

從遠期契約和現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係 —以台北市為例

Applying the Theoretical Relationship Between Forward and Spot Prices to the Pre-sale and Existing Housing Markets — A Case in Taipei

張麗姬*

Li-Chi Chang*

摘要

本文的目的是利用期貨／現貨價格理論來探討預售屋價格和成屋價格間的關係。首先，應用特徵價格方程式均等化各住宅間的品質差異及地域性所造成的價格差異，經調整後具相同特質的預售屋價格與成屋價格就可以相互比較。其次，再利用預期風險貼水的迴歸式，檢定基差中是否包含了投資者(或投機者)承接風險貼水的訊息，再進一步檢視Normal Backwardation理論是否成立。最後，從實証的結果發現：台北市的當期預售屋價格與成屋價格之差(基差)包含了預售屋市場投機者風險貼水的訊息；而Normal Backwardation理論在民國77年至78年之間的台北市房屋市場亦成立。換句話說，在77年至78年這一段期間內，敢於承擔風險的投機者，平均獲得約百分之四十的報酬率，並且，台北市區的預售屋投機者比台北市郊的預售屋投機者得到更多的預期報酬。

ABSTRACT

The purpose of this paper is to discuss the relationship between pre-sale and existing house prices by applying the theory of forward pricing. Because no two houses are just the same, this paper uses hedonic pricing equations to equalize the differences caused by the different housing characteristics, location and time trend, makes the prices of pre-sale and existing house under comparable situation (both have the same characteristics and location). Econometrically, expected risk premiums and basis are estimated by the results of the first-step hedonic regressions. Then, we test if the normal backwardation theory is supported in Taipei housing market. Finally, we find that the differences between current presale prices and existing house prices actually contain the information about the premiums to the speculators in housing market, and the theory of normal backwardation is supported in Taipei housing market during 1988-1989. The speculators' gross returns rate was about 40% on average. The urban pre-sale housing market provided more returns than the suburban one did.

* 國立交通大學管理科學研究所博士班研究生暨國立政治大學經濟系專任講師。

** 感謝兩位評審細心斧正，給與諸多寶貴意見，以及李秀芬講師、趙相科助教和冠雄弟在文書處理上的協助。當然，文中有任何疏失當由作者負全責。

一、緒論

所謂預售屋是指尚未動工或正在興建中的房屋，換句話說，即是指交易日期發生在完工日期之前的房子；而所謂的成屋，則是指完工後再推出市場銷售的房屋。就本質而言，預售屋的買賣是一種未來交屋方式的遠期契約(forward contract)交易，而成屋的買賣則屬立即交屋方式的現貨交易。依Ritchken (1987)書中的解釋，遠期契約交易乃「在遠期契約中擁有長部位(短部位)的投資者，承諾在未來某特定日期(T)，以某特定之價格購買(出售)某一特定數量之某特定資產」。其強調的是一種特定的資產，該資產的遠期價格(forward price)指的就是契約中所明訂的價格，而在約定日期之前，除保証金外不必支付任何金錢者，則稱為零投資(zero investment)；至於現貨價格則是指該資產可以立即交割(immediate delivery)的交易價格。若將問題簡化，忽略預售屋的工程期付款方式和一般遠期契約零投資的差異，則就可以利用財務理論中的期貨／現貨價格理論，來驗証預售屋價格和成屋價格間的關係(註1)。

根據財務理論分析：遠期(或期貨)市場的存在，最主要的目的是在供投資者移轉風險。這裡所說的風險，係因資產未來價格之不確定性，致使其產生的報酬率之不確定性之謂。投資者中，凡欲規避風險而擬轉手此一風險者，稱之為避險者(hedgers)；而願意承接風險，在期貨市場中賺取預期利益者，稱之為投機者(speculators)；而在遠期市場和現貨市場之間買賣，尋求賺錢機會者，稱之為套利者(arbitrager)。資產的未來價格，是目前無法確定的，但遠期價格在目前則是可以確定的。資產未來的期望價格和遠期價格之間的差異，可以看作是避險者為規避未來價格不確定的風險，所願意購買的保險(insurance)，亦即其支付給投機者的風險貼水(risk premium)。理論上的避險者、投機者或套利者可從其動機上加以區分，但在實務上，很難從一個投資者的行為去判斷他是屬於何者。至於避險的方式，例如：若購屋者目前的儲蓄尚不足以支付大筆的自備款，因此現在買不起成屋，但對兩、三年後的房價又不確定，那麼他可以去買預售屋，先鎖定(lock in)房價，從而可以開始進行他的購屋計劃，不必等兩、三年後再進行，這種方法稱為長部位避險(long-hedge)法，這種購屋者扮演的就是避險者的角色，是預售屋的需求者。若建設公司擔心未來房價會下跌，使投資方案失敗，那麼他可以預售屋方式先賣，而不必等房屋完工後再賣，這種方法稱為短部位避險(short-hedge)法，採此法的建設公司即是預售屋的供給者。但是，更要強調的是，避險的部位並不是一成不變，是可以轉換的。譬如，原本購買預售屋者發現簽約後成屋的價格有持續下滑現象，使他覺得買貴了時，他可能中止契約或將契約轉賣出去，這時，他就從長部位(long)轉成短部位(short)。或者，當契約簽定後，成屋價格一路飆漲上去，到交屋時，成屋價格遠大於當初契約價格，因此，該購屋者決定將到期的契約或已交屋的房子出售套利，此時他又變成了套利者(arbitrager)。因此，投資者所扮演的角色並非一成不變的，其所採用的策略亦會隨時因市場新增訊息的獲得而作修正，再且，透過套利機會的追求與機會的消失，而逐漸發現預售屋的市場價格。因此，在有效率的房屋市場(efficiency market)，預售屋和成屋的均衡價格關係應使得

套利機會(arbitrage opportunity)不再存在。

然而，資產市場是否有效率，能否反應各種訊息，在不同的資產市場，不同的觀察期間，與採不同的研究方法，有著不一致的結論，例如：Rendleman & Carbini (1979)、Darrat & Clascock (1993)等。而預期風險貼水是否存在，或遠期價格對未來的現貨價格是否有預測的能力，亦是眾說紛紜尚無定論，如Dusak (1973)、Chang (1985)、Fama (1984)、Fama & French (1987)、Kawaller, Coch & Coch (1987)、Hansen & Hodrick (1980)等。

