

# 影響不動產報酬率之風險因素及其敏感度之研究

## On the Factors Fluencing Real Estate Returns

叢文豪\* 廖咸興\*\*

Wen-Haur Tsorng\*, Hsien-Hsing Liao\*\*

### 摘要

本研究是基於套利定價理論(Arbitrage Pricing Theory, 或APT)的基礎，應用已知經濟因素法的APT模式透過二階段迴歸，來分析台北地區住宅報酬率的風險因素及因素敏感度。研究期間是自76年1月至82年12月，又細分為前期(76.1~79.2)，後期(79.3~82.12)。住宅報酬率共分為北市，北縣及大台北區三種。變數是採用APT未預期型態的因素來定義。包括未預期貨幣供給變動率、未預期美金匯率變動率、未預期海關出口值變動率、未預期通貨膨脹率、預期通貨膨脹率變動、未預期市場風險貼水、未預期利率期限結構及發行量加權股價指數報酬率等八個因素。研究發現：1. 在全期及前期中不論北市、北縣、大台北區，未預期通貨膨脹率與未預期市場風險貼水均有顯著的影響，且其影響方向均為正向；2. 在全期中，預期通貨膨脹率變動對北市、北縣及大台北區均有顯著的影響，且其影響方向均為正向；3. 此模式對全期及前期均有很好的解釋能力，但對後期解釋力很弱；4. 後期僅有未預期通貨膨脹率及未預期市場風險貼水對北縣住宅報酬率有影響力，北市及大台北區均無顯著影響之因素，且未預期通貨膨脹率的影響方向為負，故可能後期的住宅市場有了結構上的改變。

### ABSTRACT

Within the framework of Arbitrage Pricing Theory, we employ the method used by Chen, Roll and Ross (1986) (a factors pre-specified method) to study the factors influencing the rate of returns of Taiwan's real estate. Following Chen, Roll and Ross, a two stage regression is used. The sample assets are the residential real estates in the Taipei metropolitan area. The data period is from January 1987 to December 1992. According to market conditions, we divided the study period into three sub period. The pre-specified factors are unexpected money supply, unexpected inflation, expected change of inflation, unexpected foreign exchange rate, unexpected risk premium, unexpected export, unexpected term structure change and the valued weighted stock index return. We found that (1) unexpected inflation and unexpected risk premium have significantly positive influence in the residential real estate returns; and (2) in different market conditions (boom or recession) and different areas, the influencing factors may change.

\* 臺灣大學商學研究所碩士

\*\* 臺灣大學財務金融系副教授

## 一、前言

近數年來，台灣的經濟情況起了很大的變化，從七十六、七十七年股市開始受到大眾的注目，到了七八、七九年的狂飆期，那時社會上游資充斥，也帶動了房屋市場交易的熱絡，使房地產的價格居高不下，至今雖股市已不復往日盛況，房屋交易市場亦不像前幾年般熱絡，但國內房屋市場的需求結構已經有了一些變化(楊忠欽，1992: 64)。一般而言，人們對房屋的需求可粗分為自住型需求及投資型需求，前者只為了自己居住，而後者則在手邊有一些資金下，企圖藉著購買房地產得到報酬或達到保值的目的。根據吳德賢先生的研究(吳德賢，1989: 35)，從民國六十二年以來的三次房地產景氣期間，台灣省投資性需求占房市需求之比例從六十二年之31%到七八年的50%，而台北市更從六十二年之37%上升至七八年的64%。而李建裕的研究亦推斷影響房價的主因乃是因為房地產投資性需求之增加所致(李建裕，1991)。

既然房地產已成為一種投資的標的，我們便須瞭解考慮其報酬率的特性。關於報酬率的研究，有針對其影響因素及風險貼水之研究及對抗通貨膨脹能力之研究。關於對抗通貨膨脹能力之研究，國內已有廖咸興(1988)、陳正宗(1992)做過相關的研究，並非本研究的重點。本文主要是在套利定價理論架構下，探討關於不動產投資報酬率之影響因素及因素之敏感度。由於國內文獻大多著重於房價影響因素的探討，很少探討關於報酬率的問題，有關不動產之研究更少有從APT架構出發者，因此本文可擴大國內不動產之研究文獻之廣度。本文主要根據文獻提出一些總體因素，進而透過APT模式研究這些因素對不動產報酬率之影響程度，及其風險貼水之大小，以做為投資者投資時之參考依據。

限於能力，對於不動產報酬率僅針對台北地區住宅的報酬率做研究。研究目的主要如下：(一)探討台灣地區對不動產之相關研究；(二)以已知總體因素之風險貼水對不動產報酬率加以分析，以了解對其有影響之相關因素及影響程度；(三)由於七九年之後，國內經濟環境因股市崩盤而有很大的變動，因而本研究也對79年前及79年後的房地產報酬率，分析其影響因素及影響方向是否有所差異。

在本文以下中，首先對APT套利定價理論及相關文獻做一探討，然後說明本文之研究方法及研究所需之資料；最後分析討論研究之結果並提出建議。

## 二、理論模型與相關研究

本節為相關文獻之回顧，主要分為兩部分，第一部分是關於本研究所依據之套利定價理論(Arbitrage Pricing Theory, APT)，第二部分是關於不動產之報酬率及價格之研究文獻。

### (一)套利定價理論的內容

理論模型

套利定價理論(Arbitrage Pricing Theory, APT)乃是Ross (1976)提出。此理論是基於多因素報酬產生過程(return-generating process)運用無套利機會與線性關係推導出來的理論。在經濟學上「套利」(arbitrage)乃是強調在無風險(no risk), 無資本投入(nocapital commitment)的情況下, 利用市場價格扭曲(distortion)之交易以獲取利潤的過程(Radcliffe, 1986: 7)。但此一過程, 經由供給與需求之調整, 套利活動將會使一切價格差異消失, 於均衡時市場上將無套利機會存在, 亦即當市場均衡時, 在無風險, 無資本投入下其報酬率為零。這也正是推導APT模式之關鍵所在。根據Ross (1976)套利定價理論其基本假設有：1. 資本市場為完全競爭(perfectly competitive)市場；2. 個別投資人具有相同之期望報酬率(homogeneous expected return)且此報酬率可被多個因子解釋(K-factor generating model)及3. 模式中資產數目必須大於因素個數。

根據套利定價理論之基本假設可以將資產之報酬率以下式表之：

$$\tilde{R}_i = a_i + b_{i1}\tilde{I}_1 + b_{i2}\tilde{I}_2 + \dots + b_{ij}\tilde{I}_j + \tilde{\varepsilon}_i \quad i = 1 \dots n \quad (1)$$

其中  $R_i$  : 第*i*種資產之隨機報酬率

$a_i$  : 第*i*種資產在所有因影響均為零時預期報酬

$I_j$  : 第*j*種因子的實際值

$b_{ij}$  : 第*i*種資產對第*j*個因子的敏感度

$\tilde{\varepsilon}_i$  : 第*i*種資產之隨機干擾項

$$\text{且 } E(\tilde{\varepsilon}_i^2) = \alpha_{\varepsilon_i}^2$$

$$E(\tilde{\varepsilon}_i \tilde{\varepsilon}_j) = 0 \quad i \neq j$$

$$E(\tilde{\varepsilon}_i (\tilde{I}_j - E(\tilde{I}_j))) = Cov(\tilde{\varepsilon}_i, \tilde{I}_j) = 0$$

經代入與運用無套利機會與線性關係後，可得

$$E(\tilde{R}_i) = \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_j b_{ij} \quad i = 1 \dots n \quad (2)$$

