70	21.24	70.58%	4	48.57	84.01%	5	7	31.34	76.98%	5	7
98Q2	77	29.73	75.10%	4	53.02	83.23%	5	4	50.37	83.08%	7	7
98Q3	70	23.36	72.51%	6	53.89	85.39%	5	7	37.09	79.68%	5	6
98Q4	84	22.53	67.48%	5	37.23	75.91%	5	4	31.96	73.41%	5	6
99Q1	76	23.42	67.07%	5	36.98	74.87%	5	4	32.41	72.77%	5	6
99Q2	81	26.23	68.02%	5	39.19	74.73%	6	4	36.75	73.97%	5	6
99Q3	86	33.33	71.68%	6	80.18	86.01%	6	9	51.17	79.55%	6	9

總計 LTS 異常點個數 : 334

DFFIS 異常點個數 : 416

表4 台北市 LTS 和 DFFITS 辨認出來的異常點

異常點個數							
	LTS	DFFITS	LTS 和 DFFITS 皆辨認		LTS	DFFITS	LTS 和 DFFITS 皆辨認
89Q1	1	3	1	94Q3	4	9	3
89Q2	2	4	2	94Q4	8	15	5
89Q3	2	5	2	95Q1	7	12	5
89Q4	1	3	1	95Q2	12	10	7
90Q1	2	3	1	95Q3	4	6	1
90Q2	5	4	3	95Q4	7	9	7
90Q3	3	5	3	96Q1	5	9	3
90Q4	0	7	0	96Q2	5	12	4
91Q1	1	5	1	96Q3	7	11	7
91Q2	0	4	0	96Q4	5	8	5
91Q3	2	3	2	97Q1	9	9	6
91Q4	2	3	2	97Q2	6	9	4
92Q1	1	3	0	97Q3	1	8	1
92Q2	2	5	2	97Q4	0	5	0
92Q3	4	7	3	98Q1	2	5	1
92Q4	1	3	1	98Q2	5	5	2
93Q1	2	6	2	98Q3	4	6	3
93Q2	3	8	1	98Q4	3	5	2
93Q3	1	5	0	99Q1	2	5	2
93Q4	3	10	3	99Q2	2	6	2
94Q1	0	8	0	99Q3	4	4	3
94Q2	4	7	3	總計	144	279	106

表5 台北縣 LTS 和 DFFITS 辨認出來的異常點

異常點個數							
	LTS	DFFITS	LTS 和 DFFITS 皆辨認		LTS	DFFITS	LTS 和 DFFITS 皆辨認
89Q1	0	3	0	94Q3	9	13	6
89Q2	4	6	3	94Q4	9	16	7
89Q3	7	7	5	95Q1	5	18	4
89Q4	7	9	5	95Q2	11	17	8
90Q1	6	5	2	95Q3	15	16	3
90Q2	4	4	3	95Q4	15	16	0
90Q3	3	6	2	96Q1	15	14	0
90Q4	4	6	3	96Q2	14	14	0
91Q1	1	6	1	96Q3	16	15	0
91Q2	2	4	2	96Q4	17	20	0
91Q3	3	2	1	97Q1	17	17	0
91Q4	3	1	0	97Q2	18	17	0
92Q1	5	5	2	97Q3	11	17	0
92Q2	3	5	3	97Q4	16	13	0
92Q3	7	10	6	98Q1	7	7	0
92Q4	5	9	6	98Q2	4	7	0
93Q1	8	7	5	98Q3	7	6	0
93Q2	3	9	3	98Q4	4	6	0
93Q3	5	10	5	99Q1	4	6	0
93Q4	9	8	4	99Q2	4	6	0
94Q1	10	11	5	99Q3	9	9	0
94Q2	8	13	6	總計	334	416	100

(二) 異常點特性

住宅新推個案為產品異質性很高的住宅市場，住宅推案可能以其獨有的產品特色或住宅特徵，吸引消費者願意以偏高或偏低的價格購買。本文利用 LTS 所辨認出的異常點，進一步觀察這些樣本所具有的推案特色。我們依據樣本計算區域行情參考值，做為分析異常點特性的基礎。例如，若該異常點的推案時間為民國 99 年第 3 季，推案區位屬於台北市市中心區，則計算同季、同區域的價格平均數，做為區域行情的參考值，再比較每個異常點的價格與區域行情。

