

# 歐元地區即期與遠期匯率 動態關連性之探討 - 不對稱性門檻 GARCH 模型之應用

鄭婉秀\* 邱建良\* 李命志\* 邱哲修\*\*

\*淡江大學金融研究所

\*\*中國技術學院國際貿易學系

(收稿日期：91 年 5 月 28 日；第一次修正：91 年 7 月 4 日；  
接受刊登日期：91 年 8 月 8 日)

## 摘要

本研究利用雙變量門檻 GARCH 為實證模型，分析歐洲地區國家即期與遠期匯率間之動態關連性，提供社會一個良好的預測準則，降低匯率風險。在樣本期間內，法、德、義三國貨幣相對美元皆呈現貶值的情勢，若以國際金融理論的角度來看，歐洲貨幣近年來的疲軟實應為實質利率的低迷以及國際收支逆差所致，本文利用雙變量門檻 GARCH 模型進行討論，發現不管是當期或是預期的心理因素，貨幣貶值所帶來的影響力皆遠高於貨幣升值的影響力；又因即期匯率表現出較強之領先地位，顯示投資人的預期心理深受當期匯率所影響，然而預期心理會隨當時之社會狀況加以修正。在歐元實體貨幣未正式流通前，歐洲國家總體經濟政策、歐洲央行貨幣政策的可信度、各成員國財政政策是否符合歐元區整體利益等直接、間接問題，都會對歐洲國家的貨幣幣值產生影響，進而修正人們對未來的預期。

關鍵詞彙：即期匯率，遠期匯率，雙變量門檻 GARCH，不對稱效果

## 壹 前言

1970 年代初期，布萊頓森林制度 (The Bretton Woods Systems) 崩潰，各國相繼採行管理浮動匯率制度，希望能穩定國際金融的不穩定情勢，但卻發現匯率的變動非但沒有如預期般的變小，反而有擴大的跡象。在當今複雜且相依程度甚高的國際金融環境下，自給自足的經濟體系已經慢慢沒落，國際貿易在各國的地位逐年上升，是故匯率風險必須加以正視，個人或廠商如何運用避險工具來規避匯率風險亦相當重要。因此，瞭解匯率的決定及其動態調整過程，就成為學者關心及分析的課題。

早期匯率的研究焦點大多集中於外匯市場效率性問題的探討，亦即遠期匯率是否包含了對未來即期匯率預期的相關訊息，如：Hansen and Hodrick

(1980)、Fama (1984) 等人拒絕了遠期匯率不偏性的假說，Cornell (1977)、Kohlhagen (1978) 等人接受了遠期匯率不偏性的假說。隨著共整合模型的發展，有些學者將此觀念應用至外匯市場，探討遠期匯率與即期匯率間是否存在長期均衡關係，如：Hakkio (1989)、Barnhart and Szakmary (1991)、吳致寧與張萬清 (1996)、邱顯比與葉銀華 (1993) 等。但對於即期匯率與遠期匯率間之動態關係，彼此間領先-落後或同步影響等關係的問題卻很少直接討論，Callen、Chan and Kwan (1989) 是少數涉及此議題的研究。因此藉由分析兩者間之動態關係，有助於市場上的交易者預測匯率之未來趨勢，提供交易者除了各國基本面經濟因素之外的一種預測指標，本研究便以此為重心。

隨著國際貿易在經濟社會之比重上揚，匯率的改變將可能會牽動國家整體經濟環境。本文以歐洲國家為研究對象，因為歐元流通後，將對台灣產生程度上之衝擊，首先是歐洲各國匯兌風險下降，產品成本降低，造成歐洲進口品增加，再者歐元流通可能造成新一波的企業合併，對境外投資企業將造成競爭壓力，而馬克與其它歐洲貨幣的消失，我國的外匯交易量可能隨之下降；鑑於歐元影響的廣泛程度，本文便以歐洲國家為研究對象。

歐元緣起於 1991 年歐盟所推行的單一貨幣體系，在 1999 年元旦，外匯操作正式使用歐元為操作工具，歐元央行系統的貨幣政策以穩定物價為首要目標，支援歐元地區經濟發展為輔。在全球 GDP 中，歐元區所佔比例約 15%，僅低於美國的 20%，而出口部份，歐元區佔全球之 19.5%，領先美國的 15%，由此顯見未來歐元發展的潛力，目前外匯市場上，歐元對美元的交易屬於最具流動性的市場之一。歐元發行初期 (1999 年至 2000 年 10 月底)，歐元對美國的匯率劇貶約 30%，但隨著過度期的經過，歐元的發展逐步穩健，匯價將漸走強。歐元在 2002 年元月將正式發行實體貨幣，至 2002 年 7 月正式成為唯一法定貨幣，這表示整個歐元兌美元之匯率尚在尋求其真實價格水準，因此本文以歐元體系中具代表性的三個國家為研究樣本，分別為法國、德國及義大利，探討其兌美元之即期與遠期匯率間之動態調整關係。

