

歐元對美元拋補利率非對稱套利及金融市場效率研究

Asymmetric arbitrary and financial market efficiency between US and European Monetary Union

王健合 (Wang, Chien-Ho) *
國立臺北大學

林常青 (Lin, Chang-Ching) †
中央研究院經濟所

劉祥熹 (Liu, Hsiang-Hsi) ‡
國立臺北大學

莊傑雄 (Chuang, Chieh-Haiung) §
玉山銀行

November 05, 2010

摘要

本文探討歐洲國家流通貨幣市場與短期資本市場中，歐洲金融市場相對於美元拋補利率平價 (covered interest parity) 條件之長短期變化。研究期間自 1990 年代末期歐元正式發行後至 2007 年。本文根據偏離拋補利率平價式變數的設定，分別以門檻自我迴歸模型 (self exciting threshold autoregressive model) 分析偏離拋補利率平價短期關係，進而以門檻向量誤差修正模型 (threshold vector error correction) 分析遠期外匯溢酬與利率差距來連結外匯市場與金融資產市場，以解釋拋補利率平價條件之長期調整。實證結果顯示，在研究期間內短期偏離拋補利率平價數列以單一門檻模型為最適。在偏離拋補利率平價短期關係上，可發現歐元兌換美元拋補利率套利需要有足夠的利潤空間，且將歐元對於美元升值的走勢納入誘發套利活動的最低限度考量中，才足以誘使投機者進入市場套利。在遠期外匯溢酬與名目利率差距之間長期調整中，可發現兩者具有長期共整合關係，且利率差距存在不對稱的動態調整。而由本文結果可以發現，當歐盟各國使用單一貨幣以後，在市場交易上會保持高效率，不會受到影響。此結果對於外匯及金融市場投資者而言，可提供重要的套利及避險參考依據。

JEL numbers: F31, G15, C23.

關鍵字：拋補利率平價，單一貨幣聯盟，門檻式模型，金融市場

*通訊作者：國立臺北大學經濟學系，台北縣三峽鎮237大學路151號，Email wangchi3@mail.ntpu.edu.tw.

†中央研究院經濟所，台北市南港區115研究院路2段128號，Email lincc@econ.sinica.edu.tw.

‡國立臺北大學國際企業所，台北縣三峽鎮237大學路151號，Email hsiang@mail.ntpu.edu.tw.

§玉山銀行，台北市中山區104民生東路3段49號，Email jeffcsjung@yahoo.com.tw.

Abstract

This paper investigates the change of cover interest parity (CIP) condition in European monetary and short-term capital markets after European Monetary Union (EMU) established in 1999. We use three-month and twelve-month frequency data to reexam cover interest parity between euro and U.S. dollars from 1999-2007. According to the covered interest parity condition, the self-exciting threshold autoregressive (SETAR) model are used to estimate short run relationship of covered interest derivation (CID). The threshold vector error correction (TVECM) models allow us to examine the long-run relationship between forward premium and interest rate differences.

From the empirical results, we find CID with one threshold value. This outcome shows that arbitrageurs may have took possible dollar depreciation into their considerations. More deviation are apparently needed to evoke arbitrage from euro to dollars. About long-run relationship, the CID and interest rate differences exist linear cointegrated relationship. This regression result shows that the CIP condition is still hold under EMU established. The monetary union do not generate any influence on transaction efficiency in financial and exchange rate markets.

JEL numbers: F31, G15, C23.

Keywords: Covered interest rate parity, Financial markets, Threshold models, Economic and Monetary Union of the European Union.

1 前言

歐洲國家自1970年代提出金融整合的概念，此一金融整合對於歐盟各國財政、貨幣以及匯率政策具有深遠的影響。其中，建立金融市場調控機制及衡量金融市場整合後的交易效率即成為重要的政策議題。就評估新興金融市場的交易有效性方面，以資本市場與貨幣市場為分析的首要重點。在眾多判斷市場交易效率性的工具中，拋補利率平價 (covered interest parity, CIP) 則為判斷金融市場是否具有交易效率的常用方法。當金融市場具有交易效率時，拋補利率平價條件會成立，金融市場中不存在套利空間。在實際的金融市場中，因存在投資風險、政治風險、資本控制與交易成本等種種因素，市場參與者對於套利空間卻非即時反應，形成投機活動於特定範圍內無法運作的無套利空間 (no-arbitrage bands)。但傳統實證方法中，線性模型無法完全捕捉此種不對稱反應的效果。

為捕捉拋補利率評價的非線性調整，近期文獻則使用門檻式模型來研究拋補利率平價關係。Balke and Wohar (1998) 定義外匯及利率市場的交易成本。且認為交易成本存在使得偏離拋補利率平價為非線性的動態調整，其採用三區間的門檻自我迴歸 (Threshold Autoregression, TAR) 模型分析1974年1月至1993年9月美國對英國即期匯率、遠期匯率與利率的關係，實證結果發現許多偏離拋補利率平價超過交易成本的觀察值，隱含套利機會的存在。此外，當偏離拋補利率平價於中立帶 (Neutral Band) 之外時，由於市場套利活動的運作促使其動態調整較為迅速，使得偏離拋補利率的持續性在中立帶外低於中立帶內。Keynes(1923) 與 Einzig(1937) 對拋補利率平價的猜測，認為年利率至少偏離拋補利率平價0.5%以上時才會引發套利活動，並且在套利基金供給不為完全彈性情形下，其套利空間將緩慢消失，此猜測隱含在兩次大戰期間的套利活動存在相當高的交易成本，即使出現巨幅偏離 CIP 的情形，由於套利資金的不完全流動造成套利空間並非立即消失。Peel and Taylor (2002) 採用1922年1月至1925年3月紐約與倫敦的利率市場與外匯市場週資料，使用單變量 TAR 模型以及多變量門檻向量誤差修正模型 (Threshold Vector Error Correction Model, TVECM) 分析偏離 CIP 的非線性調整，並估得調整之門檻值為0.42%，與 Keynes-Einzig 所提出年利率0.5%並無明顯差異。Taylor and Branson (2004) 則研究1998年俄國盧布 (Ruble) 大幅震盪所帶來的影響，為了驗證盧布貶值使債券違約風險貼水上升的效果，Taylor and Branson 以1個月、3個月、與6個月國庫券利率日資料，設定 $AR(1)$ 的門檻模型檢驗一般化的拋補利率平價套利，分析期間主要為1996年12

月到1998年8月。實證結果發現 CIP 的無套利區間隨著國庫券到期日增加而擴大，無套利區間外的 CIP 調整速度也呈現顯著的到期日效果 (maturity effect)，亦即隨著所選擇套利債券之間到期日差距越大，朝向 CIP 無套利區間的調整速度也越緩慢。基於上述的文獻回顧中可發現到，當市場風險及交易成本存在且數額相當高時，會存在套利空間。故本文分析將依利率偏離平價時，朝向均衡點回復速度的快慢，決定貨幣與金融市場是否具交易效率之判定依據。若市場偏離拋補利率平價時，收斂回到平價條件的時間越快，則套利可能性越低，市場交易效率越高。