其中  $\lambda_j$  表第*j*種因素之風險貼水，此即APT模式之關係式。APT模式說明一風險性資產之期望報酬率為各因素的風險貼水之線性組和。此外(1)中之共同因素為未預期到之因素變動。本研究藉由APT理論來求取各因素的風險貼水，及藉著因素的風險貼水來分析不動產之報酬率。已知因素法之實証

自1976年Ross提出APT後，到1980年才首由Roll & Ross提出實証，爾後陸續有學者提出不

同的實証方法，其結果也莫衷一是，支持反對者皆有。本節所要探討的是與本研有關之已知經濟因素法之實証研究(註1)。已知經濟因素法是將總體經濟因素納入APT模式中，在確定共同因素的情況下，探討因素與資產報酬率之關係，其主要的分析步驟為二階段迴歸法(first & second pass regression)：

第一階段：時間數列迴歸(time series regression)以各股票報酬率為因變數，總體經濟變數為自變數，進行時間數列迴歸。估計出之迴歸係數即為因素敏感度 $b_{ik}$ 。第二階段：橫斷面迴歸(cross-section regression)以第一階段所得之因素敏感度 $b_{ik}$ 為自變數，各股票之平均報酬率為因變數，進行橫斷面迴歸分析，估計出之迴歸係數即為風險貼水，檢定各風險貼水及截距項是否顯著不為零即可確定無風險利率是否存在及風險貼水是否有價。此外Chen, Roll & Ross (1986)及Chan, Chen & Hsieh (1985)則採用較複雜的Fama & MacBeth (1973)的二階段迴歸法。

## (二)有關不動產報酬的相關研究文獻

### 國外文獻

在美國有關不動產的研究很多，這裡特別討論一些對不動產相關證券之報酬率影響因素及風險貼水有關之研究。Titman & Warga (1986)運用APT模式研究各種不動產投資信託(REITs)的風險及績效，並將其結果與傳統的單因素CAPM模型所得結果加以比較。研究期間為1973～1982。採用變數包括：1. 由最大概似因素分析法，得到五個因素；2. 以市場指數及17～21年期政府債券之投資組合。研究結果顯示：1. 五因素模型顯示影響REITs報酬率之因素不止一個，但只有第一個因素可被認定為市場指數，其他的因素並不能被賦予適當的經濟涵義；2. 兩因素之APT模式顯示市場指數是主要的影響因素；3. 債券因素對mortgage REITs之影響較equity REITs顯著；4. 在1978～1982年mortgage REITs對債券因素的敏感度為正；5. 平均而言mortgage REITs的風險大於equity REITs。Chan, Hendershott & Sanders (1990)研究權益性不動產投資信託(equity REITs)的風險及報酬，並將其結果與加權股價指數報酬率之結果做比較。研究期間為1973～1987。研究方法採以已知經濟因素的多因素APT模式，透過二階段迴歸來求得風險貼水，再以此研究equity REITs之風險與報酬。採用變數包括：Chen, Roll & Ross研究中之五個總體因素。研究結果顯示：1. equity REITs與股票市場報酬率與市場風險貼水，利率期限結構有正向關係與未預期通貨膨脹有負向關係；2. equity REITs較股票市場風險小；3. 預期通貨膨脹改變及工業生產指數不存在系統性的影響。Hsien-hsing Liao (1993)探討不動產相關證券之顯著影響的因素，比較這些因素與股票、債券之影響因素是否相同；不同形式之不動產相關證券其主要影響因素是否相同，及這些證券與股票、債券相似的程度如何。其研究期間為1980年1月～1989年12月。採用Chen, Roll & Ross之已知經濟因素APT法求得市場風險貼水，以此再對各種不動產相關證券作分析。變數採用Chen, Roll & Ross之五個變數再加上市場指數SP500。研究結果顯示：1. 影響不動產相關證券之報酬之因素不完全相同於影響股票之因素；2. mortgage-backed securities是近似於債券，所以分析債券之方法或許可應用於分析mort-

gage-backed securities; 3. 影響不同不動產相關證券之報酬之因素不完全相同。

## 國內文獻

國內對於不動產的研究多偏向於房價與地價的研究，對於報酬率相關的研究尚不多，茲就國內在不動產報酬率的研究回顧如下：

廖咸興(1988)對台灣不動產之報酬行為做一理論及實證的探討。最主要的重點在於對不動產報酬率對抗通貨膨脹力的檢定。引用Fama & Schwert之模型來進行其對抗通貨膨脹能力之檢定。同時又以股票做對照性檢定。其結論為：長期而言不動產績效優於股票；在通貨膨脹期間，從事中長期投資，不動產報酬之績效優於股票；物價平穩時，股票報酬率較不動產為佳但風險較大；幾乎各類型之不動產皆不具備對抗通貨膨脹之能力。陳正宗(1992)亦採用Fama & Schwert之對抗通貨膨脹理論測試住宅市場是否有對抗通貨膨脹能力其結論如下：在物價劇烈上漲期，住宅報酬率較股票為佳；但皆不具有對抗預期及非預期通貨膨脹之能力；在物價平穩期，股票優於住宅其風險也較小；市區住宅表現較平均通貨膨脹率差，而各資產亦均不具對抗通貨膨脹之能力；物價平穩上漲時，股票報酬率表現最佳但風險亦大。但此時住宅具有完全的對抗通貨膨脹之能力，其他資產則無。

## 三、研究的方法與程序

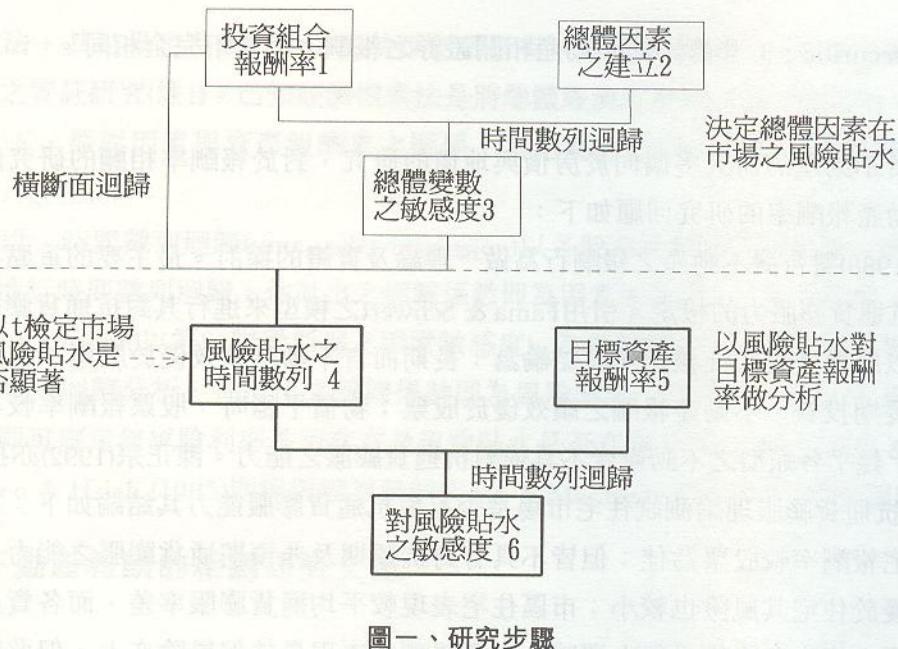
### (一)研究方法

本研究主要是APT以為理論基礎，並依據Chan, Hendershott & Sanders (1990)之作法，先以二階段迴歸求得研究期間每個月之風險貼水(在其文中稱此風險貼水為returns on the mimicking portfolios)；然後再將其對不同時間、不同地區之不動產報酬率迴歸，以求得各影響因素對各種報酬率的敏感度。本文以各月風險貼水來求得各影響因素之敏感度，而並非單純只以各別總體變數未預期值求取各因素之敏感度，根據Chan, Hendershott & Sanders (1990)的研究，此法可以使迴歸模式的解釋能力(其修正判定係數值)提高，故本文採用此種方式來對各不同時間、不同地區的不動產報酬率進行迴歸分析，以比較其結果的異同。實證研究的步驟如圖1所示：

