

短期利率季節性的共移現象與因果關係之探討

Co-movement and Cause Effect of Short-term Rates Seasonality

李顯儀¹ 吳幸姬² 李亮君³ 陳怡姍⁴

(Received: Aug. 14, 2007 ; First Revision: Nov. 2, 2007 ; Accepted: Nov. 15, 2007)

摘要

本文的主要研究目的在於探討國內的三種短期利率(拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率)之間，在某些特定時期的共移情形與彼此的因果關係。實證結果發現：這三種短期利率在旬底與農曆年底彼此的共移情形並沒有增加，此結果顯示短期利率並不會出現季節性的共移現象。此外，在全時期拆款利率與商業本票利率對債券附買回利率具有單向的因果關係，特別在旬底時期拆款利率的變動是領先債券附買回利率的變動，且這三種短期利率以大部分時間是以拆款利率為市場的主導者，這結果隱含著銀行對短期利率的影響力較票券與證券公司來的大。

關鍵詞：短期利率、季節性、共移、因果關係、VAR 檢定。

Abstract

The main purpose of this paper is to explore co-movement and cause effect during some specific periods between three kinds of domestic short-term interest rates(inter-bank offering rate, commercial paper rate, bond repurchase rate). The empirical evidence finds the co-movement is not increasing during the late-Ten-days and lunar-year-end period between these three kinds of short-term interest rates. The results imply that the short-term interest rate do not appear seasonal co-movement effect. In addition, the inter-bank offering and commercial paper rate are one-way causality on bond repurchase rate during the whole period, and the change of inter-bank offering rate lead to the bond repurchase rate during the late-Ten-days periods specially. During the majority of time the inter-bank offering rate as the market leadership among three kind of short-term interest rates. The results indicate that the bank's influence on short-term interest rate is bigger than bills finance and securities companies.

Key Words: Short-term rate, seasonality, co-movement effect, cause effect, VAR test

¹正修科技大學企業管理系助理教授

²台南科技大學財務金融系助理教授

³正修科技大學企業管理系講師

⁴致遠管理學院企業管理系講師

1. 前言

根據以往的研究發現股票市場中，存在著許多效率市場假說無法解釋的異常現象(如：季節(seasonality)、規模(size)、熟悉(familiarity)、從眾(herding)與雜訊(noise)交易效應等)，其中在眾多的實證⁵都指出股票市場存在著季節性效應，這些實證結果都指出股票市場中確實有某些股票，在特定的季節(時期)具有系統性的移動現象，使得股票出現異常報酬，例如股市常常在元月、假期前或年底會有較高(或較低)的報酬出現。相對的，除了股票市場會有季節性效應外，那利率市場是否也會有相同的情形發生呢?以往國內外對此方面的研究是屈指可數，且大部分的研究都著重在國際間的比較或單一利率的比較，鮮少針對一國內的多種短期利率之間進行探討，所以本文的主要研究動機在於探討台灣金融市場中的三種短期利率(金融同業拆款利率、商業本票的利率與債券附買回利率)之間，在某些特定的季節(時期)的共移情形與相互之間的因果關係。

國內金融市場中的短期利率大致可分成三種，分別為金融同業拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率。雖然國內的金融市場，影響這三種短期利率的變動所需的資金是相互流通的，但每種短期利率仍然分別有其主導的仲介機構和些許差異的交易組成份子。其中金融同業拆款利率的主導機構為銀行，其最主要的資金流通是以各銀行之間的準備金部位為主；商業本票利率的主導機構為票券金融公司，其最主要的資金流通是以各票券公司與票券投資人的資金(包含金融機構、企業法人與自然人)為主；債券附買回利率的主導機構為公債交易商(以證券公司為主)，其最主要的資金流通是以公債交易商與短期債券投資人的資金(包含金融機構、債券型基金與自然人)為主。所以這三種短期利率各有其不同的主導機構與主要的交易組成份子，但所需的資金流通是相互牽動。那這些相互的資金流動，到底是以哪一種利率當作主導?且在特定的季節這些短期利率是否具有系統性的共移(co-movement)現象呢?這是本研究最主要的二個研究議題。

通常金融市場的短期資金具有週期性的，因為根據銀行法規定，銀行所吸收的存款需按央行規定的比例每日提列法定準備金，存放於央行或保留在銀行當作庫存現金，所以央行有責監督銀行每日的法定準備金部位。理論上央行應每日計算當日超額準備的變化，但實際上銀行並不需要每日提足至法定水準，若當日的準備部位有多餘或不足需累加成為當月的累計準備部位，只要在央行所規定的每個月份的第3日將存款準備積數總額補足至法定額度即可。所以大部分的銀行會在提存期結束前，將部份準備金釋出，以進行所謂的負數操作(negative intervention)，若銀行在旬底結算日到期時，累計的準備部位為負數，準備部位不足的銀行需受央行之懲罰⁶。所以各銀行之間在旬底必須在金融市場內尋求短期資金的平衡，故此時各種短期利率之間的互動關係，是否會受到旬底的週期性因素，使彼此之間的變動程度更為緊密呢?且彼此的變動是由那一種短期利率來主導呢?

⁵ 如：Keim(1983)、Rogalski and Tinic(1986)、Chen(1996)、Fountas and Segredakis(2002)、Cooper, McConnell and Ovtchinnikov(2006)都發現元月效應(January effect)；Gibbons and Hess(1981)、Rogalski (1984)、Chow, Hsiao and Solt(1997)、Lucey(2006)都發現週末效應(weekend effect)；Ho(1990)、Tong(1992)、Chan, Khanthavit and Thomas(1996)都發現春節效應(turn-of-the-lunar-year effect)等。

⁶ 央行因銀行準備金不足的懲罰性利率為短期融通利率的 1.5 倍。

國內的金融市場中，另一個的季節性資金需求期是在農曆年春節前夕，通常春節資金需求期是從農曆尾牙(農曆 12 月 16 日)起至除夕前會達到通貨發行額最高峰，各種短期利率也會逐日攀高。所以此時各種短期利率之間的互動關係，是否會受到農曆年春節的季節性因素，使彼此之間的變動程度更為密切呢?且彼此的變動是由那一種短期利率來主導呢?