本文藉由檢視歐元對美元匯率之拋補利率平價條件，分析歐洲單一貨幣體系從1999年成立直到2007年中旬，歐洲貨幣和金融市場的資訊流通及交易效率。本文使用門檻模型分別刻畫偏離拋補利率平價之短期調整動態與長期關係，特別在短期分析上，採用門檻自我迴歸 (self-exciting TAR, SETAR) 模型實證評估當拋補利率平價短期偏離均衡狀態時，調整回均衡狀態之調整速率，藉以探究貨幣與金融市場在歐洲貨幣統合下之效率性。有關貨幣與金融市場之長期互動關係上則用 TVECM，以檢視拋補利率條件在歐洲貨幣聯盟成立時，若存在套利時回復平價之速率，進而顯示貨幣與金融市場之長期效率。有別於現今文獻，本文有三大特色：首先，有關前述的研究中，都僅以單一國家間拋補利率平價差異來加以研究，然而本研究著重探討歐洲貨幣聯盟成立後，單一貨幣在拋補利率平價上，而是否仍像單一國家貨幣市場具有相同效率。此相關議題迄今尚未有詳細的研究。其次，大部分相關研究僅針對短期拋補利率平價調整速度，來判斷貨幣與金融市場的效率性。對於長期拋補利率平價關係的研究，雖有文獻做相關的討論，但是對於利用長期關係來解釋貨幣與金融市場的效率性，則尚未有明確的結論。相較於早期文獻，本文藉由長短期分析更可以完整地檢驗效率性是否同時存在於短期與長期貨幣市場中。最後，本文採取最近由 Hansen(1996, 1997) 所發展的門檻數量檢定，以決定是否存在非套利區間。此種設定方式可以將投資者對於貨幣升貶值具不同的反應態度，考量進入 CIP 模型之中。

本文結構分述如下：除前言外，第二章介紹拋補利率平價理論以及本文中使用的相關計量方法，包括 SETAR 與 TVECM 的檢定與估計。第三章則為實證結果與分析，除了檢定單根與共整合關係外，我們將著重於探討拋補利率平價之長短期動態行為與效率性。而最後一章則為本文之結論。

2 拋補利率平價理論及計量方法介紹

早期對外匯市場的研究中，一個主要研究的議題為探討即期外匯、遠期外匯與利率之間的關係，即一般所謂的拋補利率平價說。假設國際金融市場間無任何的市場風險與交易成本，在市場參與者具有風險中立與理性預期的效率市場前提下，無交易成本的拋補利率平價可寫成：

$$\frac{F_{t,k}}{S_t} = \frac{1 + i_{t,k}}{1 + i_{t,k}^*} \quad (1)$$

其中 $F_{t,k}$ 為 k 期的遠期匯率， S_t 為即期匯率， $i_{t,k}$ 與 $i_{t,k}^*$ 分別代表在 t 期與 $t+k$ 期間投資國內與國外資產的報酬。可將 (1) 式化為以對數的形式

$$f_{t,k} - s_t \cong i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (2)$$

其中 $f_{t,k} \equiv \log_e F_{t,k}$, $s_t \equiv \log_e S_t$ ，如果遠期匯率可以解釋為市場對於未來即期匯率的預期，則可將未拋補利率平價條件轉化為拋補利率平價條件。換言之，當達到均衡時，拋補利率平價認為一國遠期匯率的貼水或升水，應該等於兩國期限相同且性質類似的金融資產間利率差距。然而當 (1) 式的條件無法滿足，則無風險套利機會就可能會出現，投機者對於以不同貨幣計價金融資產的利息差異，其可能產生之風險可藉由遠期外匯市場進行拋補 (covered)。因此，若供需法則在金融資產間成立，即使任何偏離拋補利率平價狀況發生，都可以經由金融市場交易進而使 (2) 式再次成立。

鑑於在現實世界中存在許多因素使拋補利率平價無法成立，諸如政府對外匯市場以及利率的干預、人為壟斷的財務市場、不成熟的貨幣市場機制、資金流動的限制、租稅制度的差異等阻礙，都可能使遠期匯率與即期匯率的差距不等於兩國間的利率差距，而發生無風險套利之機會。根據 (2) 式定義以下方程式

$$\delta_{t,k} \equiv (f_{t,k} - s_t) - \left((1 + i_{t,k} \times \frac{k}{12}) - (1 + i_{t,k}^* \times \frac{k}{12}) \right) \quad (3)$$

其中 δ_t 為偏離拋補利率 (covered interest deviation, CID)， k 表示金融資產與遠期外匯於 k 個月後到期。拋補利率平價條件表示兩國到期日相同金融資產間利率差距的利潤相當於進行套利時利用相同期間遠期外匯進行拋補的成本。由於用以檢定拋補利率平價資料需要以相同週期頻率衡量，實際的資料中利率大多以年週期表示，而遠期匯率資料則依月週期表示，進行實證

時需將以年週期計算之利率轉換與遠期外匯相等 k 個月週期, 故採用 Peel and Taylor (2002) 之建議, 於 (3) 式中加入權數 $(k/12)$ 以轉換為相同期間。

在一個完全競爭且個體追求利潤極大的假設下, 若不存在任何交易成本於交易市場中, 則均衡成立時 $\delta_{t,k} = 0$ 。若 $\delta_{t,k} \neq 0$ 時且交易中不存在任何違約風險, 投機者可以經由不同貨幣間的轉換而套利, 將不承擔任何風險之下賺取利潤, 因此拋補利率平價也可稱為無交易風險利率平價。但在實際的金融市場交易中, 若將投資風險、交易成本、政治風險與資本控制等因素納入考量後, 投機者對於偏離拋補利率平價並非立即反應, 而是需要套利空間超過特定水準之後, 才會進行套利活動。故交易成本與違約風險等因素而造成所謂的無套利空間, 使得投機活動無法在此一區間下運作。然而一旦套利空間超過交易成本時, 投機者將進入市場進行套利活動而造成套利空間逐漸消失。在此情形之下, 傳統線性模型無法解釋此種現象, 而需透過非線性 (non-linear) 模型解釋狀態轉換的調整過程。在一般有關 CIP 的實證文獻上面, 檢測是否 CIP 成立的方式主要有以下兩種: 第一種為對 (3) 式中的偏離拋補利率平價數列 δ_{tk} , 利用門檻自我迴歸模型 (SETAR), 檢測此數列偏離狀況是否顯著中立區間。若具備顯著中立區間, 則可能存在無套利空間。第二種檢測方式則是對 (3) 式中兩變數 $f_{t,k} - s_t$ 和 $(1 + i_{t,k} \times \frac{k}{12}) - (1 + i_{t,k}^* \times \frac{k}{12})$, 檢測是否存在 TVECM。當門檻式共整合關係存在此兩變數之中, 則 CIP 會存在無套利區間。此兩種檢測方式皆易於分析拋補利率平價動態。故本文使用 SETAR 與 TVECM 兩種門檻式模型分析拋補利率分別在短期與長期之動態行為。

2.1 門檻自我迴歸模型 (TAR)

依照 Granger and Teräsvirta (1993) 所建議的認定非線性時間序列模型過程估計 SETAR 模型¹, 考慮以下的 SETAR(2) 模型與 SETAR(3) 模型:

$$Y_t = \alpha_1' X_t I(y_{t-d} \leq \gamma) + \alpha_2' X_t I(y_{t-d} > \gamma) + e_t. \quad (4)$$

$$Y_t = \alpha_1' X_t I(y_{t-d} \leq \gamma_1) + \alpha_2' X_t I(\gamma_1 < y_{t-d} \leq \gamma_2) + \alpha_3' X_t I(y_{t-d} > \gamma_2) + e_t \quad (5)$$

其中定義 $Y_t = \delta_t$ 為偏離拋補利率平價, $X_t = (1, \delta_{t-1}, \delta_{t-2}, \dots, \delta_{t-p})'$, $I(\cdot)$ 為一指示函數, 當括號內條件成立時, 則數值為 1。在兩區間模型之中有 1 個門檻 γ_1 , 而在三區間模型中則

¹Franses and van Dijk (2000) 引述 Granger and Teräsvirta (1993) 的非線性時間序列方法, 此過程可適用於 SETAR 模型、STAR(Smooth TAR) 模型, 其方法大致上由以下步驟組成: (1) 選擇線性自我迴歸模型中合適的落後期數 q 。(2) 設定虛無假設為線性模型與對立假設為門檻模型檢定非線性是否存在, 在 SETAR 模型中, 需選擇適當的門檻變數決定區間。(3) 估計所選擇的模型係數。(4) 診斷模型是否合適並作適當的修整。