因此，本文所要強調的重點和研究的目的有：

1. 研究預售屋與成屋這兩個次級市場(submarkets)的關係，必須從研究預售屋價格與成屋價格間的關係著手。因此，可借助財務理論中的遠期價格與現貨價格理論，來釐清如何從投資者的角度，看預售屋價格和成屋價格間理論上的關係。
2. 不動產之異於其他資產的特質有：(1)不動產是一種耐久財。(2)不動產具有異質性，沒有兩幢特徵完全一樣的房子。(3)不動產具有地區性(localation)，不能運送移動。(4)不動產具整體性，每間房子的特徵是成套(package)組合，不能加以分割出售。而這成套的特徵組合又往往是影響個別房價訂定的重要因素。故要將此概念應用到預售屋價格與成屋價格的比較時，我們必須針對的是同一地區、同樣的特徵組合之預售屋和成屋之間的價格關係。
3. 房屋市場的預售屋價格能否提供未來新成屋價格的預測指標，投機者在預售屋市場中，是否賺得其風險貼水，都是投資大眾所關心的課題。

基於以上的理由，我們應用觀察到的市場交易資料來分析時，一定要先掌握住房屋特徵及地區對房價的影響。清除這些造成房屋異質的因素所帶來的價格差異後，才能進一步由期貨／現貨的價格理論來驗証預售屋／成屋間的價格關係。因此，先用hedonic price equation來調整不同的房屋特徵(或品質)在不同的區位對預售屋和成屋價格的影響，才能進一步探討預售屋特徵價格和成屋特徵價格之間的關係，並探討兩者間的差異，配合兩個次市場的價格走勢，探討能否提供投機者有可圖之利。

本文的結構如下：下一節，首先說明本文的重要假設前提(assumption)，再根據假設前提導引出實証的模型；第三節，說明實証的資料來源及特性；第四節則說明實証的結果，包括預售屋與成屋特徵價格方程式，以及期望貼水迴歸模型的估計，並檢定Normal Backwardation的現象在我們的研究期間是否成立；最後一節為本文之總結。

二、理論與實證模型的推導

本節分成兩個小節來進行。第一小節，我們先說明房屋特徵對房價的影響，建立預售屋與成屋的特徵方程式(hedonic equation)，並說明預售屋特徵價格(hedonic price)和成屋特徵價格間的理論關係。將Turnbull (1991)住宅品質不確定造成消費性風險貼水(consumption risk premium)存在理論轉換成可實際驗証的方法。第二小節，再將房屋特徵差異因素調整後的預售屋與成屋價格，引申至投機者風險貼水存在—Normal Backwardation理論的介紹，並預期可能產

生的結果。本文所採用的基本假設前提有：

1. 假設樣本觀察期間內(民國77-78年)，無論預售屋或成屋，其特徵價格方程式中的參數固定不變(即假設這段期間的生產成本及消費者偏好不變)。
2. 為簡化問題起見，假設完工日期即交屋日期。
3. 雖然租稅和交易成本(transaction cost)是投資者決定投資在預售屋或成屋的主要原因之一，但因資料不足的緣故，暫時先不考慮這兩個因素。

(一)預售屋與成屋的特徵價格方程式及其關係

房屋既然可以視為一種具有多種特徵的不可分割商品，由Rosen (1974)的建議，房屋的價格可由房屋的特徵組合來決定。令 $P(X) = f(X_1, X_2, \dots, X_k)$, X 代表特徵組合； $P(X)$ 代表房屋的特徵價格；而 X_i ($i=1, \dots, k$) 即具有效用滿足能力的各項房屋特徵。由特徵邊際價格(marginal price of characteristics or attributes) $\partial P(X) / \partial X_i$ ，可知各特徵的變化對房屋特徵價格的影響。因此，應用特徵方程式(hedonic equation)的估計可以知道異質商品的價格差異。但是，理論並無法確定特徵組合應包括那些商品特徵或包括多少項特徵，甚至沒有提供關於特徵方程式函數型式(functional form)的明確指示，然而Rosen (1974)在文中提出線性形式較不合理，特徵方程式的函數應該是非線性的。一般文獻上常見以log-liner形式表示(如Lin (1993), Milon, Gressel & Mulkey (1984), Pace and Gilley (1993), Kang & Reichert (1991))。

我們採用的預售屋特徵價格和成屋特徵價格估計式如下：

$$\ln(F_{t,T})_i = \alpha_f + \beta_f \chi_i + C_f t_i + d_f T_i + \varepsilon_{fi}, \quad i=1,2,\dots,n_f \quad (1)$$

$$\ln(S_t)_j = \alpha_s + \beta_s \chi_j + C_s t_j + d_s \cdot HAGE_j + \varepsilon_{sj}, \quad j=1,2,\dots,n_s \quad (2)$$

$(F_{t,T})_i$: 第*i*個預售屋的成交價格。

$(S_t)_j$: 第*j*個成屋的成交價格。

χ : 代表每個房屋除屋齡以外的其它特徵組合之向量。

t : 成交的日期(=成交年份+成交月份/12)。

T : 完工的日期(=完工的年份+完工月份/12)或交屋日期。

ε_f , ε_s : 分別代表誤差項，假設 ε_f 與 ε_s 各自服從獨立(independent)的常態分配。

α_f , α_s : 代表截距項。

c_p , c_s : 分別代表預售屋及成屋的價格成長率。

d_f : 代表預售契約不同到期日的價格變化。

d_s : 代表成屋價格的折舊率。

n_f : 預售屋成交數。

n_s : 成屋成交數。

β_p, β_s ：分別代表預售屋與成屋的各項特徵價格向量。

HAGE：屋齡($= t-T$)。

χ 代表房屋的特徵向量，包括：房間數(ROOM1)，廳數(ROOM2)，建築物樓層數(FU)，地下樓層數(FB)，是否附停車位(PAK)、隔間材料(MAT)、浴廁套數(TOI)、所在地區(AREA)、商業用(MAK3)或住宅使用(MAK1)、總面積(TL)…等等，詳見表一及附錄A。 t_i 指的是交易日期，因為我們的資料期間長達兩年，故加進時間趨勢是必要的。(1)式和(2)式最大的差別在於：預售契約的特徵有個到期日，即交屋日期。因為交屋日期的常短可能影響預售屋的價格，然而，原始資料中缺乏交屋日期資料，因此，用完工日期代替之，即T。至於成屋，屋齡是影響房價的重要特徵。但是，原始資料中無該變數，因此，我們從交易日期和完工日期的間隔時間來計算交易之時的屋齡，即($t-T$)，以年為計算單位。

