

# 台灣短期利率指標之研究\*

高崇瑋\*\*、萬哲鈺\*\*\*

## 摘要

本文以台灣短期利率市場之金融同業拆款利率、台北金融業拆款定盤利率以及融資性商業本票次級市場利率為分析對象，討論各利率具有的價格發現能力。實證結果顯示不同來源之同期別利率間具有共整關係，即使考慮結構性改變因素的影響後，此關係依然可以成立。透過弱外生性檢定、Gonzalo and Granger (1995) 共同因子模型、Hasbrouck (1995) 訊息比例模型以及 King et al. (1991) 變異數分解與衝擊反應等分析方式，實證內容指出以一星期與兩星期的利率期別而言，金融同業拆款利率擁有的價格發現能力高於台北金融業拆款定盤利率。至於一個月、兩個月、三個月與六個月的利率期別，則是台北金融業拆款定盤利率扮演著比融資性商業本票次級市場利率具明顯的價格發現角色。整體而言，拆款市場利率比融資性商業本票次級市場利率適合擔任短期利率指標之角色，此應該與拆款利率主要擔任中央銀行貨幣政策的操作目標有關。

關鍵詞：價格發現、訊息比例、衝擊反應分析、變異數分解

JEL 分類代號：E24, E30, E32

---

\* 作者感謝編輯以及兩位匿名評審提供的寶貴意見與指正，並感謝國科會專題研究計畫的補助 (NSC 98-2410-H-032-032)，若文中仍有疏失，悉由作者負責。

\*\* 德明財經科技大學財政稅務系副教授。

\*\*\* 淡江大學經濟學系教授，本文聯繫作者。電話：(02)26215656#2993，Email：  
[wan@mail.tku.edu.tw](mailto:wan@mail.tku.edu.tw)。

# 台灣短期利率指標之研究

高崇瑋、萬哲鈺

## 壹、緒論

長久以來，各國中央銀行大多透過對銀行體系準備部位的調整，來達成所預期的總體經濟政策目標。也就是說，經由公開市場操作與存款準備率等貨幣政策工具的調整，影響貨幣政策操作目標當中貨幣基數與貨幣創造乘數的大小，從而影響貨幣政策中間目標廣義貨幣供給量 (M2) 的水準，期能達到影響通貨膨脹、失業等貨幣政策終極目標的變化。然而隨著金融自由化與國際化的發展，加上民眾的儲蓄與投資行為漸趨多樣，致使 1980 年代後期起，各國的貨幣創造乘數呈現不穩定走勢。因此主要國家之中央銀行開始轉向以影響短期利率為其貨幣政策操作目標（陳一端，2000；Feinman, 1993；Furfine, 2000）。台灣中央銀行自 1990 年代起，除設定 M2 成長率目標外，也設定銀行同業拆款利率的狹小目標帶（李榮謙，1998）。由於銀行間隔夜拆款利率為金融機構於極短期內調節資金的借貸成本，可適時反應貨幣市場短期資金的供需變化，因此自然被視為金融市場中重要的短期利率指標。此外與中央銀行貨幣政策中的重貼現率相比，隔夜拆款利率的變動頻繁，適合作為中央銀行公開市場操作的主要管道與工具，並擔任反應貨幣政策走向的重要訊息指標 (Bernanke and Blinder, 1992)。基於這個因素，沈中華 (1998)、劉淑敏 (1998) 及侯德潛與田慧琦 (2000) 等，對台灣地區之泰勒法則 (Taylor's rule) 的研究，便是以隔夜拆款利率作為中央銀行貨幣政策工具的指標變數。

另一方面，短期利率在財務理論及金融投資實務上也扮演著相當重要的角色。短期利率是建構利率期限結構 (the term structure of interest rates) 的基礎，也是許多金融商

品，如債券、選擇權、期貨、資產交換等交易定價的依據。基於短期利率在政策面與實務面的重要性，目前在台灣的貨幣市場中，已分別由兩個不同機構提供各自的短期利率指標，作為市場參與者的交易參考。這兩個指標分別是：(1)由台灣期貨交易所與台灣票券集中保管結算公司共同規劃、建置完成的「短期票券利率指標系統」(short-term interest rate information system, SIRIS)，該系統係採取 30 天期商業本票成交利率編製而成的短期利率指標，主要目的是作為台灣 30 天利率期貨的結算與交割標的。不過該指標自 2004 年 5 月 31 日推出以來，由於期貨交易遲遲無法活絡，以致出現有行無市的局面，期貨成交量持續偏低，甚至長時間為零，使 SIRIS 利率之指標意義受到質疑<sup>1</sup>；(2)由隸屬於中華民國銀行同業公會之金融業拆款中心推出的「台北金融業拆款定盤利率」(Taipei interbank offered rate, TAIBOR)，該利率係金融同業間以無擔保方式拆借資金的隔夜利率參考水準。雖然 TAIBOR 在資訊揭露的頻率上並不如前述 SIRIS 系統般頻繁<sup>2</sup>，不過卻是由 16 家符合條件的指定報價銀行於台北時間上午 11 點至 11 點 10 分間提供拆款利率資料<sup>3</sup>，經拆款中心確認資料正確性，依指定報價銀行所報價之各期別利率，刪除各期別最高及最低各占總報價銀行家數 1/4 之報價利率後，取中間占總報價銀行家數 2/4 報價利率之簡單平均值，計算得出各期別的定盤利率 (fixing rate)，並於每營業日上午 11 點 30 分公布。其報價過程、計算方式、公布時間與公布頻率非常類似於現今全球金融交易中使用最廣泛的倫敦銀行業拆款利率 (London interbank offered rate, LIBOR)。LIBOR 不僅是歐洲金融同業間拆借美元資金的利率依據，也是許多商業融資行為與利率相關商品的定價基準，目前幾乎所有美國境外以美元計價之利率商品均需參考 LIBOR

---

<sup>1</sup> 根據 Grossman (1977) 指出，當投資人無法根據目前的現貨價格或期貨價格預測未來現貨價格走勢時，期貨市場成交量將萎縮。

<sup>2</sup> SIRIS 系統係於每天上午 9 點 15 分起至下午 3 點 30 分止，每隔 15 分鐘揭露最新之成交資訊。

<sup>3</sup> 根據 2007 年 8 月 20 日資料顯示，這 16 家銀行包括國內外商業銀行及中華郵政公司。

的變化作為其定價依據。基於這個因素，台灣的 TAIBOR 是否也能夠成為新台幣資金市場的指標利率，是一個值得研究與分析的課題。

根據市場資料以及文獻研究指出，金融同業拆款利率<sup>4</sup> (Interbank Call Loan Rates) 與融資性商業本票 (CP2) 次級市場利率，為市場以及文獻討論台灣短期利率指標的主要替代變數。因此若 TAIBOR 具有市場指標利率的地位，即應具有領導同拆利率與 CP2 利率進行變化的能力。對於這一點，本文將以誤差修正模型內的弱外生性 (weak exogeneity) 檢定，Gonzalo and Granger (1995) 共同因子係數 (common factor coefficient) 與 Hasbrouck (1995) 訊息比例 (information share) 之價格發現 (price discovery) 能力指標的計算，以及 King et al. (1991) 之變異數分解 (Variance Decomposition, VDC) 與衝擊反應分析 (impulse response analysis)，討論同拆利率、TAIBOR 以及 CP2 利率間的互動與價格領導能力。

實證結果指出，文中使用的各利率變數均為具  $I(1)$  性質之非定態時間數列，而且相同期別利率變數間存在共整 (cointegration) 關係。雖各利率資料在 2007 年 6 月與 2008 年 12 月出現較明顯的跳動變化，不過經利用考慮結構變化之單根檢定與共整分析後，上述的結論依然可以成立。而弱外生檢定、Gonzalo and Granger (1995) 共同因子係數以及 Hasbrouck (1995) 訊息比例等統計分析一致地指出，一星期以及兩星期期別同拆利率不但具有弱外生性，且解釋市場效率價格變異以及共同成分的比例，也都比同期別之 TAIBOR 為高，這顯示同拆利率擁有比 TAIBOR 明顯的價格發現能力。若以一個月期以上之 TAIBOR 與同期別之 CP2 利率進行比較，實證分析則指出 TAIBOR 具有弱外生性，而解釋市場效率價格變異以及共同成分的比例，TAIBOR 擁有的比例也比同期別之 CP2 利率高，這顯示 TAIBOR 價格發現能力高於 CP2 利率。若進一步以 King et al. (1991) 模型分析各利率變異之變異數分解內容以及反應恆常性衝擊的速度快慢，獲得的

---

<sup>4</sup> 根據中央銀行金融統計月報的內容，參與拆款對象包括本國銀行、外國銀行在台分行、中小企業銀行、票券金融公司以及中華郵政公司，其中票券金融公司為 TAIBOR 選樣內容未考慮的對象。為簡化起見，金融同業拆款利率文中以「同拆利率」稱之。