綜而言之，本文的主要研究目的在於探討兩個議題，其一在於探討國內這三種短期利率，在旬底與農曆年底(春節)時期的共移情形是否較全時期密切呢?另一在於探討國內這三種短期利率，在全、旬底與農曆年底(春節)時期彼此之間的變動因果關係為何?本文最大貢獻在於利用同一國家內三種短期利率來進行研究探討，有別於大部份的文獻都著眼於國際間各種短期利率的分析比較，且此文的研究議題也非常具有實務性，可提供實務界他們對短期利率研判上的參考。

本文共分為五節，本節為前言介紹，第二節文獻探討，第三節為研究資料與方法，第四節為實證結果與分析，第五節則為結論。

2. 文獻回顧

2.1 短期利率的季節性效應

Eiseman and Timme (1984)探討美國的聯邦利率(Federal)，結果發現聯邦利率的變動是具有季節性效應。Protopadakis and Flannery (1988)探討美國的國庫券利率，結果發現美國 3 個月期的國庫券利率變動是具有季節性效應。Griffiths and Winters(1995)探討美國的基本拆款市場利率的波動，結果發現基本拆款市場利率是具有星期效應。國內此方面的相關研究如：陳守賓(1993)研究發現台灣票券市場的利率，在星期一及星期五的報酬率存在著較明顯的異常性，所以票券市場的利率是具有星期效應。楊踐為(1995)研究發現商業本票的利率，結果發現似乎有週二與週四的星期效應。郭軒岷(1998)研究發現商業本票的利率是具有季節性效應，且短天期商業本票利率的季節性較長天期利率明顯。

2.2 國際之間短期利率的共移性

Lin and Swanson(1993)探討美國、英國、德國、瑞士、日本這五國的國內市場的短期利率與海外市場的短期利率之間的關係，結果發現這五個國家的國內外之間的短期利率並非完全共移。Goodwin and Grenners(1994)探討美國、加拿大、法國、德國、瑞士、比利時、荷蘭、義大利、日本這九個國家的國內市場名目利率、貨幣市場利率與消費者物價指數之間的關係，結果發現這九個國家的貨幣市場利率是具有共移現象。Lin and Swanson(1997)探討美國、英國、新加坡、香港地區的美元短期利率之間的關係，結果發現這五個地區的短期利率具有共移現象。Phylakis(1999)探討美國與六個環太平洋國家的貨幣市場利率之間的關係，結果發現日本與其他環太平洋國家的利率共移程度較美國高。Laopodis(2001)針對歐洲荷蘭、比利時、法國、德國、義大利、英國這六個國家的短期利率的波動外溢進行研究，以三個月期的國庫券利率為研究對象，結果發現德國對荷蘭、比利時、法國、義大利、英國的利率具有明顯的波動外溢效果，但德國本身易受

到荷蘭、法國、義大利、英國這四個國家利率波動外溢的影響。國內此方面的相關研究如：李宏志與游淑華(1995)實證發現美國國庫券利率與歐洲美元利率期貨具有高度的共整合關係。袁鴻毅(2004)針對亞洲四小龍的台灣、香港、新加坡、南韓，以及美國、日本兩個世界經濟強國的短期利率資料進行研究，結果發現台灣與其他國家短期利率的相互整合程度密切。

2.3 短期利率之間的因果關係

Hendershott(1967)與 Argy and Hodiera(1973)研究發現美國國庫券利率會影響歐洲美元利率期貨，但歐洲美元利率期貨不會影響美國國庫券利率。Kean and Hachey (1983) 研究發現歐洲美元利率期貨和美國國庫券利率具有雙向的因果關係，但美國可轉讓定期存單利率與美國商業本票的利率對歐洲美元利率期貨具有價格發現的功能。Swanson(1987)研究發現美國可轉讓定期存單利率的報酬變動是領先三個月期的歐洲美元利率現貨的報酬變動。Fung and Leung (1993)研究發現三月期的歐洲美元利率期貨與三月期的英國倫敦銀行間拆款利率具有相互回饋的關係。Martikainen(1995)研究發現三個月期的歐洲美元利率期貨的報酬變動是領先三個月期的歐洲美元利率現貨的報酬變動。國內此方面的相關研究如：蕭君如(1996)研究發現公債附買回利率與稅後票券利率，兩者存在著相互回饋的關係。蘇詠智(1996)研究發現隔夜拆款利率與商業本票利率之間，兩者存在著相互回饋的因果關係。劉志霖(2000)研究發現美國國庫券利率期貨與歐洲美元利率期貨，在短期內存在著相互領先或落後的回饋效果。林鳳珍(2001)研究發現 1987 年美國股市崩盤後，三個月期的美國國庫券利率期貨價格與三個月期的歐洲美元利率期貨價格具有明顯的相互領先或落後的回饋效果。蔡依蓓(2003)研究發現美國國庫券和歐洲美元皆為期貨領先現貨的單向關係，而在美國國庫券期貨與歐洲美元期貨中為互為回饋關係。張議夫(2004)研究發現台灣的金融同業隔夜拆款利率對債券附買回利率具有相互回饋因果關係。

3. 研究資料與方法

3.1 研究期間

本文的研究期間為 1997 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日的日資料，共有 2,109 個交易日。本文欲研究短期利率在每月的旬底與農曆年底這二個時期，三種短期利率之間的共移情形與因果關係。所以本文將是每個月的第 3 日往前推 10 天，這段時間定義為每月的旬底⁷；以農曆年每年的 12 月 16 日(俗稱尾牙)至 12 月 29 日(除夕夜前一日)的這段時間，為本文所定義的農曆年底。旬底時期的交易日共有 492 筆、農曆年底時期的交易日共有 81 筆。

⁷ 目前我國存款準備金的提存期間計算方式，是以一個月為一期，並以每個月的第 4 日至次月 3 日這一個月時間，稱為「一旬」。

3.2 短期利率

本研究將對國內的三種短期利率進行分析探討，其利率種類包括金融同業拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率。其中每種短期利率我們皆以該利率成交量最大的天期為代表，所以金融同業拆款利率是以每日的隔夜(over night)拆款利率為代表，商業本票利率是以每日次級市場中 10 天期的商業本票的賣價利率為代表，債券附買回利率是以每日的 10 天期的政府債券附買回利率為代表。本文的短期利率的資料來源為台灣經濟新報文化事業股份有限公司所發行的資料庫(TEJ)。本文為了下文的敘述方便將金融同業拆款利率以 IR 來代替，商業本票利率以 CP 來代替，債券附買回利率以 RP 來代替。

