

# 台灣利率轉嫁過程之實證研究

何怡滿·袁崇訓\*

(收稿日期：106 年 11 月 12 日；第一次修正：107 年 03 月 30 日；  
接受刊登：107 年 04 月 24 日)

## 摘要

一國的中央銀行為了實現其經濟政策而調整重貼現率或放款融通利率，最先可能受到影響的是金融業隔夜拆款利率，然後再波及至銀行存放款利率或其他利率，此一過程可稱為利率轉嫁過程。

本文主要目的在探討從 1997 年 1 月至 2016 年 12 月，台灣六種主要利率之間的關係，分別使用共整合檢定、誤差修正模型，以及 STAR 非線性模型進行分析。在共整合檢定結果發現：重貼現率及放款融通利率分別對於金融業隔夜拆款利率與五大銀行平均基準放款利率具有長期穩定的均衡關係；金融業隔夜拆款利率分別與三個零售利率之間具有長期穩定的均衡關係。

由誤差修正模型結果得知，零售利率除了存在自我的短期調整外，亦會受到批發利率的調整所影響。STAR 非線性模型實證結果發現政策利率的變動對金融業隔夜拆款利率存在長期均衡調整關係，但是對於零售利率的影響程度卻不高；然而，金融業隔夜拆款利率對於零售利率較具有影響力。換言之，政策利率會影響金融業隔夜拆款利率，之後再透過金融業隔夜拆款利率影響零售利率。

關鍵詞彙：利率轉嫁過程，共整合檢定，誤差修正模型，STAR 模型

## 壹·緒論

Freixas & Rochet (1997)指出，中央銀行為了穩定金融，達到貨幣政策的目標，例如經濟成長或物價穩定，會藉由轉嫁機制來影響金融市場。其中，利率轉嫁過程(interest rate pass-through process)對於市場變化的敏感度相當高，最能反應金融體系內資金的流通與變化。

王冠閔、李源明與黃柏農(2007)對利率轉嫁的定義如下：央行藉由調整政策利率(policy interest rate)時，貨幣市場批發利率(如銀行之間的拆款利率)也隨之改變，銀行會將貨幣市場利率改變的成本，移轉給銀行的零售利率(如存款或放款利率)，此過程稱為利率的「轉嫁」。

---

\* 作者簡介：何怡滿，屏東大學財務金融學系副教授，emily@mail.nptu.edu.tw；袁崇訓，屏東大學財務金融學系碩士班研究生。

Haughton & Iglesias (2012)指出短期利率的變化是貨幣政策利率轉嫁的第一步，一旦銀行和其他金融中介機構改變利率，家庭和企業會相應地改變其消費和投資決策。馮惠姍、余惠芳與高偉娟(2013)表示央行執行貨幣政策，可以透過對重貼現率的增減變動，影響一般金融機構之貼現率及信用貸款能力，進而改變貨幣供給量及市場利率，使得社會的金融流動性及貨幣數量具有倍數擴張或收縮的效果，最後影響總體經濟。

以 2017 年美國聯準會(FED)升息來看，升息雖是反映了美國經濟穩健復甦，卻也提高了資金借貸成本，可能讓過熱的消費與投資市場降溫。此外，美元升息可能吸引資金湧向美國市場，對各國的股、匯市可能有所影響。國內企業與民眾除了關心美國升息情形外，也會連帶注意台灣央行是否跟進調高政策利率，因此，探討國內利率轉嫁過程及效果是相當重要的。

過去探討利率轉嫁過程之實證研究，大部分是將樣本資料假定為線性趨勢的基礎上進行分析，然而，倘若所使用的樣本資料並非線性趨勢，使用線性模型勢必受到限制或有可能為不合適的。例如 Ellingsen & Söderström (1999)以及 Lanne (2002)認為，利率轉嫁過程可能是非線性行為，此隱含著利率轉嫁之間存在不對稱的長期均衡關係，表示不同的貨幣政策(寬鬆或緊縮)對存、放款利率的調整速度與調整幅度大小之影響會有所差異。因此，忽視利率轉嫁過程的非線性，可能會因為線性模型產生誤導，從而影響對政策效果的推斷。

非線性模型—平滑轉換自我迴歸 (Smooth Transition Autoregressive；以下簡稱 STAR)模型由 Granger & Teräsvirta (1993)提出，此模型也廣泛使用於實證研究中，例如 Iregui, Milas & Otero (2002)利用 STAR 模型對哥倫比亞及墨西哥的存、放款利率進行實證研究，發現存、放款利率皆具有向下調整的僵硬性 (rigidity)。Liew, et. al. (2008)使用 STAR 模型分析印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國、新加坡以及日本的資料，發現這些國家的名目匯率與貨幣基本面(如消費者物價指數(CPI)，M2 和國內生產毛額(GDP))等都具有非線性關係。

為瞭解國內之利率轉嫁過程，探究政策利率如何影響批發利率與零售利率，本文以台灣六種主要利率為研究對象，包括兩個政策利率(央行重貼現率與放款融通利率)、一種批發利率(金融業隔夜拆款利率)，以及三種零售利率(五大銀行<sup>1</sup>平均一個月定期存款利率、五大銀行平均基準放款利率、五大銀行新承做放款利率)。首先以共整合檢定探討利率之間是否存在長期穩定的均衡關

<sup>1</sup> 五大銀行為台灣銀行、合作金庫銀行、第一銀行、華南銀行及土地銀行。

係，然後將具有共整合關係的利率，分別以線性模型—誤差修正模型，以及非線性模型—STAR模型來探討它們之間的關係。

## 貳·文獻回顧

### 一、利率轉嫁之相關文獻

Hannan & Berger (1991)以及 Neumark & Sharpe (1992)根據美國銀行業存款利率的橫斷面資料進行研究，發現市場更集中的金融中介機構會表現出更高的價格僵硬性，亦提供了存、放款利率具有不對稱調整的二個因素：集體價格(串謀)協議以及顧客反感反應假說。

就集體價格協議假說而言，Sander & Kleimeier (2002)認為在市場不完全競爭與調整成本考量下，銀行為追求利潤極大化，低的放款需求與存款利率供給彈性可能導致利率存在不對稱調整，故此假說暗指提高存款利率或降低放款利率具有若干程度的僵硬性。

就顧客反感反應假說來看，因提高放款利率或降低存款利率易引起顧客的反感，故放款(存款)利率具有向上(向下)調整的僵硬性。Lowe & Rohling (1992)、Aziakpono (2006)以及 Wang & Lee (2009)亦表明，當政策利率下降時，存款利率的下降是具有僵硬性；而政策利率上升的情況下，放款利率的上升是具有僵硬性。

但是，Hutchison (1995)曾發現普遍存在於銀行界的一個現象，就是當央行宣佈其利率政策時，銀行放款利率的調整呈現不對稱的情況：即調升的速度快於調降的速度。換言之，放款利率具有向下調整的僵硬性，可能會影響到擴張性貨幣政策的效果。另一方面，在金融市場中資產集中度高的銀行，因其資產總額占該國銀行體系資產總額之比率較高，故享有較大的市場影響力，亦可以延緩回應批發利率的影響。Gambacorta & Iannotti (2007)與 Marotta (2009)亦發現存款利率在調整速度上表現出向上的僵硬性，存款利率非立即對市場利率的調整作出反應，其調整存在一定的落後時差，而放款利率在調整速度方面則顯示向下的僵硬性。

Wang & Lee (2009)指出，大多數傳統研究在討論利率轉嫁機制時使用線性模型，研究結果偏向於拒絕利率轉嫁的存在，因為線性模型不考慮調整過程中的不對稱性，可能使得模型無法正確解釋利率調整過程。Wang & Thi (2010)

採用門檻自我迴歸(Threshold Autoregressive ; TAR)以及動量門檻自我迴歸(Momentum Threshold Autoregressive ; MTAR)模型進行不對稱門檻共整合(asymmetric threshold cointegration)檢定，分析台灣和香港兩個貨幣市場的利率轉嫁。研究結果發現兩個市場的利率轉嫁過程並不完全，且零售利率之間存在不對稱的共整合關係；此外，他們發現台灣和香港具有存款利率上升和放款利率下降的僵硬性。Yüksel & Özcan (2013)也利用 TAR 以及 MTAR 模型探討土耳其政策利率對於銀行零售利率的利率轉嫁，亦表明在長期均衡下，所有銀行零售利率的調整具有僵硬性。

## 二、STAR模型之相關文獻

非線性 STAR 模型由 Granger & Teräsvirta (1993)提出，為狀態轉換模型之一，它允許存在兩種狀態，並且從其中一種狀態轉換到另一種狀態的過程是平滑的。換句話說，STAR 模型可以允許在兩個極端之間的狀態具有連續性的轉換(Teräsvirta, 1998)。因此 STAR 模型提供了關於動態變數的附加信息，即使在轉換期間也顯示出它們的價值。Terasvirta (1994)在 STAR 模型中，將轉換函數分成指數型態與羅吉斯型態，因而引入了 ESTAR Exponential STAR)和 LSTAR (Logistic STAR)兩種模型。

過去文獻關於 STAR 模型的應用，例如 Iregui, et. al., (2002)利用 STAR 模型對哥倫比亞及墨西哥的存、放款利率進行實證研究，發現存、放款利率皆具有向下調整的僵硬性，不過他們並未探討央行的政策利率轉嫁過程，只分析金融業同業拆款利率與銀行存、放款利率之間的關係。Haug & Siklos (2006)表明藉由 ESTAR 模型，更能解釋加拿大、德國、瑞典、瑞士、英國與美國等國家，長、短期利率之間差距的變化。Liew, et. al. (2008)使用 STAR 模型分析 1977 年 1 月至 2006 年 3 月底這段期間，東南亞國家協會中的印尼、馬來西亞、菲律賓、泰國、新加坡以及日本的月資料，研究指出名目匯率與貨幣基本面(如消費者物價指數(CPI)，M2 和國內生產毛額(GDP))等都具有非線性關係。

