

金融風險管理季刊  
民96，第三卷，第一期，1-22

## 不動產投資與股匯市、利率敏感性動態分析 —以日本為例

The Dynamic Analysis of Real Estate Investment、Stock and Exchange  
Rate Market and Interest Rate Sensitivity  
— A case study of the Japanese

邱建良

**Chiu, Chien-Liang**

淡江大學財務金融系副教授

Tamkang University, Graduate Institute of  
Money, Banking and Finance

黃健銘

**Chien-Ming Huang**

東吳大學國際貿易所金融組研究生

Soochow University, Department of  
International Business

吳佩珊

**Wu, Pei-Shan**

清雲科技大學財務金融系講師

Ching Yun University, Depart of Finance

### 摘要

本文主要研究日本不動產投資市場，對股匯市及利率敏感性之動態分析，研究標的以J-REIT指數代表不動產投資市場，大盤指數為東證股價指數，匯率為美元對日幣之即期匯率，並選定四個重要利率變數，考慮預期利率變動時對J-REIT日報酬的影響。有別於過去的研究方法，本文採用ARJI模型並加入兩區域門檻自我迴歸（TAR）方法進行實證，以探討J-REIT報酬在股匯市及落入高、低預期利率區間時，跳躍頻率和跳躍機率的動態關係，且是否存在不對稱效果。結果發現J-REIT報酬和股市報酬並無顯著的相關性，和匯市呈負向關係；在不同區間的預期利率波動下，十年期公債預期利率對J-REIT報酬的影響存在不對稱性的效果。此外，對短期預期利率的影響不顯著，對長期預期利率僅十年期公債呈現顯著，且樣本期間內重大事件的發生，對J-REIT報酬的跳躍頻率及跳躍機率均有顯著的影響。

**關鍵字**：即期匯率、不對稱效果、ARJI模型、門檻自我迴歸（TAR）

**JEL分類代號**：C32, C51, G15

\* 本文感謝三位匿名審稿人的寶貴意見，使本文的內容更為充實，特此致謝。

\*\* 作者通訊：吳佩珊，桃園縣中壢市健行路229號，TEL：0960517806，E-mail：[pasun.wu@msa.hinet.net](mailto:pasun.wu@msa.hinet.net)

## Abstract

The main study of this paper is Japan real estate investment market, which with the dynamic analysis of stock and exchange rate market and interest rate sensitivity. The study research in J-REIT index, which represent real estate investment market. The stock market index is TOKYO-TOPIX index, and the exchange rate is spot exchange rate of yen per us\$. This paper choose the four important interest rate variables, to study the influence on expected interest rate change to J-REIT daily returns. To depart from previous research method, this paper used ARJI model and two regimes threshold auto regression (TAR) to study. It can discuss does J-REIT returns in stock and exchange rate markets have asymmetric effect, and the dynamic relationship with jump frequency and jump density in high and low expected interest rate regime. The results find J-REIT returns and stock returns are non-relationship, and with exchange rate market are negative relationship. On the other hand, the J-REIT returns in ten year government bond interest rate volatility regimes have asymmetric effect. The J-REIT has not significant influence on expected short-term interest rate, but has significant influence on expected ten year government bond interest rate. The great events happen in sample horizon, which have significant influence on jump frequency and jump density.

**Key Words :** Spot Exchange Rate, Asymmetric Effect, ARJI Model, Threshold Auto Regression (TAR) Model

**JEL Classification :** C32, C51, G15

## 1. 前言

在資本市場中，投資商品除了傳統的股票、債券、現金等資產外，自1960年至今，美國市場中還有一種已盛行四十五年且投資價值媲美於股票市場的第四類資產，稱為不動產投資信託（Real Estate Investment Trust, REIT），簡單來說，REIT是一種信託基金制度，透過發行受益憑證來匯集投資者的資金，並由專業投資機構來進行不動產、不動產權益或不動產相關有價證券等的投資，針對收入來源的不同，可分為三種型態：權益型（EREIT）、抵押型（MREIT）、混合型（HREIT）。由

於該商品廣受投資人的青睞，所以近年來在亞洲國家也開始展現苗頭，如日本、台灣、新加坡、韓國、香港等國家皆積極發展中。以亞洲國家日本來說，2001年3月時日本東京證券交易所設立了J-REIT專屬之交易市場，建構了全新的不動產投資商品之新制度，於2003年4月公布東證REIT指數，以東證上市之REITs全部的股票為對象，指數編列方式與東證股價指數（TOPIX）相同，為資本加權計算，基期依2003年3月31日之收盤價算出之市價總額為基準。就發展速度而言，日本REIT市場至2004年12月時市價總額就達1兆8,000億日圓，相較於REITs創始者的美國來說，在三

十年後市場規模才達到市價1兆美元，由此可見日本市場成長速度較美國市場之迅速，也進一步顯示出探討亞洲REIT市場之必要性。

由國外的歷史資料分析顯示，REIT的績效皆顯著優於其他類資產，因此許多學者在REIT與股匯債市相關性、資產報酬及風險因子上多有研究。在股匯債市文獻上，如Norman（1988）取1986年1月到1988年2月的房地產銷售樣本資料，證實日本對美國房地產的買氣會受到匯率及投機風潮的影響。Glascock, Lu, and So（2000）綜合了股市報酬、債市及REIT，利用共整合誤差修正模型和VAR（vector autoregressive model）方法實證彼此因果和長期經濟面的關係，指出在1990s年結構發生改變後REIT的行為和股市相同但和債市不同，建議在1992年後投資組合加入REIT時，會降低多角化的利益。Mei and Hu（2000）發展了多因子潛在變數模型，估計1990年到1997年亞洲不動產股票投資組合的條件風險溢酬，證實是具時間變異性。Peterson and Cheng（1997）採用Fama和French（1992）所提出的五因子資產訂價模型做出簡單統計量，發現EREIT的風險溢酬顯著相對於市場投資組合的風險溢酬及普通股帳面市價比權益因子，而MREIT風險溢酬顯著相關三個股票市場因子和二個債券市場因子。Karolyi and Sanders（1998）利用多重Beta資產訂價模型，檢定股市、債市及REIT具時間變異的風險溢酬。就REIT報酬而言，認為傳統的多重Beta資產訂價模

型，仍有某些重要總體風險溢酬沒有捕捉。Gyourko and Keim（1992）實證發現股票市場可以正確解釋不動產市場交易的風險和報酬。Ross and Zisler（1987a, 1987 b, 1991）、Ennis and Burik（1991）、Mengden and Hartzell（1986）皆表示REIT和股市具有高度相關。

相關REIT在總體變數及風險因子的探討上，如Liow（2004）利用多因子模型，調查在新加坡商業不動產市場超額報酬的行為，發現超額報酬受五個總體變數影響，可以有效作為投資者在亞洲房地產市場上的預測，這些變數分別為GDP成長率、產業生產率、短期利率、非預期通貨膨脹及市場投資組合，且這些變數都具時間變異性。Glascock, Lu, and So（2002）以1970年到1995年REITs總報酬指數、聯邦準備利率、一個月期國庫券利率、總產業生產指數及季節調整後CPI之月資料，利用VECM方法驗證各變數之間的因果關係，實證結果發現貨幣政策的改變會引起通貨膨脹率和REIT報酬呈反現關係。Devaney and MAI（2001）取1978到1998為樣本期間，採用GARCH-M模型檢定REIT風險溢酬並提出七大假設，以具有條件變異的變數及利率為檢定變數，發現不同種類的REIT有不大小的風險溢酬。Liow（2000）發現新加坡的商業不動產市場報酬，長期下是連結不動產股票市場和總體經濟的條件，包含每人實質消費成長率、國庫券實質利率、非預期通膨率等皆具系統性的影響。