我們可由表 1 得知 1997 至 2004 年間這三種短期利率的年平均值，台灣的各種短期利率自 1997 年起逐年下降至 2004 年為最低。這三種短期利率的年平均值以拆款利率與商業本票利率較接近，這 8 年來高低互見，債券附買回利率為最低。一般而言，商業本票利率的稅後收益率⁸大約等於債券附買回利率。

表 1 研究期間內各種短期利率的年平均值

年份	金融同業拆款利率(IR)	次級商業本票利率(CP)	債券附買回利率(RP)
1997	6.844%	6.960%	5.583%
1998	6.488%	6.471%	5.689%
1999	4.777%	4.648%	4.144%
2000	4.721%	4.774%	4.307%
2001	3.630%	3.573%	3.181%
2002	2.038%	2.185%	1.651%
2003	1.120%	1.060%	0.822%
2004	1.044%	1.025%	0.771%

3.3 研究方法

3.3.1 共移現象的檢定

本文欲分別比較各種短期利率之間，在某特定期間(旬底與農曆年底時期)的共移程度是否會比全時期增加？所以將比較各種短期利率之間，在某特定期間(旬底與農曆年底時期)與全期的相關係數是否有明顯的差異？根據 Forbes and Rigobon(2002)文獻中所指出研究市場間(內)金融資產報酬的共移現象有以下四種方法：市場橫斷面的相關係數(correlation coefficient)檢定、ARCH 與 GARCH 模型估計、共整合向量(co-integration vector)分析法、Probit 迴歸模型的估計等。Forbes and Rigobon(2002)則利用市場橫斷面的相關係數檢定來進行檢測，因此，本研究亦採行之。利用市場橫斷面的相關係數檢定必須考量兩時期的樣本天數，這樣可以降低兩組天期樣本數差距過大所產生的誤差。

所以我們將研究期間內，某特定時期(旬底與農曆年底時期)各種短期利率之間的變化量相關係數定義為 ρ_1 值，將全部的研究期間各種短期利率之間的變化量相關係數定義

⁸ 投資人購買商業本票的稅後收益為次級市場商業本票的賣價利率乘以 80%。

為 ρ_2 值。若某兩種短期利率在某特定期間(旬底與農曆年底時期)之間的變動相關程度比在全研究期間(全期)明顯增加，表示某兩種短期利率的共移(co-movement)現象明顯。

通常利用兩組相關係數的檢定需使用 Fisher Z 係數，所以要將兩組相關係數 ρ 值轉換成 Z_r 值才可進行檢定，檢定的假設與檢定 Z 值如下所示：

$$H_0: \rho_1 \leq \rho_2 \Rightarrow H_0: Z_{r_1} \leq Z_{r_2}$$

$$H_1: \rho_1 > \rho_2 \Rightarrow H_1: Z_{r_1} > Z_{r_2}$$

$$Z_{r_1} = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho_1}{1-\rho_1}\right)$$

$$Z_{r_2} = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+\rho_2}{1-\rho_2}\right)$$

$$E(Z_{r_1} - Z_{r_2}) = Z_{r_1} - Z_{r_2}$$

$$V(Z_{r_1} - Z_{r_2}) = \frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}$$

$$Z = \frac{Z_{r_1} - Z_{r_2}}{\sqrt{\frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}}}$$

ρ_1 ：某兩種短期利率，在特定期間(旬底與農曆年底時期)利率變化量的相關係數。

ρ_2 ：某兩種短期利率，在全期利率變化量的相關係數。

Z_{r_1} ：由 ρ_1 所轉換的 Fisher Z 係數。

Z_{r_2} ：由 ρ_2 所轉換的 Fisher Z 係數。

$E(Z_{r_1} - Z_{r_2})$ ：經轉換後兩 Fisher Z 係數的差異之期望值。

$V(Z_{r_1} - Z_{r_2})$ ：經轉換後兩 Fisher Z 係數的差異之變異數。

n_1 ：為某特定期間(旬底與農曆年底時期)的天數。

n_2 ：為全期的天數。

3.3.2 因果關係的檢定

本文利用 VAR 模型檢測短期利率在某期間⁹相互的因果關係，要利用 VAR 檢定前，我們必須先利用單根檢定法來檢測各種短期利率的變動量的資料是否為恆定？且我們進一步利用預測誤差變異分解模型來解釋各變數對其他變數變異的解釋能力。

(1) 單根檢定

本研究資料是屬於時間數列的資料，在進行任何時間數列的資料分析時，都必須先

⁹我們將分別對全時期、旬底與農曆年底這三種時期作 VAR 檢測。

要求數列達到恆定 (stationary) 後，再利用模型的進行估計與分析，這樣才具有意義。如果數列本身呈現不恆定 (non-stationary)，則可以利用適當的轉換程序使數列成為恆定狀態。

通常檢定數列是否恆定，乃利用單根檢定法 (unit-root test)，本文是利用由 Dickey and Fuller(1979)所提出的 ADF 檢定法。本研究擬採用 ADF 檢定法的內涵與意義如下：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， Y_t 為一時間數列， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， $Y_0=0$ ， α 為截距項， β 為時間趨勢項係數， t 為線性時間趨勢， $\rho-1$ 為自我迴歸係數， $\sum_{i=1}^p \theta_i \Delta Y_{t-i}$ 為被解釋變數的落後項， $\{\varepsilon_t\}$ 服從白色噪音 (white noise) 過程的殘差項， P 為落後期數。

假設檢定：

虛無假設 $H_0: \rho - 1 = 0$ (Y_t 為非恆定狀態數列)

對立假設 $H_1: \rho - 1 \neq 0$ (Y_t 為恆定狀態數列)

在進行 ADF 檢定時，必須先決定最適落後期數 P ，然後再檢驗虛無假設 H_0 。若無法拒絕 H_0 則表示該數列存在單根，即該數列呈非恆定性狀態，故應先經過差分轉換處理後再進行單根檢定，直到數列呈恆定狀態為止，如此才能依據該數列所設定之動態的統計模型來加以估計模型中自變數的係數。