有2個門檻 γ_1 和 γ_2 。門檻變數的選擇以 p 階自我迴歸模型中 d 期偏離拋補利率平價 δ_{t-d} ，其經濟意義為第 d 期偏離率使自我迴歸模型產生不同的反應。對於門檻值 γ_i 及延遲期 d 的搜尋上，我們依據 Hansen (1996,1997) 和 Bai (1995) 所使用的方式，先將斜率係數寫成 γ_i 和 d 的參數，再寫出 SETAR(m) 模型的殘差平方加總 (SSE) 函數，求解以下方程式：

$$(\hat{\gamma}_i, \hat{d}) = \arg \min_{\gamma, d} (Y_t - m(\gamma, d))' (Y_t - m(\gamma, d)), \quad (6)$$

其中單門檻時 $m(\gamma, d) = \alpha'_1 X_t I(y_{t-d} \leq \gamma) + \alpha'_2 X_t I(y_{t-d} > \gamma)$ 。而雙門檻時 $m(\gamma, d) = \alpha'_1 X_t I(y_{t-d} \leq \gamma_1) + \alpha'_2 X_t I(\gamma_1 < y_{t-d} \leq \gamma_2) + \alpha'_3 X_t I(y_{t-d} > \gamma_2)$ 。

門檻值的搜尋方式是先依照門檻參數值大小重新排列，將此一門檻參數序列的前後5%之極端值去除，可獲得門檻參數僅包含其觀察值之90%作為所估計範圍，此範圍重新分割為200等份後作為門檻搜尋的估計值。遞延參數的搜尋範圍設定成 $\bar{d} = [1, p]$ ，門檻變數根據遞延參數決定最適之落後期數。關於門檻模型之中，設定應為單門檻或者是雙門檻，Hansen (1997) 提出一個簡單的檢定方式。令虛無假設 $H_0: \text{SETAR}(l)$ 與對立假設 $H_1: \text{SETAR}(m), m > l$ ，若在虛無假設及未受限情況下其殘差平方加總 (Sum of Square Error, SSE) 分別為 S_l 和 S_m ，則概似比檢定統計量為

$$F_{lm} = T \left(\frac{S_l - S_m}{S_m} \right) \quad (7)$$

若虛無假設下的殘差平方加總遠大於對立假設之下，表示對立假設下的模型相對於虛無假設較為適合，因此 F_{lm} 將會傾向於拒絕虛無假設。

2.2 門檻向量誤差修正模型 (TVECM)

前節運用單變量門檻自我迴歸模型討論拋補利率平價條件，研究拋補利率平價理論的短期調整關係。本節將藉由拋補利率平價式，運用多變量的門檻向量誤差修正模型分析變數間的長期連動關係。拋補利率平價條件主要由遠期外匯溢酬與利率差距兩要素組合而成，當兩變數於偏離拋補利率平價未達臨界值時，則在內部區間做調整。然而一旦偏離長期均衡超過門檻值時，即出現均數回復的情形，朝向內部區間做修正。以下利用門檻向量誤差修正模型以捕捉變數之間是否擁有非線性的長期共整合關係。

以單一門檻為例，線性向量誤差修正模型與門檻向量誤差修正模型設定如下：

$$\Delta z_t = A' Z_{t-1}(\beta) + u_t \quad (8)$$

和

$$\Delta z_t = A_1' Z_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' Z_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t, \quad (9)$$

其中 $z_t = (\phi_t, \pi_t)'$, ϕ_t 為遠期外匯溢酬, 而 π_t 為兩國間利率差距。 $Z_{t-1}(\beta) = (1, w_{t-1}, \Delta z_{t-1}, \dots, \Delta z_{t-l})'$, $d_{1t}(\beta, \gamma) = I(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma)$, $d_{2t}(\beta, \gamma) = I(w_{t-1}(\beta) > \gamma)$, 表示向量自我迴歸的延遲期, 誤差修正項設定為偏離拋補利率平價 $w_{t-1} = \phi_{t-1} - \beta\pi_{t-1}$ 。模型區間由誤差修正項作為門檻變數, 用以界定其範圍; 若偏離拋補利率平價跨越門檻值時, 誤差修正的效果將使變數朝向長期共整合關係發展; 若變數間的差距未達門檻值, 則可能不具有明顯的修正效果。

參數的估計可藉由求取最大概似函數縮減式來加以估計:

$$\begin{aligned} \ell_T(\beta, \gamma) &= \ell_T(\hat{A}_1(\beta, \gamma), \hat{A}_2(\beta, \gamma), \hat{\Sigma}(\beta, \gamma), \beta, \gamma) \\ &= -\frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{Tp}{2}. \end{aligned} \quad (10)$$

在估計過程中, 為避免出現極端門檻值的狀況, 首先依照門檻參數值大小重新排列, 將此序列的前後5%之極端值去除, 可得到門檻參數僅包含其觀察值之90%作為所估計範圍, 此範圍重新分割為200等份後作為門檻搜尋的估計值。設定共整合參數 β 的搜尋範圍上下界 $[\beta_L, \beta_U]^2$ 作為估計參數的可能區間。檢定統計量的模擬分配採用固定迴歸因子拔靴法 (bootstrap method) 重複1000次, 以固定共整合參數 $\tilde{\beta}$ 與重新搜尋門檻值 γ 的方式, 計算 LM 檢定統計量的臨界值與 p 值。

在檢定門檻向量誤差修正模型之門檻數方面, 則可依照 Balke and Fomby (1997) 所提出門檻共整合概念, 設定1組簡單的線性共整合迴歸

$$\phi_t = \beta\pi_t + \varepsilon_t$$

而迴歸殘差項具有門檻自我迴歸的形式

$$\varepsilon_t = \rho^{(i)} \varepsilon_{t-1} + \mu_t, \quad \rho^{(i)} = \begin{cases} \rho^1 & \text{if } |\varepsilon_{t-1}| \leq \theta \\ \rho^2, \text{ with } |\rho| < 1 & \text{if } |\varepsilon_{t-1}| > \theta \end{cases}$$

其中 $i = 1, 2$, μ_t 代表 *i.i.d* 平均數為零的隨機變數。Balke and Fomby (1997) 指出若兩個 $I(1)$ 變數存在門檻共整合效果, 變數間的門檻效果隱含於其線性共整合迴歸的殘差項 ε_t 中。

²此估計方法為Hansen and Seo (2002) 所建議。在第一階段先以線性共整合模型估計一致性參數值 $\tilde{\beta}$, 再以 $\tilde{\beta}$ 加減6個標準差做搜索範圍的上下界。

而我們可以再利用Hansen (1997) 的門檻數量檢定, 設定遠期外匯溢酬為因變數與利率差距為自變數, 進行最小平方方法後存取殘差項, 接著以 SETAR 模型檢定殘差項是否具有門檻效果, 經由以上步驟可獲得門檻共整合模型的區間個數。

3 實證結果與分析

本文主要研究歐洲發行單一流通貨幣後, 以美國為基準國, 運用門檻模型-單變量 SETAR 模型以及多變量 TVECM 模型, 分析歐盟對於美國之間短期的拋補利率平價條件。資料選取範圍是從1999年1月6日至2007年5月31日, 採用的資料頻率為日資料, 共計有2191筆日資料。根據拋補利率平價說, 選用期限相同且性質相似的利率與匯率資料, 本文依據 Peel and Taylor (2002) 的建議, 使用3個月期與12個月期的利率與匯率資料, 分別驗證拋補利率平價說。

3.1 資料

有關本文中 (3) 式偏離拋補利率中的變數處理如下:

$$\begin{aligned}\delta_{t,k} &= (f_{t,k} - s_t) - \left((1 + i_{t,k} \times \frac{k}{12}) - (1 + i_{t,k}^* \times \frac{k}{12}) \right) \\ &= \phi_{t,k} - \left((1 + i_{t,k} \times \frac{k}{12}) - (1 + i_{t,k}^* \times \frac{k}{12}) \right),\end{aligned}\quad (11)$$