市場上之金融資產多呈現動態調整的特性，無法使用傳統之計量模型進行分析，加上金融資產易存在不對稱之特性，如：Lobo and Tufte (1998) 即指出匯率具有不對稱波動之現象，據此，本研究擬以門檻 GARCH(1,1) 為實證模型，對即期與遠期匯率之因果關係進行檢定，藉此提高對匯率動向預測的正確性。本文主要分為五大部分，首先為前言，再則回顧即有研究，三為簡述實證模型，四是實證結果，最後為結論。

## 貳 文獻探討

效率的外匯市場是指當市場有新的訊息出現時，即期與遠期匯率會分別且迅速地調整至均衡的水準，而使得投資人無法獲取超額報酬。就效率市場理論而言，過去的即期匯率之訊息應會完全反應出未來的即期與遠期匯率；此時即期匯率將無法正確預測遠期匯率的變動，也就是說即期匯率不為遠期匯率之因，但多數學者將此理論應用在實際模型上時，卻發現實證結果並不一致。

實證結果支持市場存在效率者有，Rapp and Sharma (1999) 採用 G7 國家的即期和一個月期遠期匯率之日資料，分別對跨國家與單一國家做外匯市場效率的檢定，結果顯示，在跨國方面，支持市場具效率性；在單一國家方面，三種方法檢定並未能全部支持市場效率性。Wu and Chen (1998) 對九個 OECD1 國家的一個月期歐洲通貨利率、即期匯率與一、二、三個月遠期匯率進行效率性分析，結果顯示市場是有效率的。Barkoulas and Baum (1997) 以共整合方法研究發現，7 種貨幣的即期匯率和 30 天遠期匯率間無長期均衡關係存在，市場是具效率性。Biswas and Shawky (1997) 研究美元兌英鎊、日圓的即期與遠期匯率效率性在波斯灣戰爭期間所產生的影響，結果發現，兩種貨幣在波斯灣戰爭期間有短暫偏離效率性的現象，但長期而言，市場存在效率性。Naka and Whitney (1995) 分析七國通貨即期與一個月到期的遠期匯率之連動性，結果顯示七種通貨皆無法拒絕不偏性的假設。Sosvilla-Rivero and Park (1995) 以五個國家通貨匯率為實證樣本，結果發現各國之一個月到期的遠期匯率皆支持不偏性的假說，至於兩個月到期的遠期匯率則不盡相同。

認為外匯市場不存在效率性者，包括 Dorroodian and Albarano (1998) 利用三種匯率檢測遠期匯率不偏性假說，由 ECM 實證結果發現市場是沒效率的。Ligeralde (1997) 以五個國家的即期與遠期匯率之關係進行實證研究，結果拒絕了市場效率性。Alexakis and Apergis (1996) 檢定三種匯率之效率性，有鑑於匯率的高度波動性，在共整合檢定中加入 ARCH 效果後，檢定結果發現三種匯率都存在共整合關係，皆不具效率性。Barnhart and Szakmary (1991) 檢驗美元兌英鎊、馬克、日圓及加幣即期與遠期匯率之效率性，結果拒絕市場效率性假說。Lai and Lai (1991) 研究美元兌英鎊、馬克、瑞郎、加幣與日圓的即期與遠期匯率關連性，結果發現，各國的即期與遠期匯率間皆存在共整合關係，且拒絕不偏性之假設。Hakkio and Rush (1989) 藉由 Engle and Granger (1987) 提出的七種檢定方式發現，英鎊與馬克個別的即期匯率與遠期匯率間

<sup>1</sup> OECD 是為經濟合作發展組織(Organization for Economic Cooperation and Development)。

具有共整合的關係，但不符合市場效率性。Hsieh (1984) 利用 8 種貨幣兌美元匯率進行分析，發現使用異質假設較同質假設更易於拒絕簡單效率市場的假設，而拒絕的原因為：交易者不了解匯率決定的整體架構模型、風險貼水存在及交易者之行為屬非理性。

顯見許多文獻多致力於效率性假說之探討，少有探討即期匯率與遠期匯率間之動態關係，而有鑑於匯率牽動之層面極廣，本研究因而以雙變量門檻 GARCH 為實證模型，分析即期與遠期匯率間之動態關連性，提供社會大眾一個良好的預測準則，以降低匯率風險。

## 參 研究方法

多數金融資產的時間序列資料都具有自我相關與波動群聚性 (volatility clustering) 的現象，違反傳統計量模型之假設。針對此問題，Engle (1982) 提出 ARCH 模型，設定條件變異數會隨時間變動而變動，修正齊質變異數不合理的假設。Bollerslev (1986) 進一步提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數影響；一般皆認為 GARCH 模型不但能掌握 ARCH 模型的特性，且在條件變異數的結構設定上更具彈性與精簡。另外，金融資產多存在有波動不對稱性之現象，如 Lobo and Tufte (1998)。本研究因而在雙變量 GARCH 模型之基準上，加入門檻虛擬變數，檢測兩變數是否存在有不對稱性。