圖一在說明前面APT模式的兩個關係式，式(1)及(2)中之 $R_p$ ,  $I_i \sim I_j$ ,  $b_{ii} \sim b_{jj}$ 及 $\lambda_i \sim \lambda_j$ 之過程，茲詳述如下。

#### 1. 投資組合樣本之建立及報酬率之計算。

此一步驟乃是為了求得上述(1)式中之 $R_i$ 。為了減少橫斷面迴歸時產生之變數誤差問題(errors-in-variables problem)，因此將市場上之股票形成數個投資組合，根據Chen, Roll & Ross (1986), Chan, Chen & Hsieh (1985)，以及Chan, Handershott & Sanders (1990)的做法乃是以公司規模大小(Firm size)做為形成投資組合之依據，其做法如下：將股票依上市公司依



圖一、研究步驟

每年期末股本之大小加以排序，依此排序將股票分為二十等分，每一等分形成一個投資組合，每年共有二十個投資組合，且每經一年便重新排序重新形成新的投資組合。以每年的二十個投資組合，計算每一投資組合每一個月的平均投資報酬率，以此做為(1)式中之因變數 $R_i$ 之時間數列。

## 2. 總體經濟因素的建立

此步驟乃是為了求取(1)式中之 $I_1 \sim I_j$ 、其做法如下：(1)透過文獻選定總體變數；(2)依 Chan, Roll & Ross (1986)的做法，以70年1月至82年12月配適適合的ARIMA模式，以其殘差值做為各未預期到之總體因素 $I$ 之時間數列資料。

## 3. 時間數列自我迴歸分析

以1. 中之各投資組合之報酬率為因變數，2. 中所求得之總體因素從72年12月各變數之殘差為自變數，採取rolling的方式，各投資組合報酬率為因變數，進行時間數列自我迴歸分析以估計出各投資組合對總體因素之敏感度即(1)式中之 $b_{ij} \sim b_{jj}$ 。詳細做法如下：a. 先以72年1月至75年12月各變數之殘差值為自變數，以同區間之投資組合報酬率為因變數進行迴歸分析，以求得各投資組合之因素敏感度。b. 以前述敏感度做為76年中各投資組合之因素敏感度。c. 重覆a、b之步驟，分別求取77~82年各年度各投資組合之因素敏感度。

4. 橫斷面迴歸分析以上述投資組合之當月報酬率與前五個月報酬率相加後求其平均值為因變數，3中估計之因素敏感度 $b_{ik}$ 為自變數進行橫斷面迴歸以求得各因素之風險貼水亦即(2)式中 $\lambda_1 \cdots \lambda_j$ 之時間數列資料，並對此一資料進行t檢定以確定各因素之風險貼水是否顯著。
5. 確定所欲研究的目標資產及其時間範圍：計算不同地區住宅的報酬率(1)、台北市住宅報酬率、(2)、台北縣住宅報酬率。(3)、大台北區住宅報酬率。其時間範圍以民國79年2月為分界

點，分為全期(76.1~82.12)，前期(76.1~79.2)，後期(79.3~82.12)。6. 研究目標資產對總體因素之敏感度，以5中所得之目標資產報酬率為因變數，4中所得之風險貼水資料為自變數，進行迴歸，以求得目標資產報酬率對總體因素(風險貼水)之敏感度。

## (二) 資料與資料處理

### 1. 研究期間

本研究之研究期間自民國七十六年一月至民國八十二年十二月，共計八十四個月，但因為因素敏感度的求取是以研究期間中每一年的前四年資料，迴歸而得之。故向前推四十八期，又因預測時須配合Box與Jenkins時間數列ARIMA之預測模式，會有一些值消失。故總體變數之資料是從民國七十年一月至八十二年十二月共一百五十六個月，市場股票報酬率之資料是從七十二年一月至八十二年十二月，共一百三十二個月，目標資產報酬率之資料則是從七十六年一月至八十二年十二月。共八十四個月。

### 2. 資料來源

(1)各股月報酬率：台灣經濟新報社資料庫。  
 (2)上市公司期末普通股股本：台灣經濟新報社資料庫。  
 (3)股價指數：台灣經濟新報社資料庫。  
 (4)住宅價格：本研究之住宅價格乃採預售屋價格(每坪單價)，自76年1月至80年11月乃是引用陳正宗(民81年的資料，自80年12月至82年12月則是自行整理，其資料的處理乃是根據陳明吉(民78年)的做法，茲述如下：

- 市區分為東西兩區，東區：中山、松山、大安。西區：城中、雙園、古亭、龍山、大同；自81年5月行政區改變後，東區：中山、松山、大安、信義。西區：中正、萬華、大同，因部分地區個案很少故分為東西兩區，再將兩區之平均價格平均。
- 郊區分為：士林、北投、內湖、文山(包含南港)等四區，再將四區之平均價格平均。
- 北縣：取各鄉鎮之平均價格，再將之平均。
- 北市：將市區與郊區平均價格平均。
- 北區：將北市與北縣平均價格平均。

過上述的處理得到研究所需之北市、北縣、大台北區之房地產價格。本研究採用之個案主要來自租售報導，自80年12月至82年12月，個案總數市區：502件，郊區866件，北縣：3252件，平均每月個案數，市區：20件，郊區：35件，北縣：130件。

### 3. 報酬率之計算

$$t\text{期月報酬率} = \frac{t\text{期月平均價格} - (t-1)\text{期月平均價格}}{(t-1)\text{期月平均價格}}$$

投資組合之報酬率：每年將市場上之股票依其期末普通股股本之大小加以排序，再將

其分割為20個投資組合，各求其平均報酬率。

#### 4. 總體經濟因素之選取

由前述文獻中可看出，對於總體因素的選取，各文獻均不太相同，有些只選了四、五個因素，有些則是納入二、三十個因素然後再對其做因素分析或主成分分析，本文參考國內外文獻，對因素之選取標準整理如後。根據Chen, Roll & Ross (1986), Burmeister & Wall (1986)及Berry, Burmeister, and McElroy (1988)所提到之原則，綜合如下：(1)影響預期收益；(2)影響折現率；(3)市場報酬率(註2)。由國內文獻找到下述的影響因素：(1)貨幣因素：貨幣供給額；(2)實質面因素：工業生產指數，國民生產毛額；(3)利率因素；(4)物價水準；(5)對外貿易：匯率、海關出口值、結匯順逆差等。最後選定了八個變數：未預期到之通貨膨脹率(UI)、預期通貨膨脹率之變動(DEI)、未預期到之市場風險貼水變動(UPR)、未預期到之利率期限結構變動(UTS)、未預期到之貨幣供給變動率(UMS)、未預期到之美金匯率變動率(UER)、未預期到之海關出口值變動率(UEX)、發行量加權股價指數報酬率(VWSP)。上述資料之來源為台灣經濟新報社資料庫。