就影響因素以利率對REIT的敏感性最具爭議性，可為兩個支派，其一為Swanson, Theis, and Casey (2002)以迴歸分析和Chow test檢定1989到1998年資料，發現REIT風險溢酬敏感性與利率有顯著的影響。Allen, Madura, and Springer (2000)以一年期國庫券利率和十年期公債利率為利率標的，利用SUR (seemingly unrelated regression) 去調查市場風險和利率風險對REIT的影響。Chen, Hsieh, Vines and Chiou (1998)運用綜合橫斷面及時間序列方法發現市場系統風險並不能解釋報酬的變化，在排除公司個別因素後，只有非預期利率期間結構在模型中具顯著。Liang et al. (1995)使用兩指數迴歸模型去探討1973年到1989年，四種不同類型REIT投資組合風險要素的穩定性，發現市場指數和利率的Beta係數值是具時間變異性。McCue and Kling (1994)探討總體經濟和不動產報酬的相關性，以1972年到1991年之EREIT、三個月期國庫券利率、工業生產指數和McGraw Hill建築契約指數的資料，實證結果發現各變數均會直接影響REIT的報酬，特別以三個月國庫券利率最具解釋能力。Chen and Tzang (1988)認為REIT的報酬受利率變動影響，他們取1973年到1985年的資料調查其EREIT和MREIT報酬對利率的敏感性，採用ICAPM (Intertemporal Capital Asset Pricing Model)模型，利率標的為20年期長期公債利率及短期T-Bill三個月、六個月、一年的利率，並將資料分成兩部份且利率分成預期通膨及預期實質利率做探討，結

果發現REIT在1973到1979對長期利率敏感，而1980到1985皆對長短期利率具敏感性。其二為Mueller and Pauley (1995)、Li and Wang (1995)、Yun et al. (1990)卻認為利率變動對於REIT報酬呈現低度相關。

在近年的研究中，很多學者皆對風險因素及利率作探索，想找出其真正的結果，例如He et al. (2003)為了驗證不同利率對EREIT和MREIT報酬的影響，使用FLS (flexible least squares) 法找出子期間，利率變數取長期公債月報酬、高評等公司債月報酬、長期公債與Baa等級公司債報酬變動百分比、長期公債與T-Bill的利差、長期公債和Baa等級公司債的利差、長期公債與高評等公司債的利差，結果發現(1)不同利率有不同效果，利率敏感性具有因時而異的特性；(2)不同期間下有不同的敏感性，不用去限制利率的變動影響方向；(3) MREIT對這些利差和利率是具敏感性的；(4)EREIT只對長期公債利率和Baa公司債之利差有顯著敏感性。此結果與Kane and Unal (1988)發現REITs的報酬對於長期利率變動具敏感性的結果相符。然而之前的研究都是使用月資料和季資料，所以Zane et al. (2002)使用NASDAQ指數、短期國庫券利率、三十年期長期公債利率的日資料來實證，結果發現一般直覺認為股票日報酬率應該會受短期利率變動而影響，對於殖利率曲線的移動並不敏感，但此情形在現實生活中卻沒有出現，也認為利率的敏感性是具時間變異性。

就近年財務的文獻中普遍認同波動性

變數具有時間變異之特性，該特性稱為異質變異 (heteroscedasticity)。Engle (1982) 提出的自我迴歸條件異質變異數模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)，Bollerslev (1986) 提出一般化的自我迴歸條件異質變異數模型 (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，解釋普遍存在於總體經濟及財務金融資料中波動叢聚的現象，提高波動性模型預測的能力，使條件變異數動態結構更具彈性。而在同時考慮條件異質變異與跳躍-擴散過程時，Chan and Maheu (2002) 提出ARJI (AutoRegressive Jump Intensity)模型，將股票市場結合GARCH及跳躍-擴散模型，跳躍頻率設定為ARMA過程，使得跳躍頻率會隨著時間而變動，另外在跳躍大小的設定上，服從分配的參數，此模型相較於傳統GARCH-Constant Jump模型，ARJI模型在樣本內外對於波動性的預測均提供了更適切的描述，並且將跳躍頻率設定為具有隨時間變動的特性，此點更能反應股價報酬行為對於重大事件期間的動態過程。

因亞洲國家皆在起步階段，使亞洲REIT市場風險溢酬對各重要變數之相關實證研究頗為缺乏，故本研究目的在於探討日本REIT報酬與股匯市之相關性，並考慮重要利率變數，分別加入日本一個月期商業本票利率、十年期公債利率、二十年期公債利率及三十年期公債利率四個重要利率因子，討論長短期利率改變對REIT報酬的影響，且由過去文獻中可發現非預期利

率期間結構、非預期通貨膨脹、非預期的風險溢酬及預期通貨膨脹之影響變數皆有實證可循，故本文以預期的利率變數來驗證對REIT報酬的影響，預期利率的求取採用ARMA (Autoregressive Moving Average Model) 模型配適後求得。獲得預期利率之後，本文加入兩區域門檻自我迴歸模型，使預期利率落入上、下區域 (即高、低預期利率) 時，區分REIT報酬波動性不同的動態傳遞關係。換言之，若預期利率落入上門檻且對REIT報酬有影響時，顯示投資人預期未來高利率時，會顯著反應在REIT的報酬上；若預期利率落入下門檻且對REIT報酬有影響時，則表示投資人對未來預期低利率時，REIT的報酬會有顯著的反應。有別於過去研究的不同，本文以Chan and Maheu (2002) and Jorion (1988) 結合的ARCH模型與跳躍-擴散模型之研究方法，應用在日本不動產投資信託市場，進一步分析長、短期預期利率變動對REIT報酬影響程度之差異，及波動下市場行為是否存在不對稱的效果。由於不動產投資市場常因天然災害及總體經濟情勢的改變而受到衝擊，因此本文亦針對近年來相關影響日本不動產市場，重大災害事件所產生的跳躍頻率及跳躍機率進行分析，以做為投資人未來投資之參考。

本文第貳部分將介紹本文的研究方法，包括ARIMA模型之預期利率求取、兩區域門檻自我迴歸 (TAR) 模型及ARJI模型的研究方法與設定；第參部分為資料來源與處理；第肆部分為實證結果與分析；



第五部分為本文結論。

## 2. 研究方法

本研究以ARIMA (p,q) 模型對差分後的利率進行模型配適以求取預期利率，採用Hansen (1996) 所提出的單變數門檻自我迴歸模型方法進行門檻值選取，進而探討預期利率在上下門檻波動下市場的行為是否存在不對稱效果。進一步考慮Chan and Maheu (2002) 將條件跳躍強度設定成ARMA過程，並加入資產報酬率GARCH效果的模型設定，稱為ARJI模型。

### 2.1 預期利率求取

以差分後的利率和前期利率、前期誤差項的相關落後期數進行ARIMA(p,q)模型配適，最適模型選取準則為方程式(1)中之參數必須顯著，且最佳配適模型必須符合所有模型中AIC或SBC數值最小之條件，另外誤差在Q檢定下呈現無序列相關。以實際利率減去符合準則下最適ARIMA模型之誤差值，即得預期利率。最佳配適模型和預期利率表示如下：

$$IR_t^i = r_0 + \sum_{n=1}^p r_n IR_{t-n}^i + \sum_{m=1}^q r_m \varepsilon_{t-m}^i, \quad i = 1, 2, 3, \dots \quad (1)$$

$$EIR_t^i = IR_t^i - \varepsilon_t^i \quad (2)$$

(1)式中  $IR_t^i$  為第  $t$  期差分後的第  $i$  種利

率， $IR_{t-n}^i$  為第  $i$  種利率的落後項， $\varepsilon_t^i$  為誤差項  $\varepsilon_{t-m}^i$  為誤差落後項  $EIR_t^i$  為第  $t$  期之第  $i$  種利率的預期利率。

### 2.2 門檻自我迴歸模型 (TAR)

完成  $EIR_t^i$  之設定，第二階段本文採用Hansen (1996) 的門檻迴歸方法，以變數為區間狀態 (regime) 改變的轉折點，模型中的不同體制乃是透過以門檻變數大於某一門檻值來表示。二體制的門檻迴歸模型可表示為

$$EIR_t^i = \theta_1' EIR_{t-1}^i + e_{1t}, \quad \text{if } q_t \leq \gamma \quad (3)$$

$$EIR_t^i = \theta_2' EIR_{t-1}^i + e_{2t}, \quad \text{if } q_t > \gamma \quad (4)$$