本文使用之資料包括3個月與12個月期, 以下標 $k = 3, 12$ 表示 k 個月期資料。令 s_t 為歐元以美元表示之即期匯率取自然對數, $f_{t,k}$ 為歐元以美元表示之 t 期時 k 個月期遠期匯率取自然對數, t 期時遠期外匯溢酬 (forward premium) 為 $\phi_{t,k} = f_{t,k} - s_t$ 。 $i_{t,k}$ 為歐盟 t 期時 k 個月期銀行間平均短期拆款利率, $i_{t,k}^*$ 為美國 t 期時 k 個月期銀行間平均利率。令 t 期時歐盟與美國間的利率差距 (interest difference) 為 $\pi_{t,k} = (1 + i_{t,k} \times \frac{k}{12}) - (1 + i_{t,k}^* \times \frac{k}{12})$ 。 $\delta_{t,k}$ 為 k 個月期偏離拋補利率平價。本文所使用之資料, 主要取自 AREMOS (Advanced Retrieval Econometric Modeling System) 資料庫。在匯率方面, 即期外匯資料以及3個月期與12個月期的遠期外匯資料來自於 AREMOS FOREX 資料庫。在利率選擇方面, 因為歐盟各國皆具備各自的利率, 為了方便探討整體歐洲貨幣聯盟國家的拋補利率平價, 本文採用 Kazanas and Tzavalis (2009) 之做法 利用歐元貨幣市場隔夜指數平均借款率 (Euro overnight index average; EONIA) ⁴,

³ 根據拋補利率平價理論, 將年利率資料轉換為與 k 個月期遠期外匯相同期間。

⁴ EONIA 相當於美國的聯邦基金利率。EONIA 計算方式為銀行間平均短期拆款利率 (interbank rates) 之加權平均。

作為整體歐洲貨幣聯盟國家的平均利率。為了方便比較，本文選取3個月期與12個月期利率資料。

3.2 單根檢定結果

本文採取迴歸式具有常數項但不具有時間趨勢項的 ADF 單根檢定法，以 SIC (schwarz information criterion) 最小之原則，在最大落後期數為12期下，選擇以下相關序列 ADF 迴歸之落後期數：歐盟 k 個月期銀行間平均短期拆款利率 $i_{t,k}$ 、美國 k 個月期銀行間平均利率 $i_{t,k}^*$ 、 k 個月期遠期外匯溢酬 $\phi_{t,k}$ 、歐盟與美國 k 個月期的利率差距 $\pi_{t,k}$ 、 k 個月期偏離拋補利率平價 $\delta_{t,k}$ ，並對上述諸序列進行單根檢定。其檢定的結果如表 1 所示。

依原始資料水準值 (level) 檢定可得知，在顯著水準為5%，檢定歐盟銀行間拆款利率 $i_{t,k}$ 、美國利率 $i_{t,k}^*$ 以及歐盟與美國間利率差距 $\pi_{t,k}$ 這些變數，無論在3個月期與12個月期的資料中，其 p 值皆大於5%，無法拒絕變數具有單根的虛無假設，表示這些數列存在非定態的形式。另外在3個月期與12個月期外匯溢酬變數亦為非定態數列。 k 個月期偏離拋補利率 $\delta_{t,k}$ 其檢定統計量則明顯小於5%的顯著水準，亦即拒絕有單根的虛無假設，表示此變數為定態序列。

為瞭解變數是否為 $I(1)$ 的時間序列，將原始資料作1階差分 (first order difference) 後進行單根檢定， $i_{t,k}$ 、 $i_{t,k}^*$ 、 $\phi_{t,k}$ 、 $\pi_{t,k}$ 和 $\delta_{t,k}$ 這5個變數，經過1階差分後，其 p 值皆遠小於顯著水準，拒絕具有單根之虛無假設，即所有變數於一階差分後皆為定態。根據以上的分析，可瞭解歐盟 k 個月期銀行間平均短期拆款利率 $i_{t,k}$ 、美國 k 個月期利率 $i_{t,k}^*$ 以及 k 個月期歐盟與美國間的利率差距 $\pi_{t,k}$ 這些變數，在3個月期與12個月期的資料中皆為 $I(1)$ 的時間序列。遠期溢酬3個月期與12個月期資料為不穩定之 $I(1)$ 序列。 k 個月期偏離拋補利率平價 $\delta_{t,k}$ 在所有資料中皆為定態之 $I(0)$ 序列。

表 1: 3 與 12 個月期等變數之單根檢定結果

3 個月期變數單根檢定結果				
	Level		First Order Difference	
$i_{t,3}$	-0.278	0.926	-24.124*	0.000
$i_{t,3}^*$	-0.873	0.797	-6.439*	0.000
$\phi_{t,3}$	-2.010	0.283	-19.210*	0.000
$\pi_{t,3}$	-0.865	0.800	-7.395*	0.000
$\delta_{t,3}$	-51.157*	0.000	-17.613*	0.000
12 個月期變數單根檢定結果				
	Level		First Order Difference	
$i_{t,12}$	-0.308	0.921	-43.135*	0.000
$i_{t,12}^*$	-0.502	0.889	-58.316*	0.000
$\phi_{t,12}$	-1.165	0.692	-22.930*	0.000
$\pi_{t,12}$	-0.890	0.792	-42.303*	0.000
$\delta_{t,12}$	-48.612*	0.000	-19.411*	0.000

註: 符號*表示在顯著水準 5% 之下拒絕資料具有單根的虛無假設, 亦即資料為定態。

3.3 門檻自我迴歸模型檢定與估計結果

對偏離拋補利率平價數列進行門檻自我迴歸模型檢定與估計時, 首先依照線性 $AR(q)$ 模型中選擇適當的落後期數使殘差無序列相關, 之後以 SIC 最小之原則決定模型最適落後期數, 基於以上原則, 選定 3 個月期資料與 12 個月期資料皆為 $AR(1)$ 模型。再以逐點搜尋法計算對應不同的門檻值與遞延參數之下, 模型中非線性門檻效果是否顯著。表 2 設定虛無假設為線性模型與對立假設為 SETAR(2) 模型之檢定結果: 在 5% 的顯著水準之下, 3 個月期與 12 個月期之偏離拋補利率平價以線性模型估計殘差為齊質變異, 由齊質漸進分配與齊質拔靴法 (homogeneous residual bootstrap method) 分配所計算的檢定量 p 值皆小於顯著水準⁵, 拒絕線性自我迴歸之假設, 此結果顯示 3 個月期與 12 個月期資料之偏離拋補利率平價存在非線性調整。

表 2 指出設定虛無假設為線性模型與對立假設為 SETAR(3) 模型之檢定結果: 在 5% 的顯著水準之下, 由於虛無假設下的模型存在齊質殘差, 在選定統計量時以齊質拔靴法計算之 p 值作為判斷準則, 3 個月期與 12 個月期的偏離拋補利率平價變數在線性模型為齊質變異。根據齊質拔靴法模擬分配的 p 值拒絕線性模型之虛無假設, 此顯示該 2 組資料計算之偏離拋補利率平價變數可能具有雙門檻效果。為了確認模型具有單門檻效果或是雙門檻效果, 設定虛無假設為

⁵有關拔靴法的介紹 可以參見 Hansen(1996) 和 Hansen and Seo (2002)。

SETAR(2) 模型與對立假設為 SETAR(3) 進行檢定, 其檢定統計量 F_{23} 與 p 值如表 2 所示。在 5% 的顯著水準之下, 3 個月期與 12 個月期資料 F_{23} 檢定統計量 p 值皆遠大於顯著水準, 聯合前 2 個設定虛無假設為線性模型的檢定結果, 顯示單門檻模型皆優於雙門檻模型。依據使用的資料頻率, 針對迴歸結果分別加以分析:

在 3 個月期偏離拋補利率平價實證部份, 門檻檢定的結果顯示 3 個月期資料存在單門檻效果, 故以 SETAR(2) 模型估計 3 個月期偏離拋補利率平價, 其實證結果列於如表 3。使用逐點搜尋法所估計之遞延參數 $d = 1$, 而其門檻值的點估計 $\gamma = 0.4830$ 百分比。當前期偏離拋補利率平價位於門檻值以內, 第 1 區間之截距項與自我迴歸係數皆相當接近於 0 且不顯著; 一旦偏離門檻值以外時, 第 2 區間之截距項與自我迴歸係數分別為 -0.4359 與 0.4496 並且皆顯著。

表 2: 門檻自我迴歸模型之單門檻檢定

門檻檢定: 線性 vs. SETAR(2)- F_{12}						
k	d	F_{12}	p-value			
			$A - H$	$B - H$	$A - Het$	$B - Het$
3	1	22.00	0.001*	0.001*	0.000*	0.000*
12	1	23.75	0.001*	0.001*	0.000*	0.000*

門檻檢定: 線性 vs. SETAR(3)- F_{13}			
k	F_{13}	$B - H$	$B - Het$
3	22.97	0.042*	0.039*
12	26.03	0.011*	0.015*

門檻檢定: SETAR(2) vs. SETAR(3)- F_{23}				
k	F_{23}	H	$R - Het$	$G - Het$
3	0.957	0.991	0.990	0.998
12	2.257	0.972	0.967	0.983

註: * 表示在 5% 的顯著水準下拒絕線性模型之虛無假設, $k = 3, 12$ 表示 k 個月期資料, d 表示最適遞延參數, F_{12}, F_{13}, F_{23} 表示 F 統計量, $A - H$ 表示齊質變異漸進分配的 p 值, $B - H$ 表示齊質變異拔靴法計算的 p 值, $A - Het$ 表示異質變異漸進分配的 p 值, $B - Het$ 表示異質變異拔靴法計算的 p 值, H 表示齊質變異下的 p 值, $R - Het$ 表示區間異質變異下的 p 值, $G - Het$ 表示一般異質變異下的 p 值。

而對於 12 個月偏離拋補利率平價數列, 門檻檢定的結果顯示 12 個月期資料存在單門檻效果, 故以 SETAR(2) 模型估計 12 個月期偏離拋補利率平價, 其結果如表 3 底部所示。使用逐點搜尋法所估計之遞延參數 $d = 1$, 而其門檻值的點估計 $\gamma = 0.4663$ 。當前期偏離拋補利率平價位於門檻值以內, 第 1 區間之截距項與自我迴歸係數皆相當接近於 0 且不顯著; 一旦偏離門檻值以外時, 第 2 區間之截距項與自我迴歸係數分別為 -0.4266 與 0.4397 並且皆顯著。

依據以上分析結果可以發現，歐元自 1999 年 1 月 1 日正式發行以來，以 1999 年 1 月起 0.8482 歐元兌換 1 美元的即期匯率價格，持續貶值至 2000 年 10 月達到 1.2118 歐元對 1 美元的高峰，此後歐元對美元的即期匯率呈現震盪的情勢。直到 2002 年 1 月出現 1.1658 歐元對 1 美元的價格後，歐元兌換美元逐漸明顯呈現升值的走勢，以本文使用之資料期間顯示 2007 年 5 月最低達到 0.7330 歐元兌換 1 美元的價位。而由前述檢定可知，3 個月期與 12 個月期之偏離拋補利率平價存在非線性調整，兩組資料估計之門檻值分別為 0.4830% 與 0.4663%，表示進行 3 個月期與 12 個月期歐元兌換為美元的拋補利率套利時，所隱含的交易成本皆低於 0.5%，由前述歐元與美元的即期匯率走勢可知，市場投機者若要進行拋補利率套利時，需將歐元對於美元逐漸升值的走勢納入誘發套利活動的最低限度考量中。拋補利率套利通常視為無風險之套利，文獻上所討論之遠期交易的風險貼水可藉由拋補利率套利消弭，若不存在任何可觀察到的風險，則其拋補利率套利的利潤將會趨近於零。然而在持有美元部位貶值可能性較大的不穩定情況，以及遠期匯率對未來的即期匯率走向預測能力不佳，使實際金融市場中遠期匯率與未來即期匯率之間存在偏差值等因素，市場參與者進行歐元兌換為美元套利時，持有美元金融資產隱含較高的機會成本，故需存在足夠的套利空間才足以誘使投機行為發生。在投機者為理性的假設下，即使不存在資金流動的法規限制，投機者面臨持有美元貶值的可能性遠高於歐元，使套利資金流向並非如預期為對稱性的雙向流動，歐元兌換美元的拋補利率套利需要遠高於反向操作的偏離率才能引發套利，故所估計之門檻值為正值且僅存在單一。

綜合而言，歐洲市場整合成單一貨幣之後，伴隨著金融市場資訊快速流通，交易風險亦隨之降低，形成無套利區間縮小。而當偏離拋補利率 $\delta_{t,k}$ 位於門檻值內時，兩組資料之自我迴歸係數皆不顯著，表示偏離拋補利率於門檻以內無自我迴歸之形式；一旦偏離值超過隱含交易成本的門檻值時，偏離拋補利率於區間外的持續性相當低，3 個月期與 12 個月期模型於區間 2 所估計之自我迴歸係數分別為 0.4496 與 0.4397，顯示相當顯著的均數復歸 (mean reversion) 現象。根據模型係數計算之半衰期 (half-life) 分別為 0.8671 與 0.8436，表示偏離門檻值以外的半衰期小於 1 天，市場投機者對於出現跨越門檻值的套利空間會立即反應，套利促使偏離值朝向門檻發展，均數復歸 (mean reversion) 的效果造成獲利空間逐漸消失。若不考慮拋補利率套利的交易成本，則可以依照所計算之偏離值發現實際上金融市場存在眾多無風險利率套利機會，然而將違約風險、資金流動的限制、租稅等隱形成本納入考量後，3 個月期與 12 個月期模型於門檻值

以外的觀察值僅佔總樣本資料的7-8%左右，在樣本期間中，形成可供無風險套利的時間點並不多。

表 3: 3，與 12 個月期偏離拋補利率估計結果

3 個月期估計結果: SETAR(2) Model ($d = 1, \hat{\sigma}^2 = 0.1330, SSE = 292.5013$)				
	Regime 1 $\delta_{t-1} \leq 0.4830, n = 2022$		Regime 2 $\delta_{t-1} > 0.4830, n = 168$	
	$\hat{\alpha}_1$	<i>s.e.</i>	$\hat{\alpha}_2$	<i>s.e.</i>
Constant	-0.0089	0.0084	-0.4359*	0.1039
δ_{t-1}	-0.0044	0.0268	0.4496*	0.1332
12 個月期估計結果: SETAR(2) Model ($d = 1, \hat{\sigma}^2 = 0.1310, SSE = 288.1632$)				
	Regime 1 $\delta_{t-1} \leq 0.4663, n = 2012$		Regime 2 $\delta_{t-1} > 0.4663, n = 178$	
	$\hat{\alpha}_1$	<i>s.e.</i>	$\hat{\alpha}_2$	<i>s.e.</i>
Constant	-0.0149	0.0083	-0.4266*	0.1007
δ_{t-1}	-0.0050	0.0271	0.4397*	0.1337

註: n 為樣本個數, d 表示遞延參數, $\hat{\sigma}^2$ 為殘差變異, SSE 為殘差平方加總。* 代表顯著水準在 5% 之下拒絕係數為零的虛無假設。