結果也能支持上述結論，這顯示文中的實證分析結論具有一定的穩健性 (robustness)。

除緒論外，本文第二段將針對使用的統計方法與相關文獻進行介紹。第三段為資料的說明、實證結果的討論與經濟意義的解釋。最後則為結論。

## 貳、文獻回顧與統計方法

### 一、利率指標的定義與文獻回顧

利率能否擔當地區性指標利率應以其是否具傳遞訊息的領先地位而定。但是若根據 Fratinaai and Von Hagen (1990) 定義的主導 (dominance) 地位，則唯有以下兩種情況同時存在，方能確定該市場價格的主導地位：(1)由主導市場至非主導市場間單向的 Granger 因果關係；(2)任兩個非主導市場間不存在雙向的 Granger 因果關係。這種定義在訊息可快速傳遞於金融市場間的前提下很難獲得滿足。例如 De Grauwe (1989)、Karfakis and Moschos (1990) 及 Katsimbris and Miller (1993) 測試德國利率在歐洲貨幣體系 (European Monetary System, EMS) 中的主導地位，均無法證實德國利率對全體 EMS 國家具有單向的 Granger 因果關係，也無法證實除德國以外的其他 EMS 國家間利率不具彼此影響的雙向因果關係。Fratinaai and Von Hagen (1990) 指出，此乃因為 EMS 體系內各國貨幣政策彼此牽引，德國雖然扮演重要角色，但卻不具主導地位。

因此目前文獻上多採用 Garbade and Silber (1979) 所主張的主導市場與衛星市場 (satellite) 之關係，分析各市場間的價格互動關係。根據 Garbade and Silber (1979) 的說法，主導市場價格領先於衛星市場價格以反應新訊息的衝擊。主導市場是訊息發生的主要場所，具有價格發現能力。而衛星市場的價格對主導市場參與者來說，可能不具參考價值，但也可能會透露出主導市場未能即時反映的訊息，因此也具有影響主導市場未來

價格走勢的能力。根據這個觀念，在研究市場價格發現能力文獻中，大多以變數間具有共整關係前提下，利用向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 探討各變數是否具弱外生之性質，藉以判斷該變數所代表之市場價格是否具主導地位 (Chu et al., 1999; Wan and Kao, 2009)；或以具統計顯著性的誤差修正係數值大小，判定訊息在市場間傳遞的方向。此外，落後期變數的影響效果也是觀察訊息傳遞方向的依據 (Booth et al., 1999)。

文獻上也廣泛使用共同因子模型 (common factor models)，在數個關連市場中找出訊息發生的主要場所，藉以判斷各市場具有的價格發現能力強弱。這些模型包括 Gonzalo and Granger (1995) 的恆常-暫時模型 (permanent-transitory model) 以及 Hasbrouck (1995) 的訊息比例模型。這兩個模型皆是在體系之各價格具共整前提下，利用 VECM 模型將影響個別價格數列恆常變化的因子離析出來，並認為這些因子將主導體系效率價格 (efficient price) 的變化過程。Gonzalo and Granger (1995) 指出效率價格可寫成個別價格數列的加權平均模式，而權數便是個別價格數列對效率價格的影響能力，代表個別市場領導市場價格變化之能力。Hasbrouck (1995) 的模型認為共整體系內共同隨機趨勢 (common stochastic trend)，代表該體系的共同效率價格。個別市場的訊息比例即個別市場價格變異對效率價格變異的解釋比例，可代表個別市場的價格發現能力。當各市場價格的波動相關性不高時，這兩個模型會得到類似的結果 (Baillie et al., 2002)。而利用這兩個模型的實證分析文獻包括：Chu et al. (1999)、So and Tse (2004)、Tse et al. (2006)、Roope and Zurbrugg (2002)、Su and Chong (2007) 及 Kao and Wan (2009) 等。

此外，King et al. (1991) 利用變異數分解 (VDC) 與累計衝擊反應函數 (Cumulative Impulse Response, CIR) 表達價格數列之間的變動關係。KPSW 模型可顯示某市場的價格在受到共同因子衝擊後的反應模式，以及個別市場因應共同因子變化而出現反應的速度。KPSW 模型中所謂的「衝擊」是來自形成效率價格的共同因子，而不是傳統上以個別市場的衝擊作為分析來源。在實證分析上，Tse et al. (1996) 與 Tse (1998) 曾利用此模型分別分析歐洲美元以及歐洲馬克在國際期貨市場之間的訊息傳遞速度與市場關連

性。

在短期利率因果關係的研究方面，美國市場文獻多探討美國國庫券利率、美國聯邦基金利率與歐洲美元利率期貨之間的因果關係，歐洲市場以 EMS 體系內各國利率的連動為主要研究對象，而台灣則以同拆利率、CP2 利率以及債券附買回利率間的領先落後關係為主要討論對象<sup>5</sup>。

例如，劉嘉瑜 (1993) 針對利率交換合約在台灣之可行性的分析中指出，雖然以票券市場利率作為短期利率指標的缺點為：(1)利率受到銀行體系資金鬆緊的影響很大；(2)買賣成交價格會隨著投資人之議價能力而有不同。但和同拆利率及銀行基本放款利率相較則有以下之優點：(1)票券利率由市場供需所決定；(2)初級市場和次級市場的規模成長十分快速；(3)票券次級市場的規模大於同業拆款市場，因此票券利率為較佳之短期利率指標。同樣地，林坤瑄 (2005) 指出台灣拆款市場交易多以隔夜交易為主，但受拆出、拆入機構之資金或信用程度不對等的影響，因此業界多採用融資性商業本票次級市場利率作為短期利率指標。不過劉德明與劉嘉瑜 (1993) 指出雖然商業本票次級市場交易較活絡，加上交易價格由供需雙方所共同決定，故 CP2 利率為較佳之短期利率指標。然而票券公司多數受資金運用額度的限制，必須由國內銀行提供隔夜資金，因此 CP2 利率受同拆利率的影響也不小。

而房婉縈 (1994) 以向量自我迴歸模型 (VAR) 型比較同拆利率以及 CP2 利率的解釋能力之分析則指出，同拆利率的解釋能力優於 CP2 利率，與 CP2 利率相比同拆利率為較佳之利率指標。此外王宏文 (1995) 以預測的觀點比較同拆利率與準備貨幣作為貨幣政策之操作指標的合宜性，實證結果指出，以操作指標對最終目標之綜合預測能力而言，不論以經濟成長或物價穩定為最終目標，同拆利率皆為較佳的操作指標。吳恭維 (1995) 探討 1991 年 12 月至 1994 年 10 月之 10 天期同拆利率與 CP2 利率之領先落後關係，研究中考慮不同期間之落後期以檢驗結論的敏感度與降低可能的誤差，實證結果一致地支持同拆利率顯著領先 CP2 利率進行變化。

---

<sup>5</sup> 例如 Hendershott (1976)、Kean and Hachey (1983)、Fung and Leung (1993)、房婉縈 (1994) 與蘇詠智 (1997) 等。

蘇詠智 (1997) 則指出本質上同拆利率是批發市場利率，會影響如 CP2 利率之零售市場利率，因此應該是同拆款利率領先 CP2 利率。但以 1992 年 11 月至 1996 年 7 月隔夜加權平均拆款利率與 CP2 利率為對象的分析結果卻指出，兩者間沒有任何一個為領先利率或落後利率，而是彼此的落差項相互影響對方的當期利率。

至於有關 TAIBOR 方面的研究，多以 TAIBOR 為利率指標，討論 TAIBOR 與其他利率、總體經濟變數以及資產價格的關係，但並未針對 TAIBOR 是否具利率指標地位進行討論。如陳姿穎 (2009) 討論 TAIBOR 與 LIBOR 間的互動，實證結果顯示以一星期以及一個月期別而言，兩者具有長期均衡的共整關係。而黃鈺婷 (2010) 則是以 TAIBOR 為指標，討論短期利率變化對總體經濟指標以及資產價格的影響。分析結果指出，一個月以內期別 TAIBOR 對股價的解釋能力不佳，而三個月以及六個月 TAIBOR 的非預期變化則對股價有顯著的預測能力。

有鑑於目前有關台灣短期利率指標的研究，主要以同拆利率以及 CP2 利率為對象，在考慮交易規模、拆款機構信用程度、預測能力與批發或零售市場等差別後，實證結果並未獲得一致性的結論，同拆利率以及 CP2 利率各具有其指標性意義。加上 TAIBOR 問世後，有關 TAIBOR、同拆利率以及 CP2 間的利率指標地位議題亦尚未進行有系統的討論。因此本文將以這三個利率為對象，透過分析價格發現之統計方法，探討何者較適合擔任台灣短期利率指標。

## 二、統計分析方式

根據文獻回顧內容，本文將以共整分析為基礎討論同拆利率、TAIBOR 以及 CP2 利率各自擁有的價格發現能力，並利用弱外生性檢定、Gonzalo and Granger (1995) 及 Hasbrouck (1995) 等，以誤差修正模型為基礎的模型作為主要分析方法，透過變數解釋市場共同成分比例以及效率價格變異等方式，討論同拆利率、TAIBOR 以及 CP2 利率三者的互動關係以及各自擁有的價格發現能力。同時也將進一步利用 King et al. (1991) 的



變異數分解以及衝擊反應分析，作為文中的敏感性分析 (robustness check) 工具，藉以認定由主要分析獲得之結論的穩健性。

## (一)主要分析

### 1.弱外生性

當個別價格數列之間具有長期的共整關係時，代表這些數列受到共同的基本面因素影響而呈現起伏變化。利用誤差修正模型可顯示個別數列受其他數列落後期變動的影響，以及個別數列在偏離長期均衡狀態下的調整行為。在檢定出數列間具有共整關係後，誤差修正模型可寫成：

$$\Delta P_t = C_0 + \alpha \beta' P_{t-1} + A(L) \Delta P_{t-1} + e_t \quad (1)$$

