

# 應用平滑轉換迴歸在匯率目標區之實證

劉美玲 楊奕農\*

中原大學國際貿易學系  
中壢市普忠里普仁 22 號

## 摘要

依照 Krugman(1991)提出匯率目標區之想法，當匯率於中心匯率附近波動時，政府干預匯率的可能性很低；但當匯率逐漸偏離中心匯率，接近目標區之上下限時，政府對匯率進行干預的機率便會增加，以防止匯率超出匯率目標區所設定之範圍。過去，已有許多文獻針對 Krugman(1991)所提出之匯率目標區模型進行實證研究，但大部分之實證結果均拒絕 Krugman(1991)匯率目標區模型中之設定或推論。本文依據 Lundbergh and Terasvirta (2003)所提出之 STARTZ 模型，利用非線性模型來描述匯率在目標區內的波動情形，並進一步檢定 STARTZ 模型，是否能支持 Krugman(1991)所提出之匯率目標區模型設定之前提假設。由實證結果中可以發現，義大利及法國之估計結果支持 STARTZ 模型可以用來描述該國匯率在匯率目標區內的波動情形，但德國之估計結果卻不支持。

關鍵字：匯率目標區、平滑轉換迴歸、匯率

Key words : target zone; smooth transition autoregression (STAR) ; exchange rate

JEL classification : F31

---

\* 劉美玲—私立中原大學國貿系研究生，[g9192001@cycu.edu.tw](mailto:g9192001@cycu.edu.tw)；楊奕農—私立中原大學國貿系副教授，[yinyang@ms17.hinet.net](mailto:yinyang@ms17.hinet.net)。

## 一、前言

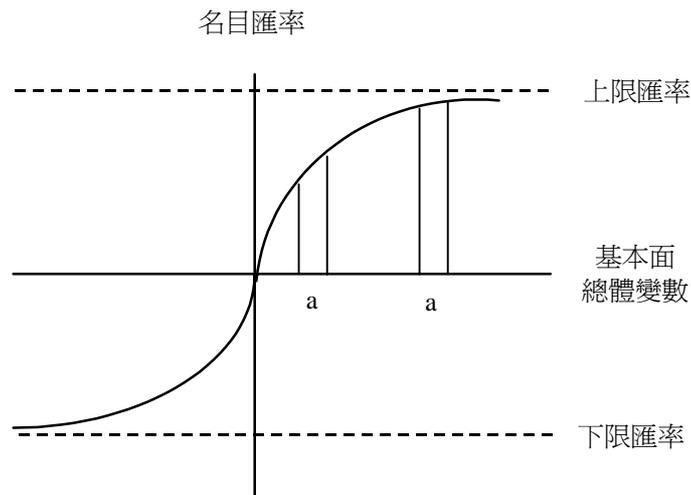
在 Krugman(1991)提出匯率目標區模型之後，已有許多文獻有許多文獻針對此一主題進行實證研究，研究的主題可以分為以下幾類：包括匯率的機率分配是否為 U 型、分別檢定匯率目標區的基本假設是否成立、檢定基本面總體變數與匯率的關係是否為 S 型、在假定匯率目標區的基本假設成立下，檢定兩國利率差是否會等於目標區內匯率貶值的幅度等，但大部分之實證結果均拒絕 Krugman(1991)匯率目標區模型中之設定或推論。

所謂匯率目標區是指一個區間，管理當局承諾會使匯率之波動維持在此一區間內 (Taylor, 1995)。Krugman(1991)認為匯率目標區與固定匯率制主要差異在於，匯率目標區允許匯率在某一特定之參考匯率下，在一上下相等之區間內自由浮動；例如：歐洲貨幣制度 (European Monetary System, EMS) 在 1973 年 3 月至 1992 年 3 月間要求各會員國匯率上下波動幅度為 2.25%。