3.4 共整合檢定結果

依 (3) 式中，偏離拋補利率平價表示為遠期外匯溢酬與兩國利率差距之差，即 $\delta_{t,k} = \phi_{t,k} - \beta\pi_{t,k}$ 。根據單根檢定可知，3 個月期與 12 個月期遠期外匯貼水 $\phi_{t,k}$ 與利率差距 $\pi_{t,k}$ 於 1 階差分後皆為定態，表示 $\phi_{t,3}$ 、 $\phi_{t,12}$ 、 $\pi_{t,3}$ 與 $\pi_{t,12}$ 皆為 $I(1)$ 之序列。從拋補利率平價式考量遠期外匯貼水 $\phi_{t,k}$ 與利率差距 $\pi_{t,k}$ 存在長期共整合關係，運用 Johansen (1988) 共整合檢定以瞭解變數 $\phi_{t,k}$ 與 $\pi_{t,k}$ ($k = 3, 12$) 間是否具有長期趨勢。由於檢定時，需選取模型最適落後期數，本文則以 Akaike 資訊準則 (Akaike Information Criterion, AIC) 與 SIC 之最小之原則選定作為未經過差分的向量自我迴歸模型之最適期數。在落後期數決定以後，則利用 Johansen 跡檢定 (trace test) 與最大特性根檢定，決定是否有共整合。表 4 指出，3 個月期資料與 12 個月期資料分別選定落後 4 期與落後 3 期。

表 4: 模型最適落後期數-向量自我迴歸模型

Lag	3 Month		12 Month	
	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>	<i>AIC</i>	<i>SIC</i>
1	-4.2020	-4.1864	-2.2315	-2.2159
2	-4.4184	-4.3924	-2.3347	-2.3087
3	-4.4734	-4.4370	-2.3495*	-2.3131*
4	-4.4855*	-4.4386*	-2.3474	-2.3006
5	-4.4849	-4.4276	-2.3440	-2.2868

註: * 表示依 *AIC* 與 *SIC* 最小之原則選取最適落後期數。

本文分別設定無共整合向量與1個共整合向量兩種虛無假設進行共整合分析, 設定誤差修正模型與誤差修正項皆有常數項且無時間趨勢項, 其共整合檢定結果如表 5 所示。依共整合檢定結果可知, 無論在3個月期與12個月期的資料中, 在5%的顯著水準之下, 以跡檢定與最大特性根檢定皆拒絕無共整合關係之虛無假設, 而無法拒絕存在1組共整合向量之虛無假設。這項估計結果顯示 3個月期與12個月期的遠期外匯溢酬 $\phi_{t,k}$ 與利率差距 $\pi_{t,k}$ 兩變數間存在共整合長期關係。

表 5: 共整合檢定

Hypothesis		3 Month		12 Month		5% CV
H_0	H_1	<i>EV</i>	<i>TS</i>	<i>EV</i>	<i>TS</i>	
$r \leq 0$	$r > 0$	0.1765	425.11*	0.2112	519.64*	15.495
$r \leq 1$	$r > 1$	0.0002	0.5409	0.0004	0.8310	3.8415
H_0	H_1	<i>EV</i>	<i>ME</i>	<i>EV</i>	<i>ME</i>	5% CV
$r = 0$	$r = 1$	0.1765	424.57*	0.2112	518.81*	14.265
$r = 1$	$r = 2$	0.0002	0.5409	0.0004	0.8310	3.8415

註: *EV* 表示特徵值, *TS* 表示跡檢定統計量, *ME* 表示最大特性根檢定統計量, 5% *CV* 表示 5% 臨界值, *表示於顯著水準下拒絕虛無假設。

3.5 門檻向量誤差修正模型檢定與估計結果

有關門檻向量誤差修正模型檢定的結果如表 6 所示⁶。

⁶ 在5%顯著水準設定下, 異質拔靴法與齊質拔靴法估計之檢定量 p 值並無明顯的差異, 故此省略。但可直接向作者索取異質檢定之結果

表 6: 門檻向量誤差修正模型區間檢定

門檻檢定: 線性 vs. TVECM(2)- F_{12}						
k	d	F_{12}	p-value			
			$A - H$	$B - H$	$A - Het$	$B - Het$
3	1	20.91	0.000*	0.002*	0.001*	0.001*
12	1	23.75	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
門檻檢定: 線性 vs. TVECM(3)- F_{13}						
k	F_{13}		$B - H$		$B - Het$	
3	23.79		0.025*		0.028*	
12	26.03		0.015*		0.014*	
門檻檢定: TVECM(2) vs. TVECM(3)- F_{23}						
k	F_{23}		H	$R - Het$	$G - Het$	
3	2.85		0.951	0.942	0.718	
12	2.26		0.974	0.969	0.990	

註: * 表示在 5% 的顯著水準下拒絕線性模型之虛無假設, k 表示 k 個月期資料, d 表示最遲延參數, F_{12} , F_{13} , F_{23} 表示 F 統計量, $A - H$ 表示齊質變異漸進分配的 p 值, $B - H$ 表示齊質變異拔靴法計算的 p 值, $A - Het$ 表示異質變異漸進分配的 p 值, $B - Het$ 表示異質變異拔靴法計算的 p 值, H 表示齊質變異下的 p 值, $R - Het$ 表示區間異質變異下的 p 值, $G - Het$ 表示一般異質變異下的 p 值。

設定 5% 的顯著水準之下, 由檢定線性模型與單門檻模型檢定統計量 F_{12} , 3 個月期與 12 個月期資料使用齊質拔靴法之 p 值分別為 0.002 與 0.000, 而可拒絕線性之虛無假設, 表示此兩組資料的遠期外匯溢酬與利率差距存在門檻共整合的關係。

依據檢定線性模型與雙門檻模型的 F_{13} 檢定統計量 p 值, 可得知與前一個檢定相同的結果, 兩者同樣拒絕線性之假設。最後為確認門檻共整合模型的區間個數, 以 F_{23} 檢定統計量進行門檻檢定, 3 組資料殘差項於齊質變異之下所估計 p 值分別為 0.951 與 0.974, 在顯著水準下皆無法拒絕單門檻模型。綜合以上檢定結果, 可推論 3 個月期與 12 個月期的遠期外匯溢酬與利率差距具有兩區間的門檻共整合的關係。進行門檻向量誤差修正模型的分析之前, 首先必須先決定向量誤差修正模型最適落後期數。向量自我迴歸形式的落後期間, 依照門檻向量誤差修正模型中 AIC 與 SIC 最小之原則選取。本文依表 7 的結果, 對門檻向量誤差修正模型選取落後 1 期。

對於 3 個月期門檻向量誤差修正模型, 依 (10) 式中模型參數選擇方式搜尋參數 (β, γ) , 3 個月期資料估計之共整合關係為 $w_t = \phi_t - 0.9690\pi_t$, 兩者之共整合向量皆相當接近於 $(1, -1)$ 。估計之門檻值為 $\hat{\gamma} = -0.3057$, 由共整合向量關係推得 $\phi_t \leq 0.9690\pi_t - 0.3057$, 表示當遠

期外匯溢酬遠小於利率差距0.3057%時屬於第1個區間, 區間1所包含的樣本數大約18%左右, 變數共整合關係呈現 $\phi_t > 0.9690\pi_t - 0.3057$ 時屬於第2個區間, 區間2所包含的樣本數大約82%左右。