以本文的分析架構為例，其中  $P_t = (p_{1t}, p_{2t})'$ ， $C_0$  為  $2 \times 1$  常數向量， $A(L)$  為  $2 \times 2$  的多項式係數矩陣， $L$  為落後運算元， $\Delta$  為差分運算元。 $\alpha = (\alpha_{11}, \alpha_{21})'$  為  $2 \times 1$  誤差修正係數矩陣， $\beta$  代表共整矩陣， $e_t$  為不具序列相關且均數為零的殘差。

(1) 式中  $A(L)$  反映落後期變數對 (1) 式左方數列的短期變動影響， $\alpha$  則顯示 (1) 式左方數列在偏離長期均衡狀態時的調整行為。利用 Granger 因果檢定，針對  $A(L)$  與  $\alpha$  矩陣內的列向量 (row vector) 因子做顯著性檢定，以釐清變數之間的領先落後關係 (lead-lag relationships)，並確定左方變數是否具有弱外生性質。當變數具有弱外生性質時，將不會對均衡誤差的變化進行修正行為，這意味著該變數具有價格領導的地位。

### 2.共同因子

Gonzalo and Granger (1995) 將市場價格數列拆解成共同因子部分 (common factor component) 及暫時波動部分 (transitory component)，如 (2) 式：

$$P_t = f_t + G_t \quad (2)$$

$f_t$  代表各市場的共同效率價格 (implicit common efficient price)。當全體市場共同遭逢新訊息衝擊時，此價格將發生永久性變化，成為各市場價格的共同隨機趨勢 (common stochastic trend)。  $G_t$  則因個別市場制度性因素使各市場價格出現短期性的差異變化，且個別市場因子不會對共同隨機趨勢造成影響。由於存在套利行為，個別市場價格將出現連結而朝向共同隨機趨勢移動。

Gonzalo and Granger (1995) 指出，市場的共同效率價格可寫成個別市場價格的加權平均數，即當市場價格為  $P_t = (p_{1t}, p_{2t})$ ，共同效率價格便是  $f_t = \Xi P_t$ ，其中  $\Xi = (\xi_1, \xi_2)$  為  $1 \times 2$  的行向量，代表共同因子係數。 $\Xi$  與 (1) 式之誤差修正向量  $\alpha$  具有正交關係，可將  $\Xi$  標準化使  $\Sigma \xi_i = 1$ ，便可確定個別市場價格對共同效率價格 ( $f$ ) 的貢獻程度，而  $\xi_1$  即代表市場 1 對共同隨機趨勢的影響權數， $\xi_2$  則為市場 2 對共同隨機趨勢的影響權數。對共同隨機趨勢的影響權數，可解讀成個別市場的價格發現能力。當某市場具有較高的影響權數時，代表其與共同隨機趨勢的變化會比其他市場的價格密切，因此權數高的市場為價格主導市場，具有較高的價格發現能力。

### 3. 訊息比例

Hasbrouck (1995) 提出之訊息比例模型是目前研究市場價格領導能力的實證文獻中，運用非常廣泛的計量模型<sup>6</sup>。該模型認為體系內相關的個別數列可以拆解成兩部分：第一部份是受到訊息影響而對資產價格變化產生永久影響的因素，第二部分是對資產價格變化僅具有短期、暫時影響效果的因素。將 (1) 式透過積分轉換，可寫成向量移動平均 (vector moving average, VMA) 模式：

$$P_t = \iota \psi \left( \sum_{s=1}^t e_s \right) + \psi^*(L) e_t, \quad (3)$$

其中  $\iota \psi \left( \sum_{s=1}^t e_s \right)$  是受訊息變化而會永久影響資產價格的部分， $\iota$  為  $2 \times 1$  的單位向量， $\psi$

---

<sup>6</sup> 如 Tse (1999)、Roope and Zurbrugg (2002)、Tse et al. (2006) 及 Su and Chong (2007)。

為一行向量， $\psi_j (j=1, 2)$  為其元素。 $\psi^*(L)e_i$  代表對資產價格僅有暫時影響效果的部分。根據 Hasbrouck (1995) 定義，個別市場的價格領導能力可以用個別市場價格變異對效率價格變異  $\text{var}(\psi e_i)$  的解釋比例作為指標，此比例大小稱為訊息比例 (information shares)。市場  $j$  的訊息比例可寫成：

$$S_j = \frac{([\psi M]_j)^2}{\psi \Omega \psi'} \quad (4)$$

其中  $M$  為以 Choleski 分解 (Choleski decomposition) 拆解共變異數矩陣的下方三角 (lower triangular) 矩陣，其中  $\Omega = MM'$ ， $[\psi M]_j$  為  $\psi M$  矩陣中第  $j$  行元素。由於以 Choleski 分解拆解共變異數矩陣所得到的訊息比例會受到變數排列順序之影響，Baillie et al. (2002) 指出在雙變數體系內，可以不同變數排列順序所得到的訊息比例上限與下限之平均數，作為個別市場價格領導能力的指標。

## (二) 敏感性分析

### 1. KPSW 模型、變異數分解與衝擊反應函數

King et al. (1991) 利用變異數分解與累計衝擊反應函數表達價格數列之間的變動關係。KPSW 模型可顯示某市場的價格受到共同因子衝擊後的反應模式，以及個別市場因應共同因子變化而出現反應的速度。在 KPSW 模型中，所謂的「衝擊」是來自形成效率價格的共同因子，而不是傳統上以個別市場的衝擊作為分析來源<sup>7</sup>。

<sup>7</sup> 以縮減式 (reduced form) 之 VAR 模型進行衝擊反應分析時，為區隔出不同市場的衝擊來源，可以正交化 (orthogonalization) 的方式獲得個別市場價格之衝擊，進而討論各外生衝擊對內生變數的影響，然這樣的分析會受內生變數排列先後順序不同的影響。對於這個問題，可以 Pesaran and Shin (1998) 提出的一般化衝擊反應 (generalized impulse response) 加以克服。而 KPSW 模型的衝擊係來自效率價格的因子，因此分析結果不會受變數排列順序不同影響。

(1)式的價格數列  $P_t$  可利用 Stock and Watson (1988) 拆解法寫成共同趨勢模式 (common-trend representation) :

$$P_t = \mu t + \iota \omega_t + P_t^* \quad (5)$$

其中  $t$  是  $2 \times 1$  的單位列向量， $\omega_t$  代表受訊息影響而會永久影響價格變化的共同隨機趨勢。 $P_t^*$  是因市場個別因素導致對價格僅有暫時影響效果的因素。由於暫時性與永久性影響因素之間互為獨立，個別價格數列 ( $p_{it}$ ) 的變異數便由共同趨勢變異 ( $\text{var}(\omega_t)$ ) 與暫時性變異 ( $\text{var}(p_{it}^*)$ ) 組成。此時當某個別價格數列的變異多來自共同隨機趨勢變異，少來自暫時性變異，則該價格數列的變化便多數由共同隨機趨勢變異所解釋。換言之，因該價格數列的變化愈接近於共同趨勢的變化，將可視為具有較高的價格領導能力。

King et al. (1991) 將 (1) 式轉換成向量移動平均模式：

$$\Delta P_t = \mu + C(L)\varepsilon_t \quad (6)$$

其中  $\varepsilon_t$  是對數列  $P_t$  的往前一步預測誤差 (one-step-ahead linear forecast errors)，具有序列無關特性，且均數為零，共變異數矩陣為  $\Sigma_\varepsilon$ 。根據 (6) 式可找到與之配合之結構式 VMA，如 (7) 式所示：

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma(L)\eta_t \quad (7)$$

其中  $\eta_t$  為  $2 \times 1$  的結構殘差向量，具有序列無關特性，且均數為零，共變異數矩陣為  $\Sigma_\eta$ 。

由於已知  $\varepsilon_t = \Gamma_0 \eta_t$ ，且 (6) 式與 (7) 式關係指出  $C(L) = \Gamma(L)\Gamma_0^{-1}$ ，結構式干擾項  $\eta_t$  與其多項式係數  $\Gamma(L)$  可由縮減式干擾項  $\varepsilon_t$  與其多項式係數  $C(L)$  推導而得。利用兩條限制式，KPSW 模型推導出衝擊反應函數以顯示各變數對永久性衝擊的反應路徑：(1) 共整體系中只有一個隨機趨勢項；(2) 永久性衝擊與暫行時衝擊無關。其中根據第一條限制式可知體系內的永久性衝擊只有一個，即  $\eta_{1t}$ 。其他的衝擊都只是暫時性衝擊，即  $\eta_{2t}$  對數列  $P_t$  的影響只是暫時性的。此時長期反應乘數 (long run multipliers) 可設定為 1，即：

$$\Gamma(1) = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$$

根據 (6) 式，數列  $P_t$  因衝擊而呈現的長期反應為  $(1 \ 1)\eta_{1t} = C(1)\varepsilon_t$ 。又因  $\eta_{1t}$  與其他的衝擊來源無關，根據矩陣  $\Gamma(L)$  的第一列與  $\eta_{1t}$  可得到個別數列的衝擊反應路徑。