Krugman(1991)所提出之匯率目標區模型中有兩個基本假設：(a)匯率目標區之區間是否有公信力 (credibility assumptions) — 匯率目標區之設定是可靠的，即匯率的波動會永遠維持在目標區之內；(b)邊際干預 (marginal interventions) — 管理當局藉著調整貨幣供給的數量，來使匯率波動維持在目標區內；當匯率愈接近上限匯率或下限匯率時，央行對匯率進行干預的可能性愈大。由於匯率愈接近目標區邊界時，政府對匯率進行干預的機會增加，而當匯率在中心匯率附近波動時，政府干預的機率很低，因而使得匯率分配呈現 U 型，而匯率波動會呈現倒 U 型

分配。但大部分之實證結果認為此二項基本假設並不成立，例如：由 Flood, Rose and Mathieson (1991) 及 Svensson (1991a) 的實證結果得知，在大部分的樣本期間中，匯率目標區區間固定的假設已經被拒絕；另外，Lindberg and Soderlind(1992) 認為央行干預匯率的情形通常是發生在匯率目標區之內，而非在匯率接近上下限時才發生的。

在描述匯率與基本面總體變數 (fundamental) 間的關係時，Lundbergh and Terasvirta (2003) 利用一平滑之 S 型曲線 (smooth S-curve) 來取代 Krugman (1991) 中線性關係之假設。平滑之 S 型曲線隱含當名目匯率愈接近目標區之上下限時，相同程度之基本面總體變數改變，對匯率影響的程度會變小，即需要花更多的時間匯率才會接近目標區之上下限。如下圖一所示，當基本面總體變數改變時，由於名目匯率所在之位置不同，相同程度之基本面總體變數改變對名目匯率之影響亦不相同。由**錯誤! 連結無效**。可以發現，當基本面總體變數改變程度為  $a$  時，對名目匯率之影響以愈接近中心匯率時較大；當名目匯率愈接近上限匯率或下限匯率時，基本面總體變數改變對匯率之影響程度亦隨之減小，因此，Lundbergh and Terasvirta (2003) 變利用平滑之 S 型曲線來解釋名目匯率與基本面總體變數之關係。



圖一 在匯率目標區內，匯率波動之情形

依照匯率目標區之定義，當匯率於中心匯率附近波動時，政府干預匯率的可能性很低；但當匯率逐漸偏離中心匯率，接近目標區之上下限時，政府對匯率進行干預的機率便會增加，以使名目匯率回復至中心匯率的水準。因此，由於名目匯率之不同，政府干預名目匯率機率之分配會呈現 U 型；相同的，其條件變異數會呈現倒 U 型之分配（這一部份在討論線性與非線性下的匯率目標區模型時，會再做進一步之說明）。

過去之文獻已利用許多不同的方式，來檢定 Krugman(1991)所提出之匯率目標區模型，而過去文獻實證結果失敗的主因，多是由於其在模型設定上並未符合基本假設中匯率為 U 型分配，匯率波動為倒 U 型分配的推論。因此，本文依據 Lundbergh and Terasvirta (2003)所提出之平滑轉換自我迴歸模型（Smooth Transition Autoregression Target Zone model，以下簡稱 STARTZ 模型），而 STARTZ 模型設定的基礎符合匯率分配為 U 型，匯率波動為倒 U 型分配的前提，該模型的設定基礎是在符合 Krugman (1991)匯率目標區模型的前提假設下，描述

匯率在目標區內的波動情形，並進一步檢定 STARTZ 模型，是否能支持 Krugman (1991)之匯率目標區模型設定之前提假設。

在現行文獻中，在檢定匯率目標區時，多是對歐盟國家進行檢定，而這些文獻針對歐盟國家來進行檢定原因，是由於歐盟國家有歐洲貨幣制度及歐洲匯率機制，1979 年 3 月，歐洲共同體的成員國決定建立歐洲貨幣制度( European Monetary System, EMS) 與歐洲匯率機制 (Exchange Rate Mechanism, ERM)，將各國貨幣的匯率與對方固定，共同對美元浮動。歐洲貨幣制度主要的精神是建立在管理浮動匯率上，為維持匯率價格波動的穩定，要求會員國負起財政政策與貨幣政策統合協調的責任。在 EMS 成立後的 10 年內，它採用區間的方式，中心匯率有做幾次適度的調整，使 EMS 的匯率體制得以生存。EMS 內部成員國之間貨幣匯率有一個可波動的範圍，每一成員國的貨幣都與歐洲貨幣單位 (European Currency Unit, ECU) 定出一個中心匯率，這個匯率在市場上的上下波動幅度為正負 2.5% (1973 年 3 月至 1992 年 3 月)。