本文遵從 Terasvirta (1994)與 Eitrheim & Teräsvirta (1996)所設計的 STAR 模型建立過程，並運用利差作為轉換的控制變數。他們認為 STAR 模型的建立過程可以分成設定、估計以及評估三個階段，在設定階段，雖然 Teräsvirta (1988)、Luukkonen, et. al. (1988)、Escribano & Jordà (1999)以及 González & Teräsvirta (2006)等文獻對於變數的時間序列是否為平滑轉換之非線性型態皆

提出檢定方法，但是本文選擇較受過去文獻青睞，由 Escribano & Jordà (1999) 所提出的 Lagrange Multiplier 方法進行檢定(以下簡稱 LM 檢定)。

## 參·研究方法

### 一、研究變數與資料期間

本文使用六種台灣利率進行實證研究，全部資料取自中央銀行全球資訊網(網址：<https://www.cbc.gov.tw/np.asp?ctNode=305&mp=1>)，皆為月頻率資料。六種利率資料期間為 1997 年 1 月到 2016 年 12 月<sup>2</sup>，單位為年息百分比。各利率之定義如下所示：

R：央行重貼現率

C：央行擔保放款融通率

I：金融業隔夜拆款利率，其為拆款中心之會員(如銀行、票券公司、信託投資公司與郵局等)當日的隔夜拆款成交金額為權數計算的平均利率

D：五大銀行平均一個月定期存款利率

L：五大銀行平均基準放款利率

F：五大銀行新承做放款利率，其為購屋放款、資本支出放款、周轉金放款以及消費性放款利率之加權平均利率

### 二、單根檢定

當時間序列為非定態時(nonstationary)，使用傳統的估計和檢定方法會產生 Granger & Newbold (1974) 所提出的虛假迴歸(spurious regression)<sup>3</sup>問題，因此，在將時間序列資料進行分析之前，需要先進行單根檢定(unit root test)，以確認時間序列資料是否為定態(stationary)。

最常被應用的單根檢定方法有 Said & Dickey (1984) 提出之(Augmented Dickey-Fuller test；以下簡稱 ADF 檢定)，以及 Phillips & Perron (1988) 所提出

<sup>2</sup> 本文資料來自央行統計資料網站，由於新承做放款利率(F)自 1997 年 1 月才有資料，為求資料期間之一致性，所有利率的資料期間自 1997 年 1 月開始。

<sup>3</sup> Granger & Newbold (1974) 提出虛假迴歸的觀念，若以非定態序列進行迴歸分析，將導致模型中的迴歸係數顯著異於零，使得檢驗結果失真。

的單根檢定(以下簡稱 PP 檢定)。本研究分別將六種台灣主要利率的原始序列進行 ADF 與 PP 單根檢定，若時間序列存在單根，則代表該時間序列為非定態序列，必須將其差分後再進行單根檢定，直到該變數達定態為止。ADF 與 PP 兩個檢定皆採用考慮截距項與時間趨勢的公式進行檢定，這兩個檢定依照 Schwert (1989)所提出的公式，以挑選出最適的遞延落後期數。

### 三、共整合檢定

雖然非定態時間序列變數經過差分後可以使其成為定態，但這樣會讓序列失去總量的長期資訊，而這些資訊對於分析問題仍為必要的，所以 Engle & Granger (1987)提出共整合概念，以解決變數間長期資訊消失的問題。他們提出若一組非定態的時間序列透過線性組合後成為定態的時間序列，則稱這些時間序列具有共整合關係，亦即這些時間序列存在長期穩定的均衡關係。

本研究利用 Johansen 最大似估計共整合檢定法來探討台灣六種利率之間是否存在共整合關係，Johansen 最大似估計共整合檢定法是利用高斯向量自我迴歸模型(Gaussian vector autoregressive model)，透過最大似估計法導出共整合向量，並以概似比檢定(likelihood ratio)決定共整合向量之個數。

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k-1} + \Pi Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_i$  ( $i=1, 2, \dots, k-1$ )，為短期調整係數，表示各變數間短期資訊是由落後項決定的； $I$  為單位矩陣； $\Pi$  為  $(n \times n)$  長期衝擊係數矩陣(long-term impact matrix)， $\Pi = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k$ ； $\Pi Y_{t-k}$  為誤差修正項，即調整取了差分後所喪失的長期關係。

透過檢定  $\Pi$  可以確定共整合向量之個數，而 Johansen (1988)與 Johansen & Juselius (1990)提出軌跡檢定(trace test)以及最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test)，用來判斷變數間是否存在共整合關係，其假設檢定如下：

#### (一) 軌跡檢定(trace test, $\lambda_{\text{trace}}$ )

$H_0$  :  $\text{rank} \leq r$ ，最多有  $r$  個共整合向量

$H_1$  :  $\text{rank} > r$ ，最少有  $r+1$  個共整合向量

檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

其中， $T$  為樣本數； $\hat{\lambda}_t$  為  $\Pi$  矩陣之特徵根。若拒絕虛無假設，則表示至少存在  $r+1$  個共整合向量。

## (二) 最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test, $\lambda_{\max}$ )

$$\begin{aligned} H_0 : \text{rank} = r, & \quad \text{有 } r \text{ 個共整合向量} \\ H_1 : \text{rank} = r + 1, & \quad \text{有 } r + 1 \text{ 個共整合向量} \end{aligned}$$

檢定統計量為：

$$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{t+1}) \quad (3)$$

若拒絕虛無假設，表示存在  $r+1$  個共整合向量。

## 四、誤差修正模型

誤差修正模型有許多明顯的優點：例如，一階差分項的使用消除了變數可能存在的趨勢因素，從而避免了虛假迴歸問題；一階差分項的使用也消除模型可能存在的多重共線性問題；誤差修正項的引入保證了變數差分前的信息沒有被忽視；由於誤差修正項本身的平穩性，使得該模型可以用經典的迴歸方法進行估計。

Engle & Granger (1987) 以及 Engle & Yoo (1987) 曾經證明，若兩時間序列變數  $Y_t$  與  $X_t$  具有共整合關係，此二變數之關係可以用下列之誤差修正模型表示，即  $Y_t$  的變動不僅和  $X_t$  的變動有關，同時亦和  $Y_t$  與  $X_t$  之間的前期偏離長期均衡程度相關。依據共整合概念，Engle & Granger (1987) 提出估計誤差修正模型的方法，在確認變數間存在共整合關係，且變數之整合級次相同下，即可採用誤差修正模型。誤差修正模式能捕捉變數間之動態關連性，以瞭解變數之間的因果關係，模型表示如下：

$$\Delta X_t = \mu_1 + \lambda_1 Z_{t-1} + \sum_{p=1}^m \alpha_{1,p} \Delta X_{t-p} + \sum_{q=1}^n \beta_{1,p} \Delta Y_{t-q} + \varepsilon_{1,t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \mu_2 + \lambda_2 Z_{t-1} + \sum_{p=1}^m \alpha_{2,p} \Delta X_{t-p} + \sum_{q=1}^n \beta_{2,p} \Delta Y_{t-q} + \varepsilon_{2,t} \quad (5)$$

其中， $\mu_1$  與  $\mu_2$  為常數項； $Z_{t-1}$  為誤差修正項； $\lambda_1$  與  $\lambda_2$  為誤差修正調整係數，即誤差修正的調整速度 (loading vector)； $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$  與  $\beta_2$  為短期動態調整係數矩陣； $n$  與  $m$  為最適落後期數； $\varepsilon_t$  為白噪音 (white noise)。

透過誤差修正模型中的誤差修正項，可以調整長期失衡關係，使得短期動態模型中仍保有長期關係的訊息。本研究依據張惠萍 (2004) 的做法，針對具

有共整合關係的兩種利率變數，以兩者之間的利差作為誤差修正項，進行誤差修正分析，探討它們之間的長期均衡關係與分析短期動態調整關係。由短期動態調整係數顯著與否，可瞭解變數之間的因果關係。

## 五、STAR模型

就時間序列  $y_t$  而言，基本的 STAR 模型可以表示如下：

$$y_t = \left( \mu_1 + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} y_{t-j} \right) (1 - F(s_{t-d}; \gamma, c)) + \left( \mu_2 + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} y_{t-j} \right) F(s_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (6)$$

其中， $\mu_1$  與  $\mu_2$  為常數項， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon)$ ； $F(\cdot)$  為轉換 (transition) 函數，其值介於 0 與 1 之間，通常假定其為至少四階連續可微分 (針對  $\gamma$ ) 函數；另外， $s_{t-d}$  是一個轉換變數， $d$  為遞延參數； $\phi$  為參數向量； $\gamma$  為斜率參數或稱作轉換速度 (即轉換函數  $F(\cdot)$  的調整速度)； $c$  為位置參數或稱作門檻值 (threshold)； $p$  為模型的落後期數。

STAR 模型如(6)式可視為一種狀態移轉 (regime-switching) 方程式，其分別允許二種狀態，即  $F(\cdot) = 0$  與  $F(\cdot) = 1$ ，當然從其中一種狀態轉向另一種狀態是以平滑的方式來進行。狀態轉變發生於  $t$  期，其出現與否取決於轉換變數  $s_{t-d}$  與對應之轉換函數  $F(\cdot)$ 。不同型態的  $F(\cdot)$  允許不同程度的轉換行為，分別為羅吉斯 (Logistic) 函數與指數 (Exponential) 函數型態。