### (三)因素之操作型定義

在APT理論中所提及模式中之因素，在期初均是未被預期到的，所以引用之總體因素乃是未預期到之型式定義之。所謂未預期到(unanticipated)之因素，根據Chan, Chen & Hsieh (1985); Chen, Roll & Ross (1986)等人指出，乃是該期實際值與期初預測值之差，亦即

$$UA_t = A_t - E(A_t | \phi_{t-1})$$

其中：

$UA_t$ ：在t期末預期到之變數

$A_t$ ：在t期時，變數A的實際值

$E(A_t | \phi_{t-1})$ ：在t期初根據t-1期前之資訊對變數A之預測值

由上述定義，可得知總體因素之定義如下：

#### 1. 未預期到之通貨膨脹率(UI)

$$UI_t = I_t - E(I_t | \phi_{t-1})$$

$$I_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}}$$

$I_t$ ：第t期之通貨膨脹率

$CPI_t$ ：第t期之消費者物價指數

## 2. 預期通貨膨脹率之變動(DEI)

$$DEI_t = E(I_{t+1} | \varphi_t) - E(I_t | \varphi_{t-1})$$

## 3. 未預期之市場風險貼水變動(UPR)

$$UPR_t = CP_t - CD_t$$

$CP_t$ ：第t期商業本票90天期月利率

$CD_t$ ：第t期可轉換定期存單90天期月利率。

## 4. 未預期到之利率期限結構變動(UTS)

$$UTS_t = LBA_t - SBA_t$$

$LBA_t$ ：第t期之銀行承兌匯票180天期月利率。

$SBA_t$ ：第t期之銀行承兌匯票30天期月利率。

## 5. 未預期到之貨幣供給變動率(UMS)

$$UMS_t = MS_t^* - E(MS_t^*)$$

$$MS_t^* = \frac{MS_t - MS_{t-1}}{MS_{t-1}}$$

$MS_t^*$ ：第t期之貨幣供給變動率

$MS_t$ ：第t期之貨幣供給額

## 6. 未預期到之美金匯率變動率(UPR)

$$UER_t = ER_t^* - E(ER_t^*)$$

$$ER_t^* = \frac{ER_t - ER_{t-1}}{ER_{t-1}}$$

$ER_t^*$ ：第t期之美金匯率變動率

$ER_t$ ：第t期之美金匯率

### 7. 未預期到之海關出口值變動率(UEX)

$$UEX_t = EX_t^* - E(EX_t^*)$$

$$EX_t^* = \frac{EX_t - EX_{t-1}}{EX_{t-1}}$$

$EX_t^*$ ：第t期之海關出口值變動率

$EX_t$ ：第t期之海關出口值

### 8. 發行量加權股價指數報酬率(VWSP)

#### (四)研究限制

本研究有以下幾點限制：1. 由於國內對房屋價格尚沒有有系統的整理，加上政府也沒有編製房價指數，此外，由於所得資料之限制，本研究中對房地產之價格無法作Hedonic Pricing以調整特性差異，故對房地產之價格，只能以預售屋的價格資料來代表，自然是其缺失；2. 總體經濟因素的選取以文獻中提及之因素，作為選擇的依據，而且有些因素之資料不易獲得，所以可能無法涵蓋所有因素；3. 本研究乃是以股票市場來取代市場，以求取市場對各因素之風險貼水，但台灣的股市規模尚不夠大，其對市場之代表性尚不是很夠，故這也是本研究之限制；4. 本研究是以Box and Jenkins (1970) ARIMA來進行預測，並求取其殘差值做為未預測型態之變數，但實際上此一預期方式與實際情形不一定相同，是故這也是本研究之限制。

## 四、實證結果

### (一)投資組合報酬率

將上市公司依其每年之期末股本加以排序，並進而求其投資組合及投資組合報酬率。表一為72年至82年間，每年所包含之上市公司總數。每年依排序的結果，分割為20等分，形成20個投資組合再分別計算每一組合之平均報酬率，表二為每一投資組合的平均報酬率及標準差，由此可大致看出報酬率大致分布情形。

表一、歷年上市公司總數

年度	72	73	74	75	76	77	78	79	80	81	82
家數	77	85	91	97	104	118	139	163	179	202	242

表二、投資組合之平均報酬率及標準差

組 合	平均報酬率	標準差
1	0.0298	0.1415
2	0.0321	0.1382
3	0.0322	0.1387
4	0.0289	0.1315
5	0.0252	0.1267
6	0.0319	0.1528
7	0.0361	0.1509
8	0.0324	0.1307
9	0.0315	0.1417
10	0.0298	0.1525
11	0.0317	0.1465
12	0.0371	0.1455
13	0.0373	0.1663
14	0.0308	0.1586
15	0.0355	0.1463
16	0.0377	0.1586
17	0.0310	0.1737
18	0.0410	0.1707
19	0.0397	0.1670
20	0.0465	0.1758

## (二)總體變數因素之建立

如前所述，將各總體變數的時間數列資料，各自尋找其適合之ARIMA模式。並以其殘差做為研究所需未預期型態之狀態變數。本研究之狀態數乃是自72年1月至82年12月，共有132期。茲將各狀態變數之ARIMA預測模式分述如下：

### 1. 通貨膨脹率(I)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(0,0,2) \times (0,1,1)_{12}$ ，即

$$(1 - B^{12})I_t = 0.0000455 + (1 - 0.0356B - 0.2094B^2)(1 - 0.8494B^{12})a_t$$

$$(SD) \quad (0.0002) \quad (0.0808) \quad (0.0753) \quad (0.0467)$$

### 2. 美金匯率變動率(RX)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(0,1,1)$ ，即

$$(1 - B) \frac{RX}{(SD)} = -0.000337 + (1 - 0.7507B) \alpha_t$$

### 3. 貨幣供給額變動率(MS)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(1,1,1)_{12}$ ，即

$$(1 + 0.2177B^{12})(1 - B^{12}) \frac{MS_t}{(SD)} = -0.0008 + (1 - 0.9880B^{12})\alpha_t$$

### 4. 海關出口值，變動率(EX)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(0,0,1) \times (1,1,1)_{12}$ ，即

$$(1 + 0.1629B^{12})(1 - B^{12}) \frac{EX_t}{(SD)} = -0.0007 + (1 - 0.7459B)(1 - 0.8627B^{12})\alpha_t$$

### 5. 市場風險貼水(UPR)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(1,0,0)$ ，即

$$(1 - 0.3834B) \frac{UPR_t}{(SD)} = 0.0213 + \alpha_t$$

### 6. 利率期限結構(UTS)之預測模式

預測模式為ARIMA  $(1,0,0)$

$$(1 - 0.0646B) \frac{UST_t}{(SD)} = 0.0205 + \alpha_t$$

### 7. 加權股價指數報酬率(VWSP)

由於加權股價指數報酬率其本身已為white noise，屬不可預期狀態，故可直接使用經由上述七個預測模式可得到其殘差值。其殘差即本研究所需之狀態變數。此外再由通貨膨脹率之預測值求得預期通貨膨脹率之變動( $DEI_t = E_t(I_{t+1}) - E_{t-1}(I_t)$ )，本研究所需之八個狀態變數便得到了。由APT的理論中我們知道狀態變數應是不可預期型態，茲將八個狀態變數之自身相關函數ACF列示於表三。表三顯示狀態變數絕大多數皆無自身相關。

表四a、四b、四c顯示這八個變數在全期、前期、後期的相關係數絕大部份皆不顯著。本研究最終採用的變數共有：UMS, URX, UEX, UI, DEI, UPR, UTS及VWSP等八個變數。

## (三)市場因素風險貼水之結果

經由前兩個步驟決定了市場投資組合報酬率及未預期型態之總體變數後，便對各投資組合進行時間數列迴歸，以求得其因素敏感度  $\beta$ ，再以此  $\beta$  為自變數，對投資組合報酬率做橫