本文以歐洲匯率機制之會員國中參加經濟貨幣同盟，同時為 G7<sup>1</sup>成員中之德國、法國及義大利等強勢貨幣作為研究之對象，以找出這些國家參與歐洲匯率機制期間，在匯率目標區的限制下，其匯率的波動情形，並檢定其是否支持 Krugman (1991)之匯率目標區模型設定之前提假設。本文後續章節之安排如後，第二節為線性與非線性下的匯率目標區模型，說明 STARTZ 模型之設定及意義，第三節

---

<sup>1</sup> G7 (七大工業國) 成員包括美國、英國、加拿大、德國、法國、義大利、日本。

中包含資料說明及實證結果，最後一節為結論。

## 二、線性與非線性下的匯率目標區模型

依據 Lundbergh and Terasvirta(2003)所提出之 STARTZ 模型來描述匯率在目標區內的波動情形。STARTZ 模型中均數方程式 (mean equation) 的一般式可以(1)式表示：

$$y_t = m_t(\varphi, \gamma_a, \theta_a, \mu; Y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $y_t$  衡量匯率偏離中心匯率的程度，且  $Y_{t-1} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ， $\varphi$  為待估計之係數， $\gamma_a$  為斜率參數， $\theta_a$  為不對稱參數，參數  $\mu$  用來估計隱含的匯率目標區。

在 STARTZ 模型中，我們以均數方程式  $m_t = m_t(\varphi, \gamma_a, \theta_a, \mu, Y_{t-1})$ ，來取代 Krugman (1991)匯率目標區模型中之基本面總體變數 (fundamental)，而  $m_t$  會受到  $Y_{t-1}$  的影響，同時  $Y_{t-1} = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$ ；因此，我們便以  $y_{t-1}$  來代替 Krugman(1991)中之基本面總體變數。另外，STARTZ 模型一般式之殘差可以(2)式表示：

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t(\varphi, \gamma_a, \theta_a, \mu, \eta, \gamma_b, \theta_b, \delta; E_{t-1})} \quad (2)$$

其中， $z_t \sim iid(0,1)$ ， $h_t = h_t(\varphi, \gamma_a, \theta_a, \mu, \eta, \gamma_b, \theta_b, \delta)$  表殘差之變異數，且  $E_{t-1} = \varepsilon_{t-1}; j \geq 1$ 。(2)式中假定殘差沒有自我相關，且由於  $\varepsilon_t = y_t - m_t$ ，因此假設係數  $\varphi$  與  $\eta$  是互為獨立的。

為了定義(1)式之  $m_t$  與(2)式之  $h_t$ ，我們令

$$\begin{aligned} G^L(s_i; \gamma, \theta, c) &= (1 + \exp(-\gamma(c - s_i)))^{-\theta}, \gamma > 0, \theta > 0 \\ G^U(s_i; \gamma, \theta, c) &= (1 + \exp(-\gamma(s_i - c)))^{-\theta}, \gamma > 0, \theta > 0 \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $s_i$  為轉換變數， $\gamma$  為斜率參數， $\theta$  為不對稱參數， $c$  為位置參數；模型中

並針對這些參數作限制，限制  $\gamma > 0, \theta > 0$  且  $0 < \mu < 1$ 。方程式(3)為對數函數 (logistic function) 之一般式；當  $\theta = 1$  時，為對數函數之特例，稱為標準對數函數 (stander logistic function)。若  $\theta = 1$  且  $s_t = c$ ，則  $G^L = 1/2, G^U = 1/2$ ，表示當匯率接近上限或下限匯率時，政府進行干預的機率各為 1/2。以一個實際的例子來說明，假設  $\gamma = 1, c = 34, \theta = 1$ ，當  $s_t = 30$  時， $G^U = 0.017$ ； $s_t = 32$  時， $G^U = 0.119$ ； $s_t = 34$  時， $G^U = 0.5$ ，指出當匯率逐漸接近上限匯率時（名目匯率由 30 貶值至 34），政府對外匯市場干預的機率亦逐漸提高（ $G^U$  由 0.017 逐漸提高至 0.5）。另外，(3)式中不對稱參數  $\theta$  的設定，是用來限制匯率可波動之範圍，以使匯率偏離中心匯率之程度是維持在匯率目標區所設定的範圍內。