其中， $q_t$  為門檻變數，將第  $i$  種預期利率之所有觀察值畫分成兩個區域。 $\gamma$  為門檻值， $EIR_t^i$  為被解釋變數， $EIR_{t-1}^i$  為解釋變數， $e_{1t}$ 、 $e_{2t}$  為殘差項。上述兩式表示當門檻變數不大於門檻值時，迴歸式為(3)式；當門檻變數大於門檻值時，迴歸式為(4)式。令虛擬變數  $I_t(\gamma) = \{q_t \leq \gamma\}$ ， $I$  為指標函數，當  $q_t \leq \gamma$  時， $I=1$  否則  $I=0$ 。此外令  $EIR_{t-1}^i = EIR_{t-1}^i I_t(\gamma)$ ，則(3)及(4)式可進一步改寫為

$$EIR_t^i = \theta EIR_{t-1}^i + \rho EIR_{t-1}^i (\gamma) + e_t, \quad e_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \quad (5)$$

(5)式中  $\theta = \theta_1'$ ， $\rho = \theta_2' - \theta_1'$ ，誤差項  $e = [e_{1t}, e_{2t}]'$ ， $\theta$ 、 $\rho$  及  $\gamma$  為待估計參數。我們可進一步求

出估計值與參數值，同時得到殘差項平方之加總(sum of squared errors)為

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_1(\gamma)' \hat{e}_1(\gamma) \quad (6)$$

而門檻估計值則為

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (7)$$

殘差變異數為

$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} \hat{e}'_1 \hat{e}_1 = T^{-1} S_1(\hat{\gamma}) \quad (8)$$

### 2.3 ARJI模型

第三階段實證方法本文採用ARJI模型。一般對資產報酬率假設其為服從連續的擴散隨機過程，可表示成下式：

$$dP_t / P_t = \mu dt + \sigma dZ_t \quad (9)$$

其中 $P_t$ 為資產價格， $dP_t / P_t$ 為資產瞬間的報酬率， $\mu$ 和 $\sigma$ 分別為資產瞬間的漂移項(drift)和標準差， $dZ_t$ 為一標準化的韋那過程(Wiener process)。並假設資產報酬率 $dP_t / P_t$ 服從平均數為 $\mu$ 和標準差 $\sigma$ 的常態分配。然而在資產報酬率上不連續的間斷跳躍行徑卻無法解釋，所以假設服從連續擴散隨機過程似乎不合理，故將其間斷因素納入考慮，並假設資產報酬率的行為服從離散的波氏跳躍擴散隨機過程，表示如下

式：

$$dP_t / P_t = \mu dt + \sigma dZ_t + \sum_{k=0}^{dN_t} \pi_{t,k} \quad (10)$$

$dN_t$ 為跳躍次數的離散計數過程服從參數隨時間變動的波氏分配(Poisson Distribution)，即 $dN_t \sim \text{Poisson}(\lambda_t dt)$ 為跳躍強度分配， $\lambda_t$ 為波氏分配的參數且 $\lambda_t > 0$ 並假設與 $dZ_t$ 獨立，稱為跳躍強度，代表在 $[t, t+dt]$ 內有 $j$ 次跳躍，而當 $dN_t = 0$ 時則表示該期間無跳躍之產生。另外， $\pi_{t,k}$ 為反映市場非正常資訊所造成資產報酬瞬時的跳躍，稱為跳躍大小，服從平均數 $\theta_t$ 、標準差 $\delta_t$ 的常態分配，表示成 $\pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t)$ 。

Bates (1996) 認為市場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，所以近年研究方法上均將跳躍的機率和跳躍大小令為具隨時間變動的特性。Das (1998) 和 Fortune (1999) 採用虛擬變數將跳躍強度設定為會隨時間推移而改變。本文利用 Chan and Maheu (2002) 所提出的條件跳躍強度設定為 ARMA 過程，並且考慮資產報酬率的 GARCH 效果，將此模型稱為 ARJI。在自變數方面，由於日本為已開發國家，金融商品反應市場攸關資訊的效率較為迅速，因此，實證模型自變數落後期之選取皆選擇落後一期。另外，本文也針對不動產投資信託(real estate investment trust, REIT) 報酬率( $R_t$ )進行 ARMA 之配適，以避免模型產生自我迴歸之問題，故 $R_t$ 之平均數方程式可表示成：

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_i R_{t-i} + \beta_0 DEIR_{t-1}^i + \beta_1 UEIR_{t-1}^i + \beta_2 TIX_{t-1} + \beta_3 EXR_{t-1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k} + \sum_{i=1}^g b_i \varepsilon_{t-1}$$

$$Z_t \square NID(0,1) \quad , \quad \pi_{t,k} \square N(\theta_t, \delta_t) \quad (11)$$

(11)式中 $R_t$ 為日本REIT股價指數報酬率，而 $R_{t-1}$ 和 $\varepsilon_{t-1}$ 為日本REIT股價指數報酬率與誤差項之落後期數。 $UEIR_t^i$ 和 $DEIR_t^i$ 為上、下門檻的預期利率， $TIX_t$ 為日本東證股價指數報酬率， $EXR_t$ 為美元對日幣之即期匯率變動率。 $Z_t \sim NID(0,1)$ 為標準化的那過程，並假設 $\pi_k$ 與 $Z_t$ 為獨立，即跳躍大小與標準化的韋那過程不相關，更進一步對平均數之上下門檻預期利率作不對稱性的檢定，檢定統計量為卡方(Chi-Squared)分配，以下為虛無假設(Null hypothesis;  $H_0$ )和對立假設(Alternative hypothesis,  $H_1$ )：

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3, H_1 : \beta_2 \neq \beta_3$$

而 $R_t$ 的條件異質變異數方程式如下：

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_t^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad (12)$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^r \rho_i \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \zeta_{t-i} \quad (13)$$

指 $h_t$ 服從GARCH(p,q)的過程，條件 $\omega > 0$ ， $\alpha > 0$ ， $\alpha + \beta < 1$ 。 $\varepsilon_t = R_t - \mu - \sum_{i=1}^p \phi_i R_{t-i}$ 為平均數方程式誤差項，Chan And Maheu (2002)定義 $\lambda_t = E[N_t | \Omega_{t-1}]$ ，表示隨時間變動的躍強度為一條件期望值且從一內生

ARMA(r,s)過程，即(13)式呈現，其中 $\lambda > 0$ ， $\rho_i \geq \gamma_i$ ， $\gamma_i \geq 0$ ， $\lambda_{t-i}$ 為事後頻率， $\zeta_{t-i}$ 為跳躍強度誤差項，並將 $\xi_{t-1}$ 定義為：

$$\zeta_{t-1} \equiv E[N_{t-1} | \Omega_{t-1}] - \lambda_{t-1} = v^T \zeta_{t-1|t-1} - \lambda_{t-1} \quad (14)$$

$v$ 為一 $((N_t+1) \times 1)$ 向量，其第 $j$ 個元素為 $j-1$ 。而 $\hat{\zeta}_{t|t}$ 可以下式計算：

$$\hat{\zeta}_{t|t} = \frac{\hat{\zeta}_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1}}{\mathbf{1}^T (\hat{\zeta}_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1})} \quad (15)$$

上式是利用貝氏定理(Bayes rule)計算 $t$ 期的事後條件機率向量，故該式可稱為一事後機率推論向量。其中 $\mathbf{1}$ 為 $((N_t+1) \times 1)$ 元素皆為1的常數向量， $\Theta$ 代表矩陣相對應元素相乘之運算子。另外， $\hat{\zeta}_{t|t-1}$ 為 $\lambda_t$ 的波氏機密度

$$\text{函數向量， } \hat{\zeta}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} P(s_t = 0 | \Omega_{t-1}) \\ \vdots \\ P(s_t = N_t | \Omega_{t-1}) \end{bmatrix}_{(N_t+1) \times 1}$$