(2) 落後期數的選取

探討 VAR 模型分析之前，須先選定模式內變數的最適落後期數。一般常用的判定準則有：AIC 準則、SBC 準則及 Sims 的 X^2 判定準則，本研究採用 AIC 準則來選定模式內變數的最適落後期數，AIC 準則的公式如下所示：

$$AIC(P) = \text{Min}\{AIC(k) \mid k=0,1,\dots,m\} \quad (2)$$

$$AIC(k) = \ln\sigma + 2k/T$$

P ：為最適落後項期數

k ：為模式內變數的個數

T ：為觀測值個數

利用 AIC 準則來選定模式內變數的最適落後期數之目的，就是在求取最終預測誤差的最小化。

(3) VAR 檢定

本文此處是根據 Sims(1980)所建構的向量自我迴歸模型 (vector autoregressive model；簡稱 VAR Model) 來進行分析，VAR 檢定是直接由資料本身特性來決定動態的模式，屬於一種時間序列的動態模式。在 VAR 模型中，不必擔心變數中的因果關係，因為在模式中會將各變數視為內生變數，且每一迴歸方程式皆以變數之落後項為解釋變數，因為在時間序列分析方法中，認為變數之落後項已涵蓋了所有相關訊息。且模式由落後項所組成，可反應模式內變數的動態互動關係。因此，VAR 模型的優點是能有系統且逐步的檢測變數間所有動態關係的檢定。

根據 VAR 模型之理念與精義，本研究欲探討在某期間各種短期利率的變化量的因果關係，以下我們建立在某期間各種短期利率的變化量之互動模式¹⁰，如下所示：

$$\begin{aligned}
 IR_t &= \alpha_t + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} IR_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} CP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} RP_{t-j} + \varepsilon_{1t} \\
 CP_t &= \beta_t + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} IR_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} CP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} RP_{t-j} + \varepsilon_{2t} \\
 RP_t &= \delta_t + \sum_{j=1}^n \alpha_{1j} IR_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} CP_{t-j} + \sum_{j=1}^n \alpha_{3j} RP_{t-j} + \varepsilon_{3t}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

由上述之 VAR 模型得知，在不同時期第 t 期某一種短期利率的每日變化量，將由本身與相對應的其他兩種短期利率的每日變化量之落後項所組合而成，因此，可直接研判各變數之間的相互影響關係。

(4) 預測誤差變異分解

預測誤差變異分解可以分析當變數自發性干擾時，對某一內生變數變動的相對情形。在利用預測誤差變異分解模型會因排序在前的變數會影響同期排序在後的變數，而排序在後的變數無法影響同期排序在前的變數，所以模型中變數的排序不同，會影響其預測誤差變異分解的結果。本文則利用 Sims(1980)與 King(1986)所建議的先將各種變數進行排序，後將利用各種排序所產生的結果，選取結果較一致的排序方法來進行分析。

利用預測誤差變異分解模型分析方式，乃是利用每一變數對其他變數變異的解釋能力高低進行比較。根據 Eun and Shim(1989)所提出的說明，假設某一變數是引起其他變數的因變數，其效力領先於其他變數時，則在該模式內的預測誤差變異分解較不會被其他變數所解釋，故該變數的外生性較強¹¹。

4. 研究結果與分析

4.1 短期利率的季節共移效應

4.1.1 短期利率之間的季節性共移程度比較

我們可由表 2 短期利率之間的季節性共移程度比較表得知，拆款利率與商業本票利率在季節時期的共移比較上，這兩利率在旬底與農曆年底的相關係數皆比全期來得小，顯示這兩利率在旬底與農曆年底彼此之間的共移程度並沒有增加。拆款利率與債券附買回利率在季節時期的共移比較上，這兩利率在旬底的相關係數比全期來的小，在農曆年底的相關係數並沒有顯著的比全期來的大，顯示這兩利率在在旬底彼此之間的共移程度並沒有增加，但在農曆年底彼此之間的共移程度並沒有顯著增加。商業本票利率與債券附買回利率在季節時期的共移比較上，這兩利率在旬底與農曆年底的相關係數皆比全期來的小，顯示這兩利率在在旬底與農曆年底彼此之間的共移程度並沒有增加。

¹⁰ VAR 模型中 IR 變數代表拆款利率每日的變化量，CP 變數代表商業本票利率每日的變化量，RP 變數代表債券附買回利率每日的變化量。

¹¹ 此處參閱劉祥熹與李崇主(2000)的說明。

表 2 短期利率之間的季節性共移程度比較表

	IR vs CP	IR vs RP	CP vs RP
全期的相關係數	0.9947	0.9574	0.9564
旬底的相關係數	0.9940	0.9438	0.9443
Z 值	-1.1258	-2.5704	-2.2223
農曆年底的相關係數	0.9854	0.9662	0.9495
Z 值	-4.0904	0.9478	-0.6045

4.1.2 短期利率之間在同時期內的相關程度比較

我們可由上表 2 得知，在拆款利率與商業本票利率兩者的相關係數，不管在全期、旬底與農曆年底都比拆款利率與債券附買回利率、商業本票利率與債券附買回利率的相關係數來得大。此時，我們再進一步討論這三種短期利率之間在同時期的相關程度比較。首先以拆款利率(IR)為主，由表 3 得知，其相關程度的檢定 Z 值都顯著，所以在全期、旬底與農曆年底時期拆款利率與商業本票利率(IR vs CP)的共移程度是大於拆款利率與債券附買回利率(IR vs RP)。其次以商業本票利率(CP)為主，由表 3 得知，其相關程度的檢定 Z 值都顯著，所以在全期、旬底與農曆年底時期商業本票利率與拆款利率(CP vs IR)的共移程度是大於商業本票利率與債券附買回利率(CP vs RP)。最後以債券附買回利率(RP)為主，由表 3 得知，其相關程度的檢定 Z 值都不顯著，所以在全期、旬底與農曆年底時期債券附買回利率與拆款利率(RP vs IR)的共移程度是小於債券附買回利率與商業本票利率(RP vs CP)。

表 3 短期利率之間在相同時期相關係數比較的 Z 值檢定表

	(IR vs CP) vs (IR vs RP)	(CP vs IR) vs (CP vs RP)	(RP vs IR) vs (RP vs CP)
全期	31.448***	16.019***	0.354
旬底	31.803***	15.915***	-0.104
農曆年底	2.457***	3.644***	1.186

註：***表示在 1%的顯著水準下顯著。

綜合上述，這三種短期利率在季節性的共移比較上，只有拆款利率與債券附買回利率，在農曆年底時期彼此的共移程度較全期來的大但不明顯，在旬底時期，這三者彼此的共移程度都比全時期來的小。在同一時期比較上，三種短期利率彼此之間，以拆款利率與商業本票利率兩者最為密切。