依據匯率目標區之理論模型，條件平均應是一非線性函數（S 型），基於這一條件，Lundbergh and Terasvirta(2003)將 STARTZ 模型修正為：

$$\begin{aligned}
 m_t = & \varphi' x_t \\
 & + (\mu s^L - \varphi' x_t) G^L(y_{t-1}; \gamma_a, \theta_a, \mu s^L) \\
 & + (\mu s^U - \varphi' x_t) G^U(y_{t-1}; \gamma_a, \theta_a, \mu s^U)
 \end{aligned} \tag{4}$$

其中， $x_t = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-n})'$  是一  $(n+1) \times 1$  的截距-落後項向量， $\varphi = (\varphi_0, \varphi_1, \dots, \varphi_n)'$  為其相對應之係數向量。(4)式中線性自我迴歸的分成兩大部分，分別描述當匯率偏離中心匯率程度之條件平均數接近上限匯率（ $s^U$ ）及下限匯率（ $s^L$ ）時，匯率的波動情形。Lundbergh and Terasvirta(2003)對參數  $\mu$  設定限制條件： $0 < \mu < 1$ ，用來估計隱含的匯率目標區，藉以驗證估計結果之匯率目標區範圍與官方訂定之目標區是否一致。 $\mu$  值大小的不同與對數函數間的關係如表一所示，

由於  $\mu$  值估計結果之不同，會影響對數函數中之  $\mu s^L - y_{t-1}$  及  $y_{t-1} - \mu s^U$  的部分，進而使得對數函數之值不同。由於估計出之  $\mu$  值不同，對數函數之值亦會不同，即政府對外匯進行干預之機率亦會不同。在其他條件不變下，由於  $\mu$  值不同， $G^L$ 、 $G^U$  的機率值亦會隨之改變，當  $\mu$  值由 1 逐漸往 0 接近時， $G^L$ 、 $G^U$  之值亦隨之增大，即政府干預之機率亦逐漸增加，隱含有估計出之隱含匯率目標區逐漸變小之意，因此，當  $\mu$  愈接近 1 時，表示估計結果中隱含之匯率目標區與官方所公告之匯率目標區的範圍愈一致，反之，當  $\mu$  愈接近 0 時，表示估計結果所隱含之匯率目標區範圍愈小。斜率參數  $\gamma_a > 0$  與不對稱參數  $\theta_a > 0$  的設定是用來描述當匯率偏離中心匯率時的波動情形。

表一 參數  $\mu$  值與對數函數之關係

$\mu$	對數函數	
$\mu \rightarrow 1$	$G^L = (1 + \exp(-\gamma(s^L - y_{t-1})))^{-\theta}$	$G^U = (1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - s^U)))^{-\theta}$
$0 < \mu < 1$	$G^L = (1 + \exp(-\gamma(\mu s^L - y_{t-1})))^{-\theta}$	$G^U = (1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - \mu s^U)))^{-\theta}$
$\mu \rightarrow 0$	$G^L = (1 + \exp(\gamma \cdot y_{t-1}))^{-\theta}$	$G^U = (1 + \exp(-\gamma \cdot y_{t-1}))^{-\theta}$