## 參、實證結果

本文以台灣短期利率市場之同拆利率、TAIBOR 與 CP2 利率等為分析對象。同拆利率資料取自情報贏家財經資料庫，TAIBOR 自中華民國銀行公會網站 TAIBOR 專區取得，CP2 利率則取自情報贏家新聞資料庫之每日商業本票次級市場利率參考表<sup>8</sup>。由於台北金融業公布的定盤利率期別為一星期、兩星期、一個月、兩個月、三個月、六個

---

<sup>8</sup> 根據情報贏家的資料內容，每日融資性商業本票次級市場利率參考表的報價家數為四家，因此將各票券公司及銀行之利率報價取平均數，以代表各期別商業本票的利率水準。依據公布資料的不同，資料內容的報價來源包括中興票券、花旗銀行、台灣票券、萬通票券、中華票券、安泰銀行、土地銀行、兆豐票券、國際票券、大中票券及萬通票券等。

月、九個月與一年等，而一個月期以上之同拆利率資料多有遺漏與不全，加上 CP2 利率的期別又分別為 10 天、30 天、60 天、90 天與 180 天。考量各資料來源的完整與利率期別的差異，在討論有關台灣利率市場價格發現的統計分析過程，一星期以及兩星期期別 TAIBOR 將與同期別之同拆利率進行比較<sup>9</sup>，一個月、兩個月、三個月、以及六個月期別 TAIBOR 則分別與 30 天、60 天、90 天以及 180 天期之 CP2 利率進行分析。由於 TAIBOR 於 2005 年 10 月才開始揭露，加上情報贏家新聞資料庫之每日商業本票次級市場利率參考表只公布至 2009 年 5 月底，因此本文將針對 2005 年 10 月至 2009 年 5 月間的資料進行分析，資料頻率為日資料。

## 一、單根與共整檢定

首先分別對同拆利率、TAIBOR 與 CP2 利率等資料進行單根檢定，認定其是否為  $I(1)$  的非定態時間數列。根據圖 1 一週同拆利率走勢變化顯示<sup>10</sup>，在 2007 年 5 月底至 2007 年 6 月底以及 2008 年 12 月中至 2009 年 1 月初，各期別利率皆出現比較明顯的上升與下跌變化，使得資料之走勢變化在這兩段期間分別出現向上與向下的跳動。為何各期別利率會在上述時間出現明顯的跳動變化呢？根據新聞資料顯示，在 2007 年 5 月底為因應當時通貨膨脹與資金外流的變化，台灣中央銀行採取緊縮性措施導引利率上揚，使得短期利率在 2007 年 5 月底至 6 月間出現明顯上升跳動變化，直到該年 6 月底後利率走勢方恢復穩定。而 2008 年底受美國次級房貸風暴與經濟衰退的影響，在世界各國相繼採取降息措施與台灣中央銀行也連續降息的影響下，使得短期利率在該期間出現明顯向下跳動變化，直到 2009 年 1 月在台灣中央銀行連續降息六次後，各期別利率走勢才恢復平穩。有鑑於這兩段時間之市場與政策變化讓利率出現明顯的跳動變化，進行單

---

<sup>9</sup> 同拆利率以每日最高價與最低價之平均為替代變數。

<sup>10</sup> 其餘利率資料的走勢變化皆與圖 1 類似，為節省空間僅以一週同拆利率走勢為例進行說明。

根與共整檢定時，會將這兩段時間的跳動變化對資料統計性質的可能影響納入考慮。

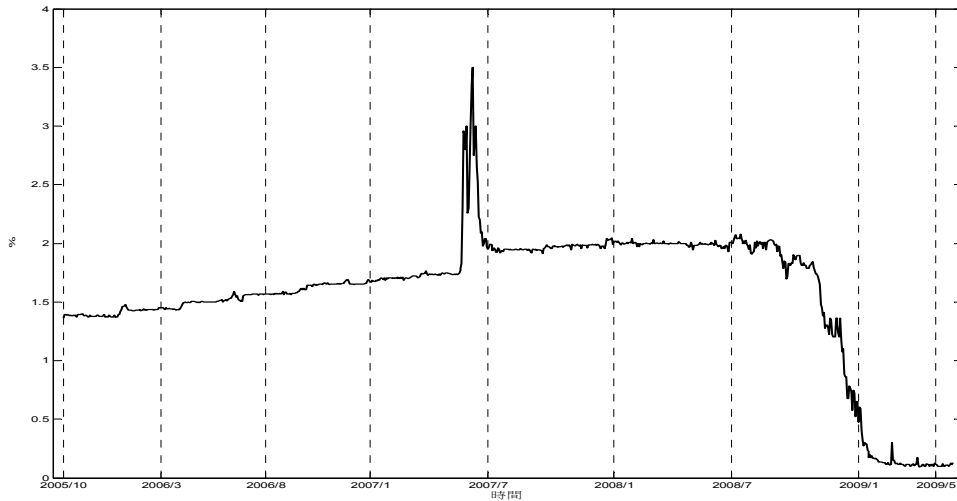


圖1 一週同拆利率走勢變化

資料來源：情報贏家財經資料庫。

表 1 為各利率原始資料的單根檢定結果<sup>11</sup>。根據資料的時間數列走勢，進行 ADF、DFGLS、Ng-Perron 與 KPSS 單根檢定時，皆採有常數項的方式進行檢定。由檢定結果可知，不論是虛擬假設為非定態時間數列之 ADF 檢定、DFGLS 檢定與 Ng-Perron 檢定，或是虛擬假設為定態時間數列之 KPSS 檢定，在 5% 的顯著水準下一致地指出各變數具有單根性質。此外考量資料在 2007 年 6 月以及 2008 年 12 月的明顯跳動變化，對於未考慮資料出現結構變化之 ADF 等單根檢定檢定力或有不利的影響，文中進一步使

<sup>11</sup> 一星期與兩星期之同拆利率以 callrate1w 與 callrate2w 表示，一星期、兩星期、一個月、兩個月、三個月與六個月之 TAIBOR 分別以 taibor1w、taibor2w、taibor1m、taibor2m、taibor3m 與 taibor6m 表示，而 30 天、60 天、90 天與 180 天之 CP2 利率則以 cp21m、cp22m、cp23m 與 cp26m 表示。

用考慮資料出現一次結構改變之 Zivot and Andrew (1992) 單根檢定，與資料出現兩結構變化之 Lee and Strazicich (2003) 單根檢定，驗證所使用利率資料的單根性質。由表 1 的結果顯示，除期別為一、二星期之同拆利率以及一個月之 TAIBOR，分別在結構改變出現在截距項以及趨勢項的 Zivot-Andrew 單根檢定中，在 5% 的顯著水準拒絕單根的虛擬假設外，其餘各期別利率的檢定結果一致地顯示，即使考慮結構改變的影響亦能接受各利率具有單根的虛擬假設。綜合表 1 的單根檢定結果，不論是以未考慮結構變化的 ADF 等單根檢定或考慮結構變化之 Zivot-Andrew 與 Lee-Strazicich 單根檢定，可獲得各期別利率皆具有單根性質的推論。

為確認各變數的單根階數，將各期別利率進行一階差分後，再進行相關的單根檢定。根據表 2 的結果，以 ADF 檢定、DFGLS 檢定與 Ng-perron 檢定而言，可在 1% 的顯著水準下皆拒絕變數具有單根的虛擬假設。至於 KPSS 檢定的結果，除利率期別為兩個月、三個月與六個月之 TAIBOR 在 1% 的顯著水準下拒絕虛擬假設外，其餘資料皆可在 10% 的顯著水準下接受變數為定態的虛擬假設。因此整體而言，各資料一階差分後的單根分析結果顯示，文中所使用的各期別利率為  $I(1)$  的時間數列。

單根檢定結果表示各期別同拆利率、TAIBOR 與 CP2 利率等皆為  $I(1)$  的時間數列，然相同期別利率間是否具有共整關係呢？本文首先以 Johansen and Jeulius (1990) 的共整檢定方式，驗證這些變數間是否具有共整關係。考慮各期別利率資料在 2007 年 6 月與 2008 年 12 月出現的兩次跳動變化，根據 Johansen and Jeulius (1990) 共整檢定分析，這樣的變化可以在 VECM 模型內利用設定虛擬變數的方式加以表示。此外考慮利率資料不具有明顯趨勢變化，檢定時分別以資料與共整關係皆不具有趨勢（模型 A）與資料無確定趨勢、共整關係具有趨勢（模型 B）兩種不同方式，進行共整關係的檢定。依據表 3 的結果指出，不論是模型 A 或模型 B，跡檢定與最大特性根檢定皆可在 10% 的顯著水準接受共整關係為 1 的虛擬假設。這表示不同來源但期別相同之利率的變化，受共同之非定態隨機趨勢所影響。