在台北市部分，LTS 判斷出來的 144 案異常點中，有 39 案高於區域行情、105 案低於區域行情(如表 6)。其中，高於區域行情的 39 案中，分佈於北投區為最多，有 9 案，佔 23%，皆座落於天母地區。天母地區為生活圈的概念，分屬士林區、北投區二行政區，緊鄰陽明山國家公園，區內各國使館、代表機構、外僑學校林立，吸引許多外國人居住本區，且商業和生活機能完整，匯聚許多高級住宅，使該區房價高於其他地區。在台北市特徵價格模型之區位變數中，北投區屬於市郊，生活機能及交通可及性遜於市中心區和市區，但天母地區之區位條件優於其他市郊區推案，因此這些推案於北投區的樣本被判斷為異常點。

低於區域行情的 105 案中，多分佈於士林區和內湖區，士林區有 38 案，佔 36%，內湖區有 31 案，佔 30%。在士林區的 38 案中，其中 31 案位於社子地區。社子地區為一沙洲島，在行政區劃上，雖屬於士林區，但是在發展上較為獨立，該區地勢低窪，被淡水河和基隆河環繞，颱風時節水患嚴重，居住品質較差，房價偏低；士林區另有 7 案為工業住宅。另外，台北市低於區域行情的推案，有 31 案分佈於內湖區。其中 20 案屬於工業住宅；2 案為廠辦大樓，不屬於住宅推案，本不應納入樣本中；9 案為住宅小環境較差的推案，例如鄰近墓地、焚化爐、出入道路寬度小。

台北縣部分，LTS 辨認出 334 案異常點，有 170 案高於區域行情、164 案低於區域行情。其中高於區域行情者，高達 99 案分佈於淡水鎮，佔 58%。淡水鎮在區位變數上，被分類為第三級之市郊區，檢視此 99 案高於區域行情的住宅新推個案，其產品定位大致分為兩類，一類為高價別墅產品、另一則為訴求景觀或溫泉的產品。

台北縣低於區域行情的 164 案，多分佈於板橋市、新店市和新莊市。在分佈於板橋市的 33 案中，其中有 32 案皆座落於浮洲橋以西、接近樹林火車站一帶。在分佈於新店市的 32 案中，其中 17 案座落於安坑地區，15 案座落於新店往烏來或宜蘭的山坡地。分佈於新莊市的 26 案中，其中 24 案的推案地點接近樹林工業區，2 案的推案地點位於迴龍地區，接近桃園龜山(如表 7)。

表6 台北市 LTS 異常點分佈的行政區

行政區	價格高於區域行情		價格低於區域行情	
	樣本數	比例	樣本數	比例
士林區	5	12.82%	38	36.19%
大同區	2	5.13%	0	0%
大安區	4	10.26%	4	3.81%
中山區	4	10.26%	2	1.90%
中正區	3	7.69%	12	11.43%
內湖區	0	0%	31	29.52%
文山區	0	0%	6	5.71%
北投區	9	23.08%	1	0.95%
松山區	5	12.82%	1	0.95%
信義區	3	7.69%	6	5.71%
南港區	3	7.69%	4	3.81%
萬華區	1	2.56%	0	0%
總計	39	100.00%	105	100.00%

表7 台北縣 LTS 異常點分佈的行政區

行政區	價格高於區域行情		價格低於區域行情	
	樣本數	比例	樣本數	比例
八里鄉	12	7.06%	0	0%
三重市	4	2.35%	0	0%
三峽市	2	1.18%	2	1.22%
中和市	3	1.76%	0	0%
永和市	7	4.12%	0	0%
土城市	0	0%	3	1.83%
五股鄉	0	0%	15	9.15%
汐止市	3	1.76%	19	11.59%
板橋市	4	2.35%	33	20.12%
林口鄉	9	5.29%	3	1.83%
泰山鄉	2	1.18%	0	0%
淡水鎮	99	58.24%	6	3.66%
深坑鄉	7	4.12%	0	0%
新店市	10	5.88%	32	19.51%
新莊市	4	2.35%	26	15.85%
樹林市	0	0%	8	4.88%
蘆洲市	2	1.18%	4	2.44%
鶯歌鎮	2	1.18%	13	7.93%
總計	170	100.00%	164	100.00%