資料來源：本研究自行整理

當匯率在中心匯率附近時，即  $G^L \approx 0$ 、 $G^U \approx 0$ ，匯率偏離中心匯率程度之波動情形可以用落後項 ( $\varphi' x_t$ ) 線性組合來描述；當匯率接近上限匯率或下限匯率時，匯率偏離中心匯率程度之波動情形則是以非線性之  $x_t$  來描述。例如，當匯率接近上限匯率時 ( $G^U \rightarrow 1$ )，匯率偏離中心匯率程度之波動行為會由線性之  $\varphi' x_t$  平滑地轉換至在  $\mu s^U$  附近波動的白噪音 (white noise) 過程，此時，由於匯率接近上限匯率，政府進場干預之機率上升，即  $\mu$  值變大，則  $1 - \mu > 0$  的值會變

小。另外，匯率偏離中心匯率程度之行為平滑轉換之速度則由參數  $\gamma$ 、 $\theta$ 、及  $c$  來衡量。

依據匯率目標區之理論模型其條件變異數應呈倒 U 型分配，Lundbergh and Terasvirta(2003)將 STARTZ 模型修正為：

$$\begin{aligned}
 h_t &= \eta' w_t \\
 &+ (\delta - \eta' w_t) G^L(y_{t-1}; \gamma_b, \theta_b, \mu s^L) \\
 &+ (\delta - \eta' w_t) G^U(y_{t-1}; \gamma_b, \theta_b, \mu s^U)
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中， $s^L$  及  $s^U$  分別表示下限匯率及上限匯率，參數  $\gamma_b$ 、 $\theta_b$  與(4)式中所提到之參數  $\gamma_a$ 、 $\theta_a$  是不一樣的，但參數  $\mu$  之定義和假設與(4)式相同。令  $\eta = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p)'$  且  $w_t = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})'$ ，其中  $h_t > 0$ ， $\eta' w_t$  在(5)式中表示 GARCH(p,q)之意。Lundbergh and Terasvirta(2003)假設為了滿足變異數必須大於 0 的條件，因此設定  $\delta > 0$ ，並同時限制  $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_j \geq 0$ ， $j = 1, \dots, q$  且  $\beta_j \geq 0$ ， $j = 1, \dots, p$ 。當名目匯率接近中心匯率時， $G^L \approx 0$ 、 $G^U \approx 0$ ，匯率偏離中心匯率程度之條件變異數可以用殘差落後項 ( $\eta' w_t$ ) 線性組合來描述；當匯率接近上限匯率 ( $G^U \rightarrow 1$ ) 或下限匯率 ( $G^L \rightarrow 1$ ) 時，匯率偏離中心匯率程度之波動會等於 (很小的) 常數  $\delta$ 。

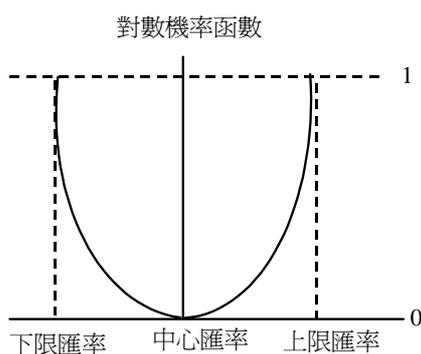
舉一個例子來說明為何在匯率目標區下，匯率偏離中心匯率程度之條件平均數與條件變異數呈 U 型及倒 U 分配。當名目匯率改變時，對數函數機率值之改變情形如表二 所示。當名目匯率接近中心匯率時， $G^L \approx 0$ 、 $G^U \approx 0$ ，分別將之代入(4)式及(5)式，則匯率偏離中心匯率程度之條件平均數  $m_t = \varphi' x_t$ ，而條件變

異數  $h_t = \eta' w_t$ ；當匯率逐漸偏離中心匯率而接近上限匯率 ( $G^U \rightarrow 1$ ) 時，匯率偏離中心匯率程度之條件平均數  $m_t = \mu S^U$  且其條件變異數  $h_t = \delta$ ；反之，當匯率逐漸接近下限匯率 ( $G^L \rightarrow 1$ ) 時，匯率偏離中心匯率程度之條件平均數  $m_t = \mu S^L$  而條件變異數亦會等於  $\delta$ ，將此關係以圖形表示如圖二及圖三所示。