，其第 $j+1$ 個元素為 $P(S_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!}$ ，其意義為在 $\Omega_{t-1}$ 條件下跳躍次數為 $j$ 的機率， $\Omega_{t-1} = \{R_1, \dots, R_{t-1}\}$ 定義為 $t-1$ 期所有的資訊集合，而 $\Pi_t$ 為在 $t$ 期的常態機率密度函數向量，其第 $j+1$ 個元素可表示為：

$$f(R_t | s_t = j, \Omega_{t-1}, \Psi_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\sigma_t^2)}} \exp \left\{ -\frac{(R_t - \mu - B_0 R_{t-1} - B_1 (A_{t-1} - S_{t-1}) - j\theta_t)^2}{2(h_t + j\sigma_t^2)} \right\} \quad (16)$$



式中 $\Psi_1=(\mu, B_0, B_1, \omega, \alpha, \beta, \theta, \delta, \lambda_0, \rho, \gamma)$ 為待估參數向量。在上述的設定下，對數似似函數可表示為：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \log f(R_t | \Omega_{t-1}; \Psi) \quad (17)$$

其中 $f(R_t | \Omega_{t-1}; \Psi) = \mathbf{1}^T (\zeta_{t|t-1} \Theta \Pi_{t-1})$ ， $\mathbf{1}$ 為 $((N_t+1) \times 1)$ 元素皆為1的常數向量， $\Theta$ 代表矩陣相對應元素相乘之運算子。在個別參數的檢定，是採用似似比檢定 (Likelihood Ratio test, LR-test)，對於受限制模型的參數向量 $\Psi_0$ ，和未受限模型的參數向量 $\Psi_1$ 進行檢定，其檢定統計量為 $-2[L\langle R_t | \Psi_0 \rangle - L\langle R_t | \Psi_1 \rangle]$ 且服從於 $\chi^2(K)$ ，其中 $K = n(\Psi_1) - n(\Psi_0)$ ， $n(\Psi_1)$ 表示 $\Psi_1$ 中的參數個數。

### 3. 資料來源與處理

本文選定日本REIT市場為研究對象，而REIT報酬率和大盤股價報酬率為日本東京證交所編制的日本REIT指數和東證一部指數 (TOPIX) 來計算，兩指數編製方式皆為資本加權計算，東證股價指數內容包括東京證交所所有小型股、中型股、大型股的上市公司，匯率變動率為日幣對美元的即期匯率 (EX) 變動率，利率標的則依過去文獻所提及，分別取日本國內一個月期商業本票利率、十年期公債利率、二十年期公債利率、三十年期公債利率，各變數資料為日資料，所有相關資料來源取自於AREMOS、www.cnyes.com資料庫，樣本期間為日本REIT指數2003年3月31日到2006

年4月27日之日資料，而資料合併並刪除無共同交易日後，四個預期利率模型的資料筆數分別為一個月商業本票共719筆、十年期公債、二十年期公債各三十年期公債皆為721筆。本文首先將日本REIT指數、東證股價指數、即期匯率取對數求取第t期報酬率及變動率，定義如下：

$$R_t = (\ln REIT_t - \ln REIT_{t-1}) * 100 \quad (18)$$

$$TIX_t = (\ln TOPIX_t - \ln TOPIX_{t-1}) * 100 \quad (19)$$

$$EXR_t = (\ln EX_t - \ln EX_{t-1}) * 100 \quad (20)$$

其中， $R_t$ 為日本REIT日報酬率， $TIX_t$ 為日本東證股價指數報酬率， $EXR_t$ 為日幣對美元即期匯率變動率。

### 4. 實證結果與分析

#### 4.1 ARMA 模型配適

在進行模型配適時，我們對各序列資料進行單根檢定，分別採用ADF (Said and Dickey, 1984)、PP (Phillips and Perron, 1988)、KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992) 之線性單根檢定及KSS (Kapetanios, Shin, Snell, 2003) 非線性單根檢定來確定各變數序列是否為定態，以避免產生假性迴歸問題。結果顯示日本REIT日報酬率、東證股價指數報酬率、匯率變動率及一階差分後的各利率序列，在線性及非線性之單根檢定下，ADF、PP、

KPSS和KSS皆在至少10%的顯著水準下，顯示各變數序列符合定態假設，即服從非單根現象，結果如【表1】所示。另外，在對各利率進行ARIMA (p,q) 模型配適時，必須符合AIC或SBC最小值、模型之估計係數顯著、模型殘差項無序列相關現象，即

表示此模型為最適模型，各利率水準值配適結果如【表1】所示，結果為一個月期商業本票為ARIMA (2,1)，十年期公債為ARIMA (1,1)，二十年期公債為ARIMA (1,1)，三十年期公債為ARIMA (1,1)。

表1 一階差分後各變數序列之線性及非線性單根檢定結果

	一個月商本	十年公債	二十年期公債	三十年公債	$R_t$	$TIX_t$	$EXR_t$
ADF	-8.7254***	-14.957***	-19.894***	-8.9786***	-16.525***	-24.957***	-27.275***
PP	-19.148***	-25.728***	-24.582***	-23.438***	-21.909***	-25.009***	-27.335***
KPSS	0.1374	0.0723	0.0531	0.0409	0.0950	0.0940	0.0639
KSS1	-0.6360	-0.0019**	-0.0014***	-0.0010***	0.0002***	0.0001**	-0.0130***
KSS2	-1.2013***	-0.0019**	-0.0015***	-0.0010***	0.0002***	0.0003***	-0.0117*

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

2.表中係數為T值統計量。

3.ADF、PP和KSS之虛無假設為「該序列具單根現象」。

4.KPSS之虛無假設為「該序列不具單根現象」。

5.KSS1模型為  $\Delta x_t = \rho x_{t-1}^3 + \varepsilon$

6.KSS2模型為  $\Delta x_t = \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta x_{t-j} + \rho x_{t-1}^3 + \varepsilon$

表2 ARIMA(p,q)模型配適結果

	一個月商本	十年公債	二十年期公債	三十年公債
AR(1)	-0.5926**	-0.6003***	-0.4394**	-0.4217***
AR(2)	0.3297***			
MA(1)	0.9355***	0.6939***	0.5660***	0.5957***
AIC	-4117.5292	-4.0963	76.6567	188.7615
SBC	-4099.0649	9.7559	90.5089	202.6137
Q(12)	2.2134	14.8567	15.3524	14.8113

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

2. AIC 是 Akaike Information Criterion。

3. SBC 是 Schwartz Bayesian Criterion。

4. Q(12) 表示時間序列資料之Ljung-Box的Q統計量。

## 4.2 基本統計量

日本REIT日報酬率（ $R$ ）、東證股價指數報酬率（ $TIX$ ）、匯率變動率（ $EXR$ ）及各天期利率的基本統計量如【表3】所示。由表中發現東證股價指數平均報酬率及波動性都較日本REIT大，而匯率變動率相較於日本REIT日報酬率卻是較小。此現象乃反應出樣本期間內，投資人對於投資不同的金融商品，所要求的報酬會因報酬率波動性的高低而有所差異，呈現出報酬與波動呈正向關係之特性。一般而言，當投資標的的波動性愈大，投資人所承擔的風險也愈高，所要求的風險溢酬也會相對較大；反之波動性愈小，則要求的風險溢酬也會相對較小。另外在各天期的利率方面，期間愈長的票券因承受較大之價格風險及流動性等因素，會呈現出較高的利息報酬，所以由表可知，不同天期之債券依序期間長短，在平均利率水準及利率的波動皆呈現出由大到小之現象。

在偏態係數方面呈現顯著左偏型態為日本REIT日報酬率、東證股價指數報酬率、十年期公債利率、二十年期公債利率和三十年期公債利率；呈現右偏型態為匯率變動率 and 一個月期商業本票利率。Mandelbrot(1963)和Fama(1965)曾提出金融資產的分配應服從高狹峰(leptokurtic)與厚尾(fat tail)的現象，且價格的變化具非獨立之情形。因此就峰態係數來看，各變數在1%的顯著水準下，J-REIT日報酬率、東證股價指數報酬率、匯率變動率、一個月期商業本票利率、十年期公債利率、二十年期公債利率和三十年期公債利率，皆呈現具有高狹峰的特性，即存在高峰厚尾(leptokurtic)的現象，顯示各變數的變動並非獨立。此外，本文進一步對各變數作JB統計量之常態分配檢定，結果也顯示在1%顯著水準下，各變數皆拒絕常態分配的假設。