4.2 短期利率之間的因果關係

4.2.1 單根檢定

本文利用 VAR 模型檢測短期利率之間在不同時期的因果關係，我們必須先利用 ADF 的單根檢定法來檢測短期利率之間在不同時期的資料是否為恆定，如此才能進行正

確的動態統計推論。結果由表 4 得知，在全期、旬底與農曆年底這 3 種短期利率的報酬率之 ADF 檢定法均拒絕虛無假設，可知這三個時期這 3 種短期利率的報酬率均為恆定數列，因此，可使用其原始數列進行分析。各時期的最適落後期數，乃根據 AIC 準則所選取，吾人得到這三種短期利率，在全時期最適落後期數為 3 期，在旬底時期最適落後期數為 3 期，在農曆年底時期最適落後期數為 2 期。最適落後期數選取後，本研究再對這三時期的 3 種短期利率分別進行 VAR 模式分析。

表 4 短期利率之間在各時期的 ADF 單根檢定結果

時期	利率	ADF 的 t 統計量	AIC 的最適落後期數
全時期	拆款利率(IR)	-25.494 ^{***}	3
	商業本票利率(CP)	-25.293 ^{***}	
	債券附買回利率(RP)	-25.451 ^{***}	
旬底	拆款利率(IR)	-10.134 ^{***}	3
	商業本票利率(CP)	-10.681 ^{***}	
	債券附買回利率(RP)	-10.659 ^{***}	
農曆年底	拆款利率(IR)	-4.577 ^{***}	2
	商業本票利率(CP)	-4.162 ^{***}	
	債券附買回利率(RP)	-4.805 ^{***}	

註：***表示在 1%的顯著水準下顯著。

4.2.2 VAR 檢定

(1)在全時期短期利率之間的因果關係

由表 5 得知，在全時期這三種短期利率之間的變動因果關係，若以「IR」為因變數時，則 IR(-1)、IR(-2)、CP(-2)與 CP(-3)的估計係數，在 1%的顯著水準下顯著，顯示拆款利率的變動，會受到本身前一、二期與商業本票利率前二、三期變動的影響；若以「CP」為因變數時，則 IR(-1)、IR(-2)、IR(-3)、CP(-1)、CP(-2)與 CP(-3)的估計係數，在 1%的顯著水準下顯著，顯示商業本票利率的變動，會受到本身前一、二與三期與拆款利率前一、二與三期變動的影響；若以「RP」為因變數時，則 IR(-1)、CP(-2)、CP(-3)、RP(-1)、RP(-2)與 RP(-3)的估計係數，分別在 1 或 10%的顯著水準下顯著，顯示債券附買回利率的變動，會受到本身前一、二與三期、拆款利率前一期與商業本票利率前二、三期變動的影響。

表 5 在全時期短期利率之間的 VAR 模型檢測表

	IR	CP	RP
IR(-1)	1.1997 (38.054 ^{***})	0.7178 (24.936 ^{***})	0.0509 (1.776 [*])
IR(-2)	-0.1895 (-4.491 ^{***})	-0.3583 (-9.297 ^{***})	-0.0322 (-0.840)
IR(-3)	-0.0377 (-1.039)	-0.1620 (-4.879 ^{***})	0.0166 (0.503)
CP(-1)	-0.0008 (-0.024)	0.6678 (21.480 ^{***})	0.0434 (1.403)
CP(-2)	-0.1606 (-4.107 ^{***})	-0.1190 (-3.333 ^{***})	-0.0859 (-2.414 ^{**})
CP(-3)	0.1218 (4.085 ^{***})	0.2125 (7.801 ^{***})	0.0787 (2.901 ^{***})
RP(-1)	0.0292 (1.125)	0.0121 (0.512)	1.1184 (47.317 ^{***})
RP(-2)	0.0414 (1.0791)	-0.0055 (-0.157)	-0.2767 (-7.914 ^{***})
RP(-3)	0.0027 (0.106)	0.0309 (1.311)	0.0751 (3.194 ^{***})
C	0.0153 (1.374)	0.0340 (3.336 ^{***})	-0.0034 (-0.335)

註 1：VAR 模型檢定，每變數的落後項對各變數的估計係數為上格，其估計 t 的統計量為下格。

註 2：***：表示在 1% 的顯著水準下顯著，**：表示在 5% 的顯著水準下顯著，*：表示在 10% 的顯著水準下顯著。

(2) 在旬底短期利率之間的因果關係

由表 6 得知，在旬底時期這三種短期利率之間的變動因果關係，若以「IR」為因變數時，則 IR(-1)、IR(-3)、CP(-1)與 CP(-3)的估計係數，分別在 1 或 10% 的顯著水準下顯著，顯示拆款利率的變動，會受到本身與商業本票利率前一、三期變動的影響；若以「CP」為因變數時，則 IR(-1)與 CP(-1)的估計係數，在 1% 的顯著水準下顯著，顯示商業本票利率的變動，會受到本身與拆款利率前一期變動的影響；若以「RP」為因變數時，則 IR(-3)、RP(-1)與 RP(-2)的估計係數，分別在 1 或 10% 的顯著水準下顯著，顯示債券附買回利率的變動，會受到本身前一、二期與拆款利率前三期變動的影響。

表 6 在旬底時期短期利率之間的 VAR 模型檢測表

	IR	CP	RP
IR(-1)	1.2440 (12.862 ^{***})	0.8309 (9.799 ^{***})	0.0896 (1.273)
IR(-2)	-0.0429 (-0.368)	-0.0694 (-0.678)	-0.0087 (-0.102)
IR(-3)	-0.3224 (-2.829 ^{***})	-0.1466 (-1.468)	0.1304 (1.674 [*])
CP(-1)	-0.2109 (-1.904 [*])	0.2571 (2.648 ^{***})	-0.1093 (-1.357)
CP(-2)	-0.1052 (-0.873)	-0.0791 (-0.749)	0.0264 (0.302)
CP(-3)	0.2387 (2.031 ^{**})	0.0411 (0.399)	-0.0931 (-1.089)
RP(-1)	0.0890 (1.221)	0.0281 (0.440)	0.9305 (17.545 ^{***})
RP(-2)	0.0817 (0.825)	0.1296 (1.493)	-0.2798 (-3.885 ^{***})
RP(-3)	-0.1031 (-1.022)	-0.0239 (-0.271)	0.1169 (1.593)
C	0.0062 (0.136)	0.0471 (1.182)	-0.0685 (-2.068 ^{**})