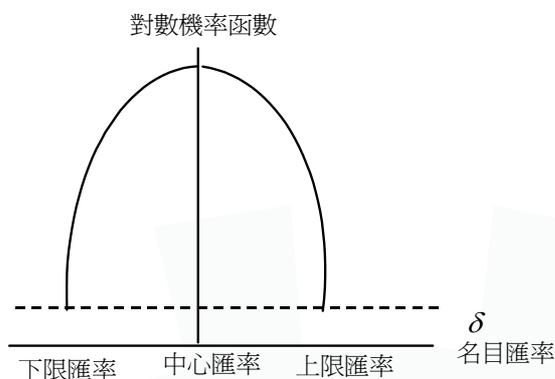
表二 條件平均數及條件變異數之對數機率

	$G^U$	$G^L$	條件平均數	條件變異數
上限匯率	1	0	$m_t = \mu S^U$	$h_t = \delta$
中心匯率	0	0	$m_t = \varphi' x_t$	$h_t = \eta' w_t$
下限匯率	0	1	$m_t = \mu S^L$	$h_t = \delta$

資料來源：本研究自行整理。



圖二 名目匯率條件平均數之 U 型分配



圖三 名目匯率條件變異數之倒 U 型分配

結合方程式(1)、(2)、(4)、(5)即為 STARTZ 模型之定義，當匯率接近目標區

的上限或下限時，匯率偏離中心匯率程度的波動情形會符合 iid 的過程，且其平均數為  $\mu^U$ （接近上限匯率時）及  $\mu^L$ （接近下限匯率時）、變異數為  $\delta$ 。

### 三、實證結果

本文中選擇之樣本期間為 1987 年 1 月 14 日至 1989 年 12 月 29 日，共 691 筆日資料，研究對象分別為德國、法國及義大利等國之匯率（資料來源為 EconStats<sup>2</sup>）。選擇此樣本期間的原因主要由於此期間之中心匯率<sup>3</sup>並沒有調整，同時也避開 1990 年 10 月東西德國統一及 1992 年 9 月 EMS 危機<sup>4</sup>對匯率造成之影響。在此期間德國、法國及義大利之中心匯率<sup>5</sup>分別為 2.0475、6.8732、1476.95，可容許之匯率波動幅度為中心匯率上下各 2.25%，資料之時間趨勢及其與中心匯率、匯率目標區之關係，如圖四所示；各國匯率與中心匯率差之敘述統計量如表三所示。

表三、各國匯率與中心匯率差之敘述統計量

	德國	法國	義大利
平均數	0.0247	0.1257	38.1103
最大值	0.1403	0.5325	128.0870
最小值	-0.0397	-0.0861	-28.9092
標準差	0.0150	0.0714	23.2490
偏態係數	-0.2358	0.0971	-0.2163
峰態係數	9.9828	3.7927	2.6564
J-B 值	1410.2630*	19.1776*	8.7874*
P 值	0.0000	0.0001	0.0124