表 1 原始資料之單根檢定

變數	ADF檢定		DFGLS檢定		Ng-Perron檢定		KPSS檢定			Zivot-Andrew單根檢定			Lee-Strazlicich單根檢定		
	定	檢定	$MZ_\alpha$	$MZ_t$			截距	趨勢項	截距與趨勢項	Crash	Breaking	$LM_t$			
callrate1w	-0.022(4)	-0.290(4)	-0.716(4)	-0.304(4)	2.113*	4.876(4)*	-3.810(4)	-3.685(4)	-1.800(5)	-5.049(5)					
callrate2w	-0.036(4)	-0.337(4)	-0.839(4)	-0.349(4)	2.126*	4.827(5)*	-3.986(5)	-3.904(5)	-2.100(5)	-4.951(5)					
taibor1w	-0.629(4)	-0.841(4)	-2.245(4)	-0.849(4)	1.603**	4.434(4)	-4.069(4)	-3.960(4)	-2.096(5)	-5.457(5)					
taibor2w	-0.697(4)	-0.891(4)	-2.430(4)	-0.900(4)	1.595**	4.588(5)	-4.399(5)	-4.309(5)	-2.096(5)	-5.350(5)					
taibor1m	-1.146(1)	-1.223(1)	-3.901(1)	-1.228(1)	1.421*	4.231(4)	-4.484(4)*	-4.386(4)	-1.791(5)	-5.492(5)					
taibor2m	-0.527(0)	-0.061(0)	-0.099(0)	-0.061(0)	1.458**	4.445(0)	-3.830(0)	-3.518(0)	-1.041(5)	-4.461(5)					
taibor3m	0.487(0)	-0.090(0)	-0.148(0)	-0.090(0)	1.444**	4.465(0)	-3.902(0)	-3.583(0)	-0.996(5)	-4.268(5)					
taibor6m	0.396(0)	-0.164(0)	-0.269(0)	-0.164(0)	1.447**	4.449(0)	-4.006(0)	-3.663(0)	-0.991(5)	-4.203(5)					
cp21m	-0.966(2)	-1.074(2)	-3.084(2)	-1.083(2)	1.622*	3.512(4)	-4.021(4)	-3.943(4)	-1.515(5)	-4.955(5)					
cp22m	-0.932(2)	-1.035(2)	-2.829(2)	-1.043(2)	1.711**	3.388(5)	-3.822(5)	-3.768(5)	-1.425(5)	-5.003(5)					
cp23m	-0.784(1)	-0.922(1)	-2.263(1)	-0.922(1)	1.850**	3.401(4)	-3.766(4)	-3.737(4)	-1.423(5)	-4.816(5)					
cp26m	-0.432(5)	-0.679(5)	-1.352(5)	-0.676(5)	2.120**	2.884(5)	-3.394(5)	-3.663(5)	-1.411(5)	-5.438(5)					

資料來源：本研究整理計算。

註：1. 小括號內數字為落後項期數。

2. ADF、DLGLS 與 Ng-perron 單根檢定係以 Schwarz Information Criterion (SIC)，在落後期最長為 5 的範圍內，

選取最適落後項期數。

3. 基於檢定力的考量，KPSS 檢定選取的落後期為 8。

4. 根據 MacKinnon (1996) 有常數項 ADF 檢定與 DFGLS 檢定 1%、5% 及 10% 的臨界值分別為 -3.438、-2.865 及 -2.569。
5. Ng-perron 檢定  $MZ_{\alpha}$  與  $MZ_t$  統計量 1%、5% 及 10% 的臨界值分別為 -13.800、-8.100、-5.700 與 -2.580、-1.980 及 -1.620。
6. 根據 Kwiatkowski et al. (1992) 有常數項 KPSS 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 0.739、0.463 與 0.347。
7. Zivot-andrew 單根檢定的虛擬假設為變數無結構改變之非定態數列。對立假設包括結構改變出現在截距項、趨勢項與同時出現在截距與趨勢項三種。檢定中落後項期數以 BIC 作為選取依據。臨界值表請參考 Zivot and Andrew (1992)。
8. Lee-Strazicich 單根檢定的虛擬假設為兩次結構改變分別出現在截距項 (crash) 以及截距與趨勢項 (breaking)。落後項期數先設定最大的落後期為 5，再以  $t$  統計量找出最後顯著的落後項位置。臨界值表請參考 Lee and Strazicich (2003)。
9. \*表示在 5% 的顯著水準具統計顯著性，\*\*表示在 1% 的顯著水準具統計顯著性。

表 2 原始資料一階差分之單根檢定

變數	ADF 檢定	DFGLS 檢定	Ng-Perron 檢定		KPSS 檢定
			$MZ_{\alpha}$	$MZ_t$	
$\Delta callrate1w$	-12.172(5)**	-6.555(5)**	-42.899(5)**	-4.630(5)**	0.381
$\Delta callrate2w$	-22.066(3)**	-9.647(5)**	-98.420(5)**	-7.014(5)**	0.284
$\Delta taibor1w$	-12.358(5)**	-12.340(5)**	-515.024(5)**	-16.047(5)**	0.241
$\Delta taibor2w$	-12.271(5)**	-12.262(5)**	-492.280(5)**	-15.688(5)**	0.231
$\Delta taibor1m$	-22.763(0)**	-22.771(0)**	-399.465(0)**	-14.133(0)**	0.277
$\Delta taibor2m$	-27.995(0)**	-27.985(0)**	-423.350(0)**	-14.549(0)**	0.813**
$\Delta taibor3m$	-28.347(0)**	-28.338(0)**	-423.469(0)**	-14.555(0)**	0.853**
$\Delta taibor6m$	-28.757(0)**	-28.751(0)**	-423.937(0)**	-14.559(0)**	0.882**
$\Delta cp21m$	-19.463(1)**	-19.466(1)**	-311.502(1)**	-12.480(1)**	0.391
$\Delta cp22m$	-20.081(1)**	-20.086(1)**	-310.145(1)**	-12.453(1)**	0.399
$\Delta cp23m$	-37.601(0)**	-37.617(0)**	-397.256(0)**	-14.093(0)**	0.404
$\Delta cp26m$	-16.686(4)**	-16.686(4)**	-5411509(4)**	-1644.92(4)**	0.411

資料來源：本研究整理計算。

註：各變數符號加上 $\Delta$ 代表各變數原始資料的一階差分。

同樣地，考量資料在 2007 年 6 月以及 2008 年 12 月的明顯跳動變化，對 Johansen and Jeulius (1990) 共整檢定檢定力的可能影響，文中利用 Gregory and Hansen (1996) 與 Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) 考慮資料出現一次結構改變，以及 Hatemi-J (2008) 考慮資料出現兩次結構改變之共整檢定統計量，進一步確認分析資料之間的共整關係，是否會因出現結構性變化而受到影響。

表 3 Johansen and Jeulius 共整檢定

變數	跡檢定			最大特性根檢定		
	$H_0 : r$	模型 A	模型 B	$H_0 : r$	模型 A	模型 B
call1w	0	20.826**	66.773**	0	19.598**	64.690**
taibor1w	1	1.228	2.083	1	1.228	2.083
call2w	0	16.073*	25.013*	0	14.361*	21.029**
taibor2w	1	1.713	3.983	1	1.713	3.983
cp21m	0	55.883**	62.835**	0	55.491**	58.044**
taibor1m	1	0.392	4.790	1	0.392	4.790
cp22m	0	54.747**	55.719**	0	54.256**	54.716**
taibor2m	1	0.491	1.003	1	0.491	1.003
cp23m	0	39.503**	40.011**	0	38.992**	39.034**
taibor3m	1	0.511	0.977	1	0.511	0.977
cp26m	0	33.449**	34.503**	0	32.951**	33.555**
taibor6m	1	0.498	0.948	1	0.498	0.948

資料來源：本研究整理計算。

註：1. 模型 A 為資料與共整關係皆不具有趨勢。模型 B 為資料無確定趨勢、共整關係具有趨勢。

2. 依 AIC 原則選定，VAR 估計落後期為 3。

3.  $r$  代表共整關係個數。

4. 跡檢定與最大特性根檢定之臨界值參考 MacKinnon et al. (1999)。

表 4 為考慮結構改變之共整檢定結果。Gregory and Hansen (1996) 以及 Hatemi-J (2008) 皆為針對共整關係迴歸殘差進行定態檢定之以殘差為基礎 (residual-based) 共整檢定方式，表 4 所列為 Gregory and Hansen (1996) 及 Hatemi-J (2008) 共整殘差檢定中之最小  $t$  統計量  $Z_t^*$  (minimum t statistic)。根據對  $Z_t^*$  統計量的檢定結果顯示，不論是何種期別利率的組合，皆可在 1% 的顯著水準下拒絕沒有共整關係的虛擬假設。至於 Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) 共整檢定則與 KPSS 檢定類似，其虛擬假設為在結構改變下變數具有共整關係，對立假設則為變數無共整關係。至於結構改變的形式，

Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) 在有無時間趨勢的狀況下，區分僅在某特定時點出現變化 (one time change) 或在某特定時點後出現永久改變 (once and for all) 等不同組合的設定方式。依據本文資料變化的性質，文中選擇 Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) 考慮時間趨勢下，截距項在特定時點後出現永久改變的模型 B (model B)，驗證各期別利率的共整關係是否會受結構改變所影響。根據對 Carrion-i-Silvestre and Sanso 共整檢定統計量的檢定分析，除利率期別為一星期之同拆利率與 TAIBOR 的組合在 5% 的顯著水準接受虛擬假設外，其餘皆可在 10% 的顯著水準下接受變數間具有共整關係的虛擬假設。綜合以上 Johansen and Jeulius (1990) 共整檢定與考慮結構改變之 Gregory and Hansen (1996)、Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006) 以及 Hatemi-J (2008) 共整檢定，可以作出相同期別的利率間具有共整關係的推論。