註 1：VAR 模型檢定，每變數的落後項對各變數的估計係數為上格，其估計 t 的統計量為下格。

註 2：***：表示在 1% 的顯著水準下顯著，**：表示在 5% 的顯著水準下顯著，*：表示在 10% 的顯著水準下顯著。

(3) 在農曆年底短期利率之間的因果關係

由表 7 得知，在農曆年底時期這三種短期利率之間的變動因果關係，若以「IR」為因變數時，則 IR(-1) 的估計係數，在 10% 的顯著水準下顯著，顯示拆款利率的變動，只會受到本身前一期變動的影響；若以「CP」為因變數時，則 CP(-1) 的估計係數，在 1% 的顯著水準下顯著，顯示商業本票利率的變動，只會受到本身前一期變動的影響；若以「RP」為因變數時，則 RP(-1) 的估計係數，在 1% 的顯著水準下顯著，顯示債券附買回利率的變動，只會受到本身前一期變動的影響。

表 7 在農曆年底時期短期利率之間的 VAR 模型檢測表

	IR	CP	RP
IR(-1)	0.6378 (1.955*)	0.2522 (0.724)	-0.2127 (-0.826)
IR(-2)	-0.0888 (-0.250)	0.1490 (0.394)	0.0708 (0.253)
CP(-1)	0.1288 (0.490)	0.8049 (2.866***)	0.3448 (1.632)
CP(-2)	0.1944 (0.790)	-0.2297 (-0.874)	-0.2239 (-1.154)
RP(-1)	0.1569 (0.420)	-0.1336 (-0.335)	0.8070 (2.742***)
RP(-2)	-0.0045 (-0.011)	0.1225 (0.295)	0.2050 (0.669)
C	-0.0515 (-0.254)	0.0674 (0.311)	-0.0097 (-0.061)

註 1：VAR 模型檢定，每變數的落後項對各變數的估計係數為上格，其估計 t 的統計量為下格。

註 2：***：表示在 1% 的顯著水準下顯著，**：表示在 5% 的顯著水準下顯著，*：表示在 10% 的顯著水準下顯著。

4.2.3 預測誤差變異分解之實證結果

利用預測誤差變異分解可以分析當變數自發性干擾時，對某一內生變數變動的相對情形。在利用預測誤差變異分解模型會因變數的排序不同，而影響其預測誤差變異分解的結果。本文將利用各種不同排序所產生的結果，選取結果較一致的排序方法來進行分析，以下為個不同時期的短期利率間的預測誤差變異分解：

(1) 在全時期短期利率之間的預測誤差變異分解

在全時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，若以 IR 為變數，可以發現 IR 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 IR 的變動成分中被 CP 所解釋的比重較被 RP 所解釋的比重來的大，所以 CP 的變動較能解釋 IR 的變動。若以 CP 為變數，可以發現 CP 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 CP 的變動成分中被 IR 所解釋的比重較被 RP 所解釋的比重來的大，所以 IR 的變動較能解釋 CP 的變動。若以 RP 為變數，可以發現 RP 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，但第二期以後的變異被 IR 所解釋的比例愈來愈大，所以 RP 的變動成分中被 IR 所解釋的比重會較被 CP 所解釋的比重來的大許多，所以 IR 的變動較能解釋 RP 的變動。

總之，在全時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，所有變數中在這 10 期平均被其他變數所能解釋的比例以 IR 變數為最低、CP 變數為次低，所以 IR 變數的外生性最強，只有 RP 變數的外生性最弱，所以在全時期債券附買回利率的變動最容易被其他變數所解釋。

表 8 在全時期短期利率之間的預測誤差變異分解結果表

期數	IR			CP			RP		
	IR	CP	RP	IR	CP	RP	IR	CP	RP
1	99.128	0.501	0.371	2.120	97.878	0.002	0.000	0.000	100.000
2	98.459	1.348	0.193	6.197	93.645	0.158	10.637	2.005	87.358
3	98.221	1.600	0.178	7.663	91.977	0.360	19.266	3.034	77.700
4	97.757	2.001	0.243	8.902	90.623	0.475	23.102	3.304	73.594
5	96.793	2.802	0.406	9.284	90.155	0.562	25.075	3.877	71.048
6	95.268	3.939	0.793	9.292	90.041	0.667	26.193	4.927	68.880
7	93.353	5.235	1.413	9.256	89.947	0.797	28.090	5.028	66.882
8	91.245	6.567	2.188	9.252	89.804	0.944	29.756	5.224	65.020
9	89.066	7.879	3.056	9.259	89.647	1.094	30.241	6.477	63.283
10	86.882	9.140	3.979	9.251	89.502	1.247	30.589	7.750	61.661
平均	94.617	4.101	1.282	8.048	91.322	0.631	22.295	4.163	73.543

註：各利率變數的預測誤差變異分解表中的解釋比重單位為%。

(2)在旬底時期短期利率之間的預測誤差變異分解

在旬底時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，若以 IR 為變數，可以發現 IR 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 IR 的變動成分中被 CP 所解釋的比重較被 RP 所解釋的比重來的大，所以 CP 的變動較能解釋 IR 的變動。若以 CP 為變數，可以發現 CP 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 CP 的變動成分中被 IR 所解釋的比重較被 RP 所解釋的比重來的大，所以 IR 的變動較能解釋 CP 的變動。若以 RP 為變數，可以發現 RP 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 RP 的變動成分中被 IR 所解釋的比重會較被 CP 所解釋的比重來的大許多，所以 IR 的變動較能解釋 RP 的變動。

總之，在旬底時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，所有變數中在這 10 期平均被其他變數所能解釋的平均比例，以 IR 變數為最低、CP 變數為最高，所以 IR 變數的外生性最強，但三者差異不大，且 IR 對 RP 的變異解釋能力都較 CP 變數強，所以在旬底時期拆款利率的變動對債券附買回利率的變動的解釋能力會較商業本票利率明顯。

(3)在農曆年底時期短期利率之間的預測誤差變異分解

在農曆年底時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，若以 IR 為變數，可以發現 IR 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 IR 的變動成分中被 CP 所解釋的比重較被 RP 所解釋的比重來的大，所以 CP 的變動較能解釋 IR 的變動。若以 CP 為變數，可以發現 CP 的變異由本身自發性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 CP 的變動成分中被 RP 所解釋的比重較被 IR 所解釋的比重來的大，所以 RP 的變動較能解釋 CP 的變動。若以 RP 為變數，可以發現 RP 的變異由本身自發