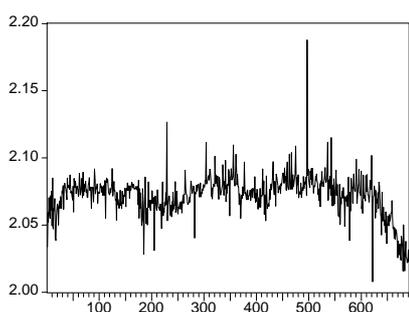
註：\*表示在 95%的信賴水準下，顯著拒絕常態之虛無假設。

<sup>2</sup> <http://www.econstats.com/grplist4.htm#line>

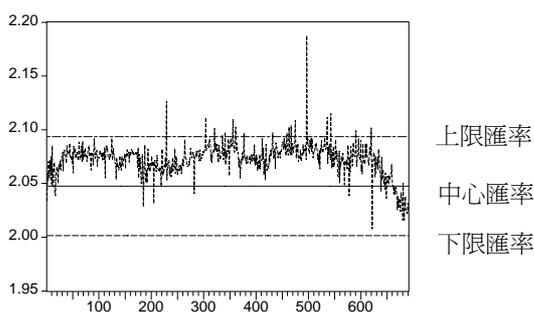
<sup>3</sup> 參見附表一，中心匯率公告及調整時間表

<sup>4</sup> 1992 年 9 月，由於歐洲貨幣危機，使得英國及義大利退出 EMS。

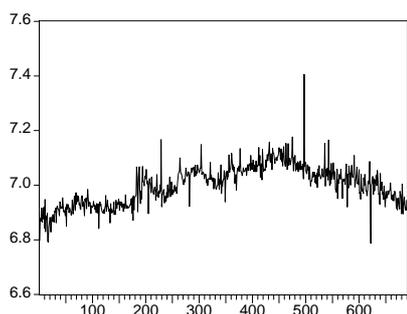
<sup>5</sup> 中心匯率為各國貨幣兌換一 ECU 之匯率，因此本研究中所指之各國匯率，亦為各國貨幣兌換 ECU 之匯率。



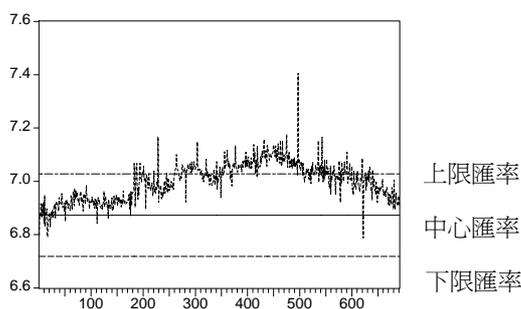
—德國對 ECU 匯率走勢圖



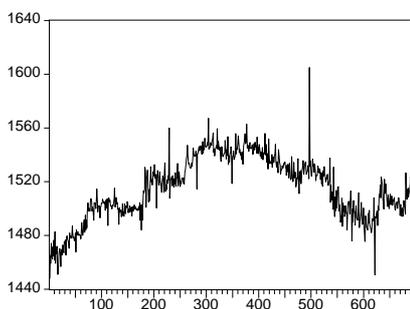
—德國對 ECU 匯率與中心匯率差之走勢圖



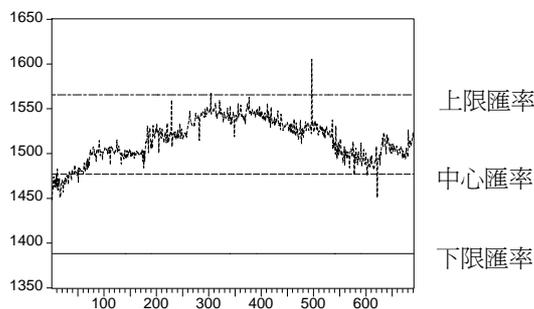
—法國對 ECU 匯率走勢圖



—法國對 ECU 匯率與中心匯率差之走勢圖



—義大利對 ECU 匯率走勢圖



—義大利對 ECU 匯率與中心匯率差之走勢圖

圖四、各國匯率偏離中心匯率程度之時間趨勢圖

註：1.各國匯率偏離中心匯率程度是以百分比來衡量。

2.資料期間為 1987 年 1 月 14 日至 1990 年 12 月 29 日，在此期間德國、法國及義大利之中心匯率分別為 2.0475、6.8732、1476.95，可容許之匯率波動幅度為中心匯率上下各 2.5%。

依據 Lundbergh and Terasvirta (2003)所提出之 STARTZ 模型，本研究依據其理論模型，將實證模型修正為(6)、(7)式。由於當匯率偏離中心匯率程度之條件平均數在匯率接近上限匯率或下限匯率時，(4)、(5)式線性自我迴歸部分所估計