估計結果為：

$$\ln(\hat{F}_{t,T})_i = \hat{\alpha}_f + \hat{\beta}_f \chi_i + \hat{c}_f t_i + \hat{d}_f T_i, i=1,2,\dots,n_f \quad (3)$$

$$\ln(\hat{S}_t)_j = \hat{\alpha}_s + \hat{\beta}_s \chi_j + \hat{c}_s t_j + \hat{d}_s \cdot HAGE_j, j=1,2,\dots,n_s \quad (4)$$

因為預售屋的本質是屋齡等於零(HAGE = 0)，我們將其它的預售屋特徵組合及屋齡等於零一起代入(4)式中，便可求得和預售屋特徵最接近的新屋價格，即為：

$$\ln(\hat{S}_t)_i |_{HAGE=0} = \hat{\alpha}_s + \hat{\beta}_s \chi_i + \hat{c}_s t_i, i=1,2,\dots,n_f \quad (5)$$

為了簡化符號的表示，我們將下標： $| HAGE = 0$ 除去。為何要如此強調所分析的新成屋和預售屋必須是同質的商品？因為在其它的商品期貨或債券期貨，如果交割的商品或債券有不同的品質時，各不同品質的價格差異會在市場上公開發佈，以作為交割日計價的基礎。但是預售屋市場並沒有如此的品質分級制和集中市場制，因此，我們必須讓期貨與現貨的品質愈接近愈好，否則在預售屋價格與成屋價格的分析上會有誤差。

由(3)式減(5)式後再取EXP指數得

$$\frac{(\hat{F}_{t,T})_i}{(\hat{S}_t)_i} = \text{EXP} \{ (\hat{\alpha}_f - \hat{\alpha}_s) + (\hat{\beta}_f - \hat{\beta}_s) \chi_i + (\hat{c}_f - \hat{c}_s) t_i + \hat{d}_f T_i \}, i=1,2,\dots,n_f \quad (6)$$

或

表1 預售屋價格與成屋價格迴歸估計結果

變數名稱	預售屋特徵價格方程式		成屋特徵價格方程式	
	模型1	模型2	模型1	模型2
截距	-23.953232 (-4.621)**	-21.570480 (-3.799)**	-32.039382 (-23.073)**	-26.716428 (-17.067)**
ROOM1	0.099676 (1.669)	0.171738 (2.675)**	0.094036 (6.699)**	0.209711 (13.910)**
ROOM2	-0.000878 (-0.008)	0.094385 (0.762)	0.041170 (1.609)	0.092985 (3.192)**
FU	0.008793 (0.914)	0.011438 (1.190)	0.025883 (6.842)**	0.027760 (6.417)**
BASE	0.038649 (0.837)	0.062147 (1.233)	0.019344 (1.081)	0.034514 (1.689)
PAK	0.165107 (2.098)*	0.180759 (2.098)*	0.029479 (0.755)	0.047896 (1.423)
MAT	-0.124693 (-0.452)	-0.157116 (-0.502)	0.299712 (6.577)**	0.362816 (6.980)**
TOI	0.050022 (0.742)	0.143382 (1.989)*	0.102115 (8.843)**	0.156365 (12.094)**
AREA	0.355560 (4.240)**	0.358601 (3.906)**	0.356977 (17.021)**	0.353693 (14.752)**
MAK1	-0.103629 (-0.473)	-0.098050 (-0.409)	-0.201457 (-2.403)*	-0.266059 (-2.752)**
MAK3	0.045492 (0.169)	0.155852 (0.530)	0.085600 (0.919)	0.148065 (1.384)
ln (TL)	0.619429 (7.263)**	—	0.703789 (24.544)**	—
TL	—	0.004530 (3.274)**	—	0.002525 (6.227)**
ELE	0.044887 (0.618)	0.036777 (0.463)	0.15260 (4.010)**	0.162665 (4.561)**
FL1	0.707795 (2.583)*	0.650924 (2.168)*	0.313319 (9.813)**	0.366268 (10.060)**
FL2	0.043046 (0.481)	-0.007208 (-0.074)	-0.004458 (-0.161)	-0.010117 (-0.319)
TIME	0.261083 (3.106)**	0.253506 (2.752)**	0.443847 (25.140)**	0.398298 (19.861)**
HAGE	—	—	-0.005501 (-2.492)*	-0.007211 (-2.861)**
TIME_T	0.090587 (1.433)	0.085152 (1.231)	—	—
n	219	219	1825	1825
adjust R ²	0.5440	0.4539	0.6978	0.6055
D. W	2.014	2.145	1.865	1.909

附註：**與*符號分別代表該係數在95%與90%的顯著水準下顯著的異於0。

$$\widehat{(F_{t,T})}_i = (S_t)_i \exp \{ (\widehat{\alpha}_f \widehat{\alpha}_s) + (\widehat{\beta}_f \widehat{\beta}_s) \chi_i + (\widehat{c}_f \widehat{c}_s) t_i + \widehat{d}_f T_i \}, \quad i=1,2,\dots,n_f \quad (6.1)$$