性干擾所解釋的比重最大，所以外生性相當強，而 RP 的變動成分中被 IR 所解釋的比重會較被 CP 所解釋的比重來的大許多，所以 IR 的變動較能解釋 RP 的變動。

總之，在農曆年底時期各短期利率變數的預測誤差變異分解中，所有變數中在這 10 期平均被其他變數所能解釋的平均比例，以 IR 變數為最低、RP 變數為最高，所以 IR 變數的外生性最強，但三者的對其他變數的解釋能力互有高低，所以在農曆年底時期拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率之間的相互解釋能力較不明確。

表 9 在旬底時期短期利率之間的預測誤差變異分解結果表

期數	IR			CP			RP		
	IR	CP	RP	IR	CP	RP	IR	CP	RP
1	100	0	0	0.486	98.681	0.834	3.960	0.000	96.040
2	99.275	0.508	0.217	0.447	97.265	2.288	3.545	0.487	95.968
3	96.491	2.465	1.044	2.075	95.528	2.396	3.652	0.719	95.628
4	93.063	5.335	1.602	4.661	92.366	2.974	5.676	0.684	93.640
5	90.354	6.88	2.766	7.264	88.356	4.380	6.921	0.620	92.458
6	89.242	8.122	2.636	9.606	83.516	6.878	8.010	0.627	91.363
7	87.48	10.043	2.477	11.652	81.936	6.412	10.694	0.700	88.605
8	85.928	11.741	2.331	12.439	80.563	6.998	13.608	0.785	85.606
9	84.522	13.263	2.215	13.023	79.337	7.640	16.823	0.845	82.332
10	83.219	14.653	2.128	13.452	78.213	8.335	18.509	0.879	80.612
平均	90.957	7.301	1.741	7.511	87.576	4.914	9.140	0.635	90.225

註：各利率變數的預測誤差變異分解表中的解釋比重單位為%。

表 10 在農曆年底時期短期利率之間的預測誤差變異分解結果表

期數	IR			CP			RP		
	IR	CP	RP	IR	CP	RP	IR	CP	RP
1	100	0.000	0.000	0.000	100	0.000	2.734	0.000	97.266
2	99.469	0.143	0.388	0.158	99.645	0.197	2.920	0.319	96.761
3	97.417	1.114	1.468	1.360	95.977	2.663	3.245	0.402	96.353
4	96.013	2.171	1.816	1.475	93.623	4.902	4.127	0.690	95.183
5	93.878	3.115	3.007	2.562	92.155	5.284	6.533	0.877	92.591
6	94.155	3.005	2.840	2.667	91.041	6.292	7.736	1.794	90.470
7	94.334	2.907	2.759	2.797	90.747	6.456	8.621	2.975	88.404
8	94.198	3.160	2.643	3.944	89.804	7.252	12.828	3.991	83.182
9	93.524	3.944	2.532	4.094	87.647	8.259	15.127	4.907	79.967
10	91.974	5.535	2.491	5.247	85.502	9.251	16.222	5.833	77.944
平均	95.496	2.509	1.994	2.430	92.614	5.056	8.009	2.179	89.812

註：各利率變數的預測誤差變異分解表中的解釋比重單位為%。

綜合上述 VAR 檢定與預測誤差變異分解，吾人可從表 11 分別得知，各時期短期利率之間相互變動的因果關係，在全時期，拆款利率與商業本票利率彼此具有雙向的因果之關係，拆款利率與商業本票利率分別對債券附買回利率具有單向的因果關係。在旬底時期，拆款利率與商業本票利率彼此具有雙向的因果之關係，拆款利率對債券附買回利率具有單向的因果關係，商業本票利率與債券附買回利率彼此具有相互獨立之關係。在農曆年底時期，拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率，兩兩彼此具有相互獨立之關係。

表 11 各種短期利率在不同時期的因果關係整理表

	全時期	旬底	年底
動態因果關係	IR↔CP	IR↔CP	IR∧CP
	IR→RP	IR→RP	IR∧RP
	CP→RP	CP∧RP	CP∧RP

註：→表單向因果關係，↔表雙向因果關係，∧表相互獨立關係。

5. 結論

本文的主要研究目的在於探討國內的三種短期利率(拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率)之間，在某些特定(旬底與農曆年底)時期的共移情形與彼此的因果關係。實證結果發現：在共移情形方面：只有拆款利率與債券附買回利率在農曆年底時期彼此的共移程度較全期來的大但不明顯，在旬底時期這三者彼此的共移程度都比全時期來的小，所以短期利率彼此之間並不會出現季節性的共移現象。在因果關係方面：在全時期拆款利率與商業本票利率分別對債券附買回利率具有單向的因果關係；在旬底時期拆款利率對債券附買回利率具有單向的因果關係；在年底時期拆款利率、商業本票利率與債券附買回利率，兩兩彼此具有相互獨立之關係。

由結果顯示，短期利率之間並不會出現季節性的共移情形，其可能原因乃這三種短期利率，各有其不同的交易對象或許在這些特定的季節中，影響每一種短期利率的資金決定因子有差異，所以彼此的共移程度就較不明顯。此外，我們由結果顯示這三種短期利率，大部分時間是以拆款利率為市場的主導者，這說明著銀行對短期利率的影響力較票券與證券商公司來的大，其可能原因乃銀行本身就是存款機構，所以這三種短期利率的交易都必須透過銀行來進出資金，很自然的銀行對短期資金的流動就較能掌控，故銀行之間互相拆借資金所形成的拆款利率，就較能對其他的短期利率產生影響。