首先，利用 Tsay (1989) 修正傳統門檻向量自我迴歸模型 (self-exciting threshold autoregressive, TAR) 而發展出之門檻模型，找出個別即期與遠期匯率之門檻值，選取出一適當之即期匯率門檻值，假設  $k$  為非零之門檻值，再將資料依  $k$  值區隔成高、低兩部份，設定門檻虛擬變數；遠期匯率之門檻值與虛擬變數的設定方式相同，將門檻虛擬變數併入迴歸方程式後，設定如下：

$$R_{s,t} = \alpha_{hs0}D_f + \alpha_{ls0}(1-D_f) + \alpha_{s1}R_{s,t-1} + [\alpha_{hs2}D_f + \alpha_{ls2}(1-D_f)]R_{f,t-1} + \alpha_{s3}R_{sf,t-1} + \varepsilon_{s,t} \quad (1)$$

$$R_{f,t} = \alpha_{hf0}D_s + \alpha_{lf0}(1-D_s) + \alpha_{f1}R_{f,t-1} + [\alpha_{hf2}D_s + \alpha_{lf2}(1-D_s)]R_{s,t-1} + \alpha_{f3}R_{sf,t-1} + \varepsilon_{f,t} \quad (2)$$

$$D_f = \begin{cases} 1, & \text{if } R_f \geq k \\ 0, & \text{if } R_f < k \end{cases}, D_s = \begin{cases} 1, & \text{if } R_s \geq k \\ 0, & \text{if } R_s < k \end{cases},$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{f,t} \end{bmatrix} \Big| \Omega_{t-1} \sim N_2(0, H), H = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中， $R_{s,t}$  表示即期匯率第  $t$  期的報酬率， $R_{f,t}$  表示遠期匯率第  $t$  期的報酬率， $R_{sf,t-1} = \ln F_{t-1} - \ln S_{t-1}$ ，是為誤差修正項； $\Omega_{t-1}$  代表  $t-1$  期的所有資訊， $H$  為變異數矩陣，其設定如下：

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= c_{11}^2 + ha_{1,11}^2 h\varepsilon_{1,t-1}^2 + la_{1,11}^2 l\varepsilon_{1,t-1}^2 + g_{1,11}^2 h_{11,t-1} \\ h_{12,t} &= c_{12}c_{11} + ha_{1,11}ha_{1,22}h\varepsilon_{1,t-1}h\varepsilon_{2,t-1} + ha_{1,11}la_{1,22}h\varepsilon_{1,t-1}l\varepsilon_{2,t-1} \\ &\quad + la_{1,11}ha_{1,22}l\varepsilon_{1,t-1}h\varepsilon_{2,t-1} + la_{1,11}la_{1,22}l\varepsilon_{1,t-1}l\varepsilon_{2,t-1} + g_{1,11}g_{1,22}h_{12,t-1} \quad (4) \\ h_{22,t} &= c_{22}^2 + c_{12}^2 + (ha_{1,22}^2 + ha_{2,22}^2)h\varepsilon_{2,t-1}^2 \\ &\quad + (la_{1,22}^2 + la_{2,22}^2)l\varepsilon_{2,t-1}^2 + (g_{1,22}^2 + g_{2,22}^2)h_{22,t-1} \end{aligned}$$

其中  $h\varepsilon_{1,t-1} = \varepsilon_{1,t-1}D_f$ ， $l\varepsilon_{1,t-1} = \varepsilon_{1,t-1}(1-D_f)$ ， $h\varepsilon_{2,t-1} = \varepsilon_{2,t-1}D_s$ ， $l\varepsilon_{2,t-1} = \varepsilon_{2,t-1}(1-D_s)$ 。

此模型之優點為，對  $h_{12,t}$  做假設檢定時不需額外對  $h_{11,t}$  與  $h_{22,t}$  加入任何限制，且模型的設定隱含任一個共變異數矩陣內的元素為其歷史資料的函數，故此一模型可視為正定的對角化 vech 型式。

另外，本文以誤差修正項  $R_{sf} = \ln F_{t-1} - \ln S_{t-1}$  代表兩變數間長期均衡關係之變數，表示兩者間之長期均衡關係，共整合分析之結果整理於表一及表二。首先，由表一發現三個國家都是顯著拒絕  $r = 0$  的虛無假設，也就是說拒了絕無共整合關係的虛無假設，表示三國即期與遠期匯率間存在有長期均衡關係；而當虛無假設為  $r = 1$  時，三個國家在 L-max 與 Trace 統計量 90% 的臨界值下都無法拒絕其虛無假設，顯示三國即期與遠期匯率間存在一個共整合向量。進一步分析兩變數間之共整關係，假定虛無假設為  $H_0: [\ln S_{t-1}, \ln F_{t-1}] = [1, -1]$ ，結果整理於表二，發現三國在限制下，在 1% 的顯著水準時均接受虛無假設。因此，本文設定  $R_{sf} = \ln F_{t-1} - \ln S_{t-1}$  為誤差修正項。

表一 共整合向量分析

	特性根	L-max	Trace	H <sub>0</sub> : r	p-r	L-max90	Trace90
法國	0.4438	592.99	595.11	0	2	10.6	13.31
	0.0021	2.12	2.12	1	1	2.71	2.71
德國	0.4456	596.40	598.61	0	2	10.6	13.31
	0.0022	2.21	2.21	1	1	2.71	2.71
義大利	0.0176	17.91	19.91	0	2	10.6	13.31
	0.0020	2.00	2.00	1	1	2.71	2.71