表 4 考慮結構變化共整檢定

變數	Gregory and Hansen 共整檢定			Hatemi-J 共整檢定			Carrion-i-Silvestre and Sanso 共整檢定
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 1	模型 2	模型 3	
call1w taibor1w	-15.168**	-16.360**	-18.067**	-17.653**	-17.690**	-19.578**	0.0724( $\lambda=0.39$ )
call2w taibor2w	-13.305**	-7.159**	-16.071**	-17.456**	-17.631**	-18.101**	0.0601( $\lambda=0.40$ )
cp21m taibor1m	-8.945**	-10.030**	-11.296**	-9.821**	-10.956**	-12.379**	0.0706( $\lambda=0.29$ )
cp22m taibor2m	-8.977**	-9.645**	-9.094**	-9.639**	-11.544**	-11.053**	0.0433( $\lambda=0.75$ )
cp23m taibor3m	-8.949**	-9.739**	-9.015**	-10.256**	-11.518**	-10.930**	0.0504( $\lambda=0.76$ )
cp26m taibor6m	-8.943**	-10.767**	-9.017**	-11.787**	-12.081**	-12.172**	0.0664( $\lambda=0.76$ )

資料來源：本研究整理計算。

註：1. 結構性改變共整檢定中，模型 1 為截距項出現結構改變、模型 2 為將時間趨勢加入模型 1 內，模型 3 為截距項與斜率同時出現結構性改變。

2. Gregory and Hansen 及 Hatemi-J 共整檢定臨界值表請參考 Gregory and Hansen (1996) 及 Hatemi-J (2008)。
3. Carrion-i-Silvestre and Sanso 共整檢定括號內 $\lambda$ 為結構改變出現處位在全樣本順序的比例，不同顯著水準的臨界值與 $\lambda$ 的大小有關，臨界值表請參考 Carrion-i-Silvestre and Sanso (2006)。

## 二、訊息比例、變異數分解與衝擊反應分析

認定相同期別的利率間具有共整關係後，便可利用弱外生檢定、Gonzalo and Granger (1995) 共同因子係數、Hasbrouck (1995) 訊息比例及 KPSW 模型的變異數分解與衝擊反應分析，討論相同期別不同利率變數擁有的價格發現能力、價格變異之變異數分解內容以及價格反應恆常性衝擊的速度快慢，認定文中之利率變數何者較適合作為短期利率指標。

### (一)一星期、兩星期同拆利率與 TAIBOR 之比較

根據 (1) 式的模型架構，分析過程以  $p_{1t}$  代表同拆利率或 CP2 利率，而  $p_{2t}$  則為同期別之 TAIBOR。理論上與  $p_{1t}$ 、 $p_{2t}$  對應之誤差修正項係數  $\alpha_{11}$ 、 $\alpha_{21}$ ，前者小於零而後者則大於零，而且兩者僅能只有一個不具統計顯著性，不具統計顯著性者代表該變數具有弱外生性。根據表 5 的內容，以一星期同拆利率與 TAIBOR 的結果為例，前者的誤差修正項係數為 0.013，符號與預期相反但不具統計顯著性，後者的係數為 0.046，符號與預期相符且具有統計顯著性。這顯示同拆利率的誤差修正項係數不顯著異於零，該利率具有弱外生性。此可以由限制該係數為零之概似比檢定獲得進一步的印證，由表 5 可知該檢定的統計量為 0.829， $p$  值為 0.363，接受同拆利率誤差修正項係數為零的虛擬假設。對於 TAIBOR 而言，概似比檢定的統計量則為 16.842， $p$  值為 0.000，這顯示 TAIBOR 誤差修正項係數為零的虛擬假設無法被接受。

表 5 各利率期別弱外生檢定、Gonzalo and Granger 共同因子係數及 Hasbrouck 訊息比例

不同利率期別組合	誤差修正項係數	弱外生性概似比檢定	共同因子係數	訊息比例
(call1w, taibor1w)	(0.013, 0.046) [0.938, 4.248]	(0.829, 16.842) [0.363, 0.000]	(1, 0)	(0.785, 0.215)
(call2w, taibor2w)	(-0.016, 0.017) [-1.157, 1.820]	(1.185, 2.929) [0.276, 0.087]	(1, 0)	(0.782, 0.218)
(cp21m, taibor1m)	(-0.128, -0.022) [-6.739, -1.486]	(44.181, 2.204) [0.000, 0.138]	(0, 1)	(0.108, 0.892)
(cp22m, taibor2m)	(-0.141, -0.012) [-7.192, -1.269]	(50.042, 1.604) [0.000, 0.205]	(0, 1)	(0.092, 0.908)
(cp23m, taibor3m)	(-0.105, -0.005) [-5.941, -0.590]	(34.332, 0.346) [0.000, 0.557]	(0, 1)	(0.110, 0.890)
(cp26m, taibor6m)	(-0.084, -0.002) [-5.563, -0.242]	(30.113, 0.058) [0.000, 0.810]	(0, 1)	(0.054, 0.946)

資料來源：本研究整理計算。

註：1. 小括號內的數字分別代表各利率變數之誤差修正項係數、弱外生檢定統計量、共同因子係數與訊息比例。

2. 誤差修正項係數下之中括號數字代表該係數的  $t$  值，弱外生性概似比檢定下之中括號數字則為該統計量之  $p$  值。

在同拆利率具弱外生的性質下，這表示同拆利率與 TAIBOR 兩者在短期出現差異，使代表兩者差距之誤差修正項不等於零時，體系將透過 TAIBOR 的變化以調整兩者間之差距。若誤差修正項大於零，表示同拆利率大於 TAIBOR 的水準，TAIBOR 的大小需提高以維持兩者的長期均衡關係。根據 (1) 式的架構，將大於零的 TAIBOR 誤差修正項係數，乘上大於零的誤差修正項 ( $\beta'P_{t-1}$ )，會提高下一期的 TAIBOR 水準，使 TAIBOR 朝水準較高的同拆利率進行調整。至於同拆利率會如何進行調整與變化呢？由於該變數的誤差修正項係數為零，因此不論誤差修正項的水準為何，同拆利率皆不會對誤差修正項的變化作任何反應。這樣的結果顯示出，同拆利率領導 TAIBOR 進行變化，

同拆利率為領導市場價格的主要來源。這一點可以由 Gonzalo and Granger (1995) 的共同因子係數的計算作進一步的說明。

根據 Gonzalo and Granger (1995) 的內容，共同因子係數  $\Xi = (\xi_1, \xi_2)$  與誤差修正項係數  $\alpha$  正交，以一星期同拆利率與 TAIBOR 的估計以及檢定結果而言，前者的誤差修正項係數不異於零、後者的水準則異於零，這代表  $\alpha = (0, 0.046)'$ 。因此可計算出  $\Xi = (\xi_1, \xi_2) = (1, 0)$ ，亦即同拆利率的共同因子係數為 1，TAIBOR 的共同因子係數則為零。這隱含市場的共同效率價格完全由同拆利率所代表，TAIBOR 則不具有任何解釋能力，拆款利率為領導市場變化的指標。

同樣地，Hasbrouck (1995) 訊息比例模型也支持此一結論。表 5 的內容指出同拆利率擁有的訊息比例為 0.785，而 TAIBOR 的訊息比例則為 0.215，前者明顯高於後者，顯示出同拆利率變異解釋效率價格變異的能力明顯比 TAIBOR 的能力為高，同拆利率的價格發現能力高於 TAIBOR。根據表 5 的內容，以上有關一星期同拆利率與 TAIBOR 的分析結果與推論，對二星期期別的同拆利率以及 TAIBOR 而言一樣可以成立。因此整體而言，實證分析顯示出同拆利率領導 TAIBOR 進行變化，以一星期與兩星期的時間而言，同拆利率比 TAIBOR 適合擔任利率指標的角色。

## (二)一個月以上 TAIBOR 與 CP2 利率之比較

至於 CP2 利率與 TAIBOR 兩者的個別價格發現能力又為何呢？以一個月期 CP2 利率與 TAIBOR 的分析結果為例，前者的誤差修正項係數為  $-0.128$ ，符號符合預期且具統計顯著性，至於後者的係數則為  $-0.022$ ，符號與預期不符但不具統計顯著性，這顯示 TAIBOR 具有弱外生性。而限制個別誤差修正項係數為零的概似比檢定也支持此一結論。對 CP2 利率而言，概似比檢定統計量為 44.181， $p$  值為 0.000，拒絕該變數誤差修正項係數為零的虛擬假設，而 TAIBOR 的概似比檢定統計量為 2.204， $p$  值為 0.138，可在 10% 的顯著水準接受 TAIBOR 誤差修正項係數為零的虛擬假設。



因此以一個月期 CP2 利率與 TAIBOR 的檢定結果而言，前者的誤差修正項係數異於零、後者的水準則不異於零，這表示  $\alpha = (-0.128, 0)'$ ，所以 Gonzalo and Granger (1995) 共同成分係數  $\Xi = (\xi_1, \xi_2) = (1, 0)$ ，顯示出 CP2 利率的共同因子係數為零，TAIBOR 的共同因子係數為 1。而 Hasbrouck (1995) 訊息比例的估計結果指出，CP2 利率的比例為 0.108，TAIBOR 的比率則為 0.892，後者的水準明顯大於前者。因此根據以上各不同統計估計結果顯示，以一個月期別的利率而言，TAIBOR 代表效率價格的變化，而且解釋效率價格變異的能力也高於 CP2 利率，這顯示 TAIBOR 領導 CP2 利率進行變化，TAIBOR 的價格發現能力大於 CP2 利率。