當  $F(\cdot)$  被設定為羅吉斯函數時，其背後是隱含著  $s_{t-d}$  與參數  $c$  之間的正負差距呈現不對稱差異；羅吉斯函數型態可表示為：

$$F(s_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(s_{t-d} - c) / \sigma(s_{t-d})]\}^{-1}, \quad \gamma > 0, \quad (7)$$

其中， $\sigma(s_{t-d})$  是  $s_{t-d}$  之樣本標準差，參數  $c$  是區分二種狀態的門檻值，即若  $s_{t-d}$  值持續上升時， $F(\cdot)$  值會從 0 轉為 1；當然，若  $s_{t-d} = c$ ， $F(\cdot) = 0.5$ 。另外，參數  $\gamma$  值可決定轉換的平滑程度，其大小亦可視為模型非線性的程度，即當  $\gamma \rightarrow 0$ ， $F(\cdot)$  會趨向於一個常數值 (即 0.5)；但當  $\gamma \rightarrow \infty$ ， $F(\cdot)$  值幾乎會立即由 0 轉為 1 (於  $s_{t-d} = c$  之處)。

另一種狀態轉換行為在於強調  $s_{t-d}$  與  $c$  之差距 (取絕對值) 由小至大呈不對稱的調整，即將  $F(\cdot)$  設為指數函數型態，可為：

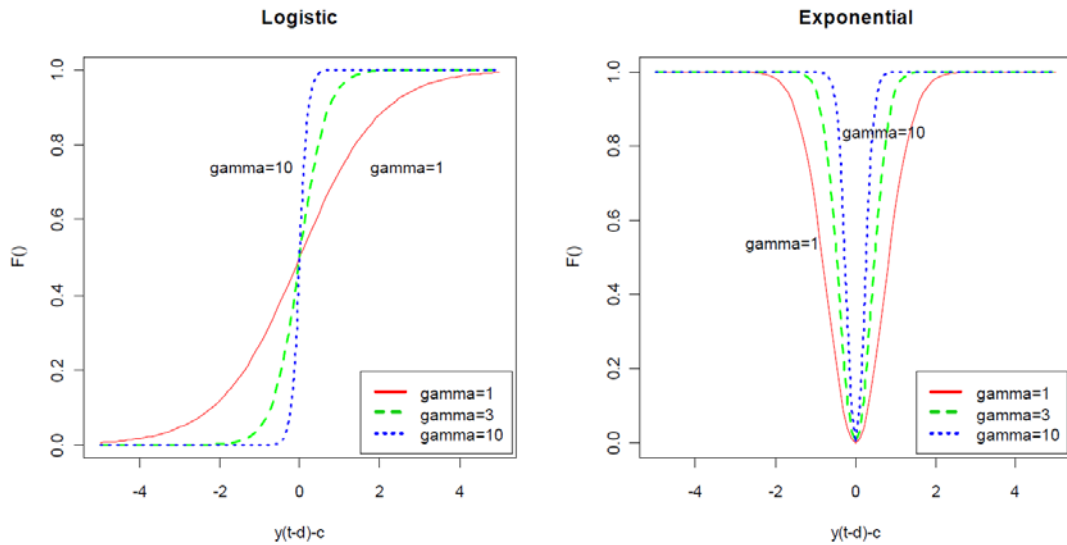


$$F(s_{t-d}; \gamma, c) = 1 - \exp\left[-\gamma(s_{t-d} - c)^2 / \sigma^2(s_{t-d})\right], \quad \gamma > 0, \quad (8)$$

其中，參數  $\gamma$  值的特性約略同於(6)式。結合(6)式與(7)式，可得出 LSTAR 模型；同理，ESTAR 模型係結合(6)式與(8)式。

基本上，無論是LSTAR或ESTAR，模型內之各個參數值均可使用「非線性最小平方法」(Non-linear Least Square, NLS)予以估計<sup>4</sup>。圖一為兩個轉換函數的趨勢圖，羅吉斯函數趨勢呈現單調變化，從而產生朝向平衡的不對稱調整過程，這取決於這些偏差是高於還是低於平衡。而指數函數趨勢呈現對稱地變化，表明兩個區域具有相似的動態，而轉換期可以具有不同的動態。

然而當  $\gamma$  更大時，兩個函數趨勢都變得更陡峭，這意味著轉換的速度越快。因此，Granger & Teräsvirta (1993)與 Teräsvirta (1998)曾強調有關於參數  $\gamma$  值之估計可能存在如收斂速度較慢或過度估計等問題，故他們建議(7)與(8)式內應以標準化的型態呈現。



圖一 轉換函數圖

註：資料來源 Zhou (2010)

LSTAR 模型與 ESTAR 模型於文獻上的應用亦稍有不同，例如 Skalin & Teräsvirta (1999)與 Deschamps (2008)就曾指出 LSTAR 模型頗適合解釋總體經濟時間序列變數與景氣循環之間的關係；至於 ESTAR 模型在過去文獻上則普

<sup>4</sup> 可參考 Franses & Van Dijk (2000)第三章之介紹。

遍用於解釋例如實質匯率時間序列行為，或檢視購買力平價假說 (Michael, et. al., 1997 ; Taylor, et. al., 2001)。

通常轉換變數是取內生變數的遞延落後項，例如  $y_{t-d}$ ， $d$  為某一正整數；但是 Paya, et. al. (2003)或 Van Dijk, et. al. (2002)亦強調可考慮以外生變數或時間趨勢項當作轉換變數。本文將具有共整合關係的利率之間的差距 (即利差，spread)，視為轉換的控制變數，只要利差達到某個水準，在 STAR 模型內自然可由某一狀態轉換至另一狀態。

由於本文之目的在探討利率轉嫁過程，在進行 STAR 模型時，除了以該利率變數( $y$ )本身的落後 1 至  $p$  期當作解釋變數外，亦加入與  $y$  有共整合關係的另一利率( $x$ )之當期及落後 1 至  $p$  期作為解釋變數。因此，將公式(6)改寫為公式(9)進行分析：

$$y_t = \left( \mu_1 + \sum_{j=1}^p \phi_{1,j} y_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_{1,j} x_{t-j} \right) (1 - F(s_{t-d}; \gamma, c)) + \left( \mu_2 + \sum_{j=1}^p \phi_{2,j} y_{t-j} + \sum_{j=0}^p \omega_{2,j} x_{t-j} \right) F(s_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中， $\omega$  為參數向量。

## 六、LM檢定

為了檢定(6)式中非線性的部分，無法避免地會牽涉到多餘 (nuisance)參數的問題。一般而言，關於(6)式的非線性檢定，我們可以檢定  $H_0 : \pi_2' = 0$  或是  $H_0 : \gamma = 0$ ，其中  $\pi_2 = (\mu_2, \phi_{2,1}, \dots, \phi_{2,p})'$ 。若是使用前者，於虛無假設下  $\gamma$  與  $c$  仍為未知參數，但若使用後一檢定，則是  $\pi_2'$  與  $c$  仍未能認定。

為了避免此一問題，Luukkonen, et. al. (1988) 與 Teräsvirta (1998)曾分別提出以一階與三階泰勒數列(Taylor-series)估計值(於  $\gamma = 0$ )取代轉換函數。為了提高非線性檢定的效力，Escribano & Jordà (1999)認為應使用四階泰勒數列估計值取代轉換函數，而建議使用下列的輔助迴歸式：

$$y_t = \delta_0' x_t + \delta_1' x_t s_{t-d} + \delta_2' x_t s_{t-d}^2 + \delta_3' x_t s_{t-d}^3 + \delta_4' x_t s_{t-d}^4 + u_t \quad (10)$$

其中， $x_t = (1, \tilde{x}_t)'$ ， $\tilde{x}_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ 。是故，若是按照 Escribano & Jordà (1999)所建議的方法，整個非線性檢定的步驟如下：

1.  $H_0^1: \delta_1' = \delta_2' = \delta_3' = \delta_4' = 0$ ，係用於檢定虛無假設為線性的情況，其檢定統計量於虛無假設下會漸近於自由度為  $4 \times (\rho + 1)$  之卡方分配；當然，於有限樣本下，可以  $F$  分配取代之。
2. 以  $F$  分配檢定  $H_0^L: \delta_2' = \delta_4' = 0$ ，可得  $F_L$ 。
3. 以  $F$  分配檢定  $H_0^E: \delta_1' = \delta_3' = 0$ ，可得  $F_E$ 。
4. 比較  $F_L$  與  $F_E$  之 p-value，若前者小於後者，則選 LSTAR 模型；若後者小於前者，則選 ESTAR 模型。

在執行 LM 非線性檢定時，遞延參數  $d$  是固定的。為了判斷合適的遞延參數  $d$ ，將對於不同的  $d$  值執行非線性檢定。如果不只一個  $d$  值的虛無假設被拒絕，本文將選擇具有最小 p-value 的  $d$  值。