表二 共整合向量之檢定

	標準化前		標準化後		
	lnS <sub>t-1</sub>	lnF <sub>t-1</sub>	lnS <sub>t-1</sub>	lnF <sub>t-1</sub>	P 值
法國	908.605	-908.741	1.000	-1.000	0.73
德國	880.156	-880.098	1.000	-1.000	0.88
義大利	854.002	-860.844	1.000	-1.008	0.04

附註：lnS<sub>t-1</sub>(lnF<sub>t-1</sub>) 為第 t-1 期取自然對數後之即期 (遠期) 匯率。

本文在誤差項的機率分配型態上是採常態分配，一般學者在從事諸如此類的實證中尚有採用 t 分配、GED (generalized error distribution) 等分配，以期能得到最佳的解釋能力。Kanas (1998) 指出採用 t 分配或者 GED 分配並無法得到較常態分配較好的配適結果，故本文實證仍採用常態分配，並以最大概似法 (MLE) 來估計模型中的參數，精簡對數概似函數為：

$$L(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (5)$$

其中  $\theta$  是待估計之的參數向量，T 為觀察值個數。

## 肆 實證結果

### 一、資料來源與處理

本文以法國、德國與義大利等三個歐洲國家的外匯市場為研究對象，探討各國即期匯率與遠期匯率間的動態調整關係。其中，遠期外匯以一個月的

契約交易量最大，亦最常被學者拿來做實證研究 (如 Rapp and Sharma, 1999 ; Barkoulas and Baum, 1997 ; Naka and Whitney, 1995 等)，本文因此蒐集這三種貨幣兌美元報價的即期匯率與一個月期的遠期匯率。資料取自教育部「AREMOS 國際金融統計資料庫」，資料型態為每日收盤價格，研究期間為 1997 年 1 月 1 日到 2000 年 12 月 31 日。

本文對匯率資料取對數進行一次差分後，再乘以 100，成為變動之百分比，亦即： $R_{i,t} = (\ln EX_{i,t} - \ln EX_{i,t-1}) \times 100$ ；其中， $R_{i,t}$ ：為  $i$  資產第  $t$  期的日波動率， $EX_{i,t}$ ：為  $i$  資產第  $t$  期的報價， $EX_{i,t-1}$ ：為  $i$  資產第  $t-1$  期的報價， $\ln P_{i,t}$  與  $\ln P_{i,t-1}$ ：為取自然對數後之報價。

## 二、基本統計量分析

表三列出三國貨幣兌美元的即期與遠期匯率變動率之基本統計量，由表中發現即期與遠期匯率的平均值相似，顯示即期與遠期的變動幅度幾乎一致，但遠期匯率的波動性較即期匯率為大。自 1997 至 2000 年間，三國貨幣相對美元皆呈現貶值的情勢，這可能與歐元發行初期，歐洲國家在政治、社會與經濟上均存在有許多待整合與適應性的問題，致使其兌美元匯率相對貶值；另一原因在於歐元面世時，歐元區的貨幣兌美元皆呈現特別強勢的情況，以德國馬克為例，由 1985 至 1998 年約升值 50%，所以目前貶值應屬正常情形。以國際金融理論的角度來看，近年來美國的實質利率皆高於歐洲國家，依據利率評價說理論，資金在高報酬的趨勢下會流向美國，造成美金升值壓力，歐洲貨幣則相對貶值；另外，1999 年美國國際收支逆差為 87.2 億美元，歐洲國家收支逆差為 148.6 億美元，而同年歐盟國家對美國投資 1,723 億美元，美國僅對歐盟國家投資 728 億美元，之間相差 995 億美元以上，因此，由利率評價說理論及國際收支理論來解釋，歐洲貨幣近年來的疲軟實是因為實質利率低以及國際收支逆差所致。

從資料中，我們亦發現三國的外匯市場皆呈現高狹峰的情形，也就是所謂的「厚尾 (fat tail)」現象，同時經由 Jarque - Bera 常態分配檢定也發現，三國市場的變動率都顯著拒絕常態分配的假設。再者，Ljung - Box 之  $Q$  統計量亦發現變動率序列資料皆呈現線性相依的關係。

表三 三國即期與遠期匯率變動率之基本統計量

		平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	最大值	最小值	Q(300)	JB
法	即期	0.0319	0.6103	-0.5731***	1.6277***	2.0284	-3.3207	503.68***	166395***
	遠期	0.0319	0.6155	-0.5173***	1.8146***	2.4983	-3.3207	495.04***	183.79***
德	即期	0.0324	0.6131	-0.5549***	1.5698***	2.0847	-3.3252	487.36***	155.71***
	遠期	0.0324	0.6176	-0.4994***	1.7638***	2.5031	-3.3216	486.11***	173.07***
義	即期	0.0330	0.5972	-0.5768***	1.6977***	1.8117	-3.3209	519.96***	177.47***
	遠期	0.0327	0.6007	-0.5078***	1.9311***	2.6177	-3.3215	514.57***	200.54***

附註：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。  
 2.Q(300) 表示時間序列資料之 Ljung-Box 的 Q 統計量。  
 3.峰態係數為扣除 3 後之結果。  
 4.JB 表示 Jarque - Bera 之常態分配檢定。