至此，房屋的特徵不同造成房價差異的因素已控制。因此(6)、(6.1)式中的指標*i* (*i*=1,⋯⋯,*n*_f) 可去除。由(6.1)式可看出同性質的預售屋和成屋兩者間的價格關係：兩者間的差異受到以交易日為準的價格成長率之差、與以完工日為準的預售屋價格瞬間上漲率外，還受到房屋特徵價格之差的影響。財務理論中，將期貨價格(或遠期價格)與現貨價格的差異稱為基差(basis)，Chang & Ward (1993)文中用持有的成本(carrying charges)來解釋基差發生的原因，並未限定成屋必須與預售屋的特徵相同，因此，基差中成屋的屋齡沒有限制，並且以單位價格(萬元／坪)來表示。本文並未採同樣的理論基礎，並特別強調房屋間的異質性與屋齡對成屋價格的影響，更重要的是，由於房屋商品的不可分割性，以整間為交易標的，因此，本文所談的價格是以整間房子的價格作為計算單位(詳見附錄B)。

(6)式後兩項和一般的金融期貨／現貨並無差別，而第二項則是商品期貨的特點。作為期貨標的物的商品，其品質事先無法確定，且這品質不確定的風險是systematic，則($\beta_f - \beta_s$) χ_i 這部分，正可說明品質風險貼水(quality risk premium)的存在(註2)。Turnbull (1991)指出，若房屋品質在交易時具不確定性，以致於影響到購屋者的效用滿足水準，形成住宅的消費風險(consumption risk)。當此一風險增大時，住宅的均衡交易價格可能因而降低。因而，我們推論由於預售屋特徵中具不確定性的因素較多(例如實際的使用坪數、建材⋯⋯等)，所以，預售屋的特徵價格中應包括此類消費性的風險貼水。因此，在一般情況下 $\beta_f \neq \beta_s$ 。我們將預售屋價格函數和成屋價格函數分別估計的理由也是基於這個原因(即(1)、(2)式)。本文以下為了符號的精簡，將“ \wedge ”符號除去，而下一節實證所用的 $F_{t,T}$ 及 S_t 值都是指本節所得到的估計值。

(二)Normal Backwardation的意義及其解釋

至於當期(即*t*期)的預售屋價格(S_t)和未來(即*T*期)的新成屋價格(S_T)間有何關係？根據Telser (1958)的說法：當市場有效率時，如果有任何的預期利潤存在時，馬上便會被投資者發現並採取行動以掘取之，反之，有預期損失存在時，亦會被投資者發現而規避之。因此，當市場均衡時，在期貨的部位上，不應有預期損失或預期利益的存在，所以，期貨價格(或遠期價格)應等於預期的未來現貨價格，這個假說後來被稱為“不偏期貨定價假說”(hypothesis of unbiased futures pricing)。換句話說，符合“不偏期貨定價假說”時，預售屋的價格應等於未來新成屋的預期價格，即 $F_{t,T} = E_t(S_T)$ 。

然而，“不偏期貨定價假說”卻被大部份的實證研究給推翻了(見Chang (1985)、Siegel & Siegel(1990))，當期貨價格低於預期的未來現貨價格時，即 $F_{t,T} < E_t(S_T)$ ，稱之為Normal Backwardation；反之，如果期貨價格高於預期的未來現貨價格時，稱為Contango，換言之，當 $F_{t,T} \neq E_t(S_T)$ 時，即表示該資產市場並非效率市場。

提出Normal Backwardation理論的最早文獻是J.M. Keynes的“*A Treatise on Money*”(1930)。Keynes指出當大部份的避險者是商品的生產者，為了沖銷未來價格不確定的風險，因此在遠期契約中採取短部位，這些生產者無疑地必須給予採取相反部位(即長部位)的投機者一些貼水(P_T)，以作為投機者承接風險的報酬。以現代的術語來說，這個現象是一種投保“保險”(insurance)的現象，但是，這些投機者並不是風險的偏好者，基本上，他們仍是厭惡風險的。承接風險的期望報酬稱為預期貼水，即 $E_t(P_T)$ ，等於未來現貨的預期價格減去當時的期貨價格，即 $E_t(S_T) - F_{t,T}$ 。

在台灣，本地的建築商常以預售方式推出新屋以沖銷其報酬率的風險(即短部位避險)，而一般的投資人又習慣以買預售屋的方式來從事不動產投資，因此Normal Backwardation理論在預售屋市場的驗證顯得特別有意義。第四節我們將估計出預期貼水的迴歸式，說明影響預期貼水的重要因素，並驗證Normal Backwardation在臺北市的預售屋市場是否存在。

三、資料來源及其特性

國內十分缺乏房地產的個別交易資料，尤其是預售屋成交價格的資料幾乎不可得。陳明吉(1989)由房屋市場月刊搜集二樓以上預售屋的「訂價」作為「成交價」的替代變數；吳森田、蔡勳雄(1984)則由房屋市場月刊和前北屋公司取得市場價格資料，但未說明究竟是訂價抑或成交價；至於吳德賢(1989)也沒有詳細說明其資料的處理過程；薛立敏(1990)文中敘及前面所提三個資料所呈現的轉折點相同，一致性頗高；其中，吳德賢(1989)所含時間序列自民國59年至77年最長，十分珍貴。但是，這些資料並未包括房屋特徵變數在內(同時也可能較偏重預售屋價格)，因而無法從房價變動中去除由特徵改變(或品質改變)所造成的影響。以未經特徵因素調整的房價，作為住宅需求估計或政策建議時，可能會出現偏差的結論，因為，品質的改善所反應出來的價格上升是合理的，如果不考慮品質改善的成本，必然會高估住宅投資的報酬率。

張金鶲、范垂爐(1991)的資料是由太平洋房屋所提供之77年至79年不動產實際成交的資料(共4,004筆)。雖然該資料涵蓋的期間不夠長，期間又緊接前面所提三種資料之後，無法先驗証是否合乎一致性，但是，該資料同時擁有預售屋和成屋兩個次級市場個別的成交價格、房屋特徵等橫斷面(cross-section)訊息，十分難得，正契合本文研究之需。首先，我們去除停車位、土地等其他不動產的交易，以台北市的房屋市場為研究對象，所得到的有效觀察筆數共計2,044筆，其中包括預售屋219筆、成屋1,825筆(註3)。至於各項房屋特徵變數的定義以及各主要變數的簡單統計敘述請詳見附錄A。因為資料期間不夠長又面臨房價最大漲幅時期，所以，我們以下所估計出來「預售屋價格和成屋價格的關係」是暫時性(temporal)而非恆久性的(intertemporal)。