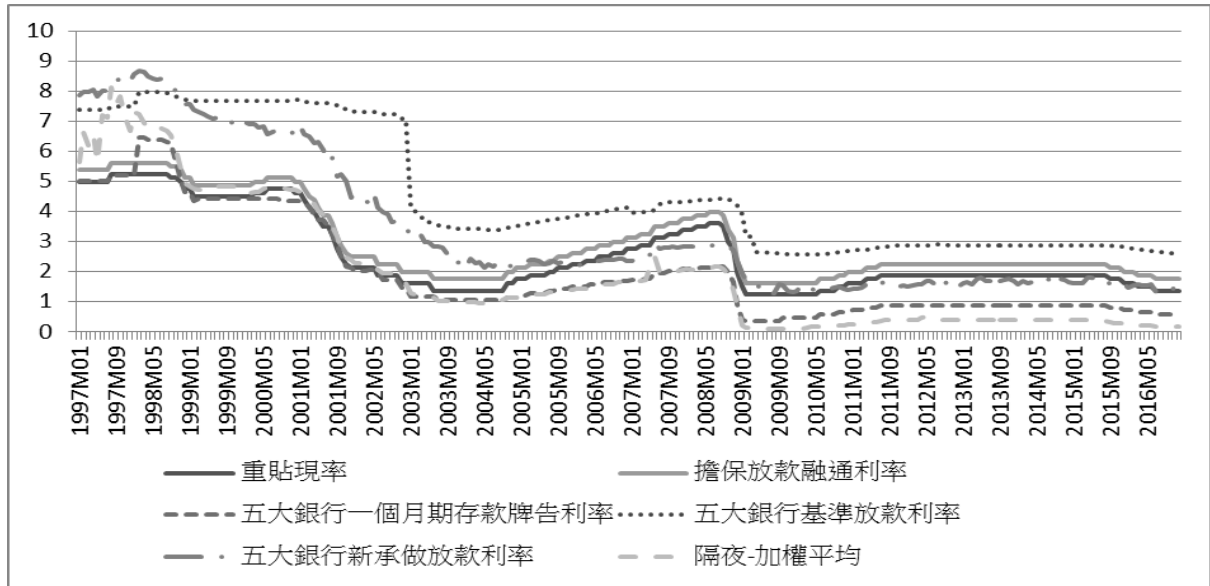
## 肆·實證結果分析

### 一、敘述統計分析

圖二繪出六種台灣利率的時間走勢圖，從圖中可看出自 1997 年 1 月至 2016 年 12 月，各個利率皆有往下走低的趨勢。央行的重貼現率與擔保放款融通利率幾乎呈現相同的走勢，由於二者均屬於央行的政策利率，表示央行的重貼現率調整時亦同時改變其擔保放款融通利率。

從金融業隔夜拆款利率的時間走勢，我們可看出此利率在 2000 年之前波動相當頻繁，可能是受到一連串金融改革的影響<sup>5</sup>。然而，值得注意的是在 2000 年以後，隔夜拆款利率對於央行政策利率存在著大約落後一個月左右遞延調整的反應狀態。此外，大約自 2002 年 12 月以後，六個利率走勢呈現穩定狀態，但在 2008 年的次貸風暴後，利率水準明顯下降，然後持續呈現在低利率水準之穩定狀態。

<sup>5</sup> 即從 1989 年政府宣佈實施利率自由化政策後，緊接著 1991 年核准開放民營銀行設立，之後更陸續輔導信託投資公司、信用合作社轉制為銀行。再加上自 1998 年以來公營銀行陸續進行民營化，且於 2000 年通過「金融機構合併法」與 2001 年通過「金融控股公司法」。



圖二 六種台灣利率之時間走勢圖

表一 六種台灣利率的敘述統計

利率	平均數(%)	最小值(%)	最大值(%)	偏態	峰態	標準差(%)
D	2.00	0.35	6.45	1.196	3.10	1.67
F	3.41	1.29	8.66	1.075	2.57	2.35
L	4.56	2.56	7.96	0.704	1.72	2.04
I	1.99	0.10	8.11	1.215	3.29	2.12
R	2.59	1.25	5.25	0.914	2.32	1.31
C	2.97	1.63	5.63	0.914	2.32	1.31

註：D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。

表一列出各利率的敘述統計值，六個主要利率中，以五大銀行新承做放款利率(F)的標準差 2.35% 為最高，表示其樣本波動幅度最大；其次是金融業隔夜拆款利率(I)；而重貼現率(R)和放款融通利率(C)的標準差最小，表示其波動幅度不大。此外，六個利率的偏態係數皆大於零，表示六種利率皆呈現右偏現象。五大銀行平均一個月定期存款利率(D)與金融業隔夜拆款利率(I)的峰態係數值大於 3，表示這兩個利率的分佈圖形較常態分配來得陡峭；其餘四個利率之峰態係數值皆小於 3，表示此四個利率的分佈圖形較常態分配來得平緩。

## 二、單根檢定與共整合檢定結果

為瞭解研究變數是否為定態序列，本文分別對六個利率進行 ADF 與 PP 單根檢定，各利率原始序列與一階差分後之單根檢定結果整理於表二。從表二可以看出，各利率的原始序列皆無法拒絕虛無假設，表示各利率的原始序列皆為非定態，有單根存在。將各利率原始序列進行一階差分後再進行單根檢定，在 1% 顯著水準下皆拒絕虛無假設，表示在一階差分後皆為定態序列。

表二 各利率之單根檢定結果

原始序列			一階差分		
利率	ADF	PP	利率	ADF	PP
D	-1.60	-1.65	D	-10.21***	-10.41***
F	-0.99	-0.83	F	-6.77***	-18.20***
L	-1.41	-1.74	L	-14.67***	-14.82***
I	-1.27	-1.52	I	-18.84***	-18.31***
R	-2.14	-1.84	R	-5.43***	-9.55***
C	-2.14	-1.84	C	-5.43***	-9.55***

註：1. \*、\*\*與\*\*\*分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準下顯著。

2. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。

由於六個台灣利率之時間序列在一階差分後皆達定態，為同階定態  $I(1)$ ，可以進行共整合關係之探討。本研究以 Johansen 最大概似估計共整合檢定法來檢定利率變數彼此間是否存在共整合關係，亦即是否存在長期穩定的均衡關係。表三為央行重貼利率(R)與其他利率之共整合檢定結果、表四為央行擔保放款利率(C)與其他利率之共整合結果、表五為金融業隔夜拆款利率(I)與零售利率之共整合檢定結果。

由表三可知，軌跡檢定( $\lambda_{trace}$ ) 與最大特徵根檢定( $\lambda_{max}$ ) 在 5% 顯著水準下，金融業隔夜拆款利率(I)與五大銀行平均基準放款利率(L)拒絕虛無假設  $H_0: r = 0$ ，表示央行重貼利率(R)分別對金融業隔夜拆款利率(I)與五大銀行平均基準放款利率(L)之間存在共整合關係，亦即具有長期穩定的均衡關係。然而，央行重貼現率(R)對於五大銀行平均一個月定期存款利率(D)與五大銀行新承做放款利率(F)之間則不存在共整合關係。表四結果同表三，央行擔保放款融通利率(C)分別對金融業隔夜拆款利率(I)與五大銀行平均基準放款利率(L)之間存在共整合關係，但對於五大銀行平均一個月定期存款利率(D)與五大銀

行新承做放款利率(F)之間則不存在共整合關係。

表三 央行重貼利率(R)與其他利率之共整合檢定結果

軌跡檢定( $\lambda_{trace}$ )			最大特徵根檢定( $\lambda_{max}$ )		
利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值	利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值
D	14.11	4.64	D	9.47	4.64
F	15.25	0.80	F	14.45	0.80
L	16.19**	2.998*	L	13.19**	2.998*
I	18.93***	0.56	I	18.38***	0.56

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

2.  $r=0$ ，表示不存在共整合，亦即最多存在零個共整合向量； $r\leq 1$ ，表示最多存在一個共整合向量數。
3. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率。

表四 央行擔保放款利率(C)與其他利率之共整合結果

軌跡檢定( $\lambda_{trace}$ )			最大特徵根檢定( $\lambda_{max}$ )		
利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值	利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值
D	14.11	4.64	D	9.47	4.64
F	15.25	0.80	F	14.45	0.80
L	14.86**	2.81	L	12.05**	2.81
I	18.62***	0.32	I	18.30***	0.32

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

2.  $r=0$ ，表示不存在共整合，亦即最多存在零個共整合向量； $r\leq 1$ ，表示最多存在一個共整合向量數。
3. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、C 為放款融通利率。

表五 金融業隔夜拆款利率(I)與零售利率之共整合檢定結果

軌跡檢定( $\lambda_{trace}$ )			最大特徵根檢定( $\lambda_{max}$ )		
利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值	利率	r=0 統計值	r $\leq$ 1 統計值
D	48.89***	7.44***	D	41.45***	7.44***
F	32.72***	3.02*	F	29.69***	3.02*
L	19.71***	4.03*	L	15.68***	4.03*

註：1.\*、\*\*與\*\*\*分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準下顯著。

2.  $r=0$ ，表示不存在共整合，亦即最多存在零個共整合向量； $r\leq 1$ ，表示最多存在一個共整合向量數。
3. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率現率、I 為金融業隔夜拆款利率。

表五為金融業隔夜拆款利率(I)分別與三個零售利率之共整合關係，各利率的軌跡檢定( $\lambda_{trace}$ )與最大特徵根檢定( $\lambda_{max}$ )皆呈現顯著情況，表示均拒絕虛無假設 $H_0: r=0$ ，亦即金融業隔夜拆款利率(I)分別與三個零售利率之間存在共整合關係，表示具有長期穩定的均衡關係。

### 三、LM檢定

在執行 LM 非線性檢定時，遞延參數  $d$  是固定的，故為了判斷合適的遞延參數  $d$ ，將對於不同的  $d$  值執行非線性檢定，選擇具有最小  $p$ -value 的  $d$  值。如果不只一個  $d$  值的虛無假設被拒絕，且由  $p$  值無法輕易判斷出最適遞延期數，本文將依照 F 檢定統計量中若自由度相同者，檢定統計量越大，其  $p$  值越小的原則，挑選出最適合的遞延落後期。

本文依據 Escribano & Jordà (1999)提出的 LM 檢定方法，考慮  $d=1$  至 4 的泰勒模型，以找出各利差之最適遞延參數  $d$ ，結果見表六。由表六得知，除了 LC 最適落後期數為兩個月( $d=2$ )外，其餘利差的最適落後期為一個月( $d=1$ )。