### 三、ARCH效果檢定

本文採用 Ljung - Box 的 Q 檢定及 LM 檢定來檢驗數列殘差是否存在有 ARCH 現象。在表四中，三個國家的日波動殘差項及殘差項平方則皆不具有序列相關的特性，ARCH 效果並不存在，但必須強調注意的是，上述檢定方式只是原則而非定理，一般實證模型有時無法完全滿足  $\varepsilon_t$  與  $\varepsilon_{t-1}$  無關的條件。因此，本文同時採用 LM 檢定對殘差項進行分析，結果發現即期與遠期匯率模型在 1%顯著水準下均顯著，顯示三個國家的匯率都存在有 ARCH 效果。

表四 三國即期與遠期匯率模型殘差項分析

		法國	德國	義大利
即期	$\varepsilon_t$ 之 Q(30)	21.2203	20.9971	20.7179
	$\varepsilon_t^2$ 之 $Q^2(30)$	34.8896	33.6548	36.6536
	LM(30)	188.2600 ***	190.1666 ***	184.4725 ***
遠期	$\varepsilon_t$ 之 Q(30)	29.6289	27.5667	25.9424
	$\varepsilon_t^2$ 之 $Q^2(30)$	24.7937	23.8566	33.6545
	LM(30)	160.7248 ***	164.0557 ***	161.9732 ***

附註：1.  $R_{i,t} = \alpha_{i0} D_j + \alpha_{i1} (1 - D_j) + \alpha_{i2} R_{i,t-1} + [\alpha_{i2} D_j + \alpha_{i2} (1 - D_j)] R_{j,t-1} + \alpha_{i3} R_{j,t-1} + \varepsilon_{i,t}$ ,  $i, j = s, f$ 。  
 2.\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

### 四、門檻值之選取

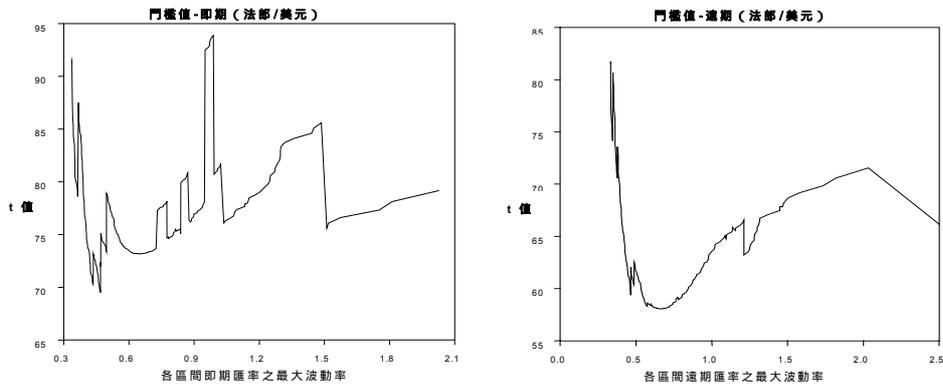
依據前節所述，法國、德國與義大利之門檻值可整理於表五，圖形列於圖一至圖三，圖中之最低點即為門檻值。本文依此門檻值設置門檻虛擬變數。

以法國為例，當法國即期匯率變動率大於 0.4692 時，設置虛擬變數  $D_s$ ，以數學式說明： $D_s = \begin{cases} 1, & \text{if } R_s \geq 0.4692 \\ 0, & \text{if } R_s < 0.4692 \end{cases}$ ，其中  $R_s$  表示即期匯率之日波動率，