(三) 預售推案房價指數

建立預售住宅價格指數的部分原因為，房價波動可反映出投資客對於房地產市場短期的看法，然而異常點的認定影響住宅特徵的隱含價格，對房價指數造成影響。由各季模型表現中，發現考慮異常點之模型表現較佳，因此本研究進一步針對 DFFITS 和 LTS 模型所校估的參數，計算台北市和台北縣的房價指數並觀察其波動（如圖 1 和圖 2 所示）。此二房價指數長期而言，在十年間所描繪的房價波動雖大致雷同，然而，若觀察每一季的房價變動率，三種方式所描繪的房價波

動則互有不同，影響該季預售屋市場的短期解讀。

為瞭解市場短期解讀將如何受到不同校估方式的影響，本文定義房價波動幅度（大幅波動、小幅波動和微幅波動），做為判斷市場價格變化幅度的用語。房價波動幅度的操作定義說明如下，本文依據 OLS 模型所計算的房價指數，計算出 42 個相較上季的增加率，其中有 28 個正增加率，14 個負增加率。正增加率的第一四分位數為 1.21%、第二四分位數為 2.87%、第三四分位數為 4.70%，若各季的指數增加率，相較於歷史上各季該項指數的增加率，分別落於以下四種不同範圍時，可定義出不同波動幅度：

- (1)當落在第一四分位之內時，稱此指數增加率的波動幅度為「穩定」；
- (2)當落在第一分位和第二四分位之內時，稱為「微幅」波動；
- (3)當落在第二四分位和第三四分位之內時，稱為「小幅波動」；
- (4)當超過第三四分位時，稱為「大幅波動」。

負增加率的波動幅度判斷亦類似。

各校估方式造成的房價波動，從長期趨勢而言，波動大致雷同，但是若觀察每一季的變化，則不同校估方式所產生的房價波動各有不同，影響該季預售屋市場的短期解讀。房價指數為對真實房價波動的估計值，本文以幾段房價漲跌趨勢明顯的時期，觀察台北市和台北縣以 LTS 和 DFFITS 模型所計算的預售房價表現：

1. 民國 92Q2

民國 92 年四月中旬，爆發 SARS 疫情，直至七月中旬台灣疫情獲得控制，台灣從世界衛生組織的 SARS 疫區除名。市場對此段時期的房價表現看法為表現持平或下跌，尤以民國 92 年 Q2 幾乎整季均受到 SARS 影響，該季房市交易冷淡。若以此看法檢驗 DFFITS 和 LTS 模型所編製的房價指數，則可發現無論在台北市或台北縣，LTS 模型的房價指數所描述的 92Q2~Q3 預售房價波動，較貼近一般市場看法：台北市民國 92Q2 的房價波動，以 DFFITS 計算為小幅上漲，而以 LTS 計算為穩定波動；台北縣 92Q2 的房價波動，以 DFFITS 計算為穩定波動，而以 LTS 計算則為微幅下跌。

2. 民國 97Q4

3. 民國 98Q2

民國 98Q2 的房地產市場受到前一年金融風暴逐漸發酵的影響，雖然股市逐漸回溫，但 98Q2 的預售屋推案量持續保持低檔，且市場一般感受預售屋房價亦

呈現下跌趨勢。若觀察 DFFITS 和 LTS 模型所編製的房價指數，則可發現無論台北市或台北縣，以 LTS 模型的房價指數所描述的波動均為大幅下跌，而以 DFFITS 計算則下跌幅度略少，在台北市為小幅下跌、台北縣為微幅下跌。

表8 台北市新推個案房價波動幅度

	LTS	DFFITS		LTS	DFFITS
89Q2	+	+++	94Q3	+++	++
89Q3	Δ	Δ	94Q4	+	+
89Q4	+	Δ	95Q1	Δ	Δ
90Q1	Δ	--	95Q2	++	+
90Q2	---	--	95Q3	++	+++
90Q3	+	--	95Q4	+++	+++
90Q4	+++	Δ	96Q1	+++	+++
91Q1	---	-	96Q2	++	+++
91Q2	--	---	96Q3	++	+
91Q3	+++	+	96Q4	Δ	+
91Q4	--	--	97Q1	++	+
92Q1	+++	+++	97Q2	+	+
92Q2	Δ	++	97Q3	Δ	+
92Q3	+	-	97Q4	Δ	Δ
92Q4	-	--	98Q1	Δ	Δ
93Q1	+	Δ	98Q2	---	--
93Q2	-	Δ	98Q3	Δ	--
93Q3	++	++	98Q4	++	+++
93Q4	Δ	+	99Q1	+++	++
94Q1	Δ	Δ	99Q2	+++	++
94Q2	-	--	99Q3	+	++