表三、狀態變數之ACF

變數	$\rho 1$	$\rho 2$	$\rho 3$	$\rho 4$	$\rho 5$	$\rho 6$	$\rho 7$	$\rho 8$	$\rho 9$	$\rho 10$	$\rho 11$	$\rho 12$
UPI	.04	.01	-.04	.00	.04	.06	.02	-.09	-.02	.07	.16	-.07
UMS	.11	.10	-.12	.27	.14	.17	.14	-.05	.11	.13	.30	-.05
URX	-.01	.00	-.07	.14	-.00	.06	-.05	-.03	-.05	-.12	.08	-.04
UEX	-.16	.08	.10	.09	-.01	.06	-.01	-.04	.15	-.16	.16	-.07
UI	.00	-.02	-.11	.04	.06	.04	-.01	-.03	-.04	.05	.22	.05
UEI	.00	-.52	-.29	.30	.15	-.25	.12	.32	-.23	-.54	.04	.78
UPR	-.02	-.03	.08	-.08	.02	.19	-.11	-.03	-.01	.03	.01	-.09
UTS	-.04	-.01	.03	-.07	-.20	.06	-.17	-.16	-.02	.05	.07	.20
VWSP	.13	-.01	-.04	.08	.04	-.04	-.01	-.12	-.08	.12	.09	.12

表四a、全期各變數之相關係數及其P-Value

	UMS	URX	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP
UMS	1.00000	-0.03601	0.08342	0.07023	0.00812	-0.11199	-0.04588	0.27955
URX	0.0	0.6818	0.3416	0.4236	0.9264	0.2011	0.6014	0.0012
UEX	-0.03601	1.00000	-0.16807	-0.11130	-0.02502	0.04946	-0.07643	-0.14251
UI	0.6818	0.0	0.0541	0.2039	0.7758	0.5733	0.3838	0.1031
DEI	0.08342	-0.16807	1.00000	0.05216	-0.02539	0.09611	0.21280	0.11725
UPR	0.3416	0.0541	0.0	0.5526	0.7726	0.2730	0.0143	0.1806
UTS	0.07023	-0.11130	0.05216	1.00000	-0.01738	-0.01266	0.09435	-0.09736
VWSP	0.4236	0.2039	0.5526	0.0	0.8432	0.8854	0.2819	0.2667
	0.9264	0.7758	0.7726	0.8432	0.0	0.9684	0.7080	0.7903
	-0.11199	0.04946	0.09611	-0.01266	0.00348	1.00000	0.59022	-0.06086
	0.2011	0.5733	0.2730	0.8854	0.9684	0.0	0.0001	0.4882
	-0.04588	-0.07643	0.21280	0.09435	-0.03291	0.59022	1.00000	-0.05760
	0.6014	0.3838	0.0143	0.2819	0.7080	0.0001	0.0	0.5118
	0.27955	-0.14251	0.11725	-0.09736	0.02337	-0.06086	-0.05760	1.00000
	0.0012	0.1031	0.1806	0.2667	0.7903	0.4882	0.5118	0.0

斷面迴歸以求得各因素之風險貼水  $\lambda$ 。各因素風險貼水數列的平均數標準差及t值。見表五。

表五顯示UMS, URX, UEX, UI, UTS及VWSP等因素之風險貼水均為有價。但因為其對股市場的風險貼水必需是以其敏感度與因素風險貼水的乘積來表示，故從表五中我們只能決定風險貼水是否有價，而無法確定其風險貼水的確實影響是如何。但我們可針對每一因素之風險貼水來稍微做探討，其中UMS, UEX, UI, UTS之風險貼水平均值為正。顯示大體而言(因為這只是針對平均數)，承擔上述四個因素之風險其報酬率將高於無風險報酬率。然而尚有URX及VWSP兩因素之風險貼水為負，前者乃是因為美金匯率的下跌，即為台幣升值，相對的以台幣保有的資產，其價值會提高，因而可允許其報酬率低於無風險報酬率。至於VWSP之風險貼水為負，可看出平均而言在這段時間股市報酬率是小於無風險報酬率，這與前幾年國內股市

表四b、前期各變數之相關係數及其P-Value

	UMS	URX	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP
UMS	1.00000	0.07688	0.04517	0.07481	0.01380	-0.20096	-0.12901	0.11116
	0.0	0.4817	0.6797	0.4936	0.8996	0.0635	0.2365	0.3082
URX	0.07688	1.00000	-0.17697	-0.10071	-0.07477	0.07036	-0.14012	-0.08890
	0.4817	0.0	0.1031	0.3562	0.4938	0.5198	0.1982	0.4156
UEX	0.04517	-0.17697	1.00000	0.06623	-0.00597	0.09378	0.20763	0.03534
	0.6797	0.1031	0.0	0.5446	0.9565	0.3904	0.0551	0.7466
UI	0.07481	-0.10071	0.06623	1.00000	-0.02393	-0.00432	0.14618	0.01702
	0.4936	0.3562	0.5446	0.0	0.8269	0.9685	0.1793	0.8764
DEI	0.01380	-0.07477	-0.00597	-0.02393	1.00000	0.05630	0.05204	-0.06925
	0.8996	0.4938	0.9565	0.8269	0.0	0.6066	0.6342	0.5264
UPR	-0.20096	0.07036	0.09378	-0.00432	0.05630	1.00000	0.55461	-0.14027
	0.0635	0.5198	0.3904	0.9685	0.6066	0.0	0.0001	0.1977
UTS	-0.12901	-0.14012	0.20763	0.14618	0.05204	0.55461	1.00000	-0.13353
	0.2365	0.1982	0.0551	0.1793	0.6342	0.0001	0.0	0.2203
VWSP	0.11116	-0.08890	0.03534	0.01702	-0.06925	-0.14027	-0.13353	1.00000
	0.3082	0.4156	0.7466	0.8764	0.5264	0.1977	0.2203	0.0

表四c、後期各變數之相關係數及其P-Value

	UMS	URX	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP
UMS	1.00000	-0.02867	0.04570	0.01669	-0.00879	0.01770	0.05837	0.30169
	0.0	0.7839	0.6618	0.8732	0.9330	0.8655	0.5763	0.0031
URX	-0.02867	1.00000	-0.14682	-0.14298	-0.03940	0.10367	-0.06475	-0.13828
	0.7839	0.0	0.1579	0.1692	0.7062	0.3201	0.5353	0.1838
UEX	0.04570	-0.14682	1.00000	0.03105	-0.03194	0.03777	0.19519	0.13759
	0.6618	0.1579	0.0	0.7664	0.7599	0.7178	0.0594	0.1860
UI	0.01669	-0.14298	0.03105	1.00000	-0.03471	-0.02055	0.10165	-0.13701
	0.8732	0.1692	0.7664	0.0	0.7398	0.8441	0.3296	0.1879
DEI	-0.00879	-0.03940	-0.03194	-0.03471	1.00000	0.03548	-0.02669	0.04637
	0.9330	0.7062	0.7599	0.7398	0.0	0.7342	0.7985	0.6572
UPR	0.01770	0.10367	0.03777	-0.02055	0.03548	1.00000	0.48877	-0.05353
	0.8655	0.3201	0.7178	0.8441	0.7342	0.0	0.0001	0.6083
UTS	0.05837	-0.06475	0.19519	0.10165	-0.02669	0.48877	1.00000	-0.04735
	0.5763	0.5353	0.0594	0.3296	0.7985	0.0001	0.0	0.6504
VWSP	0.30169	-0.13828	0.13759	-0.13701	0.04637	-0.05353	-0.04735	1.00000
	0.0031	0.1838	0.1860	0.1879	0.6572	0.6083	0.6504	0.0

狂飆，本益比超高的情形頗為符合。針對此一情形，特別將VWSP之風險貼水以民國七十九年二月股市達一萬二千多點時的高峰分為兩段，分別驗證其風險貼水的顯著情形，結果見表六。