表 7: 模型落後期數選擇與門檻誤差修正模型檢定

模型落後期數選擇-線性向量誤差修正模型						
p	3 Month		12 Month			
	AIC	SIC	AIC	SIC		
1	-11041.6	-11030.9	-8761.1	-8750.3		
2	-11092.9	-11076.8 [†]	-8769.2 [†]	-8753.1 [†]		
3	-11097.0 [†]	-11075.6	-8758.9	-8737.5		
4	-11087.3	-11060.5	-8747.2	-8720.4		
5	-11075.8	-11043.6	-8736.9	-8704.8		
模型落後期數選擇-門檻向量誤差修正模型						
p	3 Month		12 Month			
	AIC	SIC	AIC	SIC		
1	-11378.5 [†]	-11357.0 [†]	-8953.5 [†]	-8932.1 [†]		
2	-11362.9	-11330.7	-8943.0	-8910.8		
3	-11344.2	-11301.3	-8925.5	-8882.7		
4	-11324.9	-11271.3	-8909.1	-8855.5		
5	-11309.9	-11245.6	-8894.2	-8829.9		
門檻誤差修正模型檢定						
$Test$	3 Month		12 Month			
	$Test$	$Statistic$	$p-value$	$Test$	$Statistic$	$p-value$
LM		25.10	0.0070*		28.29	0.0030*
$Wald_d$		461.44	0.0000*		98.42	0.0000*
$Wald_e$		6.09	0.0476*		0.28	0.8715

註: p 表示向量自我迴歸落後期數。[†] 表示依 AIC 與 SIC 最小原則選擇之落後期。* 表示在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設, LM 表示門檻之檢定, $Wald_d$ 表示短期動態調整係數相等之檢定, $Wald_e$ 表示長期誤差修正項係數相等之檢定。

估計共整合參數與門檻值後, 以 LM 檢定統計量分析門檻模型的門檻效果, 並利用 $Wald$ 檢定統計量檢測兩區間係數的差異, 檢定結果如表 7 所示。設定 5% 的顯著水準下, 檢定門檻模型之 LM 統計量 p 值為 0.007, 拒絕線性模型之虛無假設。門檻誤差修正模型中 $\Delta\phi_{t-1}$ 與 $\Delta\pi_{t-1}$ 係數表示模型短期動態調整, 誤差修正項 w_{t-1} 係數則表示變數與模型間的長期關係, 利用 $Wald$ 檢定結果發現, 在 1% 的顯著水準下, 接受兩係數相等之假設。而在 5% 的顯著水準之下, 雖接受拒絕係數相等之假設, 但是和臨界值差距極小。由此可以判定區間的長期調整

係數近似相等，代表在3個月期的資料中，長期歐元對美元的拋補利率平價接近成立。依該項實證結果可發現，在3個月期的門檻向量誤差修正模型的估計結果中，雖然門檻值為負值，但是兩區間所估計出來之參數值皆接近於-1。代表在長期時貨幣和金融市場中，拋補利率能維持在平價水準。由這個結果可以發現在 EMU 形成後，貨幣和金融市場會具備市場操作效率。

而對於12個月期資料所估計之共整合關係為 $w_t = \phi_t - 0.9956\pi_t$ ，兩者之共整合向量皆相當接近於 $(1, -1)$ 。估計之門檻值為 $\hat{\gamma} = -0.6529$ ；由共整合向量關係推得 $\phi_t \leq 0.9956\pi_t - 0.6529$ ，表示當遠期外匯溢酬遠小於利率差距0.6529%時屬於第1個區間，區間1所包含的樣本數大約5%左右，當變數共整合關係呈現 $\phi_t > 0.9956\pi_t - 0.6529$ 時屬於第2個區間，區間2所包含的樣本數大約95%左右。獲得共整合參數與門檻值後，以 LM 檢定統計量分析門檻模型的門檻效果是否顯著，並利用 $Wald$ 檢定統計量檢測兩區間係數的差異，檢定結果亦列於表 7。設定5%的顯著水準下，檢定門檻模型之 LM 統計量 p 值為0.003，拒絕線性模型之虛無假設。利用 $Wald$ 檢定可知短期動態調整係數存在顯著差異，但兩區間之誤差修正項係數則無法拒絕相等之虛無假設。由以上檢定結果可以發現，因為兩區間的長期調整係數近似相等，代表在長期時歐元對美元的拋補利率平價成立。

在決定模型最適落後期數為1之後，以門檻向量誤差修正模型分析變數間的非線性長期關係。3個月期資料與12個月期資料門檻共整合模型參數估計結果列於表 8，除了門檻共整合模型估計結果之外，我們也將線性誤差修正模型結果列於表 8 以供對照。在3個月期門檻向量誤差修正模型中，遠期外匯溢酬與利率差距對於誤差修正項有不同的反應。遠期外匯溢酬於兩個區間的誤差修正項係數分別為-0.9542與-1.0525，皆呈現明顯負向關係⁷，而利率差距 $\Delta\pi_t$ 對於誤差修正項則無明顯長期趨勢。在12個月期門檻向量誤差修正模型獲得類似的結果，遠期外匯溢酬於兩個區間的誤差修正項 w_{t-1} 係數分別為-1.0777與-1.0573，皆呈現明顯負向關係，利率差距 $\Delta\pi_t$ 的誤差修正項 w_{t-1} 則同樣無明顯長期調整趨勢。

前述檢定短期動態調整係數之 $Wald$ 檢定顯示兩區間係數不相等，短期變數中 $\Delta\phi_{t-1}$ 動態係數於門檻前後無明顯差異，以3個月期模型為例，第1個區間的係數分別為0.0009與0.0012，相較於第2區間係數0.0088與0.0003並無太大差異，12個月期模型得到同樣的實證結果。短期變數中 $\Delta\pi_{t-1}$ 動態係數於兩區間則呈現不對稱的調整過程，3個月期模型中，第1個區間的係

⁷ Hansen and Seo(2002) 指出對於門檻向量誤差修正模型的係數與標準差並無合適的統計分配理論，解釋係數時無法以傳統分配作為判斷準則。

數分別為-1.3923與-0.9317，相對於第2區間係數0.3090與0.0053則可觀察到的顯著差異，門檻效果同樣出現於12個月期資料所計算之模型中 $\Delta\pi_{t-1}$ 係數。

經由以上的觀察可知， $\Delta\pi_{t-1}$ 在偏離拋補利率大於門檻值時係數並無明顯的趨勢，一旦誤差修正項小於門檻值時， $\Delta\pi_{t-1}$ 呈現顯著的負向動態調整。利率差距差分值可表示成 $\Delta\pi_t = (i_t - i_t^*) - (i_{t-1} - i_{t-1}^*)$ ，假設美國利率維持不變時，即 $i_{t-1}^* = i_t^*$ ，則利率差距差分值可簡化為 $\Delta\pi_t = i_t - i_{t-1}$ ，若歐洲銀行間短期拆款利率於 $t-1$ 期調升，將造成 $\Delta\pi_t$ 與 $\Delta\pi_{t-1}$ 呈現反向變動關連，在浮動匯率體制與資金可自由流動的情形下，歐洲銀行間拆款利率的上升將吸引美國資金的流入，對於 $t-1$ 期歐元即期的貨幣需求上升，促使歐元相對於美元即期匯率而升值。拋補利率套利使用遠期外匯以規避匯率的不確定風險，形成 $t-1$ 期遠期外匯交易市場歐元供給過多而貶值；此外，若預期假說 (expectations hypothesis, EH) 成立，高利率國家的流通貨幣在未來會失去價值， $t-1$ 期遠期外匯溢酬 ϕ_{t-1} 由於歐盟利率上升而提高美元升水空間⁸，使變數 $\Delta\phi_t$ 由於 $t-1$ 期歐盟利率調升而減少，故 $\Delta\phi_t$ 與 $\Delta\pi_{t-1}$ 呈現負向關係。

門檻向量誤差修正模型所估計之門檻值為負，模型中誤差修正項 w_{t-1} 設定為偏離拋補利率 $\delta_{t-1} = \phi_{t-1} - \pi_{t-1}$ ，第1個區間代表 $\delta_{t-1} \leq 0$ 之情形，此時利率差距大於遠期外匯貼水，若美國利率維持原來水準時，歐盟利率的上升造成美國資金的流入，根據之前的分析可得到相同推論結果；而在第2個區間中由於存在 $\delta_{t-1} \leq 0$ 與 $\delta_{t-1} > 0$ 兩種情形，短期變數 $\Delta\pi_{t-1}$ 之係數於3個月期與12個月期資料呈現不一致估計結果。