表9 台北縣新推個案房價變動率

	LTS	DFFITS		LTS	DFFITS
89Q2	N/A	---	94Q3	Δ	-
89Q3	-	+	94Q4	---	-
89Q4	--	Δ	95Q1	+++	++
90Q1	Δ	---	95Q2	Δ	+
90Q2	Δ	+	95Q3	++	++
90Q3	--	---	95Q4	+	Δ
90Q4	++	+	96Q1	+	+++
91Q1	Δ	--	96Q2	++	++
91Q2	---	Δ	96Q3	+++	+++
91Q3	+	+	96Q4	++	++
91Q4	+	Δ	97Q1	++	+
92Q1	++	+	97Q2	--	--
92Q2	-	Δ	97Q3	-	-
92Q3	Δ	+	97Q4	+++	Δ
92Q4	++	++	98Q1	Δ	++
93Q1	Δ	Δ	98Q2	---	-
93Q2	+	Δ	98Q3	---	---
93Q3	Δ	Δ	98Q4	Δ	+

	LTS	DFFITS		LTS	DFFITS
93Q4	+	++	99Q1	+++	+++
94Q1	+++	+++	99Q2	+	++
94Q2	+++	++	99Q3	+++	+++

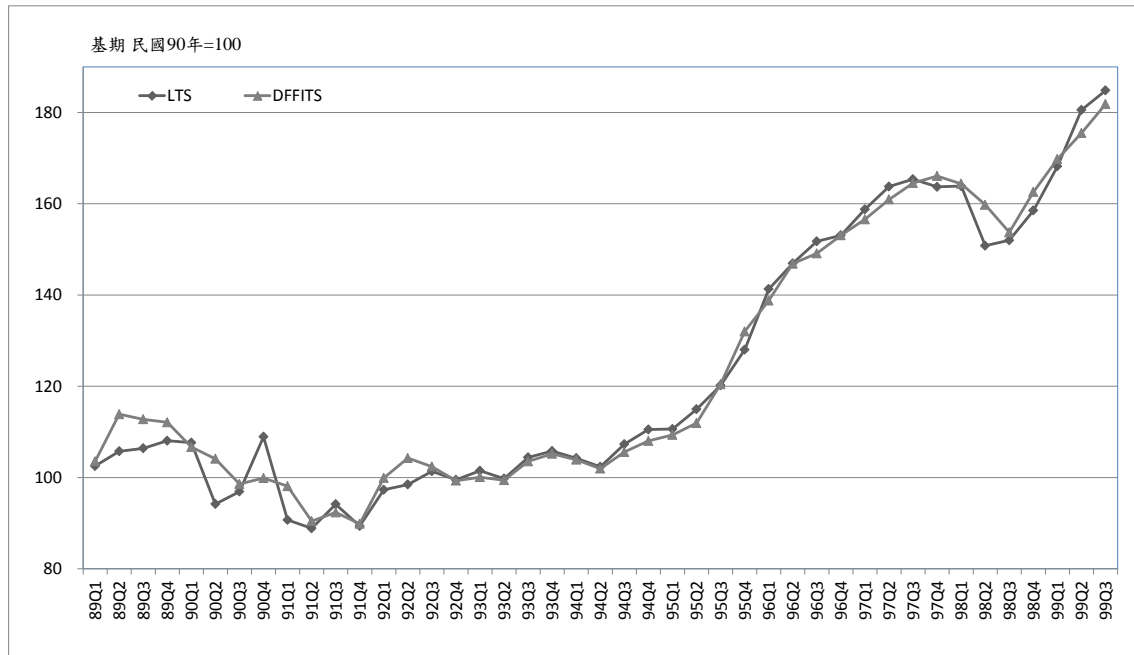


圖1 台北市新推住宅個案房價指數

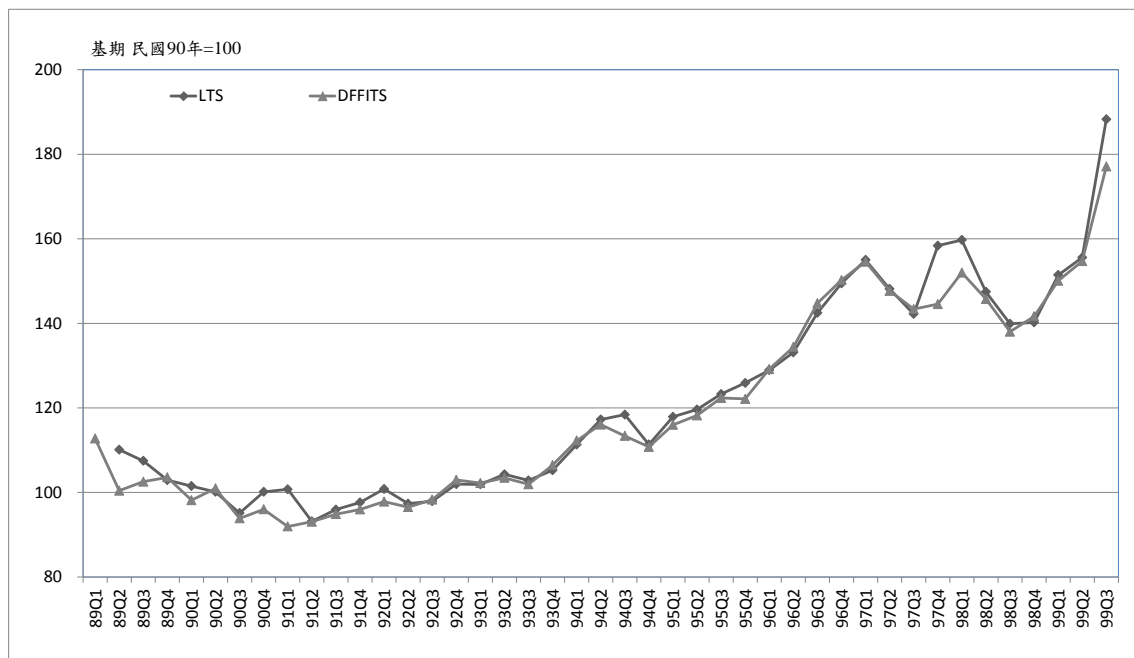


圖2 台北縣新推住宅個案房價指數

六、結論

國內編製預售住宅房價指數時，多使用特徵價格模型，以 OLS 校估出參數估計值後，應用拉氏指數公式來編製。然而以此方法遭遇到幾項困難，包括新推住宅個案的樣本數偏低、異質性高，以及對於參數估計值穩健性的質疑。本文應用兩種使迴歸參數估計值穩健的參數校估方式，比較其應用結果，並且進一步針對 LTS 模型所辨認出的異常點，分析其住宅推案特色，以及編製兩種房價指數，觀察此二指數之表現差異。本文獲致以下結論：