表六 LM 檢定—利差落後期選擇

利差	$d=1$	$d=2$	$d=3$	$d=4$
D_I	-32.80 (0.000)	-3.15 (0.002)	2.45 (0.015)	4.31 (0.000)
F_I	20.80 (0.000)	-6.58 (0.000)	-2.18 (0.031)	5.26 (0.000)
L_I	6.18 (0.000)	-1.06 (0.290)	-0.65 (0.519)	1.17 (0.243)
L_R	14.37 (0.000)	-4.69 (0.000)	0.72 (0.474)	0.88 (0.383)
I_R	8.60 (0.000)	1.99 (0.048)	-4.41 (0.000)	1.99 (0.047)
L_C	11.21 (0.000)	-4.02 (0.0001)	1.41 (0.162)	-0.33 (0.743)
I_C	-0.96 (0.3395)	5.997 (0.000)	3.77 (0.0002)	-5.69 (0.000)

註：1.表內之值為 F 檢定統計量，括號內則為檢定統計量之  $p$  值。

2. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。D\_I 是表示 D 與 I 之利差，其餘利差可類推。

3.  $d$  為遞延參數， $d=1$  是表示遞延落後一個月的利差，其餘類推。

LM 非線性檢定之虛無假設為： $H_0^1: \delta_1' = \delta_2' = \delta_3' = \delta_4' = 0$ ，從表七中可看出，各利差的  $p$  值皆為 0，表示皆拒絕虛無假設，亦即所有利差皆為非線性關

係，因此，本文使用非線性模型探討利率之間的關係是適當的。然而，本文所使用的非線性 STAR 模型可分為 LSTAR 模型與 ESTAR 模型兩種，故比較  $H_0^L : \delta_2' = \delta_4' = 0$  與  $H_0^E : \delta_1' = \delta_3' = 0$  之  $p$  值，若前者小於後者，則選 LSTAR 模型；而若後者小於前者，則選 ESTAR 模型。

從表七中可以看到，除了 I\_R 可以輕易判斷最適模型為 ESTAR 外，其他利差的  $H_0^L : \delta_2' = \delta_4' = 0$  與  $H_0^E : \delta_1' = \delta_3' = 0$  之  $p$  值皆為 0，無法判斷出最適模型。為了找出最適模型，本文將依照 F 檢定統計量中若自由度相同者，檢定統計量越大，其  $p$  值越小的原則，挑選出最適合的非線性模型。由表七可知，各利差之  $F_E$  皆大於  $F_L$ ，故本文選擇使用 ESTAR 模型，此與 Michael, et. al. (1997) 與 Taylor, et. al. (2001) 等文獻選擇使用 ESTAR 模型是一致的。

表七 LM 檢定—模型判斷

利差	$H_0^L : \delta_2' = \delta_4' = 0$	$H_0^L : \delta_2' = \delta_4' = 0$	$H_0^E : \delta_1' = \delta_3' = 0$	最適模型
D_I	500.2918 (0.0000)	178.7051 (0.0000)	757.5048 (0.0000)	ESTAR
F_I	793.3647 (0.0000)	75.9333 (0.0000)	260.9039 (0.0000)	ESTAR
L_I	74.1552 (0.0000)	5.9541 (0.0000)	26.7007 (0.0000)	ESTAR
L_R	1327.825 (0.0000)	40.9767 (0.0000)	183.8940 (0.0000)	ESTAR
I_R	84.9032 (0.0000)	6.0840 (0.0232)	43.2312 (0.0000)	ESTAR
L_C	956.3264 (0.0000)	26.7067 (0.000)	140.6854 (0.000)	ESTAR
I_C	49.7870 (0.0000)	18.3321 (0.0000)	19.5494 (0.0000)	ESTAR

註：1.表內之值為 F 檢定統計量，括號內則為檢定統計量之  $p$  值。

2. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。D\_I 是表示 D 與 I 之利差，其餘利差依此類推。

#### 四、誤差修正模式

本文使用遞延落後 6 期的誤差修正模型，並且依據張惠萍(2004)以利差取代誤差項，將具有共整合關係的利率進行誤差修正分析，結果列於表八。由表八第一列誤差修正係數皆達顯著水準可知，央行重貼利率(R)與央行擔保放款



利率(C)分別對金融業隔夜拆款利率(I)與五大銀行平均基準放款利率(L)具有長期調整關係;金融業隔夜拆款利率(I)分別對五大銀行平均一個月定期存款利率(D)、五大銀行新承做放款利率(F)與五大銀行平均基準放款利率(L),亦皆具有長期調整關係。此外,各誤差修正模型內的零售利率除了存在自我的短期調整外,亦會受到批發利率調整所影響。

表八 線性誤差修正模型之估計與檢定結果

	$\Delta D_t$	$\Delta F_t$	$\Delta L_t$	$\Delta L_t$
$D_{I_{t-1}}$	-0.046***	$F_{I_{t-1}}$ -0.067***	$L_{I_{t-1}}$ -0.062***	$L_{R_{t-1}}$ -0.030**
$\Delta D_{t-1}$	0.219***	$\Delta F_{t-1}$ -0.434***	$\Delta L_{t-1}$ -0.006	$\Delta L_{t-1}$ 0.0063
$\Delta D_{t-2}$	0.08	$\Delta F_{t-2}$ -0.116*	$\Delta L_{t-2}$ 0.0968	$\Delta L_{t-2}$ 0.768
$\Delta D_{t-3}$	0.006	$\Delta F_{t-3}$ 0.0044	$\Delta L_{t-3}$ 0.0857	$\Delta L_{t-3}$ 0.119*
$\Delta D_{t-4}$	0.0714	$\Delta F_{t-4}$ -0.046	$\Delta L_{t-4}$ -0.0088	$\Delta L_{t-4}$ -0.02
$\Delta D_{t-5}$	-0.121**	$\Delta F_{t-5}$ -0.0073	$\Delta L_{t-5}$ 0.0054	$\Delta L_{t-5}$ 0.015
$\Delta D_{t-6}$	-0.0063	$\Delta F_{t-6}$ 0.036	$\Delta L_{t-6}$ 0.0146	$\Delta L_{t-6}$ 0.029
$\Delta I_t$	0.361***	$\Delta I_t$ 0.303***	$\Delta I_t$ 0.166*	$\Delta R_t$ -0.091
$\Delta I_{t-1}$	0.464***	$\Delta I_{t-1}$ 0.202***	$\Delta I_{t-1}$ 0.23**	$\Delta R_{t-1}$ -0.045
$\Delta I_{t-2}$	-0.29***	$\Delta I_{t-2}$ 0.0998*	$\Delta I_{t-2}$ -0.0528	$\Delta R_{t-2}$ 0.689***
$\Delta I_{t-3}$	-0.087**	$\Delta I_{t-3}$ 0.088*	$\Delta I_{t-3}$ -0.045	$\Delta R_{t-3}$ -0.0867
$\Delta I_{t-4}$	0.101**	$\Delta I_{t-4}$ 0.06	$\Delta I_{t-4}$ -0.0137	$\Delta R_{t-4}$ 0.0235
$\Delta I_{t-5}$	-0.079**	$\Delta I_{t-5}$ 0.055	$\Delta I_{t-5}$ -0.0816	$\Delta R_{t-5}$ -0.345**
$\Delta I_{t-6}$	0.198***	$\Delta I_{t-6}$ 0.063	$\Delta I_{t-6}$ 0.0314	$\Delta R_{t-6}$ 0.087
	$\Delta L_t$	$\Delta I_t$	$\Delta I_t$	$\Delta I_t$
$L_{C_{t-1}}$	-0.03**	$L_{R_{t-1}}$ -0.031***	$L_{C_{t-2}}$ -0.031***	
$\Delta L_{t-1}$	0.0063	$\Delta I_{t-1}$ -0.0558	$\Delta I_{t-1}$ -0.087	
$\Delta L_{t-2}$	0.0768	$\Delta I_{t-2}$ 0.124**	$\Delta I_{t-2}$ 0.124**	
$\Delta L_{t-3}$	<b>0.119*</b>	$\Delta I_{t-3}$ -0.2***	$\Delta I_{t-3}$ -0.2***	
$\Delta L_{t-4}$	-0.02	$\Delta I_{t-4}$ 0.0008	$\Delta I_{t-4}$ 0.001	
$\Delta L_{t-5}$	0.015	$\Delta I_{t-5}$ -0.06	$\Delta I_{t-5}$ -0.06	
$\Delta L_{t-6}$	0.029	$\Delta I_{t-6}$ -0.021	$\Delta I_{t-6}$ -0.02	
$\Delta C_t$	-0.091	$\Delta R_t$ 0.593***	$\Delta C_t$ 0.593***	
$\Delta C_{t-1}$	-0.045	$\Delta R_{t-1}$ 0.311***	$\Delta C_{t-1}$ 0.343***	
$\Delta C_{t-2}$	0.689***	$\Delta R_{t-2}$ 0.1	$\Delta C_{t-2}$ 0.1	
$\Delta C_{t-3}$	-0.0867	$\Delta R_{t-3}$ -0.072	$\Delta C_{t-3}$ -0.07	
$\Delta C_{t-4}$	0.0235	$\Delta R_{t-4}$ 0.0124	$\Delta C_{t-4}$ -0.124	
$\Delta C_{t-5}$	-0.345**	$\Delta R_{t-5}$ 0.205**	$\Delta C_{t-5}$ 0.205**	
$\Delta C_{t-6}$	0.087	$\Delta R_{t-6}$ -0.0053	$\Delta C_{t-6}$ -0.0053	

註：1.\*、\*\*與\*\*\*分別表示於顯著水準 10%、5%與 1%下顯著。

2.利差之遞延落後期數依據表六。

3.D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。D\_I 是表示 D 與 I 之利差，其餘利差可類推。