四、實証的結果與假說的驗証

(一)預售屋與成屋的特徵價格方程式之估計結果

第二節中，(1)式與(2)式的估計結果如表一所示。預售屋價格和成屋價格皆以選擇模型1較恰當，其理由為模型1的解釋能力較高，且函數形式設定錯誤的可能性較低，迴歸模型沒有自我相關(D.W.值接近2)及共線性的問題(參見附錄C)。影響預售屋價格和成屋價格的相同重要房屋特徵有：所在地(AREA)、總面積(TL)、所在樓層為壹樓(FL1)。並且，對預售屋和成屋來講，交易的日期(TIME)是影響成交價格的重要因素。從交易日期的係數得知，預售屋房價的平均年上漲率是26%，而成屋價格的平均年上漲率約44%。因此，預售契約到期日時的新成屋預期價格可表示為：

$$E_t(S_T) = S_t \exp(0.44(T-t)) \quad (7)$$

預售屋的總面積每增加1%，則房價增加0.62%；而成屋的總面積每增加1%，則房價增加0.70%。至於預售屋的完工日期(TIME_T)對預售屋的價格則沒顯著影響，而成屋的屋齡(HAGE)每增加一年，就會降低其價格0.55%。座落在台北市區的房屋，不論是預售屋或成屋，都比位在台北市郊的預售屋或成屋貴上約43%。停車位(PAK)的有無，明顯地影響預售屋的價格，有停車位的預售屋價格較無停車位者貴了將近18%。(註4)

對成屋價格有顯著影響，但對預售屋價格影響不顯著的其它特徵為：房間數(ROOM1)、建築物的總樓層(FU)、隔間的材料(MAT)、浴廁的套數(TOI)、住宅或公寓大廈(MAK1)以及平均每戶可使用的電梯數(ELE)。每增加一個房間，則成屋的價格增加9.4%；愈高的建築物價格也愈高，並且每戶可使用的電梯數每增加一部，就會使成屋價格增加12.5%；至於住宅或公寓大廈的售價，平均較其它用途的建築物低了近20%。由於預售屋的用途未定，且行政上住宅、商業區劃分並不明確，使得按使用方法劃分的房屋特徵(如MAK1, MAK3)對預售屋價格的影響並不顯著，而商業用途的重要性都轉移到壹樓，因而，使得所在樓層為壹樓(FL1)的迴歸係數，較其在成屋價格者明顯地高了許多($0.71 > 0.31$)。

由表一迴歸係數的結果，我們亦可分別計算出下個小節實證所需要的變數值，如：基差與預期貼水等，其計算結果詳見附錄D。

(二)投機者的期望貼水之分析

為了方便以下的說明，我們將重要的變數符號作一綜合性的提示：給投機者的預期貼水為：

$$E_t(P_T) = E_t(S_T) - F_{t,T} \quad (8)$$

當 $E_t(P_T) > 0$ 時，表示投機者承擔風險可獲得期望利益，此一現象稱為Normal Backwardation；反之，當 $E_t(P_T) < 0$ 時，則稱為Contango。而投資在預售屋市場的預期報酬率(PREMRAT)可表示為：

$$[E_t(S_T) - F_{t,T}] / F_{t,T}。$$

我們將(8)式可再寫成：

$$\begin{aligned} E_t(P_T) &= [E_t(S_T) - S_t] - [F_{t,T} - S_t] \\ &= E_t(S_T - S_t) - (F_{t,T} - S_t) \\ &= \text{預期新成屋在}(T-t)\text{期間的價格變化—基差} \end{aligned} \quad (8.1)$$

由(8.1)式可知，預期貼水應該會受到基差的影響，換句話說，在交易日所包含的訊息會反應到投機者的預期貼水，因此，從下列簡單的線性迴歸分析中可得以下結果：

$$\begin{aligned} \widehat{\text{PREMIUM}} &= -134.509 - 1.804 * \text{BASIS} + 613.130 * \text{DURTM} + 81.884 * \text{AREA} \\ &\text{t值}(-4.759)** (-19.613)** (23.688)** (2.618)** \\ &n=219 \quad \text{adjust } R^2=0.8140 \quad D.W. = 1.753 \end{aligned} \quad (9)$$

其中，PREMIUN：表示預期的風險貼水。

BASIS：表示基差。

DURTM：表示預售屋完工日期與交易日期的間隔。

AREA：為房屋座落地區。

AREA = 1，代表臺北市區。

AREA = 0，代表臺北市郊。

從(9)式的預期風險貼水迴歸式可看出，基差的係數顯著的不等於零，表示基差內所含的訊息確實會影響投機者的風險貼水。由第二節第一小節的理論分析，我們知道，基差會受到預售屋和成屋特徵價格差異的影響，亦即受到預售屋品質不確定風險貼水的影響，當此一品質風險貼水愈大時，投機者的預期貼水也愈高；另外，完工日期與交易日期較接近的預售屋，其購買者從中獲得的預期利潤也較低，而台北市區的預售屋投機者較台北市郊的預售屋投機者平均可多獲得近82萬元的預期報酬。並且，我們進一步估算民國77年至78年間，台北市的預售屋投機者其平均的預期報酬率(PREMRAT)約為40%，明顯顯示出Normal Backwardation的現象存在(見附錄D)。

五、結論

房屋的成交價格除了受到外在的總體經濟環境影響外，房子本身所具備的特徵，諸如：建築物的種類、使用方式、房間數、隔間材料、所在樓層、座落地區…等等變數也會影響房價的決定。因而，在進行房價問題的研究時，一定要先控制這些特徵的影響，爾後才能進行其它因素對房價影響的評估。本文先用房價特徵方程式的估計，來均等化不同房屋特徵造成房屋異質的價差，將預售屋與成屋的特徵價格分別估計，並指出同一特徵在預售屋和成屋之所以有不同的價格，是基於預售屋品質不確定的緣故。依據Turnbull (1991)一文，房屋的品質不確定性愈大(即品質風險愈大)，則均衡的房價會降低。因此，預售屋特徵價格方程式中的參數，和成屋特徵價格方程式中的參數，在理論上應該不相等，即預售屋的特徵價格應較同質或同特徵的成屋價格，擁有這部份品質風險的貼水。