(一) 迴歸模型表現

文獻上指出缺乏穩健性為傳統 OLS 參數校估技術最被詬病之處，因此陸續發展出穩健迴歸技術。而早期文獻建議以刪除異常點方式來修正，並建議 DFFITS 為較佳的修正方式，近期文獻則指出 DFFITS 常有錯刪或未刪異常點，而使參數收斂錯誤之嫌。本文應用此二方法，分別校估台北市和台北縣的 43 季的特徵價格模型，應用結果發現：使用 LTS 和 DFFITS 的 F 值、R-square 值或變數顯著個數，其模型表現均較 OLS 更好。但若進一步比較 DFFITS 和 LTS 的應用表現，則可發現在台北市的 43 個特徵價格模型中，二者表現約略相當，但在台北縣的特徵價格模型中，LTS 的模型表現優於 DFFITS。本文推測此應用結果 LTS 和 DFFITS 模型在台北市和台北縣有相異的表現，可能與 DFFITS 能辨認出異常點的數目有關。楊宗憲(2003)認為，高成熟度的都市其產品定位規劃彈性較小，由於台北市和台北縣的都市成熟度不同，北縣各住宅新推個案的產品定位差異性較大，而台北市的差異性較小。本文應用 LTS 和 DFFITS 模型在此二都市範圍，發現 DFFITS 在樣本差異性較高的台北縣，能辨認出的異常點個案比例，低於樣本差異性較低的台北市。

(二) 新推住宅個案的異常點特色

從特徵價格模型的觀點，可歸納台北都會區住宅新推個案異常點特色。台北市的新推住宅個案的異常點多來自於區位。例如推案於天母地區的住宅，以其獨有的生活機能，使其住宅價格高於鄰近區域，但天母地區範圍不只分佈於士林區，亦分佈於北投區，對於以行政區為區位劃定範圍的區位特徵變數而言，分佈於北投區的天母地區，將被辨認為異常點。以及，推案於社子島地區和推案於內湖焚化爐、信義區公墓附近的住宅，因其住宅環境較差，其住宅價格低於鄰近區域。