## 五、非線性模型—STAR

本文依據線性誤差修正模型結果中具有顯著性的估計參數，作為非線性模型 STAR 的估計參數。由 LM 檢定判斷模型之結果可知，本文採用 ESTAR 模型，其可用「NLS 方法」予以估計，其估計結果列於表九。使用表九的結果所繪製各利率對應的估計轉換函數則繪於圖二。

表九 非線性模型—STAR

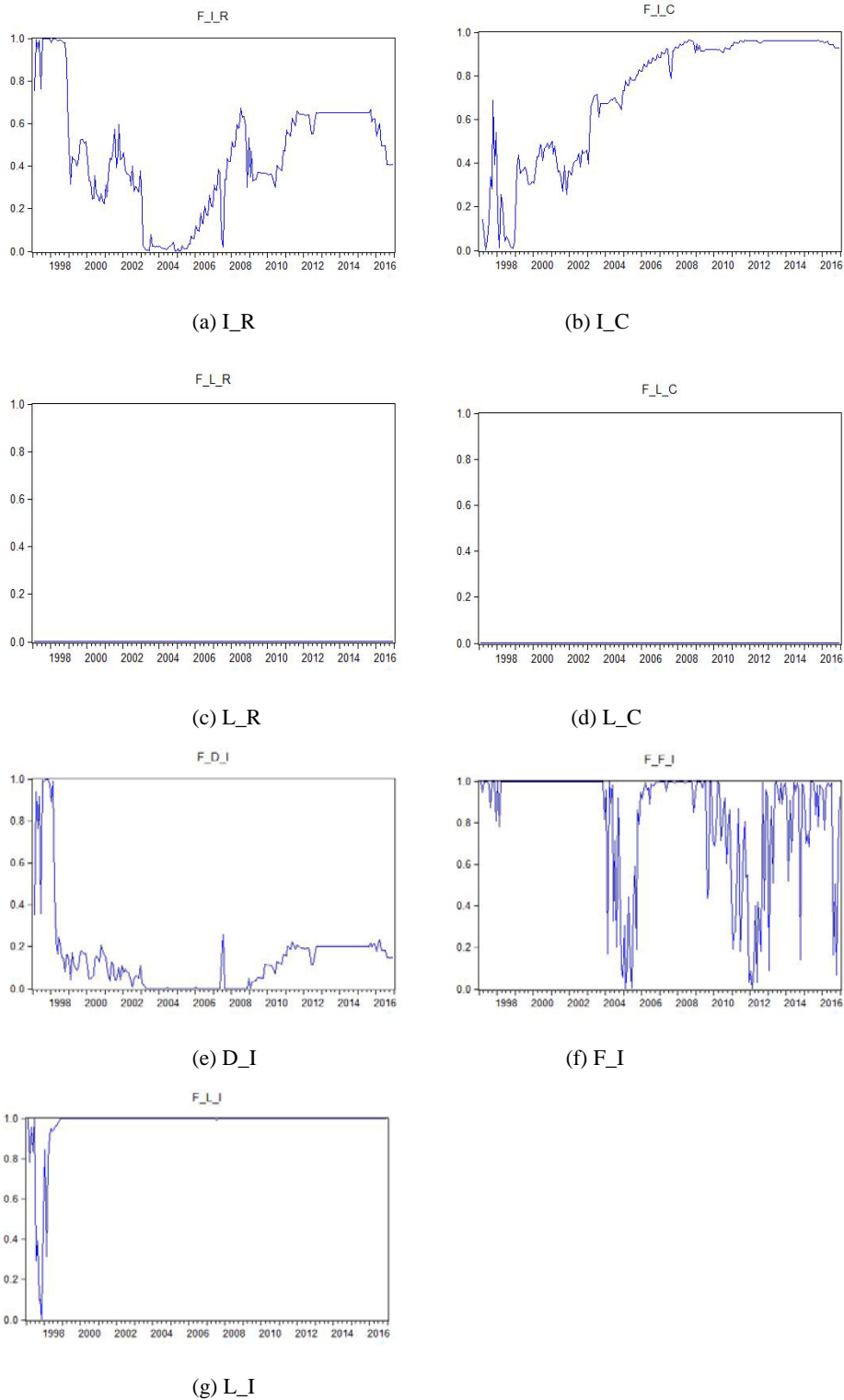
$\Delta D_t$	$\Delta F_t$	$\Delta L_t$	$\Delta L_t$
Equation 1	Equation 1	Equation 1	Equation 1
$\Delta D_{t-1}$ -0.142*	$\mu$ -0.24	$\mu$ 0.027	$\mu$ -0.119
$\Delta D_{t-5}$ -0.122	$\Delta F_{t-1}$ -0.088	$\Delta J_t$ 0.036	$\Delta L_{t-3}$ 0.107
$\Delta I_t$ 0.764***	$\Delta F_{t-2}$ 0.018	$\Delta I_{t-1}$ -0.04	$\Delta R_{t-2}$ 0.34**
$\Delta I_{t-1}$ 0.226***	$\Delta J_t$ -0.18	$L_I I_{t-1}$ -0.074	$\Delta R_{t-5}$ -0.012
$\Delta I_{t-2}$ 0.033	$\Delta I_{t-1}$ -0.56		$L_R R_{t-1}$ 0.044
$\Delta I_{t-3}$ 0.101**	$\Delta I_{t-2}$ -1.27*		
$\Delta I_{t-4}$ 0.015	$\Delta I_{t-3}$ -1.04**		
$\Delta I_{t-5}$ -0.044	$F_I J_{t-1}$ 0.298		
$\Delta I_{t-6}$ 0.124***			
$D_I J_{t-1}$ 0.037**			
Equation 2	Equation 2	Equation 2	Equation 2
$\Delta D_{t-1}$ 0.327	$\mu$ 0.059**	$\mu$ 0.163***	$\mu$ 0.194
$\Delta D_{t-5}$ 0.447	$\Delta F_{t-1}$ -0.430***	$\Delta J_t$ 0.156*	$\Delta L_{t-3}$ 0.156
$\Delta I_t$ -0.072	$\Delta F_{t-2}$ -0.147**	$\Delta I_{t-1}$ 0.218**	$\Delta R_{t-2}$ 0.928
$\Delta I_{t-1}$ 0.448***	$\Delta J_t$ 0.31***	$L_I I_{t-1}$ -0.065***	$\Delta R_{t-5}$ -0.781
$\Delta I_{t-2}$ -0.388***	$\Delta I_{t-1}$ 0.15***		$L_R R_{t-1}$ -0.071
$\Delta I_{t-3}$ -0.728***	$\Delta I_{t-2}$ 0.181***		
$\Delta I_{t-4}$ 0.0175	$\Delta I_{t-3}$ 0.124***		
$\Delta I_{t-5}$ -0.241**	$F_I J_{t-1}$ -0.069***		
$\Delta I_{t-6}$ -0.257**			
$D_I J_{t-1}$ -0.185***			
$\gamma$ 0.311***	$\gamma$ 13.544***	$\gamma$ 1.129***	$\gamma$ 0.00014
$C$ 0.022***	$C$ 1.091***	$C$ -0.3386	$C$ 2.06***
$S_{t-d}$ $D_I J_{t-1}$	$S_{t-d}$ $F_I J_{t-1}$	$S_{t-d}$ $L_I I_{t-1}$	$S_{t-d}$ $L_R R_{t-1}$
$\gamma/\sigma(s)$ 0.56	$\gamma/\sigma(s)$ 27.51	$\gamma/\sigma(s)$ 1.24	$\gamma/\sigma(s)$ 0.00012

表九 非線性模型—STAR (續)

$\Delta I_t$		$\Delta I_t$		$\Delta I_t$	
Equation 1		Equation 1		Equation 1	
$\mu$	-0.103	$\mu$	-0.003	$\mu$	-0.004
$\Delta I_{t-3}$	0.107	$\Delta I_{t-2}$	-0.26*	$\Delta I_{t-2}$	-0.28***
$\Delta C_{t-2}$	0.34**	$\Delta I_{t-3}$	0.13	$\Delta I_{t-3}$	0.064
$\Delta C_{t-5}$	-0.012	$\Delta R_t$	0.256	$\Delta C_t$	0.203*
$L_C_{t-1}$	0.044	$\Delta R_{t-1}$	0.243	$\Delta C_{t-1}$	0.2
		$\Delta R_{t-5}$	-0.67***	$\Delta C_{t-5}$	-0.6***
		$I_R_{t-1}$	-0.002	$I_C_{t-2}$	-0.001
Equation 2		Equation 2		Equation 2	
$\mu$	0.164	$\mu$	-0.05**	$\mu$	-0.1***
$\Delta I_{t-3}$	0.157	$\Delta I_{t-2}$	0.17***	$\Delta I_{t-2}$	0.26***
$\Delta C_{t-2}$	0.923	$\Delta I_{t-3}$	-0.22***	$\Delta I_{t-3}$	-0.24***
$\Delta C_{t-5}$	-0.772	$\Delta R_t$	1.09***	$\Delta C_t$	1.95***
$L_C_{t-1}$	-0.0696	$\Delta R_{t-1}$	0.27	$\Delta C_{t-1}$	0.81**
		$\Delta R_{t-5}$	1.45***	$\Delta C_{t-5}$	3.16***
		$I_R_{t-1}$	-0.04***	$I_C_{t-2}$	-0.06***
$\gamma$	0.000145	$\gamma$	0.99****	$\gamma$	0.41***
$c$	1.68***	$c$	-0.5***	$c$	0.87***
$s_{t-d}$	$L_C_{t-1}$	$s_{t-d}$	$I_R_{t-1}$	$s_{t-d}$	$I_C_{t-2}$
$\gamma/\sigma(s)$	0.00012	$\gamma/\sigma(s)$	1.03	$\gamma/\sigma(s)$	0.43