綜合上述結果，本文設定遠期外匯溢酬與名目利率差距兩變數，連結外匯市場與金融資產市場試圖解釋拋補利率平價條件，相較於以往研究外匯市場與金融資產市場的文獻，Meese and Rogoff (1988) 發現並無證據顯示實質匯率與長期實質利率差距有顯著的關連；Edison and Pauls (1993) 實證結果得到類似的結論，雖然以動態模型衡量變數間可能具有長期關係，然而實質匯率與實質利率差距卻不存在長期共整合效果；Inci (2006) 以共整合迴歸 (co-integration regression) 研究實質匯率與長短期到期日實質利率間的關係，其實證結果發現實質匯率取決於短期國內外實質利率差距與長期國內外實質利率差距。本文則藉由共整合檢定與門檻向量誤差修正模型，發現遠期外匯溢酬與名目利率差距存在共整合關係，另外從本小節針對不同頻率資料之分析結果也能發現：雖然在拋補利率偏離平價條件時，短期衝擊乘數可能有所不同，但是

⁸ 值得注意的是本文匯率採取直接報價法，即期匯率升值表示 s_t 下降，遠期匯率貶值表示 $f_{t,k}$ 上升。

長期時皆會回到拋補利率平價條件，此項結果指出歐洲貨幣與金融市場在歐元發行以後，依然保持原有的市場操作效率，而因歐元發行之後，確實對 EMU 市場產生整合效果。

4 結論

自從1999年歐洲單一貨幣成立以來，有關於歐元對於金融市場中拋補利率條件的影響。依本文的研究可以顯示，第一，依照門檻檢定的結果，使用單變量與多變量分析皆選擇單門檻模型為最適。實證結果顯示門檻自我迴歸模型與門檻向量誤差修正模型估計之門檻正負值不一致，此結果顯示當市場參與者進行歐元兌換美元之拋補利率套利行為時，投機者面臨持有美元貶值的可能性遠高於歐元，使套利資金流向並非如預期為對稱性的雙向流動，套利活動所遭遇之阻力高於反向操作。第二，在單變量門檻自我迴歸模型中，根據估計之門檻值，可推論進行歐元兌換美元拋補利率套利需要有足夠的利潤空間，並且將歐元對於美元升值的走勢納入誘發套利活動的最低限度考量中，才足以誘使投機者進入市場套利；此外，從模型所計算之半衰期皆少於1天，並且偏離拋補利率平價超越門檻值的觀察值僅佔7－8%左右，故拋補利率平價於考量交易成本之後僅在短期存在少數的套利空間；此種種跡象足以顯示在歐洲貨幣整合以後，金融市場間操作效率依然存在。最後，在多變量的門檻向量誤差修正模型中，本文設定遠期外匯溢酬與名目利率差距兩變數，連結外匯市場與金融資產市場以解釋拋補利率平價條件，相較於以往文獻的實證顯示外匯市場與金融資產市場無明顯之關連，本文則根據拋補利率平價理論並藉由Johansen 共整合檢定及採 TVECM 進行驗證，得到遠期外匯溢酬與名目利率差距具有長期共整合關係之結論。根據前面的分析所獲得的結論，本文研究指出歐元投資者在利用拋補利率平價進行避險工作時，宜考量短時間可能存在之拋補利率平價不成立的情況。

表 8: 線性與門檻向量誤差修正模型估計結果

線性向量誤差修正模型估計結果								
	3 Month				12 Month			
	$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$		$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$	
	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>
c	-0.0234	0.0079	0.0001	0.0004	-0.0254	0.0078	0.0004	0.0010
w_{t-1}	-1.0423	0.0322	0.0005	0.0013	-1.0537	0.0328	-0.0079	0.0047
$\Delta\phi_{t-1}$	0.0068	0.0223	0.0006	0.0007	0.0108	0.0225	0.0056	0.0037
$\Delta\pi_{t-1}$	-0.4923	0.3325	-0.4450	0.2143	-0.5880	0.2064	-0.3177	0.1576
3個月期門檻向量誤差修正模型估計結果								
	Regime 1 $w_{t-1} \leq -0.3057$				Regime 2 $w_{t-1} > -0.3057$			
	$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$		$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$	
	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>
c	0.0298	0.0512	-0.0019	0.0012	-0.0214	0.0090	0.0004	0.0003
w_{t-1}	-0.9542	0.0987	-0.0060	0.0027	-1.0525	0.0399	0.0009	0.0016
$\Delta\phi_{t-1}$	0.0009	0.0570	0.0012	0.0014	0.0088	0.0242	0.0003	0.0007
$\Delta\pi_{t-1}$	-1.3923	0.1511	-0.9317	0.0430	0.3090	0.3053	0.0053	0.0152
12個月期門檻向量誤差修正模型估計結果								
	Regime 1 $w_{t-1} \leq -0.6529$				Regime 2 $w_{t-1} > -0.6529$			
	$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$		$\Delta\phi_t$		$\Delta\pi_t$	
	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>	$\hat{\alpha}$	<i>se</i>
c	0.0110	0.1504	0.0267	0.0223	-0.0258	0.0080	0.0008	0.0009
w_{t-1}	-1.0777	0.1895	0.0025	0.0223	-1.0573	0.0364	-0.0084	0.0042
$\Delta\phi_{t-1}$	0.0771	0.0845	0.0095	0.0144	0.0055	0.0232	0.0036	0.0032
$\Delta\pi_{t-1}$	-1.2722	0.1408	-0.9213	0.0734	-0.2919	0.1709	-0.0561	0.0491

註: c 表示常數, $\hat{\alpha}$ 表示估計之係數, $s.e.$ 表示 Eicker-White 標準差。

參考文獻

- [1] Bai, J. (1997), “Estimating Multiple Breaks One at Time,” *Econometric Theory*, 13, 315-352.
- [2] Balke, N. S. and T. B. Fomby (1997), “Threshold Cointegration,” *International Economic Review*, 38, 627-645.
- [3] Balke, N. S. and M. E. Wohar (1998), “Nonlinear Dynamics and Covered Interest Rate Parity,” *Empirical Economics*, 23, 535-559.
- [4] Edison, H and B. D. Pauls (1993), “A Re-assessment of the Relationship Between Real Exchange Rate and Real Exchange Rates and Real Interest Rate:1974-1990,” *Journal of Monetary Economics*, 31, 165-187.
- [5] Einzig, P. (1937), ” *The theory of forward exchange*, London: Macmillan.
- [6] Franses, P. H., and D. V. Dijk (2000), “*Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance, United Kingdom*,” Cambridge University Press.
- [7] Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford, England: Oxford University Press.
- [8] Hansen, B. (1996), “Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64, 413-430.
- [9] Hansen, B. (1997), “Inference in TAR Models,” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2, 1-14.
- [10] Hansen, B. and B. Seo (2002), “Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models,” *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.
- [11] Inci, A. C. (2006), “Cointegrating Currencies and Yield Differentials,” *Review of Financial Economics*, 15, 159-175.

- [12] Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [13] Kazanas, T., and E. Tzavalis (2009), "Thresholds models for monetary policy rules for the Euro area," Working paper, Bank of Greece.
- [14] Keynes, J. M. (1923) "*A tract on monetary reform*", London: Macmillan.
- [15] Meese, R. and K. Rogoff (1988), "Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period," *Journal of Finance*, 43, 933-948.
- [16] Peel, D. A. and M. P. Taylor (2002), "Covered Interest Rate Arbitrage in the Interwar Period and the Keynes-Einzig Conjecture," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34, 51-75.
- [17] Taylor, M. P., and E. T. Branson (2004), "Asymmetric Arbitrage and Default Premiums Between U.S. and Russian Financial Markets," *IMF Staff Papers* 51, 257-275.