從同質的預售屋與成屋兩者價格的變動，我們引用財務理論中遠期價格與現貨價格的關係，來探討預售屋價格是不是未來同質新成屋價格的不偏預期。以張金鶚、范垂爐(1993)的資料，實證民國77-78年間，台北市的房屋市場是無效率的市場，即當前的預售屋價格並非未來成屋價格的不偏預期，其間的差異依Normal Backwardation理論的解釋，是避險者給予投機者的期望風險貼水。

從(9)式迴歸結果得知：預售屋市場的投機者，其預期貼水中含有基差(當期預售屋價格與同質成屋價格之差)所提供的訊息，並且較快交屋的預售屋提供給投機者較少的期望貼水；至於台北市區的預售屋投機者，平均較市郊的預售屋投機者得到較多的期望貼水，預售屋的投機者，在這一段期間內平均的期望利潤率高達40%。是以，Normal Backwardation現象成立。

註釋

註1：預售屋的自備款付款方式，異於成屋的自備款付款方式。依市場目前的交易習慣，自備款約占總房價的30%~40%（見Chang & Ward (1993)），對一般的家庭來說是一筆不小的支出。因此，當消費者在購買成屋之時，往往在兩、三個月內就必須支出這筆不算小的款項，對儲蓄不足的家庭來說是十分吃力的事。而預售屋的施工期常長達兩、三年，並按工程進度將自備款部份分期支付，使得儲蓄較少，或短期內籌資不易的家庭，偏好預售屋的購買，這種因付款方式而帶來資金使用成本的降低，是預售屋吸引人的原因之一。在此，為使問題簡化，我們假設付款方式造成資金使用成本之節省不會影響預售屋的成交價格。

註2：因為特徵價格是由房屋特徵所決定的均衡價格，見Rosen (1974)，惟有systematic的風險才能被社會大眾所預期，進而將風險的變化反應在均衡價格的變動上。

註3：原資料乃太平洋房屋公司從民國77年到79年，在本省所有成交的房屋交易資料。但是，台北市的房屋成交發生日期，乃集中在77年到78年底間，沒有79年成交的個案。

註4：log-linear函數形式中，dummy variable的迴歸參數若假設為k，則表示具該特質與不具該特質對應變數的影響相差百分之 $[EXP(k) - 1] \times 100$ ，見Pace & Gilley (1993)。

附錄A

變數名稱說明

- FU : 建築物總樓層數。
- PAK : 有停車位PAK = 1；否則PAK = 0。
- MAT : 以磚為隔間材料MAT = 1；否則MAT = 0。
- TOI : 浴廁套數。
- PRICE : 房屋的成交價格。(以萬元為單位)
- ROOM1 : 房間數。
- ROOM2 : 廳數。
- BASE : 地下樓層數。
- ELE : 該建築物平均每戶可使用電梯數。
- AREA : 建築物所在地區。若為台北市區，則AREA = 1，包括中正、大同、中山、松山、大安、萬華等區；若為台北市郊，則AREA = 0，包括士林、北投、南港、內湖、文山等區。
- MAK1 : 若該建築為公寓或住宅大廈，則MAK1 = 1；否則MAK1 = 0。
- MAK3 : 若該建築為辦公大廈或廠房，以商用為主，則MAK3 = 1；否則MAK3 = 0。
- TL : 總面積。(以坪數為單位)
- FL1 : 出售之建築物所在樓層為1樓，則FL1 = 1；否則，FL1 = 0。
- FL2 : 出售之建築物所在樓層為6樓以上，則FL2 = 1；否則，FL2 = 0。
- TIME_T : 完工日期。(以年為單位)
- TIME : 成交日期。(以年為單位)
- HAGE : 屋齡。(以年為單位)

各變數的簡單統計敘述

Variable	N	預售屋			Std Dev
		Minimum	Maximum	Mean	
FU	219	3.0000000	27.0000000	12.2100457	6.0085329
PAK	219	0	1.0000000	0.2191781	0.4146373
MAT	219	0	1.0000000	0.9863014	0.1165030
TOI	219	1.0000000	4.0000000	2.5890411	0.9162491
PRICE	219	100.0000000	3800.00	756.7624658	550.1623884
ROOM1	219	1.0000000	6.0000000	2.9771689	1.0641917
ROOM2	219	1.0000000	3.0000000	1.8812785	0.4832670
BASE	219	0	3.0000000	1.5936073	0.9057185
ELE	219	0	4.0000000	0.3806353	0.4649241
AREA	219	0	1.0000000	0.6073059	0.4894685
MAK1	219	0	1.0000000	0.9178082	0.2752859
MAK3	219	0	1.0000000	0.0593607	0.2368400
TL	219	6.0000000	244.0200000	42.1105936	28.6702453
FL1	219	0	1.0000000	0.0182648	0.1342143
FL2	219	0	1.0000000	0.5707763	0.4960993
TIME_T	219	77.2500000	80.1666667	78.5258752	0.7250981
TIME	219	77.0833333	78.9166667	77.9204718	0.4980065

Variable	N	Minimum	成屋		Std Dev
			Maximum	Mean	
FU	1825	1.0000000	26.0000000	7.2131507	3.9282270
PAK	1825	0	1.0000000	0.1156164	0.3198521
MAT	1825	0	1.0000000	0.9578082	0.2010816
TOI	1825	1.0000000	4.0000000	2.1649315	0.9893500
PRICE	1825	45.0000000	6750.00	578.6499178	496.9839475
ROOM1	1825	1.0000000	8.0000000	2.9452055	0.9349807
ROOM2	1825	1.0000000	6.0000000	1.9041096	0.4493045
BASE	1825	0	5.0000000	0.8520548	0.6283048
ELE	1825	0	8.0000000	0.1724678	0.3318359
AREA	1825	0	1.0000000	0.5106849	0.5000228
MAK1	1825	0	1.0000000	0.9369863	0.2430542
MAK3	1825	0	1.0000000	0.0509589	0.2199741
TL	1825	5.4700000	714.0800000	35.8753479	27.6094691
FL1	1825	0	1.0000000	0.1035616	0.3047746
FL2	1825	0	1.0000000	0.2421918	0.4285272
TIME	1825	77.0833333	78.9166667	77.9968493	0.5122925
HAGE	1825	0.0082667	23.1985667	6.8558939	4.7660300