- 註：1. 所有模型均考慮遞延落後 6 期 STAR 模型。  
 2. 利差 (長期均衡)之遞延落後期數依據表六。  
 3. \*、\*\*與\*\*\*分別表示於顯著水準 10%、5%與 1%下顯著。  
 4. D 為五大銀行平均一個月定期存款利率、F 為五大銀行新承做放款利率、L 為五大銀行平均基準放款利率、I 為金融業隔夜拆款利率、R 為重貼現率、C 為放款融通利率。

從(8)式中可看出，ESTAR 模型的轉換函數以及轉換變數與其門檻值差異之間是呈對稱的態勢，亦即：  
 若  $|s_{t-d} - c| \rightarrow 0$ ，則  $F(\cdot) \rightarrow 0$ ，利率水準達到低狀態(lower regime)，利率的短期動態調整以方程式 1 為主。  
 若  $|s_{t-d} - c| \rightarrow \infty$ ，則  $F(\cdot) \rightarrow 1$ ，利率水準達到高狀態(upper regime)，利率的短期動態調整以方程式 2 為主。



圖二 六種利率的估計轉換函數

註：F\_D\_I是指轉換變數為 D\_I之轉換函數，其餘依此類推。

將表九與圖二整理後，可得到以下結果：

### (一) 政策利率變動對隔夜拆款利率的影響

政策利率變動對隔夜拆款利率(I)的影響，在表九中隔夜拆款利率(I)對重貼現率(R)或擔保放款利率(C)的回應幾乎如出一轍。然而，從圖二(a)與(b)可得知，面對二種政策利率變動時，隔夜拆款利率(I)的短期動態回應未必相同。從圖二(a)可以看出，在 1998 年以前，隔夜拆款利率(I)面對重貼現率變動的回應由方程式 2 主導，並且存在顯著的利差效果。但是，在 1998 年以後，估計之轉換函數逐漸朝下，甚至在 2002 年至 2004 年之間趨近於 0，表示隔夜拆款利率(I)面對重貼現率變動的回應轉由方程式 1 為主，不存在利差效果。直到 2005 年以後，估計之轉換函數的趨勢逐漸朝上，表示隔夜拆款利率(I)面對重貼現率(R)變動的回應逐漸回到由方程式 2 主導，亦存在有遞延落後的現象( $\Delta R_{t-5}$ 具有顯著性，表示至多 5 個月)。

由圖二(b)可知，就央行擔保放款融通利率(C)變動而言，大致可分成兩個階段，即大約於 1998 年以前，可看出隔夜拆款利率(I)的短期動態回應在方程式 1 與 2 之間轉換，比較特別的是方程式 1 不存在利差效果。然而在 1998 年以後，因估計之轉換函數逐漸趨近於 1，故整個模型由方程式 2 主導，而於此方程式中可看出隔夜拆款利率(I)的短期動態回應存在顯著的利差效果( $L_{C_{t-2}}$ 具有顯著性)，表示隔夜拆款利率(I)會隨央行擔保放款融通利率(C)變動調整，並且存在長期均衡關係，以及存在有遞延落後的現象( $\Delta C_{t-5}$ 具有顯著性，表示至多 5 個月)。

### (二) 政策利率變動對基本放款利率的影響

政策利率變動對基本放款利率(L)的影響如出一轍，從圖二(c)與(d)中可以看出，基本放款利率(L)的短期動態回應因估計之轉換函數近乎於 0，故整個模型由方程式 1 主導。但是，從表九中卻可以得知 L 與 R 和 C 不具有利差效果( $\Delta L_{R_{t-1}}$ 與 $\Delta L_{C_{t-1}}$ 不具有顯著性)，表示重貼現率(R)與央行擔保放款融通利率(C)對基本放款利率(L)不存在自我調整與長期均衡關係。不過，其仍存在有遞延落後的現象( $\Delta R_{t-2}$ 與 $\Delta C_{t-2}$ 具有顯著性，表示至多 2 個月)。

### (三) 隔夜拆款利率變動對其他利率的影響

接下來我們想要瞭解政策利率是否可透過隔夜拆款利率(I)之傳導，間接影響其他利率。隔夜拆款利率(I)變動對五大銀行一個月定存利率(D)的影響。

如圖二(e)所示，大約在 1998 年之前，五大銀行一個月定存利率(D)的調整大致以模型內方程式 2 為主。不過，1998 年之後整個模型的調整逐漸朝向以方程式 1 為主，尤其大約 2003 年至 2008 年之間，模型的估計轉換函數更是趨近於 0。在 2010 年以後，估計轉換函數雖有起伏卻變動不大，保持在大約 0.2。若觀察表九內五大銀行一個月定存利率(D)的 STAR 模型的估計結果，可發現當變動調整以方程式 2 時，五大銀行一個月定存利率(D)不存在自身動態調整，而是隨著隔夜拆款利率(I)變動調整，並且存在遞延落後調整的現象，最多可到達 6 個月( $\Delta I_{t-6}$ 具有顯著性)。然而，不論是方程式 1 或方程式 2 內，皆存在利差效果。綜合上述，面對短期隔夜拆款利率(I)的變動，五大銀行一個月定存利率(D)具有長期調整關係。

隔夜拆款利率(I)對五大銀行新承做放款利率(F)的影響，從圖二(f)可發現大約在 2003 年以前，模型的估計轉換函數主要以方程式 2 為主，之後模型大部分時間保持在方程式 1 與方程式 2 之間互換。雖然，大約在 2005 年至 2008 年之間，模型的估計轉換函數一度回歸到以方程式 2 為主。從表九中可以看出，五大銀行新承做放款利率(F)在方程式 2 中存在自身短期動態調整，還會受到隔夜拆款利率落後調整以及利差效果。而在方程式 1 中，雖然新承做放款利率不存在自身短期動態調整與利差效果，仍然具有落後調整( $\Delta I_{t-3}$ 具有顯著性)。

至於金融業隔夜拆款利率(I)對五大銀行平均基準放款利率(L)的變動影響，從圖二(g)可以得知，在 1998 以前模型調整維持在模型內方程式 1 與 2 互換的情況；在 1998 年以後則以方程式 2 為主，雖然不存在自身短期動態調整，不過會隨金融業隔夜拆款利率(I)變動調整以及存在利差效果，表示金融業隔夜拆款利率(I)對五大銀行平均基準放款利率(L)存在長期均衡調整關係。

#### (四) 比較各模型的非線性程度以及利差效果

模型非線性程度的衡量，可將  $\gamma$  參數除以對應利差之轉換變數的(樣本)標準差，得到調整後的  $\gamma$  參數估計值( $\gamma/\sigma(s)$ )當作指標。由表九即可看出以五大銀行新承做放款利率(F)對隔夜拆款利率(I)的調整後  $\gamma$  參數為最高( $\gamma/\sigma(s)$  超過 27)，顯示出其非線性程度最為明顯；其次是五大銀行平均基準放款利率(L)對隔夜拆款利率(I)；最低的是五大銀行平均基準放款利率對政策利率(重貼現率(R)與放款融通率(C))，調整後  $\gamma$  參數只有 0.00012，幾乎可以忽略不計。

至於利差效果，從表九可以看出，除了隔夜拆款利率(I)對五大銀行新承做放款利率(F)的模型，其他利率模型只偏向單一方程式調整。從上述可以得

知，隔夜拆款利率(I)對五大銀行一個月定存利率(D)的短期動態調整，偏向方程式 1。因此，以利率水準達低狀態來看，可以得知長期均衡值大於門檻值，表示存款利率(D)必須下降才可以達到均衡，因此存在著向上調整的僵硬性，實證結果支持集體價格協議假說。另外，新承做放款利率(F)與基本放款利率(L)只有利率水準達到高狀態(upper regime)期間才會影響到長期均衡的調整(STAR 模型的利差項僅在方程式 2 中具有顯著性)，此時長期均衡值(利差係數)大於門檻值，表示利率必須下跌才可以達到均衡，因此新承做放款利率(F)與基本放款利率(L)存在著向上調整的僵硬性，實證結果支持顧客反感反應假說。

## 伍·結論

本研究之目的在於探討台灣央行政策利率、金融業隔夜拆款利率以及銀行零售利率之間的關係，以瞭解利率傳導過程及成效，並比較各利率的非線性程度以及利差效果。本文使用 Johansen 共整合檢定、線性誤差修正模型，以及非線性模型—STAR，檢視台灣各主要利率之間的關係。

在共整合檢定結果發現：1.央行重貼利率(R)與放款融通利率(C)分別對於金融業隔夜拆款利率(I)、五大銀行平均基準放款利率(L)有共整合關係存在。2.金融業隔夜拆款利率(I)分別與五大銀行平均一個月定期存款利率(D)、五大銀行新承做放款利率(F)與五大銀行平均基準放款利率(L)之間存在共整合關係，亦即具有長期穩定的均衡關係。

LM 非線性檢定結果顯示所有利差皆為非線性關係，因此，針對具有共整合關係的利率，除使用線性誤差修正模型進行分析外，本文還使用非線性 STAR 模型探討利率之間的關係。而在 ESTAR 和 LSTAR 模型的選擇結果，本文與 Michael, et. al., (1997)與 Taylor, et. al., (2001)等文獻相符合，選擇使用 ESTAR 模型。

誤差修正模型結果顯示：1.央行重貼利率(R)與央行擔保放款利率(C)分別對金融業隔夜拆款利率(I)與五大銀行平均基準放款利率(L)具有長期調整關係。2.金融業隔夜拆款利率(I)分別對五大銀行平均一個月定期存款利率(D)、五大銀行新承做放款利率(F)與五大銀行平均基準放款利率(L)，皆具有長期調整關係。3.各誤差修正模型內的零售利率除了存在自我的短期調整外，亦會受到批發利率的調整影響，並且各誤差修正模型內的利差項皆達顯著，表示具有利差效果。