表3 REIT指數報酬率、大盤指數報酬率、匯率變動率及各利率基本統計量

變數名稱	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值	JB
Rt	0.0897	0.7091	-0.5142***	8.6715***	0.0342	-0.0429	996.7075***
TIXt	0.1007	1.0662	-0.4166***	4.6165***	3.1629	-5.6782	99.3471***
EXRt	0.0032	0.5656	0.0113***	4.3654***	2.3327	-2.4902	56.0180***
1個月商本	0.0210	0.0150	4.4240***	23.6633***	0.102	0.009	15136.7187***
10年公債	1.3686	0.2910	-1.3271***	4.9356***	2.01	0.45	323.2766***
20年公債	1.9122	0.3390	-1.8250***	6.1971***	2.49	0.764	705.3296***
30年公債	2.2220	0.4019	-1.7215***	3.7131***	2.944	0.979	575.6595***

註：1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

2. JB為Jarque-Bera之常態分配檢定，虛無假設為該分配符合常態分配。

### 4.3 預期利率之門檻值

以ARIMA (p,q) 對四個利率進行模型配適後，可得出各天期利率最適模型之殘差項，再依各天期利率水準值減去個別模型的殘差項，即得預期利率。並在完成此階段後，為探討市場投資人對各天期債券利率的預期心理，是否對日本REIT日報酬率有顯著的影響，本研究利用Hansen

(1996) 之門檻自我迴歸模型，以各天期之預期利率為區間狀態 (regime) 改變的轉折點，分別取出各天期預期利率之門檻值，以捕捉當市場預期利率落入高 (低) 區間時，對日本REIT日報酬的影響。【表4】顯示各天期預期利率之門檻值及落入上下門檻的資料筆數。

表4 各預期利率門檻值及筆數

跳躍頻率	CP1M	TB10	TB20	TB30
門檻值	0.0220	1.235	1.8143	2.0677
上門檻筆數	212(28.5%)	631(84.8%)	630(84.3%)	626(83.8%)
下門檻筆數	532(71.5%)	113(15.2%)	117(15.7%)	121(16.2%)

註：1.CP1M為一個月期商業本票預期利率，TB10為十年期公債預期利率，TB20為二十年期公債預期利率，TB30為三十年期公債預期利率。

2.括號內為該區間預期利率樣本之資料比重。

### 4.4 ARJI模型實證結果分析

本文使用ARJI模型來捕捉J-REIT日報酬率在東證股價指數報酬率、匯率變動率、及不同預期利率變動下波動的行爲，並進一步探討J-REIT日報酬率在樣本期間內和落入上、下門檻 (高、低預期利率) 區間時，是否存在不對稱效果。【表5】為本文實證的結果，在表中各天期預期利率之下門檻 ( $\beta_0$ ) 係數值分別為-1.5435、-0.0301、-0.0819和-0.0457，上門檻 ( $\beta_1$ ) 係數值分別為-0.3323、-0.0191、-0.0567、-0.0469，且在5%的顯著水準下，除了十年期公債

的預期利率，在落入上、下門檻 (高、低預期利率) 時，皆呈現負向顯著關係外，一個月期商業本票預期利率、二十年期公債預期利率和三十期公債預期利率，在高、低預期利率下，皆對J-REIT日報酬率呈現不顯著的負向關係。此現象乃為不動產市場的投資期間多以中、長期投資為主，且市場長期利率常以十年期公債利率的走向作為觀察的指標利率，故當投資人預期十年期公債利率落入低區間時，預期投資不動產的成本相對下降，此預期因素將使不動產市場的投資更為活絡。此外，

J-REIT指數為東京證交所之所有掛牌上市的REIT所組成，為大盤類股的一種，而Kane（1988）和Zane（2002）的實證結果，也認為股票報酬對長期利率的敏感性

具顯著性，因此與本文之實證結果相符一致。另一方面，十年期的公債預期利率落入下門檻時，對J-REIT報酬的影響會較落入上門檻時大，故針對各預期利率落入高

表5 ARJI模型實證結果

參數	CP1M	TB10	TB20	TB30
門檻值	0.0220	1.2350	1.8143	2.0677
不對稱檢定 (P-VALUE)	0.0518 (0.8199)	3.0676 * (0.0799)	0.9209 (0.3372)	0.9023 (0.3422)
$\mu$	0.0766	0.0359 **	0.1706	0.1663
$a_1$	0.2167 **		0.2112 **	0.2009 **
$\beta_0$	-1.5435	-0.0301 **	-0.0819	-0.0457
$\beta_1$	-0.3323	-0.0191 **	-0.0567	-0.0469
$\beta_2$	0.0144	0.0017	0.0128	0.0175
$\beta_3$	-0.0705 **	-0.0055 **	-0.0623 **	-0.0575 *
$\omega$	0.0138 **	0.00001 **	0.0093 **	0.0116 *
$\alpha$	0.0415 *	0.0462 **	0.0358 *	0.0458 *
$\beta$	0.7664 **	0.7654 **	0.8182 *	0.7797 **
$\theta$	0.0268	0.0019	0.0312	0.0208
$\delta^2$	0.5890 **	0.0006 **	0.5922 **	0.5706 **
$\lambda_0$	0.2045 **	0.2489 **	0.2242 **	0.2647 **
$\rho$	0.6262 **	0.5629 **	0.5831 **	0.5111 **
$\gamma$	0.8001 **	0.8738 **	0.8139 **	0.8693 **
$b_1$		0.1945 **		
$Q(2)$	2.8243	1.3640	2.9811	3.3007
$Q^2(2)$	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **	0.0000 **
概似 函數值	-618.418	2690.36	-614.628	-621.931

註：1.\*,\*\*代表P值落在10%,5%之顯著水準。

2.CP1M為一個月期商業本票預期利率，TB10為十年期公債預期利率，TB20為二十年期公債預期利率，TB30為三十年期公債預期利率。

3.本文模型

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^k a_i R_{t-i} + \beta_0 DEIR_{t-1}^i + \beta_1 UEIR_{t-1}^i + \beta_2 TIX_{t-1} + \beta_3 EXR_{t-1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^N \pi_{t,k} + \sum_{i=1}^k b_i \varepsilon_{t-i}$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_t^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}, \quad \lambda_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^q \rho_i \lambda_{t-i} + \sum_{i=1}^q \gamma_i \zeta_{t-i}$$

$$\pi_{t,k} \sim N(\theta, \delta_t)$$



低預期利率區間，本文經卡方統計量檢定對稱性效果後，發現僅十年期公債的預期利率在落入高低區間時，具有顯著不對稱性的效果，即表示當十年期公債預期利率落入高、低區間時，對J-REIT日報酬率影響有顯著的差異，而其餘天期之預期利率檢定結果，呈現具對稱性的現象。

股票市場方面，J-REIT日報酬率在樣本期間內，各預期利率模型下皆呈現不顯著結果，表示J-REIT報酬和東證股價指數報酬並無顯著的相關性。另外，我們觀察匯率的變動，可看出 $\beta_3$ 至少在10%顯著水準，顯示出對J-REIT日報酬率有負面影響，表示當日幣相對於美元貶值時，會影響不動產市場的買氣和降低J-REIT日報酬率，此乃支持Norman（1988）的實證結論。在其他參數估計值之t統計量檢定，除 $\theta$ 不顯著以外其餘參數估計值皆達10%以上的顯著水準。此外，在四個預期利率的ARJI模型估計下，J-REIT日報酬率的條件變異數參數估計值 $\alpha+\beta$ 分別為0.8079、0.8116、0.8540及0.8255，皆近於1值，顯示J-REIT日報酬率有高度的波動叢聚（volatility clustering）現象。觀察跳躍大小的變異數 $\delta^2$ ，在5%顯著水準下顯著具有異常資訊存在，會造成瞬時的跳躍行為，且報酬率的波動程度介於0.0006至0.5922。在5%顯著水準下，報酬率之跳躍頻率 $\lambda_0$ 、 $\rho$ 與 $\gamma$ 皆呈現顯著結果。綜合上述，報酬率的跳躍大小與跳躍頻率結果，不連續跳躍過程是影響J-REIT日報酬率不可忽視的重要