附錄B

具有相同特徵，在同一地區、同樣用途的預售屋特徵價格與剛完工新成屋之特徵價格(HAGE=0)其間的差異：

$F_{t,T} - S_t \mid_{HAGE=0} = f$ (品質風險貼水，預售屋與成屋兩價格時間趨勢的差異) (見(6)式的說明)
 * 這是本文所定義的基差。

隨著成屋齡限制的放寬($HAGE > 0$)，carrying charge (如：折舊與管理費用) 和convenience yield (如：房租收入)的發生，造成 $S_t \mid_{HAGE > 0}$ 和 $S_t \mid_{HAGE = 0}$ 的差異。

一般財務理論所討論的是非耐久財的商品期貨(或遠期)契約，因此 S_t 不受商品壽命的影響。基差發生的原因以Theory of storage來解釋：(或稱之為cost-of-carry model)

$$F_{t,T} - S_t = \text{利息} + \text{邊際儲存成本} - \text{marginal convenience yield}$$

* 此一理論普遍被接受於石油、金屬、大豆…等等可運送、儲存的商品期貨。

* Chang & Ward (1993)應用修正後的Theory of Storage來討論預售屋價格和成屋價格間的關係表示如下：

$$F_{t,T} = S_t (1+C (\text{利率}, \text{折舊率}, \text{房租}, t, T))$$

其中C (•)表示carrying charges。

* Ritchken (1987) p.235:

"The cost-of-carry model for forward prices is based on the assumption that the underlying commodity is storable... In addition, the cost-of-carry model assumes that the commodity is always the deliverable item."

問題發生如下：當預售屋的契約到期時，我們可不可以用在同一地點附近，擁有相同房間數，類似的建築物特徵的其它成屋來交屋呢？答案是：不能。所以建商如無法如期交屋，就無法以其它的房屋來替代該屋(not deliverable)，因此cost-of-carry model在不動產的應用是值得繼續再研究的課題。

附錄C

一、關於函數形式的設定：

模型1的adjust R²都較模型2的adjust R²高，顯示ln (TL)比TL的解釋能力高，最主要的好處是取自然對數後，對於「面積邊際價格非遞減」的限制也放鬆了，可避免模型設定錯誤。

例：設令 y ：房價

x ：其它特徵變數(\bar{x} ：表示其平均數)

TL：房屋總面積(\bar{TL} ：表示其平均數)

$$\text{若 } \ln y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 TL + \varepsilon$$

$$\text{邊際價格為 } \frac{\partial E(y | \bar{x}, \bar{TL})}{\partial TL} = \beta_2 E(y)$$

$$\text{且 } \frac{\partial^2 E(y | \bar{x}, \bar{TL})}{\partial TL^2} = \beta_2^2 E(y) > 0, \text{ if } \beta_2 \neq 0$$

(表示邊際價格遞增)

$$\text{而若 } \ln y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 \ln TL + \varepsilon$$

$$\text{則邊際價格為 } \frac{\partial E(y | \bar{x}, \bar{TL})}{\partial TL} = \frac{\beta_2}{\bar{TL}} E(y)$$

$$\text{且 } \frac{\partial^2 E(y | \bar{x}, \bar{TL})}{\partial TL^2} = \frac{\beta_2}{\bar{TL}^2} (\beta_2 - 1) E(y) < 0, \text{ if } 0 < \beta_2 < 1$$

(表示邊際價格遞減)

$$> 0, \text{ if } \beta_2 > 1 \\ \text{or } \beta_2 < 0$$

(表示邊際價格遞增)

二、預售屋與成屋的特徵價格方程式共線性問題不嚴重：

預售屋		模型1		模型2	
Variable	DF	Tolerance	Variance Inflation	Tolerance	Variance Inflation
INTERCEP	1	—	0.00000000	—	0.00000000
ROOM1	1	0.24582497	4.06793500	0.25484067	3.92402037
ROOM2	1	0.32679028	3.06006651	0.33227013	3.00959942
FU	1	0.35573132	2.81111033	0.35685762	2.80223802
BASE	1	0.56722032	1.76298340	0.57064266	1.75241017
PAK	1	0.93305003	1.07175389	0.93139739	1.07365557
MAT	1	0.95989802	1.04177733	0.95922131	1.04251229
TOI	1	0.26006045	3.84525985	0.27260374	3.66832831
AREA	1	0.58931748	1.69687821	0.58891643	1.69803380
MAK1	1	0.27292364	3.66402851	0.27245865	3.67028169
MAK3	1	0.24419550	4.09507951	0.24510192	4.07993536
ln (TL) / TL	1	0.44334783	2.25556536	0.75577126	1.32315166
ELE	1	0.87071753	1.14847809	0.87091061	1.14822347
FL1	1	0.73422851	1.36197381	0.73246676	1.36524967
FL2	1	0.50473801	1.98122588	0.50787838	1.96897533
TIME	1	0.56679530	1.76430538	0.56515753	1.76941818
TIME_T	1	0.47233376	2.11714700	0.47236631	2.11700109

成屋

模型1

模型2

Variable	DF	Tolerance	Variance Inflation	Tolerance	Variance Inflation
INTERCEP	1	—	0.00000000	—	0.00000000
ROOM1	1	0.46040723	2.17199022	0.52083711	1.91998608
ROOM2	1	0.59965328	1.66763032	0.60412834	1.65527741
FU	1	0.35906977	2.78497411	0.35843351	2.78991770
BASE	1	0.62725508	1.59424774	0.62756837	1.59345189
PAK	1	0.89192100	1.12117553	0.89250197	1.12044571
MAT	1	0.94447071	1.05879409	0.94724478	1.05569334
TOI	1	0.60750401	1.64607967	0.63257611	1.58083745
AREA	1	0.72107157	1.38682489	0.72006684	1.38875996
MAK1	1	0.19091727	5.23787080	0.18742286	5.33552854
MAK3	1	0.18874837	5.29805902	0.18682781	5.35252214
ln (TL) / TL	1	0.56194525	1.77953281	0.82578015	1.21097606
ELE	1	0.73799257	1.35502719	0.73886584	1.35342568
FL1	1	0.83734954	1.19424441	0.84051244	1.18975039
FL2	1	0.56413638	1.77262100	0.56020267	1.78506826
HAGE	1	0.71621703	1.39622483	0.71698810	1.39472328
TIME	1	0.96936536	1.03160278	0.98060018	1.01978362