由上表可看出，在股市最熱絡的時候其風險貼水顯著，且為負值。當股市開始衰退時，其風險貼水為正值但並不顯著。可看出VWSP之風險貼水之所以為負值，與前些年股市狂飆時

表五、風險貼水的平均數、標準差、t值

	mean	std	T-Value
Const	0.081855	0.142599	5.229**
UMS	0.007613	0.020921	3.335**
URX	-0.005215	0.009585	-4.987**
UEX	0.019283	0.078927	2.239**
UI	0.004942	0.011533	3.927**
DEI	-0.001475	0.013381	-1.010
UPR	0.002658	0.040664	0.599
UTS	0.010052	0.048313	1.907*
VWSP	-0.053961	0.149112	-3.317**

\* 表顯著水準  $\alpha = 10\%$ \*\* 表顯著水準  $\alpha = 5\%$ 

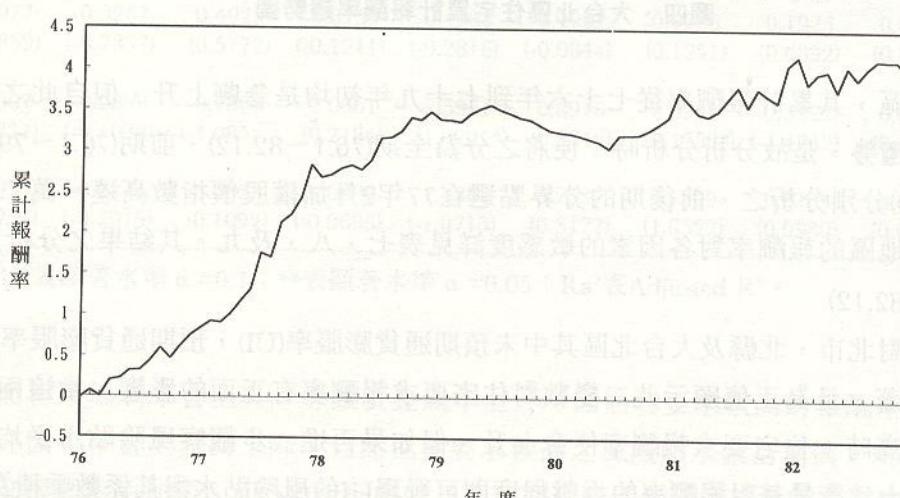
表六、VWSP在兩段期間之風險貼水

期間	平均數	標準差	T-Value
76.1~79.2	-0.131163	0.175629	4.603**
79.3~82.12	0.009815	0.075142	0.8858

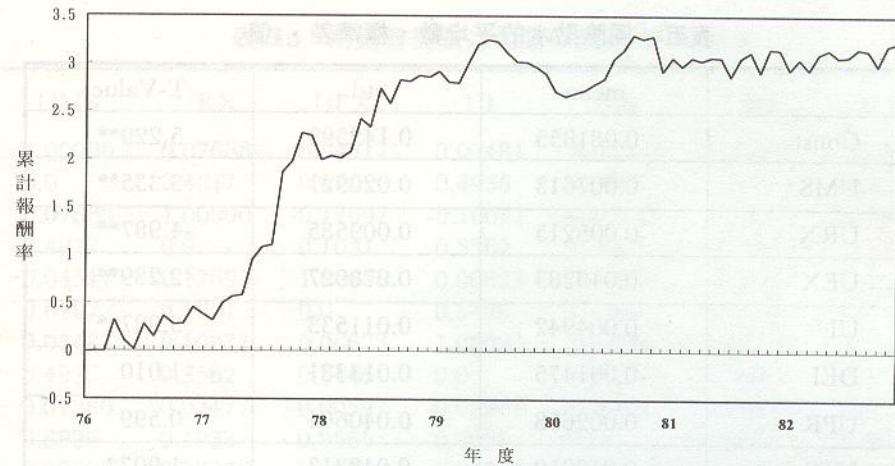
的不理智投資行為或許有一些關連。

#### (四)住宅不動產報酬率的影響因素及其敏感度

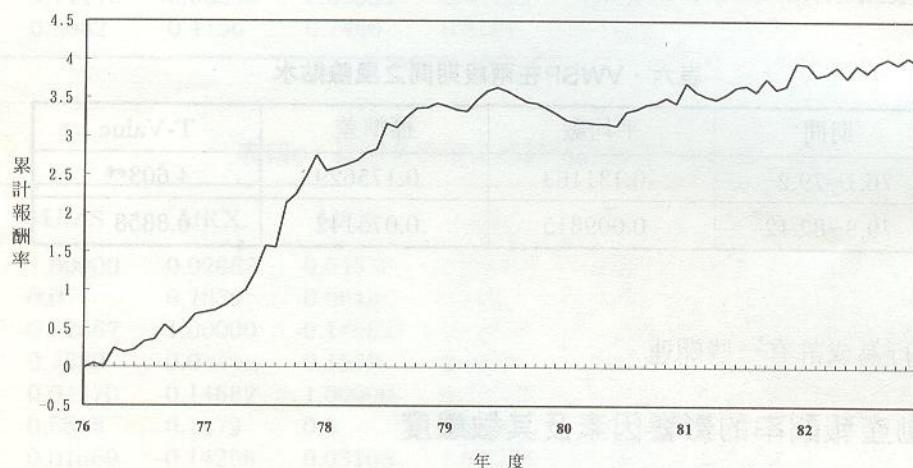
圖二、三、四顯示出其累計報酬率(註3)的情形。從累計報酬率中可看出，不論是北市，



圖二、台北市住宅累計報酬率趨勢圖



圖三、台北縣住宅累計報酬率趨勢圖



圖四、大台北區住宅累計報酬率趨勢圖

北縣，大台北區，其累計報酬率從七十六年到七十九年初均是急劇上升，但自此之後則只顯現平穩的上升趨勢。是故分析分析時，便將之分為全期(76.1~82.12)，前期(76.1~79.2)，及後期(79.3~82.12)分別分析之。前後期的分界點選在77年2月加權股價指數高達一萬二千多點的時候。各期各地區的報酬率對各因素的敏感度詳見表七，八，及九。其結果之分析如下：

#### 1. 全期(76.1~82.12)

不論是對北市，北縣及大台北區其中未預期通貨膨脹率(UI)，預期通貨膨脹率變動(DEI)的係數均顯著，且為正值顯示此二變數對住宅要求報酬率有正面的影響。當這兩個因素的風險貼水提高時，住宅要求報酬率便會上升。但如果再進一步觀察風險貼水平均值與其係數的乘積以大致衡量其對報酬率的貢獻程度則可發現UI的風險貼水與其係數乘積為正而DEI為負。可能的解釋是因為UI所反應的是未預期的通貨膨脹率，當未預期之通貨膨脹率發生

表七、全期(76.1~82.12)各區報酬率之因素敏感度

	Const	URX	UMS	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP	R <sup>2</sup>
北市	0.0169 (3.326**)	-0.2436 (-0.7513)	-0.3358 (-0.3894)	-0.1036 (-0.8246)	2.0075 (2.6062**)	1.4358 (2.5882**)	0.3668 (2.0783**)	0.1249 (0.5477)	0.0661 (1.2717)	0.1706
北縣	0.0133 (1.705*)	-0.8906 (-1.777*)	-2.1916 (-1.650)	-0.1530 (-0.7892)	2.0602 (1.7354*)	2.0728 (2.4221**)	0.4449 (1.6394*)	0.0572 (0.1624*)	0.0741 (0.733)	0.1636
大台北區	0.0157 (3.1339**)	-0.4614 (-1.4392)	-0.9519 (1.171)	-0.1196 (-0.9629)	2.0256 (2.6609**)	1.6450 (2.9942**)	0.3910 (2.244**)	0.1030 (0.4569)	0.0716 1.243	0.1964