此外根據表 5 的內容，由一個月期 CP2 利率與 TAIBOR 估計獲得的推論，對於兩者之兩個月期、三個月期以及六個月期資料的估計結果而言一樣可以成立。因此以一個月、兩個月、三個月以及六個月期的時間而言，TAIBOR 比 CP2 利率適合作為市場的利率指標。

### (三) 敏感性分析

若以 KPSW 模型的變異數分解與衝擊反應分析，討論主要分析之推論的穩健性，也可以獲得與表 5 推論相符的結果。表 6 為各期別利率以 KPSW 模型進行的變異數分解內容，以一星期同拆利率與 TAIBOR 的結果而言，在利率出現變化後的第 1 期，同拆利率變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例為 92.7%，該比例對 TAIBOR 而言則為 11.8%，這表示同拆利率的變異比 TAIBOR 的變異接近共同趨勢變化。而且隨時間變化，在第 5 期時同拆利率反應同共同隨機趨勢變化的比例已達 95% 以上，這個數字對 TAIBOR 而言則只達 47.1% 的水準。此外根據表 7 衝擊反應分析的內容指出，在市場出現恆常衝擊後，同拆利率於第 1 期的反應達 95.7%，高於 TAIBOR 之 24.3% 的水準。在第 5 期後同拆利率已反應 95% 以上之恆常衝擊的影響，而 TAIBOR 的水準在第 10 期後依然低於這個水準。

以兩星期同拆利率與 TAIBOR 的結果而言，表 6 的內容指出，在利率出現變化後，

同拆利率與 TAIBOR 第 1 期的變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例分別為 87.0% 與 71.0%，後者的比例低於前者，不過在第 4 期後，兩者的比例則處於相當的水準上。而表 7 的衝擊反應分析則指出，同拆利率反應恆常衝擊的速度比 TAIBOR 為迅速，同拆利率在兩期的時間即可對恆常衝擊完全作出反應，TAIBOR 在第 10 期反應的比例方達到約 90% 的水準。

至於各期別 CP2 利率與 TAIBOR 的變異數分解與衝擊反應分析內容又為何呢？表 6 的內容指出，除一個月期 TAIBOR 外，其他利率期別 TAIBOR 的變異在第 1 期被隨機趨勢變異解釋的比例便已達 90% 以上。此外不論利率的期別為何，TAIBOR 各期數之變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例，都明顯的高於 CP2 利率變異被解釋的幅度。此外，除一個月期 TAIBOR 外，表 7 衝擊反應分析的內容顯示出，各利率期別 TAIBOR 在第 1 期反應恆常衝擊的比例皆達 90% 以上，而且不論利率的期別為何，各期數 TAIBOR 反應恆常衝擊的比例皆高於 CP2 利率的反應幅度。

表 6 KPSW 模型變異數分解分析

期數	call1w	taibor1w	call2w	taibor2w	cp21m	taibor1m
1	0.927	0.118	0.870	0.710	0.122	0.873
2	0.940	0.333	0.872	0.833	0.208	0.852
3	0.947	0.406	0.875	0.858	0.246	0.856
4	0.951	0.444	0.878	0.871	0.283	0.861
5	0.955	0.471	0.881	0.880	0.314	0.868
10	0.966	0.568	0.889	0.903	0.449	0.896
期數	cp22m	taibor2m	cp23m	taibor3m	cp26m	taibor6m
1	0.063	0.932	0.100	0.951	0.083	0.961
2	0.080	0.924	0.124	0.941	0.121	0.962
3	0.092	0.928	0.137	0.944	0.135	0.965
4	0.106	0.932	0.150	0.946	0.149	0.967
5	0.122	0.936	0.162	0.948	0.162	0.969
10	0.200	0.953	0.225	0.959	0.223	0.976

資料來源：本研究整理計算。

表 7 KPSW 模型衝擊反應分析

期數	call1w	taibor1w	call2w	taibor2w	cp21m	taibor1m
1	0.957	0.243	0.937	0.575	0.260	0.548
2	0.994	0.757	1.007	0.884	0.364	0.660
3	0.952	0.824	1.009	0.870	0.397	0.695
4	0.945	0.816	1.009	0.878	0.429	0.712
5	0.951	0.822	1.009	0.881	0.454	0.726
10	0.964	0.868	1.007	0.895	0.567	0.780
期數	cp22m	taibor2m	cp23m	taibor3m	cp26m	taibor6m
1	0.435	0.902	0.609	0.947	0.540	0.976
2	0.437	0.895	0.599	0.928	0.658	0.952
3	0.489	0.903	0.630	0.934	0.642	0.956
4	0.526	0.910	0.651	0.937	0.675	0.958
5	0.562	0.917	0.673	0.941	0.690	0.961
10	0.703	0.943	0.760	0.956	0.771	0.970

資料來源：本研究整理計算。

因此綜合表 6 以及表 7 之變異數分解與衝擊反應分析的內容，不論以利率變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例，或者是利率價格反應恆常衝擊的速度快慢等而言，以一星期與兩星期的時間而言，同拆利率在利率市場具有的價格發現角色高於 TAIBOR 的地位。以一個月、兩個月、三個月以及六個時間而言，TAIBOR 的價格發現能力則比 CP2 利率的水準高。這些內容與由表 5 獲得結論相符，顯示出本文的推論具有一定的穩健性。

## 肆、結論

利率指標或指標性利率可作為利率衍生性商品的設計與定價依據，以及浮動利率加碼的參考指標。根據市場資訊指出，商業本票次級市場利率最常被作為擔任短期利率的

參考指標，路透社「6165」頁面 90 天期商業本票次級市場利率便是市場最常採用的浮動利率加碼依據。不過路透社「6165」頁面的報價曾出現銀行聯手作價干擾利率波動，致使短期票券利率報價受到人為操控現象，讓該指標的參考價值頗受質疑<sup>12</sup>。為此本文利用同拆利率、TAIBOR 以及由情報贏家資料庫不同券商報價彙整後之 CP2 利率為分析對象，以統計分析方式討論何者具有較佳的價格發現能力，並藉以認定討論何者適合作為台灣短期利率指標。

實證分析指出文中使用的利率資料皆為  $I(1)$  之非定態時間數列，同天期的利率間具有共整關係，而且在考慮結構性改變因素的可能影響後，資料的單根性質以及共整關係依然可以成立，這顯示出不同來源之同天期利率的變化，受共同的非定態隨機趨勢所影響。利用以誤差修正模型為基礎之弱外生檢定、Gonzalo and Granger (1995) 共同因子係數及 Hasbrouck (1995) 訊息比例為主要分析方法，估計結果一致地指出，以一星期與兩星期的利率期別而言，同拆利率的價格發現能力比 TAIBOR 所擁有的為高。而一個月、兩個月、三個月以及六個月利率期別的估計結果則顯示，TAIBOR 具有高於 CP2 利率之價格發現能力。文中進一步以 King et al. (1991) 的變異數分解與衝擊反應進行敏感性分析，結果也與主要分析方法獲得的結論一致，這顯示出本文的推論具有一定的穩健性。

價格發現為相對的概念，當某一個市場較具有價格發現能力時，並不表示該市場為訊息的唯一來源。然透過價格發現的研究，可以釐清交易相同商品的各個市場間，何者較能提供較豐富的訊息。本文藉由統計分析比較金融同業拆款利率、TAIBOR 以及融資性商業本票次級市場利率的價格發現能力，藉以瞭解何者較適合擔任短期利率指標。實證結果顯示，在一個月的期限內，同屬金融業拆借性質之同拆利率以及 TAIBOR，前者的價格發現能力高於後者。至於一個月以上的期別，則是 TAIBOR 領導 CP2 利率進行

---

<sup>12</sup> 市場資料指出，「6165」頁面的編製單位為是受非主管機關監理的資訊公司，缺乏自律規範，加上報價金融機構中有六成為非主力票券商，或根本沒有票券交易但卻能參與報價，因此易扭曲價格，影響公平性。

變化。整體而言，拆款利率在市場所扮演的價格發現角色比融資性商業本票次級市場利率明顯。因此儘管交易資料指出，融資性商業本票次級市場的交易量高於金融同業拆款市場的拆款水準，此顯示成交量高的市場未必便擁有較高的價格發現能力，這一點與 Covrig et al. (2004) 對日本、新加坡證券市場的分析、Fung and Tse (2008) 對股票期貨價格、現貨價格互動關係的討論及 He et al. (2009) 對美國國庫券之研究等文獻獲得的結論類似。探究其原因，此應該與拆款利率主要擔任中央銀行貨幣政策的操作目標有關。資料顯示每當中央銀行調整重貼現率時，同拆利率亦會隨之出現變化。因此根據本文的研究結論，在探討中央銀行貨幣政策傳遞管道、長短期利率結構、利率轉嫁過程，以及利率衍生性商品的設計與定價等議題時，視時間長短不同，與金融同業拆款有關之同拆利率或 TAIBOR 為合適的短期指標利率替代變數。