附註：當Tolerance < 0.1或Variance Inflation Factor大於10時，表示共線性存在。參見Neter, J., Wasserman, W. and Kutner, M. H. (1985), Applied Linear Statistical Models (2nd ed.)。

附錄D

Variable	N	Minimum	Maximum	Mean	Std Dev
PREMIUM	219	-261.3729218	2586.40	359.4383848	506.2701721
BASIS	219	-975.8311527	283.2728420	-60.7310375	166.1144638
DURTM	219	0.000233333	2.2504333	0.5458682	0.5732844
AREA	219	0	1.0000000	0.6073059	0.4894685
PREMRAT	219	-0.3023455	1.9696412	0.4037865	0.4388605

其中， $\text{PREMIUM} = E_t(S_{t,T}) - F_{t,T}$ ，即(7)式減取EXP之(3)式。

$\text{BASIS} = F_{t,T} - S_t$ ，取EXP之(3)式減取EXP之(5)式。

$\text{PREMART} = \text{PREMIUM} / F_{t,T}$ 。

參考文獻

吳森田 蔡勳雄

1984 〈新建住宅需求之實證研究—以台北市為例〉，中國經濟學會年會論文集》125-139。

吳德賢

1989 〈我國建築業景氣波動與住宅供給環境之研究〉台北市建築投資商業公會。

林祖嘉

1992 〈價格分散與搜尋均衡在台灣地區住宅市場上之驗證〉。

林祖嘉 林素菁

1993 〈台灣地區環境品質與公共設施對房價及房租的影響之分析〉，《住宅學報》1：21-45。

陳明吉

1989 〈房地產價格及其變動因素之研究〉中華民國區域科學學會聯合年會研討論文，中華民國都市計劃學會。

張金鶴 范垂爐

1993 〈房地產真實交易價格之研究〉，《住宅學報》1：75-97。

薛立敏

1989 〈房地產狂飆因素之探討—兼評政府平抑房價政策〉中華民國之發展與亞洲之轉變國際研討會論文，東海大學。

薛立敏

1990 〈台北市房價上漲決定因素之估計〉，《台灣金融情勢與物價問題研討會論文集》中央研究院經濟研究所，397-422。

Breeden, D. T.

1980 "Consumption Risk in Futures Markets," Journal of Finance 35:503-520.

Chang, E. C.

1985 "Returns to Speculators and the Theory of Normal Backwardation," Journal of Finance 40:193-208.

Chang Chin-Oh & Ward, C. W. R.

1993 "Forward Pricing and the Housing Market: the Pre-sales Housing System in Taiwan," unpublished. (已被Journal of Property Research接受，將出版)

Darrat, A. F. & Clascock, J. L.

1993 "On the Real Estate Market Efficiency," Journal of Real Estate Finance and Economics 7:55-72.

Dusak, K.

1973 "'Futures Trading and Investor Returns: An Investigation of Commodity Market Risk Premiums,'" Journal of Political Economy 81:1387-1406.

Fama, E. F.

1984 "Forward and Spot Exchange Rates," Journal of Monetary Economics 13:319-338.

Fama, E. F. & French, K. R.

1987 "Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage," Journal of Business 60(1):55-73.

Hansen, L. P. & Hodrick, R. J.

1980 "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: On Econometric Analysis," Journal of Political Economy 88(5):829-853.

Kang Han-Bin & Reichert, A. K.

1991 "An Empirical Analysis of Hedonic Regression and Grid-Adjustment Techniques in Real Estate Appraisal," AREUEA Journal 19(1):70-91.

Kawaller, I. G., Koch, P. D. & Koch, T. W.

1987 "Temporal Price Relationship between S & P 500 Futures and the S & P 500 Index," The Journal of Finance 42(5):1309-1329.

Lin Chu-Chia

1993 "The Relationship Between Rents and Prices of Owner-Occupied Housing in Taiwan," Journal of Real Estate Finance and Economics 6:25-54.

Milon, J. W., Gressel, J. & Mulkey, D.

1984 "Hedonic Amenity Valuation and Functional Form Specification," Land Economics 60(4):378-387.

Pace, R. K. & Gilley, W. G.

1993 "Translating Prior Information Across Specifications to Improve Predictive Accuracy," Journal of Business & Economic Statistics 11(3):301-309.

Rendleman, R. & C. Carbone

1979 "The Efficiency of the Treasury Bill Futures Markets," Journal of Finance 34:895-914.

Ritchken, P.

1987 Options: Theory, Strategy, and Applications Scott, Foresman and Company.

Rosen, S.

1974 "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," Journal of Political Economy 82:34-55.

Siegel, D. R. & Siegel, D. F.

1990 Futures Markets, Chicago: The Dryden Press.

Telser, L. G.

1958 "Futures Trading and the Storage of Cotton and Wheat," Journal of Political Economy 66:233-255.

Turnbull, G. K.

1991 "The Spatial Demand for Housing with Uncertain Quality," Journal of Real Estate Finance and Economics 4:5-17.

ABSTRACT

Based on the 1970 census data, government 1970 real estate tax data, and the 1970 census price data in the United States. Most of the variables are constructed on a state or county government level. New York, Washington, D.C., California, Illinois, Chicago, San Francisco, Los Angeles, and Boston are used. The statistical characteristics of home-owners' location are a social survey of social problems and its relationship on the census. Analyzing the characteristics of the population by city, the correlation found that cities with higher taxes, lower income, larger population, higher poverty rate, higher percentage of low-income families, and higher median rent are proportional to each other. In other words, the geographical boundaries have changed. In these cities, the urban poor population are concentrated in the inner and central cities, causing downward pressure and geographic isolation.