在後續的研究建議方面，若後續學者欲探討各種短期利率之間的季節共移現象，可利用本文所提及的其他方法來進行檢測，再與本文相互比較是否具有差異？

參考文獻

1. 李宏志與游淑華(1995),「短期利率期貨市場間互動性之探討-根據三個月期歐洲美元與美國國庫券期貨價格」,證券市場發展季刊,第七卷第三期,17-39頁。
2. 林鳳珍(2001),「美國國庫券與歐洲美元期貨間動態關係之探討-根據美國股市崩盤前後資料」,國立成功大學會計學研究所未出版碩士論文。
3. 袁鴻毅(2004),「短期利率之實證研究及外溢效果-以東亞之日韓新港台五國暨美國資料為研究對象」,國立中正大學財務金融研究所未出版碩士論文。
4. 郭軒岷(1998),「臺灣金融市場季節性之研究-股票市場、外匯市場、貨幣市場之實證」,國立台灣大學國際企業學研究所未出版碩士論文。
5. 陳守賓(1993),「台灣票券市場報酬率異常性檢定」,淡江大學財務金融研究所未出版碩士論文。
6. 張議夫(2004),「台灣附買回債券利率與總體經濟因素之關聯性研究」,南華大學財務管理研究所未出版碩士論文。
7. 楊踐為(1995),「商業本票發行利率之季節性異常現象探討」,管理評論,第十四卷第一期,69-76頁。
8. 劉志霖(2000),「美國國庫券與歐洲美元期貨在價格變動率暨波動性之動態研究-根據EGARCH模型探討」,國立成功大學會計學研究所未出版碩士論文。
9. 劉祥熹與李崇主(2000),「台灣地區外資、匯率與股價關聯性之研究—VAR與VECM之應用」,證券市場發展季刊,第十二卷第三期,1-40頁。
10. 蔡依蓓(2003),「短期利率期貨與現貨關聯性之研究-以三個月期的美國國庫券與歐洲美元為例」,南華大學財務管理研究所未出版碩士論文。
11. 蕭君如(1996),「公債附條件交易、商業票券與債券型基金之套利與互動關係」,國立台灣大學財務金融研究所未出版碩士論文。
12. 蘇詠智(1996),「臺灣隔夜拆款利率之變異性與指標性研究」,國立台灣大學財務金融研究所未出版碩士論文。
13. Argy, V. and Z. Hodiera (1973), "Financial integration and interest rate linkages in industrial countries," *International Monetary Fund Staff Papers*, 20(1), pp.1-77.
14. Chan, M. W. L., A. Khanthavit and H. Thomas (1996), "Seasonality and cultural influences on four Asian stock markets," *Asia Pacific Journal of Management*, 13(1), pp.1-24.
15. Chen, C. R.(1996), "January seasonality in preferred stocks," *Financial Review*, 31(2), pp.197-207.
16. Chow, E. H., P. Hsiao and M. E. Solt (1997), "Trading returns for the weekend effect using intraday data," *Journal of Business Finance Accounting*, 24(3), pp.425-443.
17. Cooper, M. J., J. J. McConnell and A. V. Ovtchinnikov (2006), "The other January effect," *Journal of Financial Economics*, 82(2), pp.315-341.

18. Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of American Statistics Association*, 74, pp.427-431.
19. Eiseman, P. and S. Timme (1984), "Interweek seasonality in the federal funds market," *Journal of Financial Research*, 7(1), pp.47-56.
20. Eun, C. S. and S. Shim (1989), "International transmission of stock market movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), pp.241-256.
21. Fountas, S. and K. N. Segredakis (2002), "Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis," *Applied Financial Economics*, 12(4), pp.291-299.
22. Forbes, K. and R. Rigobon (2002), "No contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements," *Journal of Finance*, 57(5), pp.2223-2261.
23. Fung, H. G. and W. K. Leung (1993), "The pricing relationship of eurodollar futures and Eurodollar deposit rates," *Journal of Futures Markets*, 13(1), pp.115-126.
24. Gibbons, M. R. and P. Hess (1981), "Day of the week effects and assets returns," *Journal of Business*, 54(4), pp.597-596.
25. Goodwin, B. and T. Grenners (1994), "Real interest rate equalization and the integration of international financial markets," *Journal of International Money and Finance*, 13(1), pp.107-124.
26. Griffiths, M. D. and D. B. Winters (1995), "Day-of-the week effects in federal funds rates: further empirical findings," *Journal of Banking and Finance*, 19(7), pp.1265-1284.
27. Hendershott, P. H. (1967), "The structure of international interest rates: the US treasury bill rate and the Eurodollar deposit rate," *Journal of Finance*, 22(2), pp.455-465.
28. Ho, Y. K. (1990), "Stock return seasonality in Asia Pacific markets," *Journal of Finance*, 40(1), pp.47-77.
29. Kean, F. R. and G. A. Hachey (1983), "Eurocurrency and national money market interest rates: an empirical investigation of causality," *Journal of Money Credit and Banking*, 15(3), pp.327-328.
30. Keim, D. B. (1983), "Size-related anomalies and stock return seasonality : further empirical evidence," *Journal of Financial Economics*, 12(1), pp.13-32.
31. King, S. R. (1986), "Monetary transmission : through bank loans or bank liabilities?" *Journal of Money Credit and Banking*, 18(3), pp.290-303.
32. Laopodis, N. T. (2001), "International interest-rate transmission and the German dominance hypothesis within EMS," *Open Economics Review*, 12(4), pp.347-377.
33. Lin, A. and P. E. Swanson (1993), "Measuring global money market interrelationships: an Investigation of five major world currencies," *Journal of Banking and Finance*, 17(4), pp.609-628.
34. Lin, A. and P. E. Swanson (1997), "The U.S. dollar in global money markets: A multivariate co-integration analysis," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 37(1),

pp.139-150.

35. Lucey, B. M. (2006), "Investigating the determinants of the Wednesday seasonal in Irish equities," *Research in International Business and Finance*, 20(1) , pp.62-76.
36. Martikainen, T. (1995), "Intraday return dynamics between the cash and the futures markets," *Journal of Futures Markets*, 15(2), pp.147-162.
37. Phylaktis, K. (1999), "Capital market integration in the Pacific Basin region: an impulse response analysis," *Journal of International Money and Finance*, 18(2), pp.267-287.
38. Protodidakis, A. A. and M. J. Flannery (1988), "From T-bills to common stocks: investigating the generality of intra-week return seasonality," *Journal of Finance*, 43(2), pp.431-450.
39. Rogalski, R. J. (1984), "New findings regarding day-of-the-week returns over trading and non-trading period," *Journal of Finance*, 39(5), pp.1603-1614.
40. Rogalski, R. J. and S. M. Tinic (1986), "The January size effect : anomaly or risk mismeasurement?" *Financial Analysis Journal*, 42(1), pp.63-70.
41. Sims, C. A. (1980), "Macroeconometrics and reality," *Econometrica*, 48(1), pp.1-48.
42. Swanson, P. E. (1987), "Capital market integration over the past decade: the case of the U.S.dollar," *Journal of International Money and Finance*, 6(2), pp.215-225.
43. Tong, W. H. S. (1992), "An analysis of the January effect of the United State, Taiwan and South Korean stock market," *Asia Pacific Journal of Management*, 9(2), pp.189-207.