因素，此實證結果乃支持林丙輝與葉仕國（1999）和Chang and Kim（2001）所指出的不可預期事件因素，將存在不連續性的跳躍行為。

另外，針對各預期利率落在上、下門檻時，比較J-REIT報酬率之平均跳躍頻率和平均跳躍機率的差異性。由【表6】、【表7】可知，各預期利率落入高預期利率區間時，以一個月期商本的平均跳躍頻率及平均跳躍機率為最大，但當各預期利率落入低預期利率區間時，十年期公債預期利率的平均跳躍頻率和跳躍機率，皆顯著高於其他天期的預期利率。另一方面，一個月期商業本票、二十年期公債和三十年期公債之預期利率顯示落入高預期利率區間時，平均跳躍頻率和平均跳躍機率會大於落入低預期利率區間，表示投資預期一個月期商業本票、二十年期公債和三十年期公債的利率下跌時，相較於預期利率上升，對J-REIT報酬的影響較小。而十年期公債預期利率落入下區間時卻呈現較上區間大，此現象乃為市場上之各長期利率中，常以十年期公債的利率為長期指標利率，且投資不動產商品多以中長投資目標為主，故投資人預期指標利率下跌時（投資成本預期下降），將有助於刺激不動產市場的投資，因此相對於其他長期公債之預期利率，也更具重要性。所以當投資人對十年期公債利率產生預期時，在J-REIT報酬的反應上會較其他長天期公債的預期強烈。

表6 J-REIT日報酬率落入上下門檻之平均跳躍頻率

		CP1M	TB10	TB20	TB30
全期間	平均數	0.5368	0.5607	0.5295	0.5337
	標準差	0.3620	0.3761	0.3549	0.3551
上門檻	平均數	0.5775	0.5546	0.5304	0.5348
	標準差	0.3638	0.3736	0.3547	0.3565
下門檻	平均數	0.5203	0.5947	0.5242	0.5279
	標準差	0.3604	0.3894	0.3580	0.3494

表7 J-REIT日報酬率落入上下門檻之平均跳躍機率

		CP1M	TB10	TB20	TB30
全期間	平均數	0.3830	0.3954	0.3799	0.3827
	標準差	0.1718	0.1723	0.1683	0.1656
上門檻	平均數	0.4058	0.3924	0.3806	0.3833
	標準差	0.1769	0.1707	0.1678	0.1654
下門檻	平均數	0.3738	0.4120	0.3760	0.3797
	標準差	0.1691	0.1812	0.1719	0.1672

註：1. CP1M為一個月期商業本票預期利率，TB10為十年期公債預期利率，TB20為二十年期公債預期利率，TB30為三十年期公債預期利率。

#### 4.5 重大事件期間跳躍分析

國內外重大事件的衝擊，對股市、匯市、不動產市場及各總體經濟的影響息息相關，例如恐怖事件、公佈經濟數據、戰爭或天然災害等皆是重大影響事件。而日本是地震多發國家，每天約有300次地震發

生，對於不動產投資市場的影響甚大，歷史上就曾發生過多次大地震，造成嚴重的人員傷亡和財產損失，例如1923年日本關東地區發生9.1級大地震，近30萬座建築化為瓦礫和灰燼；1995年阪神地區發生7.3級地震，近10萬多座建築物倒塌；由此可知，天然

災害對於股市、匯市和不動產市場的衝擊不容忽視，所以本文將樣本期間內日本國內和國外所發生之重大事件及災害舉例探討，相關事件如下：

- (一)2004年3月25日將公佈預測日本未來經濟走勢的季度短觀報導，預料對全球第二大經濟體日本的經濟將更加樂觀。日本經濟財政兼金融特命大臣竹中平藏指出，日本就業市場已經出現好轉跡象，且日本經濟復甦吸引海外投資人相互搶購日本資產，激勵日圓兌美元匯價在前一年累計升值14%。事件取樣期間因各預期利率筆數不同，自2004年3月25日~2004年3月31日間，乃依事件發生後各模型皆取5筆資料。
- (二)2004年4月4日日本關東地區今天清晨八點二分左右發生芮氏規模5.6級，各地震度約為4級的有感地震。事件取樣期間：2004年4月5日~2004年4月8日，乃依事件發生後各模型皆取4筆資料。
- (三)2004年10月23日~27日分別在日本本州西海岸長岡附近發生7級地震，新瀉縣□□□□□□□□□□5.6級至7級的地震。事件取樣期間：2004年10月27日~2004年10月31日，依事件發生後各模型皆取3筆。

(四)2004年12月26日印尼蘇門答臘島西北部芮氏規模8.5強震，引發南亞大海嘯，造成亞洲股、匯市27日下跌。事件取樣期間：2004年12月29日~2005年1月4日，依事件發生後各模型皆取3筆。

(五)2005年5月9日報導在伊拉克發生恐怖事件，有三名日本公民遭綁架且之後獲得釋放，但一名日本自助旅行青年被砍頭。日本派遣五百多名軍人到伊拉克，協助戰後重建。伊拉克武裝份子要求所有外國軍隊撤軍，否則他們將綁架外國人並殺害人質。事件取樣期間：2005年5月9日~2005年5月10日，依事件發生後各模型皆取2筆。

由【表8】、【表9】結果發現各事件發生後，J-REIT日報酬率之平均跳躍頻率及平均跳躍機率有顯著異常的反應，顯示出恐怖事件、天然災害及景氣好壞的衝擊對不動產市場投資上有顯著影響。在各樣本事件發生後，J-REIT報酬率在各預期利率模型之平均跳躍頻率和平均跳躍機率，以十年期公債預期利率的模型普遍最大，且表中以關東地震的異常跳躍頻率和跳躍機率最為顯著。在【表8】、【表9】為J-REIT報酬率對各事件的跳躍頻率和跳躍機率結果。【圖1】、【圖2】顯示了J-REIT日報酬率之跳躍頻率與跳躍機率圖形。

表8 為J-REIT報酬率對各事件的平均跳躍頻率

	CP1M	TB10	TB20	TB30
事件	跳躍頻率	跳躍頻率	跳躍頻率	跳躍頻率
資料全期	0.5368	0.5607	0.5295	0.5337
經濟樂觀	0.6932	0.7291	0.6707	0.6821
關東地震	1.9107	1.9017	1.8550	1.8004
新瀉地震	0.3928	0.4494	0.4035	0.4308
南亞海嘯	0.7433	0.7884	0.7352	0.7606
恐怖事件	1.0358	1.1273	1.0491	1.0655

表9 為J-REIT報酬率對各事件的平均跳躍機率

	CP1M	TB10	TB20	TB30
事件	跳躍機率	跳躍機率	跳躍機率	跳躍機率
資料全期	0.3830	0.3954	0.3799	0.3827
經濟樂觀	0.4637	0.4758	0.4509	0.4516
關東地震	0.8411	0.8346	0.8304	0.8170
新瀉地震	0.3201	0.3544	0.3271	0.3439
南亞海嘯	0.4939	0.5097	0.4885	0.4960
恐怖事件	0.6432	0.6735	0.6476	0.6503

註：1. CP1M為一個月期商業本票預期利率，TB10為十年期公債預期利率，TB20為二十年期公債預期利率，TB30為三十年期公債預期利率。

## 5. 結論

本研究利用兩區域門檻自我迴歸之ARJI模型，來分析日本不動產投資市場與股匯市關聯性、不同預期利率敏感性及跳躍等現象。實證結果發現J-REIT報酬與東證股價指數報酬並無顯著的相關性，與匯率變動率則呈現顯著的負向關係，另一方面，J-REIT報酬的條件變異數和跳躍頻率