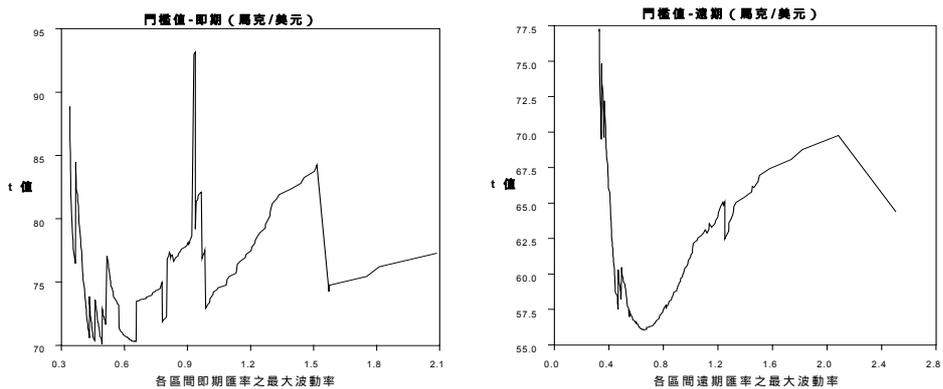
其餘匯率亦依照同等方式設置門檻虛擬變數。

表五 三國即期與遠期匯率之門檻值

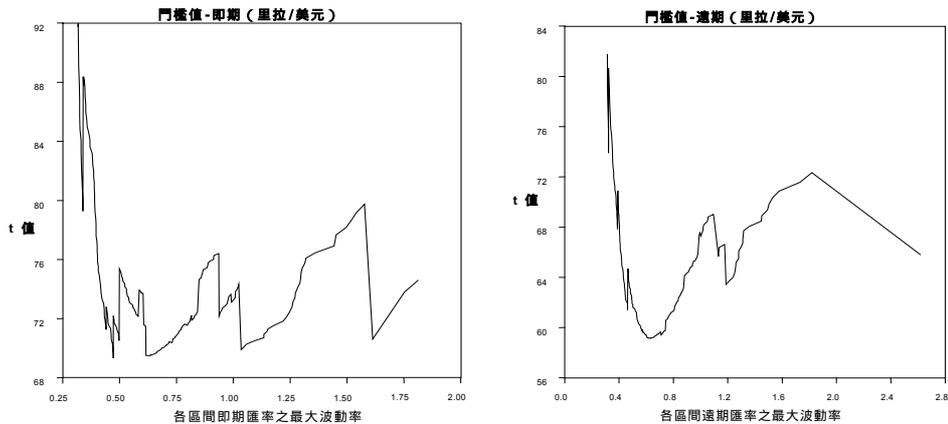
	法國	德國	義大利
即期匯率	0.4692	0.4923	0.4712
遠期匯率	0.6651	0.6558	0.6234



圖一 法國法郎兌美元之門檻



圖二 德國馬克兌美元之門檻



圖三 義大利里拉兌美元之門檻

## 五、雙變量門檻GARCH之實證結果

選取適當之門檻值後，將之納入 GARCH(1,1) 模型中，便得以分析高、低報酬對即期與遠期匯率之影響，將雙變量門檻 GARCH 模型之估計結果整理於表六。首先由 Ljung-Box 檢定之 Q 值來看，模型殘差多已不具數列相關的特性，顯示雙變量門檻 GARCH 模型得以掌握匯率模型之波動性。

由模型中之  $\alpha_{hs2}$  與  $\alpha_{ls2}$  可看出遠期匯率對即期匯率之影響，而  $\alpha_{hf2}$  與  $\alpha_{lf2}$  可看出即期匯率對遠期匯率之影響，若是  $\alpha_{hs2} > \alpha_{ls2}$ ，則表示正向高變動率之遠期匯率對即期匯率有較長遠的影響力，換言之，預期未來貨幣有大幅度貶值時所造成之波動將較持久，反之，則表示正向低變動率甚至負向變動之遠期匯率對即期匯率有較長久的影響力，也就是預期未來貨幣有升值趨勢時，對即期匯率之影響較持久，兩者間具有不對稱性；而若是  $\alpha_{hs2} = \alpha_{ls2}$ ，則表示預期未來幣值升值或貶值對即期匯率並無顯著差別，不對稱性將不存在，同理亦可運用於  $\alpha_{hf2}$  與  $\alpha_{lf2}$  之關係。另外，本文將再以卡方分配檢定兩參數間之異同，虛無假設為  $H_0: \alpha_{hs2} = \alpha_{ls2}$ ，結果列於表七，如果顯著拒絕虛無假設，則表示不對稱性存在。

表六 三國雙變量門檻 GARCH(1,1) 模型之估計結果

	法國	德國	義大利
$\alpha_{hs0}$	0.1242 ***	0.0039	0.0706 ***
$\alpha_{ls0}$	0.0806 ***	-0.1070 ***	-0.0179
$\alpha_{s1}$	-0.0020	-0.0652 ***	-0.1144 ***
$\alpha_{hs2}$	0.1192 ***	0.2775 ***	0.1061 ***
$\alpha_{ls2}$	0.0387 ***	0.0445 ***	0.0372 **
$\alpha_{s3}$	0.1939 ***	0.1482 ***	-0.1586 ***
$\alpha_{hf0}$	0.0086	-0.1126 ***	0.0714 ***
$\alpha_{f0}$	-0.0410 ***	-0.2203 ***	-0.0187 ***
$\alpha_{f1}$	-0.0139 **	-0.0711 ***	-0.2904
$\alpha_{hf2}$	0.1340 ***	0.2865 ***	0.2841 ***
$\alpha_{f2}$	0.0503 ***	0.0497 ***	0.2110 ***
$\alpha_{f3}$	-0.4463 ***	-0.4521 ***	-0.1794 ***
$c_{11}$	0.5900 ***	0.5382 ***	0.5622 ***
$c_{12}$	0.5778 ***	0.5453 ***	0.5516 ***
$c_{22}$	0.0826 ***	0.0021	-0.0741 ***
$ha_{1,11}$	-0.2634 ***	-0.3762 ***	0.5217 ***
$la_{1,11}$	0.2147 ***	0.1930 ***	-0.3605 ***
$ha_{1,22}$	-0.2675 ***	-0.3890 ***	0.5278 ***
$la_{1,22}$	0.2111 ***	0.1909 ***	-0.3622 ***
$ha_{2,22}$	0.0000	0.0002 ***	0.0000
$la_{2,22}$	-0.0009	0.0038 ***	0.0000
$g_{1,11}$	-0.0001	0.2479 ***	0.0005
$g_{1,22}$	-0.0003	0.0988 ***	0.0006
$g_{2,22}$	0.0016	-0.0052	0.0008
<b>即期匯率</b>			
Q(30)	17.5867	20.0912	33.2180
Q <sup>2</sup> (30)	33.7081	28.0288	44.9001 **
<b>遠期匯率 (1 個月)</b>			
Q(30)	20.0560	20.8037	38.9576
Q <sup>2</sup> (30)	29.3879	27.3663	41.3051 *
對數概似函數值	1912.1047	1854.2314	1977.1528