台北縣的新推住宅個案異常點多來自於特殊的產品定位和區位，其特殊的產品定位包括高價別墅產品、或訴求景觀、溫泉的產品，此類產品多分佈於淡水鎮。區位則尤以分佈於浮洲橋以西、接近樹林火車站一帶和安坑地區的住宅推案，由於其住宅區位條件較差，多被辨認為異常點。

(三) 房價指數

建立預售住宅價格指數的部分原因為，房價波動可反映出投資客對於房地產市場短期的看法。本文分別應用 OLS、DFFITS 和 LTS 模型所校估的參數，計算台北市和台北縣的房價指數，並觀察其波動。各校估方式造成的房價波動，從長期趨勢而言，波動大致雷同，但是若觀察每一季的變化，則不同校估方式所產生的房價波動各有不同，影響該季預售屋市場的短期解讀。

參考文獻

1. 王彤、何大衛，(2002)，醫用線性迴歸模型多個異常點診斷及穩健估計方法，中華疾病控制雜誌，6(4)，338-340。
2. 李泓見、張金鶚、花敬群，(2006)，台北都會區不同住宅類型價差之研究，台灣土地研究，9(1)，63-87。
3. 林祖嘉、馬毓駿，(2007)，特徵方程式大量估價法在台灣不動產市場之應用，住宅學報，16(2)，1-22。
4. 林秋瑾，(1996)，穩健性住宅租金模式之探討—異常點之分析，住宅學報，4，51-72。
5. 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，4，1-30。
6. 林惠玲、陳正倉，(2004)，統計學方法與應用(下)，雙葉書廊有限公司：台北市。
7. 張金鶚，(1995)，台灣地區住宅價格指數之研究，行政院經建會委託計畫。
8. 張金鶚、楊宗憲、洪御仁，(2008)，中古屋及預售屋房價指數之建立、評估與整合—台北市之實證分析，住宅學報，17(2)，13-35。
9. 楊宗憲，(2003)，住宅市場之產品定位分析-建商推案行為之研究，住宅學報，12(2)，123-139。
10. Andersen, R.，(2008)，Modern Methods for Robust Regression，Sage Publications：California。
11. Belsley, D.A., Kuh, E., and Welsch, R.E.，(1980)，Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity，John Wiley：New York。
12. Burns, P. J.，(1992)，A Genetic Algorithm for Robust Regression Estimation.，StatSci Technical Note。
13. DeFina, R. and Hannon, L.，(2009)，Diversity, Racial Threat and Metropolitan Housing Segregation，Social Forces，88(1)，373-394。
14. Diewert, W.E.，(1978)，Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation，Econometrica，46，883-900。
15. Finger, R.，(2010)，Evidence of Slowing Yield Growth-The Example of Swiss Cereal Yields，Food Policy，35，175-182。
16. Haurin, D.R. and Hendershott, P.H.，(1991)，House Price Indexes: Issues and Results，AREUEA Journal，19(3)，259-269。

17. Jansen, S.J.T., de Vries, P., Coolen, H.C.C.H., Lamain, C.J.M. and Boelhouwer, P.J. , (2007) , Developing a House Price Index for The Netherlands: A Practical Application of Weighted Repeat Sales , *Journal of Real Estate Finance and Economics* , (37) , 163-186 .
18. Prasad, N. and Richards, A. , (2008) , Improving Median Housing Price Indexes through Stratification , *The Journal of Real Estate Research* , 30(1) , 45-71 .
19. Preminger, A. and Franck, R. , (2007) , Forecasting Exchange Rates: A Robust Regression Approach , *International Journal of Forecasting* , 23(1) , 71-84 .
20. Rosen, S. , (1974) , Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition , *Journal of Political Economy* , 82(1) , 34-55 .
21. Rousseeuw, P.J. , (1984) , Least Median of Squares Regression , *Journal of American Statistic Association* , 79 , 871-880 .
22. Rousseeuw, P.J. and Leroy, A.M. , (2003) , Robust Regression and Outlier Detection , *Wiley-Interscience* : New York .
23. Zaman, A. , (1996) , Statistical Foundations for Econometric Techniques , *Academic Press* : New York .
24. Zaman, A., Rousseeuw, P.J. and Orhan, M. , (2001) , Econometric Applications of High-Breakdown Robust Regression Techniques , *Economics Letter* , 71 , 1-8 .