皆具有隨時間變動而改變之特性，並非固定不變，此結果符合資產報酬率的行為。在預期利率因子方面，在5%的顯著水準下，J-REIT報酬在二區間的預期利率敏感性，僅對十年期公債預期利率呈現負向的顯著關係，其餘天期之預期利率皆呈現不顯著結果。此結論乃支持Zane et al. (2002)觀察現實生活中，發現股票日報酬率與短期利率變動不具敏感性的結果一致。在對

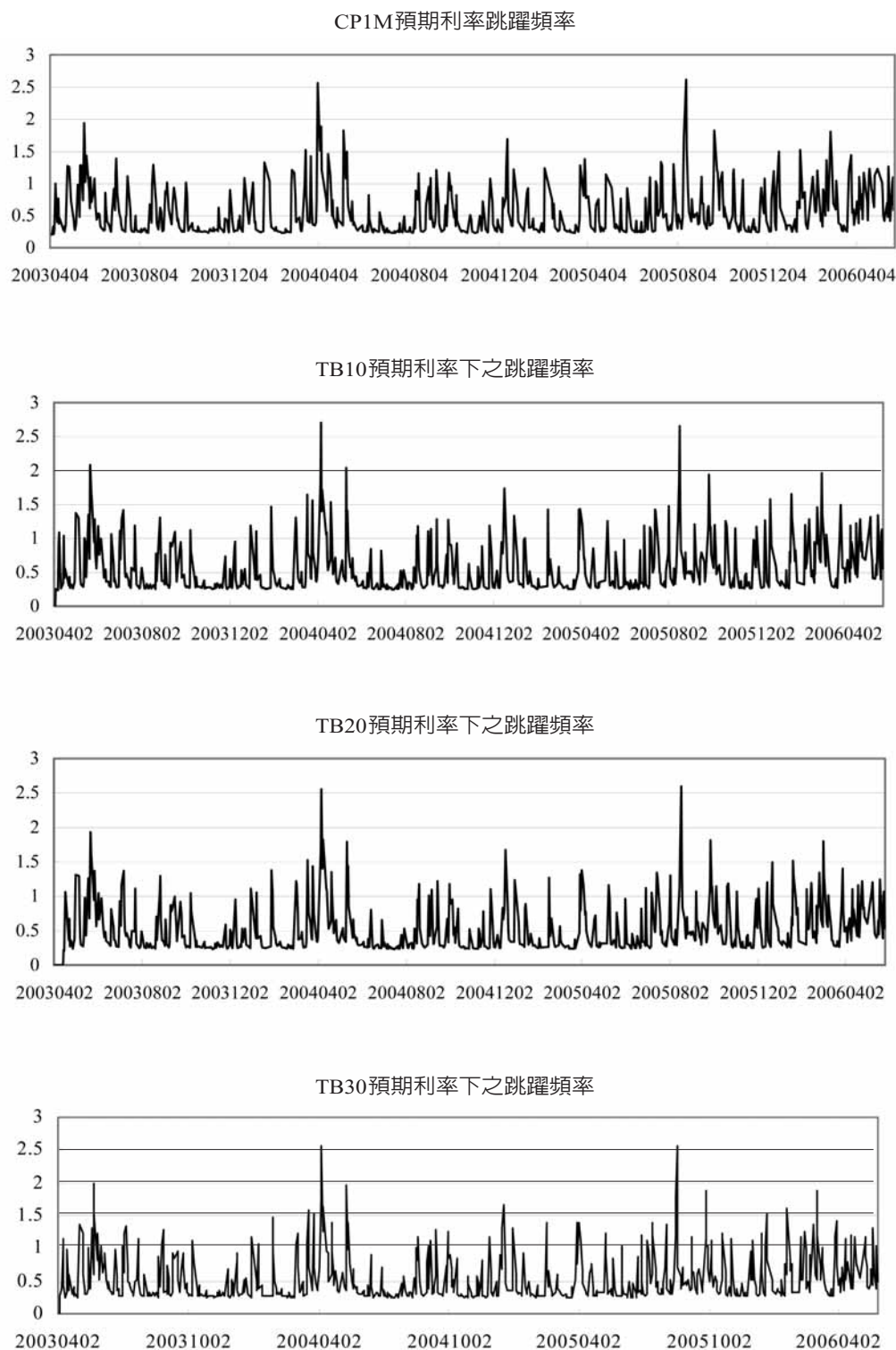
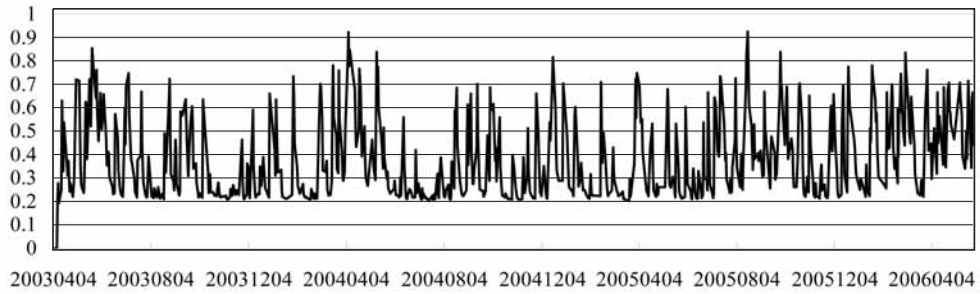