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

2. Q(30) 表示標準化殘差項之 Ljung-Box 的 Q 統計量，Q<sup>2</sup>(30) 表示標準化殘差項平方之 Ljung-Box 的 Q 統計量。

於表七我們發現，三國之即期與遠期匯率皆顯著拒絕了虛無假設，此即存在有不對稱性。檢視表六之結果，顯示三國之  $\alpha_{hs2}$  分別為 0.1191、0.2774、0.1061，皆大於  $\alpha_{ls2}$  之 0.0386、0.0444 及 0.0372，表示當預期未來來幣值有貶值傾向時，對即期匯率之影響將較為持久，大於預期未來幣值升值的影響力；又因估計值皆為正，此說明了預期未來幣值貶值時，將帶動下期貨幣貶值。在  $\alpha_{hf2}$  與  $\alpha_{lf2}$  方面，三個國家之參數  $\alpha_{hf2}$  亦顯著大於參數  $\alpha_{lf2}$ ，換言之，幣值貶值時，對預期的影響將較為持久，且參數因皆為正，顯示當貨幣貶值時，預期未來貶值之趨勢強烈且持久。總括來說，不管是在當期或是預期心理所致，貨幣貶值所帶來的影響力遠高於貨幣升值的影響力。

$\alpha_{s3}$  與  $\alpha_{f3}$  為誤差修正項，分別表示當即期與遠期匯率偏離均衡關係時，即期與遠期之調整幅度，若  $\alpha_{s3} > \alpha_{f3}$ ，代表當均衡關係偏離時，即期匯率需要較大的調整幅度才能回到均衡關係，顯示遠期匯率有較強烈的主導地位，換言之，人們對未來的預期心理將強烈影響當期的匯率；反之，若  $\alpha_{s3} < \alpha_{f3}$ ，則表示即期匯率的主導地位較為強勢。由表六之實證結果分析，三個國家的  $\alpha_{f3}$  皆顯著且分別為 -0.4463、-0.4521 以及 -0.1794，其絕對值皆大於相對的  $\alpha_{s3}$ ，表示當兩者的均衡關係偏離時，遠期匯率需要較大的調整才得回復均衡，即期匯率佔有較強烈的領先地位，顯示投資人的預期心理深受即期匯率所影響，預期心理會隨當時之社會狀況加以修正。一般而言，貨幣價值反映了該地區政治、社會與經濟發展狀況，當發展走下坡，貨幣定隨之疲軟，本文樣本期間恰值歐元體系發展初期，諸多不確定性促使人們對歐元的前景產生許多疑問，畢竟貨幣轉換是一複雜且緩慢的過程，一切發展只能端視市場力量來決定；而在歐元實體貨幣未正式流前，人們對其仍缺乏有力信心，因此歐洲國家總體經濟政策、歐洲央行貨幣政策的可信度、各成員國財政政策是否符合歐元區整體利益等直接、間接問題，都會對歐洲國家的貨幣幣值產生影響，進而修正其對未來的預期。

表七 卡方檢定結果

虛無假設	法國	德國	義大利
$H_0 : \alpha_{hs2} = \alpha_{ls2}$	4.57 **	28.26 ***	31.85 ***
$H_0 : \alpha_{hf2} = \alpha_{lf2}$	7.34 ***	44.17 ***	124.22 ***

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

## 伍 結論

本文以雙變量門檻 GARCH 為實證模型，分析歐洲地區國家即期與遠期匯率間之動態關連性，在歐元實體貨幣出現之際，期提供社會大眾一個較佳的預測準則，以降低匯率風險。本文以歐元體系中具代表性的法國、德國及義大利三個國家為研究樣本，在樣本期間，三國貨幣相對美元在 1997 至 2000 年皆呈現貶值的情勢，這可能與歐元發行初期，歐洲國家存在許多待整合與適應性的問題，致使其兌美元匯率相對貶值，而歐幣近年來的疲軟實應是實質利率低以及國際收支逆差有關。本文在雙變量門檻 GARCH 模型實證結果方面，發現預期未來幣值貶值時，會帶動即期匯率上升，貨幣貶值，而當期幣值貶值時，對預期的影響亦較為持久，顯示不管是在當期或是預期心理因素，貨幣貶值所帶來的影響力皆遠高於貨幣升值的影響力。再者，當兩者偏離均衡關係時，遠期匯率需要較大的調整才得回復均衡。由於即期匯率佔有較強烈的領先地位，顯示投資人的預期心理深受當期匯率所影響，而預期心理會隨當時之社會狀況加以修正；在歐元實體貨幣未正式流前，人們對其仍缺乏有力信心，因此歐洲國家總體經濟政策、歐洲央行貨幣政策的可信度、各成員國財政政策是否符合歐元區整體利益等直接、間接問題，都會對歐洲國家的貨幣幣值產生影響，進而修正其對未來的預期。