括號內為t值；\*表顯著水準  $\alpha = 0.1$ ；\*\*表顯著水準  $\alpha = 0.05$ ；R<sup>2</sup>表Adjusted R<sup>2</sup>。

表八、前期(76.1~79.2)各區報酬率之因素敏感度

	Const	URX	UMS	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP	R <sup>2</sup>
北市	-0.3330 (3.1785**)	-0.3330 (-0.8801)	-1.5435 (-1.1403)	-0.0583 (-0.3418)	1.5137 (1.8614*)	1.0772 (1.2286)	0.8891 (2.8749**)	-0.6335 (-1.3007)	0.1209 (1.3814)	0.3836
北縣	0.0205 (1.1605)	-1.3628 (-1.6618)	-3.2422 (-1.1106)	-0.1307 (-0.3544)	2.0911 (1.1836)	2.2681 (1.1959)	1.2538 (1.8684*)	-1.0112 (-0.9640)	0.0205 (0.1086)	0.1731
大台北區	0.03861 (2.6624**)	-0.6735 (-1.6115)	-2.1225 (-1.4205)	-0.0839 (-0.4455)	1.7045 (1.8963*)	1.4905 (1.5395)	1.0145 (2.9690**)	-0.7572 (-1.4088)	0.0867 (0.8979)	0.3585

括號內為t值；\*表顯著水準  $\alpha = 0.1$ ；\*\*表顯著水準  $\alpha = 0.05$ ；R<sup>2</sup>表Adjusted R<sup>2</sup>。

表九、後期(79.3~82.12)各區報酬率之因素敏感度

	Const	URX	UMS	UEX	UI	DEI	UPR	UTS	VWSP	R <sup>2</sup>
北市	0.0077 (1.4859)	-0.3267 (-0.7337)	0.4925 (0.5772)	-0.0233 (-0.1211)	-0.4383 (-0.2816)	-0.1002 (-0.0844)	-0.0266 (0.1251)	0.1923 (0.6892)	0.0302 (0.3336)	-0.0715
北縣	-0.0007 (-0.1721)	-0.0398 (-0.1038)	-0.7868 (-1.085)	2.0361 (0.2184)	-2.5971 (1.9201*)	0.8916 (0.8746)	0.3987 (2.1758*)	-0.3522 (-1.4742)	0.0049 (0.0631)	0.1939
大台北區	0.005 (1.4257)	-0.2374 (-0.7915)	0.0623 (0.1092)	-0.0889 (-0.0686)	-1.1288 (-1.0715)	0.2537 (0.3177)	0.1509 (1.0522)	0.01840 (0.0980)	0.0219 (0.03584)	0.0433

括號內為t值；\*表顯著水準  $\alpha = 0.1$ ；\*\*表顯著水準  $\alpha = 0.05$ ；R<sup>2</sup>表Adjusted R<sup>2</sup>。

時，短期而言市場利率會上升，導致資金成本上升，因而會要求較高的報酬率。此外房地產的現值亦因利率會上升而下降，自然也會要求較高之風險貼水做為補償，所以UI的影響便成為要求報酬率的加項。而DEI所反應的乃是預期到的通貨膨脹率變動，長期而言，在此一情況下會使房地產價值提高，投資人基於此一保值功能的認定下，故會減少一些要求報

酬率，而成為房地產要求報酬率影響因素中的減項。不過以上的情形只是一個大致的情形，因為我們用來與係數相乘的風險貼水其本身僅是一個風險貼水的平均數而已。

至於市場風險貼水(UPR)在北市，及大台北區均為顯著，而在北縣則為邊緣值(接近顯著水準10%)，顯示其亦為一個影響房地產要求報酬率的重要因素。而且其對房地產要求報酬率的影響也是正向的。其對要求報酬的貢獻亦即風險貼水與敏感度的乘積亦是正數。顯現當具市場厭惡風險程度增加時，房地產的要求報酬率是會提高的。

除了上述三個變數外，北縣的要求報酬率尚受到未預期貨幣供給變動率的影響，且其影響方向為負，當未預期貨幣供給變動加大時，此時貨幣供給量超過預期，因而市場利率下降，使得資金成本降低，所以其要求報酬率反而下降。在這段期間，本模式的解釋能力尚可，北市，北縣，大台北區的 $R^2$ 值分別為0.2505、0.2442、0.2739、 $Ra^2$ 值分別為0.1706、0.1636、0.1964。綜合言之，本期最具影響力的因素為UI, UPR及DEI三項，其對要求報酬率變動的影響(敏感度)皆為正向，但前二者對要求報酬率有正面的貢獻，後者則對其有負面的貢獻。

### 2. 前期(76.1~79.2)

此期中最具影響力的因素就是UPR，無論在北市，北縣，大台北區均顯著，且其係數均為正值顯示這段時間房地產的要求報酬受風險利率(商業本票利率)與無風險利率的利差變動情形的影響很大。當時市場價格持續上揚，投資的風險增大，因此房地產的要求報酬率便上升。此外UI亦對北市，大台北區的不動產要求報酬率有顯著的正向影響，顯示出通貨膨脹率的變動仍是人們所關心的因素。

本期間中，模式的解釋能力相當高，北市，北縣，大台北區的 $R^2$ 分別為0.5169、0.3519、0.4972，北市、北縣、大台北區的 $Ra^2$ 分別為0.3836、0.1731、0.3585。在本期中本模式適合度高。綜合言之，本期最具影響力的因素為UPR, UI，其對要求報酬率的變動皆具有正向的影響。

### 3. 後期(79.3~82.12)

此期的結果非常不尋常，除了北縣外，北市及大台北區竟沒有一個因素是顯著的，而北市及大台北區的 $R^2$ 分別為0.1190、0.2134但其 $Ra^2$ 竟低至-0.0715、0.0433，顯現出北市，大台北區在這段時間房地產的要求報酬率不受這些經濟因素的影響，可能是因為這段時間正是股市開始大跌的期間，此段期間以投資動機進入房市者較少，故對經濟變數的反應便不像前期那樣靈敏。至於對北縣報酬率則仍有很好的解釋能力。其 $R^2$ ， $Ra^2$ 分別為0.3372, 0.1939。其中UI及UPR仍為顯著的影響因素UPR仍具有正向的影響，但UI反而具負向的影響。因為UI原本可能反應短期間對利率的影響，但自國內股市崩盤後，經濟不景氣，利率已不斷下降，因而當未預通貨膨脹發生時，亦會考慮到房地產的保值功能，而減少房地產的要求報酬率，所以此時UI便具有負向的影響力。上述各期之顯著因素，影響方向列示於表十。

表十、各期顯著因素及其變動對報酬率的影響方向

	顯著因素	影響方向	R <sup>2</sup>	R <sub>a</sub> <sup>2</sup>
全 期				
北 市	UI, UPR, DEI	均為正向	0.2505	0.1706
北 縣	UI, DEI, UMS	UI, DEI為正向 UMS為負向	0.2442	0.1363
大台北區	UI, UPR, DEI	均為正向	0.2739	0.1964
前 期				
北 市	UI, UPR	均為正向	0.5169	0.3836
北 縣	UPR	正向	0.3519	0.1731
大台北區	UI, UPR	均為正向	0.4972	0.3585
後 期				
北 市			0.1190	0.0715
北 縣	UI, UPR	UI為負向 UPR為正向	0.3372	0.1939
大台北區			0.2134	0.0433