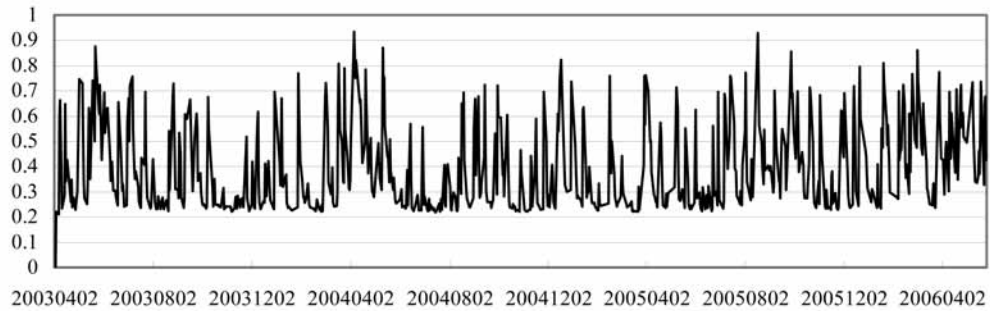
圖1 J-REIT日報酬率之跳躍頻率



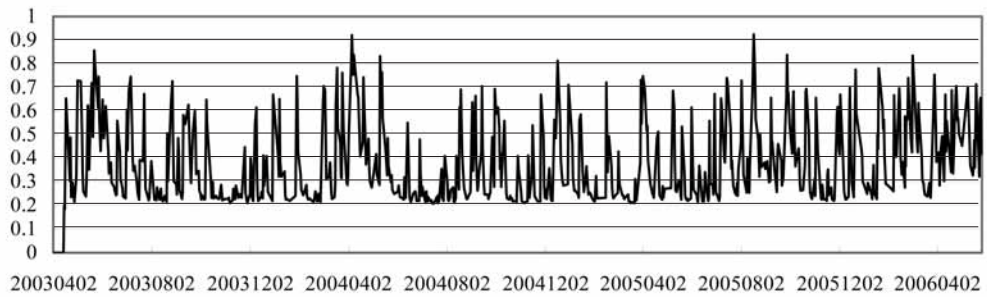
CP1M預期利率下之跳躍機率



TB10預期利率下之跳躍機率



TB20預期利率下之跳躍機率



TB30預期利率下之跳躍機率

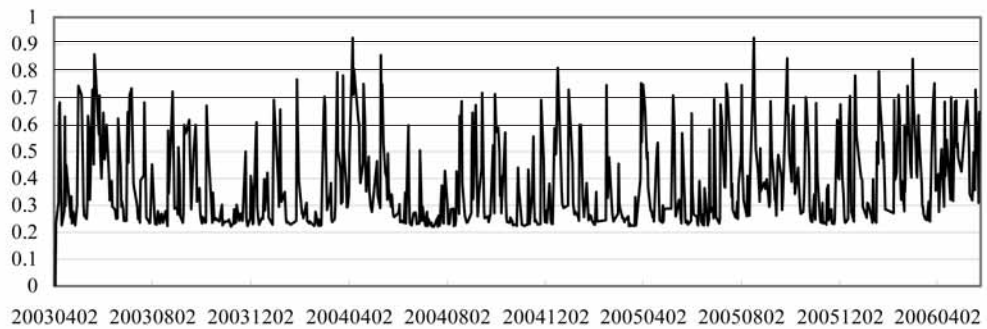


圖2 J-REIT日報酬率之跳躍機率

稱性檢定的結果，十年期公債預期利率落入高、低區間時，對J-REIT報酬的影響存在不對稱性的效果，而其餘天期之預期利率則呈現對稱性效果。此外在樣本期間內，高預期利率區間之平均跳躍頻率均大於低預期利率區間，只有十年期公債預期利率在低預期利率時平均跳躍頻率會較大，且當重大事件發生時，在J-REIT報酬的跳躍頻率及跳躍機率均有顯著的影響，表示重大事件發生時會衝擊不動產投資市場。

因此，本文經由加入兩區域門檻自我迴歸的ARJI模型，不僅可以了解J-REIT報酬與股匯市的關聯性，更可以深入來分析當各天期預期利率落入高、低區間時，J-REIT報酬敏感性的變化及跳躍頻率、跳躍機率的影響。藉此，將給投資人或風險控管者提供了一個新的思考方向，以期對一般法人機構或是投資人在進行亞洲不動產市場投資時，能有更多的資訊作出正確的投資決策。

## 參考文獻

- 林丙輝與葉仕國 (1999), 「台灣股票價格非連續跳躍變動與條件異質變異之研究」, 《證券市場發展季刊》, 11, 61-92。
- Allen, M.T., J. Madura and T. M. Springer. (2000), "REIT Characteristics and these Sensitivity of REIT Returns," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21:2, 141-152.
- Bates, D. S. (1996), "Jumps and Stochastic Volatility: Evidence from the Options Markets," *Journal of Finance*, 46, 1009-2049.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Chan, W.H. and J.M. Maheu. (2002), "Conditional Jump Dynamics in Stock Market Return," *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 377-389.
- Chang K. H. and M. J. Kim. (2001), "Jump and Time-Varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 20, 611-637.
- Chen, S. J., C. Hsieh, T. W. Vines and S. N. Chiou. (1998), "Macroeconomic Variables, Firm-Specific Variables and Returns to REITs," *Journal of Real Estate Research*, 16:3, 269-277.
- Chen, K. C., and D. D.Tzang. (1988), "Interest-rate Sensitivity of Real Estate Investment Trusts," *Journal of Real Estate Research*, 3:3, 13-22.
- Devaney, M. and MAI. (2001), "Time Varying Risk Premia For Real Estate Investment Trust:A GARCH-M Model," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 335-346.
- Das, S. R. (1998), "Poisson-Gaussian Processes and the Bond Market," *National Bureau of Economic Research*, working paper.
- Ennis, R. and P. Burik. (1991), "Pension Fund Real Estate Investment Under a Simple Equilibrium Pricing Model," *Financial Analyst Journal*, 47, 20-30.
- Engle, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Fortune, P. (1999), "Are Stock Returns Different

- Over Weekends? A Jump Diffusion Analysis of the Weekend Effect,” *New England Economic Review*, September/October, 3-19.
- Fama, E.F. and K.R. French. (1992), “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E. (1965), “The Behavior of Stock Market Prices.” , *Journal of Business*, 38, 34-105.
- Glascok, J. L., C. Lu, and R. W. So. (2000), “Further Evidence on the Integration of REIT, Bond, and Stock Returns,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 20:2, 177-194.
- Glascok, J. L., C. Lu, and R.W. So (2002), “REITs Returns and Inflation :Perverse or Reverse Causality Effects?,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24:3, 301-317.
- Gyourko, J., and D. Keim. (1992), “What does the Stock Market Tell Us About Real Estate Returns?,” *AREUEA Journal*, 20, 457-485.
- He, L. T., J. R. Webb, and F.C. Neil Myer. (2003), “Interest Rate Sensitivities of REIT Returns,” *International Real Estate Review*, 6:1, 1-21
- Hansen, B. (1996), “Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64:2, 413-430.
- Jorion, P. (1988), “On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets,” *The Review of Financial Studies*, 1, 427-445.
- Kapetanios, G., Y. Shin, and A. Snell (2003), “Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework,” *Journal of Econometrics*, 112, 359-379.
- Karolyi, G. A. and A. B. Sanders. (1998), “The Variation of Economics Risk Premiums in Real Estate Returns,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 15:3, 245-262.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We the Economic Time Series Have a Unit Root ?,” *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Kane, E. J. and H. Unal, (1988), “Change in Market Assessment of Deposit Institution Riskiness,” *Journal of Financial Services Research*, 2, 201-229.
- Liow, K. H. (2004), “Time-Varying Macroeconomic Risk and Commercial Real Estate:An Asset Pricing Perspective,” *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 10:1, 47-57
- Liow, K. H. (2000), “The Dynamics of the Singapore Commercial Property Market,” *Journal of Property Research*, 17:4, 279-291.
- Liang Youguo, Willard McIntosh and James R. Webb. (1995), “Intertemporal changes in the riskiness of REITs,” *The Journal of Real Estate Research*, 10:4, 427-443.
- Li, Y., and K. Wang. (1995), “The Predictability of REIT Returns and Market Segmentation,” *Journal of Real Estate Research*, 10:4, 471-482.
- Mei, J. P. and J. W. Hu. (2000), “Conditional Risk Premiums of Asian Real Estate Stocks,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 21:3, 297-313.
- Mueller, G. R., and K. R. Pauley. (1995), “The Effect of Interest-Rate Movements on Real Estate Investment Trusts,” *Journal of Real Estate Research*, 10:3, 319-325.
- McCue, T. E. and J. L. Kling. (1994), “Real Estate Returns and the Macroeconomy:Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data,1972-1991,” *Journal of*

- Real Estate Research, 9:3, 277-287.
- Mengden, A., and D. Hartzell. (1986), "Real Estate Investment Trusts-Are They Stocks or Real Estate?," New York: Salomon Brothers, Inc.
- Mandelbrot, B. Benoit. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices." , Journal of Business, 50, 394-419.
- Norman G. Miller, Michael A. Sklarz, Nicholas Ordway. (1988), "Japanese Purchases, Exchange Rates and Speculation in Residential Real Estate Markets," The Journal of Real Estate Research, 3:3, 39-49.
- Peterson, J. D. and H. Cheng. (1997), "Do Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds Explain Returns on REITs?," Real Estate Economics, 25:2, 321-345.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," Biometrika, 75, 335-346.
- Ross, S., and R. Zisler. (1987a), Managing Real Estate Portfolios Part 2: Risk and Return in Real Estate, New York: Glodman Sachs.
- Ross, S., and R. Zisler. (1987b), Managing Real Estate Portfolios Part 3: A Close Look at Equity REAL Estate Risk, New York: Glodman Sachs.
- Ross, S., and R. Zisler. (1991), "Risk and Return in Real Estate" Journal of Real Estate Finance & Economics, 4, 175-190.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Model for Unknown Order," Biometrika, 599-608.
- Swanson, Z., J. Theis, and K. Michael Casey. (2002), "REIT Risk Premium Sensitivity and Interest Rates," Journal of Real Estate Finance and Economics, 24:3, 319-330.
- Yun, P. J. and J. Donald. (1990).Mullineaux, and It-Keong Chew, "Are REITs Inflation Hedges?," Journal of Real Estate Finance and Economics, 3, 91-103.
- Zane, S., J. Theis and K. Michael Casey. (2002), "REIT Risk Premium Sensitivity and Interest Rates," Journal of Real Estate Finance and Economics, 24:3, 319-330.