由非線性 STAR 模型結果顯示：1.政策利率的變動對金融業隔夜拆款利率

(D)影響在 2008 年以後趨於明朗，其存在長期均衡調整關係，表示隔夜拆款利率除了存在自身短期動態調整，亦會隨著政策利率的變動進行調整，不過有遞延落後的現象。2.五大銀行一個月定存利率(D)、五大銀行新承做放款利率(F)與五大銀行平均基準放款利率(L)，會隨金融業隔夜拆款利率(I)變動調整，並存在長期均衡調整關係。3.從政策利率的變動對於零售利率的調整轉換狀態可以得知，不如隔夜拆款利率(I)對於零售利率更具有影響力，尤其以基準放款利率(L)的利差效果來看可以得知，政策利率的影響(利差項不具有顯著性)小於隔夜拆款利率(I)的影響。綜合來說，非線性 STAR 模型可以清楚地解釋零售利率受到批發利率影響的調整轉換狀態，因此，非線性 STAR 模型的解釋能力優於線性誤差修正模型。

本文主要貢獻在於：1.透過非線性 STAR 模型檢視利率間的利差效果與短期動態調整，可以充份地瞭解央行政策利率對於市場利率轉嫁行為的差異，以及央行貨幣政策執行的成效。2.提供投資人、銀行與政府評估與擬定各種的策略時，可以藉由利率僵硬性與不對稱的調整性質，事先判斷貨幣政策執行的成效，避免錯誤貨幣政策的執行。3.最後，建議後續研究者可採用其他國家的長、短期利率進行比較(如：美國)；或者探討其他經濟變數指標與利率之間的非線性行為；也可利用非線性模型探討其他金融資產(如：股票)的報酬行為。

## 參考文獻

- 王冠閔、李源明、黃柏農，「預期、非預期貨幣政策的衝擊與不對稱的利率轉嫁」，*台灣經濟預測與政策*，第 45 卷第 2 期，2009 年，頁 189-235。
- 張惠萍，「利率期限結構非線性平滑轉換誤差修正模型之分析」，淡江大學財務金融研究所碩士論文，2004 年。
- 馮惠珊、余惠芳、高偉娟，「臺灣重貼現率對所得利率物價匯率關聯性之探討」，*華人前瞻研究*，第 9 卷第 1 期，2013 年，頁 1-14。
- Aziakpono, M. J. "Financial Integration amongst the SACU Countries: Evidence from Interest Rate Pass-through Analysis", *Journal for the Studies in Economics and Econometrics*, Vol. 30(2), 2006, pp.1-23.
- Deschamps, P. J. "Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, 2008, pp.435-462.
- Eitrheim, O. & T. Teräsvirta, "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74, 1996, pp.59-75.



- Ellingsen, T. & U. Söderström, "Monetary Policy and Market Interest Rates", *The American Economic Review*, Vol. 91(5), 1999, pp.1594-1607.
- Engle, R. & C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp.251-276.
- Engle, R. F. & B. S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, pp.143-159.
- Escribano, A. & O. Jordà, "Improved Testing and Specification of Smooth Transition Regression Models", In P. Rothman, ed., *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*, Dordrecht Kluwer Academic Publishers, 1999, pp.289-320.
- Franses, P. H. & D. Van Dijk, "Nonlinear Time Series Models in Empirical Finance", Cambridge University Press, 2000.
- Freixas, X. & J. C. Rochet, "Microeconomics of Banking", Cambridge MA: MIT Press, 1997.
- Gambacorta, L. & S. Iannotti, "Are There Asymmetries in the Response of Bank Interest Rates to Monetary Shocks?" *Applied Economics*, Vol. 39(19), 2007, pp.2503-2517.
- González, A. & T. Teräsvirta, "Simulation-based Finite Sample Linearity Test against Smooth Transition Models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 68, 2006, pp.797-812.
- Granger, C.W.J. & P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp.111-120.
- Granger, C. W. L. & T. Teräsvirta, "Modelling Nonlinear Economic Relationships", Oxford University Press, 1993.
- Hannan, T. & A. Berger, "The Rigidity of Prices: Evidence from the Banking Industry", *American Economic Review*, Vol. 81(4), 1991, pp.938-945.
- Haug, A. A. & P. L. Siklos, "The Behavior of Short-term Interest Rates: International Evidence of Non-linear Adjustment", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 10(4), 2006, pp.1-34.
- Haughton, A. Y. & E. M. Iglesias, "Interest Rate Volatility, Asymmetric Interest Rate Pass through and the Monetary Transmission Mechanism in the Caribbean Compared to US and Asia", *Journal for Economic Modelling*, Vol. 29, 2012, pp.2071-2089.
- Hutchison, D. "Retail Bank Deposit Pricing: an Intertemporal Asset Pricing Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, 1995, pp.217-231.
- Iregui, A. M., Milas C. & J. Otero, "On the Dynamics of Lending and Deposit Interest Rates in Emerging Markets: A Non-linear Approach", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 6(3), 2002, Article 4.
- Lanne, M. "Nonlinear Dynamics of Interest Rates and Inflation", *Journal of Applied Econometrics*,

- Vol. 21(8), 2002, pp.1157-1168.
- Liew, V. K. S., Baharumshah, A. Z., Habibullah, M. S. & H. Midi, "Monetary Exchange Rate Model: Supportive Evidence from Nonlinear Testing Procedures", MPRA Paper 7293, Retrieved from University Library of Munich, Germany, 2008.
- Lowe, P. & T. Rohling, "Loan Rate Stickiness: Theory and Evidence", Research Discussion Paper 9206, Retrieved from Reserve Bank of Australia, 1992.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. & T. Teräsvirta, "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Model", *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp.491-499.
- Marotta, G. "Structural Breaks in the Lending Interest Rate Pass-through and the Euro", *Economic Modeling*, Vol. 26, 2009, pp.191-205.
- Michael, P., Nobay, A. R. & D. A. Peel, "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 1997, pp.862-879.
- Neumark, D. Y. & S. Sharpe, "Market Structure and the Nature of Price Rigidity: Evidence from the Market for Consumer Deposits", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(2), 1992, pp.657-680.
- Paya, I., Venetis, I. A. & D. A. Peel, "Further Evidence on PPP Adjustment Speeds: the Case of Effective Real Exchange Rates and the EMS", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 65, 2003, pp.421-438.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp.335-346.
- Said, S. E. & D. A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, Vol. 71, 1984, pp.599-607.
- Sander, H. & S. Kleimeier, "Asymmetric Adjustment of Commercial Bank Interest Rates in the Euro Area: An Empirical Investigation into Interest Rate Pass-through", *Kredit und Kapital*, Vol. 35(2), 2002, pp.161-192.
- Schwert, G. "Testing for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7(2), 1989, pp.73-103.
- Skalin, J. & T. Teräsvirta, "Another Look at Swedish Business Cycles", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, 1999, pp.359-378.
- Taylor, N. D., Peel, D. A. & L. Sarno, "Nonlinear Mean-Reversion in Real Exchange Rates: toward a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles", *International Economic Review*, Vol. 42, 2001, pp.1015-1042.
- Teräsvirta, T. "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive

- Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, 1994, pp.208-218.
- Teräsvirta, T. “Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions”, In A. Ullah (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Dekker, 1998, pp.507-552.
- Van Dijk, D., Teräsvirta, T. & P. H. Franses, “Smooth Transition Autoregressive Models: A Survey of Recent Developments”, *Econometric Reviews*, Vol. 21, 2002, pp.1-47.
- Wang, K. M. & Y. M. Lee, “Market Volatility and Retail Interest Rate Pass-through”, *Economic Modelling*, Vol. 26(6), 2009, pp.1270-1282.
- Wang, K. M. & T. B. N. Thi, “Asymmetric Pass-through and Risk of Interest Rate: An Empirical Exploration of Taiwan and Hong Kong”, *Applied Economics*, Vol. 42(5), 2010, pp.659-670.
- Yüksel, E. & K. M. Özcan, “Interest Rate Pass-through in Turkey and Impact of Global Financial Crisis: Asymmetric Threshold Cointegration Analysis”, *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 49(4), 2013, pp.687-708.
- Zhou, J. “Smooth Transition Autoregressive Models: A Study of the Industrial Production Index of Sweden”, *Department of Statistics*, Vol. 22, 2010, pp.1174-1177.

# The Empirical Test of Taiwan Interest Rate Pass-Through Process

EMILY HO, CHUNG-HSUNG YUAN \*

## ABSTRACT

The central bank of a country adjusts its interest rate level in order to achieve its economic policy. The policy interest rates can affect the Overnight Interbank Call-Loan Rate and then pass-through to Bank Deposit Interest Rates or other interest rates. The transfer process can be called the interest rate pass-through process.

The main purpose of this paper is to explore the relationship among the six major interest rates in Taiwan, using the co-integration test, the error correction model, and the STAR nonlinear model. By the co-integration test, Discount Rate and Interest Rate on Accommodations with Collateral had a long-term stable equilibrium relationship with average monthly Base Lending Rate by 5 major Banks and the Overnight Interbank Call-Loan Rate, respectively. The Overnight Interbank Call-Loan Rates had a long-term stable equilibrium relationship with three retail interest rates.

The results of the error correction model showed that, in addition to the short-term self-adjustment, the retail interest rates were affected by the adjustment of the wholesale interest rates. The STAR non-linear model empirical results showed that the policy interest rate can affect the Overnight Interbank Call-Loan Rates, and then the Overnight Interbank Call-Loan Rates affected retail interest rates.

Keywords: interest rate pass-through process, co-integration test, error correction model, STAR model

---

\* Emily Ho, Associate Professor, Department of Finance, National Pingtung University.  
Chung-Hsung Yuan, Master in Department of Finance, National Pingtung University.