(收件日期為民國 100 年 5 月 4 日，接受日期為民國 100 年 11 月 28 日)

## 參考文獻

### 中文部分

- 王宏文，1995，「貨幣政策中間目標及操作目標之選擇—台灣地區之實證研究」，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 吳恭維，1995，「台灣公債市場報酬之分析」，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 李榮謙，1998，「貨幣政策操作目標之抉擇—兼論隔夜利率的情報內涵」，中央銀行季刊，20：28-53。
- 沈中華，1998，「使用門檻 Taylor's Rule 衡量台灣貨幣政策—兼論對亞洲金融風暴的反

- 應」，1998年總體經濟計量模型研討會，台北：中央研究院經濟研究所。
- 房婉縈，1994，「同業拆款利率資訊內涵之研究」，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 侯德潛與田慧琦，2000，「通貨膨脹預期與泰勒法則—台灣地區實證研究」，中央銀行季刊，22：21-48。
- 林坤瑄，2005，「台灣短期利率指標之研究—Telerate 與 SIRIS 之比較」，國立台灣大學國際企業研究所碩士論文。
- 陳一端，2000，「簡介中央銀行之利率操作目標政策暨其傳遞機智」，中央銀行季刊，22：81-94。
- 陳姿穎，2009，「TAIBOR 與 LIBOR 的連動分析」，世新大學財務金融研究所碩士論文。
- 黃鈺婷，2010，「短期財經指標預測：TAIBOR 預期與非預期效果之實證研究」，東海大學財務金融學系碩士論文。
- 劉嘉瑜，1993，「利率交換合約在台灣市場的可行性」，國立中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 劉德明與劉嘉瑜，1993，「新台幣利率交換市場在台灣之可行性研究」，基層金融，27：14-23。
- 劉淑敏，1998，「泰勒法則在台灣之實證研究」，1998年總體經濟計量模型研討會，台北：中央研究院經濟研究所。
- 蘇詠智，1997，「台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碩士論文。

## 英文部分

Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse, and T. Zobotina, 2002, "Price Discovery and Common

- Factor Models,” *Journal of Financial Markets*, 5: 309-321.
- Bernanke, B. and A. Blinder, 1992, “The Federal Funds Rates and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, 82: 901-921.
- Booth, G. G., W. Raymond, and Y. Tse, 1999, “Price Discovery in the German Equity Index Derivatives Markets,” *Journal of Futures Markets*, 19: 619-643.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. and A. Sansó, 2006, “Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68: 623-646.
- Chu, Q. C., W. G. Hsieh, and Y. Tse, 1999, “Price Discovery on the S&P 500 Index Markets: An Analysis of Spot Index, Index Futures, and SPDRs,” *International Review of Financial Analysis*, 8: 21-34.
- Covrig, V., D. K. Ding, and B. S. Low, 2004, “The Contribution of a Satellite Market to Price Discovery: Evidence from the Singapore Exchange,” *Journal of Futures Markets*, 10: 981-1004.
- De Grauwe, P., 1989, “Is the European Monetary System a DM-Zone?” *CEPR Discussion paper*, No. 297, London.
- Feinman, J., 1993, “Estimating the Open Market Desk’s Daily Reaction Function,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25: 231-247.
- Fratinaai, M. and J. Von Hagen, 1990, “German Dominance in the EMS: The Empirical Evidence,” *Open Economics Review*, 1: 67-87.
- Fung, H. G. and W. K. Leung, 1993, “The Pricing Relationship of Eurodollar Futures and Eurodollar Deposit Rates,” *Journal of Futures Markets*, 13: 115-126.
- Fung, J. K. W. and Y. Tse, 2008, “Efficiency of Single-stock Futures: An Intraday Analysis,” *Journal of Futures Markets*, 28: 518-536.
- Furfine, C. H., 2000, “Interbank Payments and the Daily Federal Funds Rate,” *Journal of Monetary Economics*, 46, 535-553.
- Garbade, K. D. and W. L. Silber, 1979, “Dominant and Satellite Markets: A Study of Dually-traded securities,” *The Review of Economics and Statistics*, 61: 455-460.
- Gonzalo, J. and C. Granger, 1995, “Estimation of Common Long-memory Components in Cointegrated Systems,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 27-35.

- Gregory, A. W. and B. E. Hansen, 1996, "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70: 99-126.
- Grossman, S. J., 1977, "The Existence of Futures Markets, Noisy Rational Expectations and Informational Externalities," *The Review of Economic Studies*, 44: 431-449.
- Hasbrouck, J., 1995, "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery," *Journal of Finance*, 50: 1175-1199.
- Hatemi-J, A., 2008, "Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration," *Empirical Economics*, 35: 497-505.
- He, Y., H. Lin, J. Wang, and C. Wu, 2009, "Price Discovery in the Round-the-clock U.S. Treasury Market," *Journal of Financial Intermediation*, 18: 464-490.
- Hendershott, P. H., 1976, "The Structure of International Interest Rates, the U.S. Treasury Bill Rate and the Eurodollar Deposit Rate," *Journal of Finance*, 22: 455-465.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-209.
- Karfakis, C. J. and D. M. Moschos, 1990, "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: A Time Series Analysis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 22: 389-394.
- Katsimbris, G. M. and S. M. Miller, 1993, "Interest Rate Linkages within the European Monetary System: Further Analysis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 25: 771-779.
- Kao, C. W. and J. Y. Wan, 2009, "Information Transmission and Market Interactions across the Atlantic: An Empirical Study on the Natural Gas Market," *Energy Economics*, 31: 152-161.
- 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: 327-328.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson, 1991, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, 81: 819-840.
- 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,” *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Lee, J. and M. C. Strazicich, 2003, “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Tests with Two Structural Break,” *Review of Economics and Statistics*, 85: 1082-1089.
- MacKinnon, J. G., 1996, “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11: 601-618.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, and L. Michelis, 1999, “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, 14: 563-577.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, 1998, “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters*, 58: 17-29.
- Roope, M. and R. Zurbrugg, 2002, “The Intraday Price Discovery Process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange,” *Journal of Futures Markets*, 22: 219-240.
- So, R. W. and Y. Tse, 2004, “Price Discovery in the Hang Seng Index Markets: Index, Futures, and the Tracker Fund,” *Journal of Futures Markets*, 24: 887-907.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1988, “Testing for Common Trends,” *Journal of the American Statistical Association*, 83: 1097-1107.
- Su, Q. and T. T. L. Chong, 2007, “Determining the Contributions to Price Discovery for Chinese Cross-listed Stocks,” *Pacific-basin Finance Journal*, 15: 140-153.
- Tse, Y., T. H. Lee, and G. G. Booth, 1996, “The International Transmission of Information in Eurodollar Futures Markets: A Continuously Trading Market Hypothesis,” *Journal of International Money and Finance*, 15: 447-465.
- Tse, Y., 1998, “International Linkages in Euromark Futures Markets: Information Transmission and Market Integration,” *Journal of Futures Markets*, 18: 129-149.
- Tse, Y., 1999, “Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Market,” *Journal of Futures Markets*, 19: 911-930.
- Tse, Y., J. Xiang, and J. K. W. Fung, 2006, “Price Discovery in the Foreign Exchange Futures Market,” *Journal of Futures Market*, 26: 1131-1143.
- Wan, J. Y. and C. W. Kao, 2009, “Price Discovery in Taiwan’s Foreign Exchange Market,”

*Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19: 77-93.

Zivot, E. and D. W. K. Andrews, 1992, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit-root Hypothesis," *Journal of Business and Economics Statistics*, 10: 251-270.

# An Investigation of the Short Term Interest Rate Indicator: Evidence from Taiwan\*

Chung-Wei Kao\*\* and Jer-Yuh Wan\*\*\*

## Abstract

This paper investigates the relative role of price discovery between interest rate of interbank call-loan market, Taipei interbank offered rate (TAIBOR) and secondary money market rate on commercial paper. Taking structural changes in consideration, the three interest rates mentioned above all follow an  $I(1)$  process and possess cointegration relationships. By employing Gonzalo and Granger (1995) permanent-transitory model, Hasbrouck (1995) information share model and variance decomposition and impulse response analysis of King et al. (1991), the empirical results show the price discovery role of interest rate of interbank call-loan market is greater than that of TAIBOR and the relative importance on the process of price discovery of TAIBOR is significant than that of secondary money market rate on commercial paper. Overall, the interest rate of interbank call-loan market can be served as the primary indicator of short term interest of Taiwan and this is related with the focusing on the overnight

---

\* The authors are grateful to the Editor and two anonymous referees for helpful comments. Remaining errors are solely our own. The financial support from National Science Council, Taiwan (NSC 98-2410-H-032-032) is gratefully acknowledged.

\*\* Associate Professor, Department of Public Finance and Taxation, Tamkang University of Science and Technology.

\*\*\* Professor, Department of Economics, Tamkang University. Corresponding Author. Tel: 886-2-26215656 ext. 2993, Email: [wan@mail.tku.edu.tw](mailto:wan@mail.tku.edu.tw).

interest rate rather than the amount of money supply as the primary indicator of the stance of monetary policy of Taiwan central bank.

**Keywords:** Price Discovery, Information Share, Impulse Response Analysis, Variance  
Decomposition

**JEL Classification:** E24, E30, E32