綜合前面全期，前期，後期的結果我們有以下幾點結論：

- (1)市場風險貼水對房地產要求報酬率在全期、前期及後期的北縣部份均有顯著的影響，可顯示出當房地產投資性需求高時，投資人考慮風險可能增多，因此市場風險貼水便成為影響不動產要求報酬率的重要因素。
- (2)未預期通貨膨脹率及預期通貨膨脹變動率對報酬率的影響，顯示出保值可能是投資不動產時的一個重要因素。
- (3)全期及前期模式的解釋能力不錯，而後期解釋力卻不強，可能顯示後期整個房地產市場的結構有一些改變，投資動機的購買者可能減少，而以自住型的購買者為主。

## 五、結論與建議

本研究乃是以套利定價理論(APT)為基礎，透過其理論依據，藉由選定的總因素尋找其市場上的風險貼水數列，並以此一數列做為分析不動產報酬率的工具，以了解影響不動產報酬率的因素為何，並找出各因素風險貼水的敏感度。將不動產報酬率分為北市，北縣及大台北區，研究期間自七十六年一月至八十二年十二月，並把期間分為三種，全期(76.1~82.12)，前期(76.1~79.2)，後期(79.3~82.12)，以比較各期的結果。根據實證結果，本研究的結論如下：

就因素風險貼水而言，未預期貨幣供給變動率(UMS)，未預期匯率變動率(URX)未預期海關出口值變動率(UEX)，未預期通貨膨脹率(UI)，未預期通貨膨脹率期限結構(UTS)，發行量加權股價指數報酬率(VWSP)的風險貼水均有價。

就不動產報酬率而言：(一)在前期時經濟較景氣，房地產投資較熱絡，反映出來對影響投資報酬率有關的因素較為敏感，因此市場風險貼水( $\lambda_{UPR}$ )及未預期通貨膨脹變動( $\lambda_{UP}$ )，便對報酬率有較顯著的影響；(二)在後期，景氣衰退後，較高價位的台北市房地產可能已比較不受投資者的青睞，是故，各變數之風險貼水北市房地產報酬率的解釋能力十分低，但在較低價區如北縣，可能仍有一些投資者，故其有關市場風險貼水變動的指標UPR仍顯著的影響，而且未預期的通貨膨脹變動率也被他們認為是保值的因素而呈現出負向的顯著；(三)整體而言，本研究的前後期差異甚大，因而全期的影響因素本身所具有的意義便不太大，前、後期風險貼水敏感度各別所反應出來的情形，應該比較接近實際的狀況。

對於後續的研究建議如後。(一)由於市場的風險貼水是由因素敏感度與風險貼水的乘積決定的，故Burmeister & McElroy (1988)提出的因素敏感度及風險貼水聯合評估法，或許較能幫我們確認，各因素的風險貼水及其對資產報酬率的貢獻；(二)在股市達到最高點之前與之後反應出國內經濟景氣情形，因而房地產報酬率的反應完全不同，本研究對前期已經有相當程度的解釋，但對後期，研究的結果並不是很確定，或許可以透過其他角度來研究後期的房地產報酬是否有其它顯著影響之風險貼水的因素；(三)本研究大體上偏向於對影響房地產報酬率因素之風險貼水敏感度的探討，主要在找出影響因素及影響方向，至於其風險貼水的大小數值則較少討論，可供後續研究者在這方面多加探討。

## 註文釋

註1：APT之實証方法，可區分為因素分析法及已知經濟因素法。後者正是本研究所採用之方法。  
註2：Chen, Roll & Ross以股價股利模式來考量，得到股票報酬率R如下：

$$R = \frac{dp}{p} + \frac{c}{p} = \frac{d[E(c)]}{E(c)} - \frac{dk}{k} + \frac{c}{p}$$

由上可知，影響報酬率的原因有：(1)影響折現率K；(2)影響預期收益E(C)；Burmeister & Wall加入指數報酬率未被其他因素解釋部分(URM)來表示市場報酬率對個股報酬率之影響。Berry, Burmeister & McElroy提及APT模式中之因素應符合下列條件：(1)為一未預期到之型態；(2)對股票報酬率有廣泛普遍的影響；(3)有非零之風險價格。

註3：累計報酬率指於基期買入後，繼續持有時由增值產生之報酬率。

## 參考文獻

朱美娟

- 1990 《台灣股票報酬率與總體經濟因素關係之實証研究》碩士論文，台灣大學商學研究所。

李建裕

- 1991 《都會區住宅價格與總體經濟環境關係之研究》碩士論文，中山大學企業管理研究所。

林茂文

- 1992 《時間數列分析與預測》台北，華泰書局。

吳德賢

- 1989 《我國建築業景氣波動與住宅供給環境之研究》博士論文，文化大學實業計畫研究所。

徐麗瑛

- 1986 《住宅價格影響因素之研究—以台營市松山、中山、大安、古亭區為例》 碩士論文，中興大學都市計劃研究所。

郭文俊

- 1990 《總體經濟多因素資產定價模式與套利定價理論之實証研究》碩士論文，中山大學企業管理研究所。

陳正宗

- 1992 《住宅價格與通貨膨脹關係之研究》交通大學管理科學研究所碩士論文。

黃世敏

- 1981 《台北市住宅市場及價位因素之研究》碩士論文，淡江大學管理科學研究所。

陳明吉

- 1989 《房地產價格及其變動因素之研究》碩士論文，政治大學地政研究所。

張勝文

- 1991 《套利定價理論在台灣股票市場之實証研究》碩士論文，台灣大學商學研究所。

梁淑娟

- 1988 《套利定價理論應用於台灣上市股票報酬率之實證研究》碩士論文，交通大學管理科學研究所。

楊忠欽

1992 《大台北地區房價決定模型之實証研究》碩士論文，淡江大學金融研究所。

董尚義

1979 《台北市地價空間結構與影響因子之分析》，中興大學都市計劃研究所碩士論文。

葉銀華

1989 《總體經濟因素對股票報酬影響之研究—套利定價理論與多因素模式之實証》碩士論文，成功大學工業工程管理研究所。

廖咸興

1988 《台灣不動產報酬之理論與實證》碩士論文，台灣大學商業研究所。

Berry, M. A., E. Burmeister and M.B. McElroy

1988 "Sorting Out Risks Using Known APT Factors", Financial Analysts Journal. March-April: 29-41.

Burmeister, E. and K. D. Wall

1986 "The APT and Macroeconomic Factor Measures", The Financial Review. February: 1-20.

Chan, K. C., N. F. Chen and D. A. Hsieh

1985 "An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect", Journal of Financial Economics. September: 451-471.

Chan, K. C., P. H. Hendershott and A. B. Sanders

1990 "Risk and Return on Real Estate Evidence from Equity REITs", AREUEA Journal. 18(4):431-452.

Chen, Nai-Fu, R. Roll and S. A. Ross

1986 "Economic Forces and Stock Market", Journal of Business. July: 383-403.

Copeland, T. E. & J. F. Weston

1986 Financial Theory and Corporate Policy, 3rd.ed. Addison-Wesley, Inc.

Fama, E. & J. McBeth

1973 "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests", Journal of Political Economy. 81, May-June: 607-636.

Kim, M. K. and C. Wu

1987 "Macroeconomic Factors and Stock Returns", The Journal of Financial Research. Summer: 87-98.

Liao, Hsien-hsing

1993 "On the Factors Influencing the Risk Premiums of Real Estate Related Securities", working paper.

Radcliffe, R. C.

1986 Investment: Concept, Analysis and Strategy, 台北：華泰書局。

Roll, R. & S. A. Ross

1980 "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", Journal of Finance. December: 1073-1103.

Ross, S. A.

1976 "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", Journal of Economic Theory. December: 341-360.

Titman, Sheridan and Arthur Warga

1986 "Risk and Performance of Real Estate Investment Trusts: A Multiple Index Approach", AREUEA Journal. 14(3): 413.