## 參考文獻

- 吳致寧、張萬清，「外匯市場之效率性與共積檢定」，*基層金融*，第 32 期，1996 年，頁 21-40。
- 邱顯比、葉銀華，「臺灣外匯市場效率性檢定與風險性溢價之研究- Cointegration 和 ARCH 模型」，*社會科學論叢*，第 41 期，1993 年，頁 185-205。
- Alexakis, P. and Apergis, N., "ARCH Effects and Cointegration: Is the Foreign Exchange Market Efficient?", *Journal of Banking and Finance*, (20), 1996, pp.687-697.
- Barkoulas, J. and Baum, C. F., "A Re-examination of the Fragility of Evidence from Cointegration-Based Tests of Foreign Exchange Market Efficiency", *Applied Financial Economics*, (7), 1997, pp.635-643.
- Barnhart, S. W. and Szakmary, A. C., "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Co-Integration, and Stochastic Coefficients", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (26), 1991, pp.245-267.
- Biswas, R. and Shawky, H. A., "Foreign Exchange Market Efficiency: evidence from the Gulf War Period", *Global Finance Journal*, (8), 1997, pp.199-210.

- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, (31), 1986, pp.307-28.
- Callen, M. W., Chen, L. and Kwan, C. C. Y., "Spot and Forward Exchange Rates: A Causality Analysis", *Journal of Business Finance and Accounting*, (16), 1989, pp.105-118.
- Cornell, W. B., "Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, (5), 1977, pp.55-65.
- Doroodian, C. J. K. and Albarano, R., "The Unbiased Forward Rate Hypothesis: A Re-examination", *Applied Financial Economics*, (8), 1998, pp.567-575.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, (50), 1982, pp.87-1007.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction Representation, Estimate and Test", *Econometrica*, (55), 1987, pp.251-276.
- Fama, E. F., "Term Premiums in Bond Returns", *Journal of Financial Economics*, (13), 1984, pp.529-46.
- Hakkio, C. S. and Rush, M., "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Market", *Journal of International Money and Finance*, (88), 1977, pp.829-853.
- Hansen, L. P. and Hodrick, R. J., "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, (88), 1980, pp.829-53.
- Hsieh, D. A., "International Risk Sharing and the Choice of Exchange-Rate Regime", *Journal of International Money & Finance*, (3), 1984, pp.141-51.
- Hsieh, D. A., "Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Markets", *Journal of International Economics*, (17), 1984, pp.173-84.
- Kanas, A., "Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence", *Applied Financial Economics*, (8), 1998, pp.245-56.
- Kohlhagen, S. W., "A Model of Optimal Foreign Exchange Hedging without Exchange Rate Projections", *Journal of International Business Studies*, (9), 1978, pp.9-19.
- Ligeralde, A. V., "Covariance Matrix Estimator and Tests of Market Efficiency", *Journal of International Money and Finance*, (16), 1997, pp.323-343.
- Lai, K. S. and Lai, M., "A Cointegration Test for Market Efficiency", *Journal of Futures Markets*, (11), 1991, pp.567-575.
- Lobo, B. J. and Tufte, D., "Exchange Rate Volatility : Does Politics Matter? ", *Journal of Microeconomics*, (20), 1998, pp.351-365.
- Naka, A. and Whitney, G., "The Unbiased Forward Rate Hypothesis Reexamined", *Journal of International Money and Finance*, (14), 1995, pp.857-867.

- Rapp, T. A. and Sharma, S. C., "Exchange Rate Market Efficiency: Across and within Countries", *Journal of Economics and Business*, (51), 1999, pp.423-439.
- Sosvilla-Rivero, S. and Y. B. Park, "Future Tests on Forward Exchange Rate Unbiasedness Hypothesis", *Economic Letters*, (40), 1995, pp.325-331.
- Tsay, R. S., "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of the American Statistical Association*, (84), 1989, pp.231-240.
- Wu, J. L. and Chen, S. L., "Foreign Exchange Market Efficiency Revisited", *Journal of International Money and Finance*, (17), 1998, pp.831-838.

## The Dynamic Relationship Between Spot and Forward Exchange Rate in Euro Area - Application in Asymmetric Threshold GARCH Model

WAN-HSIU CHENG\*, CHIEN-LIANG CHIU\*, MING-CHIH LEE\*,  
JER-SHIU CHIOU\*\*

\*Graduate Institute of Money, Banking and Finance, TamKang University

\*\*Department of International Trade, Chung Kuo Institute of Technology

### ABSTRACT

This paper analyzes the dynamic relationship between spot and forward exchange rate in Euro area, using bi-variable threshold GARCH model. French Franc, German Mark and Italian Lira relative to U.S. Dollar had depreciated in the sample period. This was due to the low real interest rate and deficit in current account in recent years. We find that the depreciation effects are stronger than appreciation effects among these currencies. Another result shows that spot exchange rate leads to forward exchange rate. It indicated that the expectations of investors would be influenced by the spot exchange rate deeply, and these expectations would be revised by social environment at the time. Many factors will influence the real value of Euro before the real Euro currency getting flow in the world, including macroeconomic policies of European countries, the reliability of monetary policies of European Central Bank, the financial policies of the member in European Union conform to entire profit or not and so on. Then, these factors will correct the expectations of investors.

Keywords: spot exchange rate, forward exchange rate, threshold GARCH model, asymmetric effect