出來的參數並不相同，因此，本研究以不同之參數來分別描述匯率接近上限（或下限）匯率時的條件平均；當匯率接近下限匯率時的條件平均參數以  $\alpha_i$  及  $\omega_i$  表示；當匯率接近上限匯率時的條件平均參數以  $\beta_i$  及  $\tau_i$  表示，下標表示其落後期數。此參數設定與 Lundbergh and Terasvirta (2003) 假定條件平均數在接近上限匯率或下限匯率時，擁有相同之條件平均參數，並不相同。本研究修正 STARTZ 模型後之估計結果如表四所示。

$$\begin{aligned}
m_t = & \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i x_{t-i} \\
& + \left( \mu s^L - \left( \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} \right) \right) \left( 1 + \exp(-\gamma_a (\mu s^L - y_{t-1})) \right)^{-\theta_a} \\
& + \left( \mu s^U - \left( \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} \right) \right) \left( 1 + \exp(-\gamma_a (y_{t-1} - \mu s^U)) \right)^{-\theta_a}
\end{aligned} \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
h_t = & \eta_0 + \sum_{i=1}^p \eta_i x_{t-i} \\
& + \left( \delta - \left( \omega_0 + \sum_{i=1}^p \omega_i x_{t-i} \right) \right) \left( 1 + \exp(-\gamma_b (\mu s^L - y_{t-1})) \right)^{-\theta_b} \\
& + \left( \delta - \left( \tau_0 + \sum_{i=1}^p \tau_i x_{t-i} \right) \right) \left( 1 + \exp(-\gamma_b (y_{t-1} - \mu s^U)) \right)^{-\theta_b}
\end{aligned} \tag{7}$$

依據表四的估計結果，德國估計結果中  $\gamma_a$ 、 $\theta_a$  並不顯著異於 0，代入(6)式之對數函數中，對數函數之值會等於 1，則德國之均數方程式會變成(8)式，即回復至 Krugman(1991)線性模型之設定。表示德國在此期間的匯率資料並不支持 STARTZ 模型，即該國之資料不支持實證模型中所設定非線性之部分。

$$\begin{aligned}
m_t = & \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i x_{t-i} \\
& + \left( \mu s^L - \left( \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} \right) \right) + \left( \mu s^U - \left( \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i x_{t-i} \right) \right)
\end{aligned} \tag{8}$$

參數  $\mu$  是用來估計隱含之匯率目標區，以驗證估計結果之匯率目標區範圍與官方訂定之目標區是否一致，當  $\mu$  愈接近 1 時，表示估計結果中隱含之匯率目標區與官方所公告之匯率目標區的範圍愈一致，反之，當  $\mu$  愈接近 0 時，表示估計結果所隱含之匯率目標區範圍愈小。而由表四的估計結果中可以發現法國及義大利所估計出之  $\mu$  值皆十分小，由於參數  $\mu$  的值十分接近 0，會使得對數函數之值變大，及政府對干預外匯市場之機率提高，表示由實際資料估出之匯率目標區範圍遠小於官方所訂定之範圍，幾乎是當匯率一偏離中心匯率時，該國之中央銀行便會進入外匯市場對匯率進行干預之行爲。與 Lundbergh and Terasvirta (2003) 之估計結果相較，瑞典(1985~1991)與挪威(1986~1988)所估計出之  $\mu$  值分別爲 0.99 與 0.96，表示估計出之隱含匯率目標區與官方所公告之範圍較爲一致，而挪威(1989~1990)估計出之  $\mu$  值爲 0.21，表示實證結果所得到之隱含匯率目標區只有官方所公告範圍的 1/5。

由本研究實證結果所得到之推論與 Krugman(1991)所提出之匯率目標區模型基本假設中，認爲央行只有在匯率接近上限匯率（或下限匯率）時才會進入干預匯率的假定不相符；實證結果中由於參數  $\mu$  之估計出之值十分小，所得之隱含匯率目標區遠小於官方所訂定之範圍，表示此兩國政府並非在匯率接近目標區邊界時才採取干預措施，即這兩國之實證結果並不支持 Krugman(1991)邊際干預之基本假設。

於 STARTZ 模型條件平均數估計之殘差檢定結果中（見表五），殘差檢定的

部分並不存在自我相關及異質變異的情形，因此，並沒有針對 Lundbergh and

Terasvirta (2003)中 GARCH(p,q)模型的部分作進一部之估計。

表四、STARTZ 模型估計結果

	德國	法國	義大利
$\varphi_0$	0.0061 (0.0001)*	-1.8036 (0.0002)*	-38.2429 (0.0000)*
$\varphi_1$	0.2115 (0.0001)*	0.0932 (0.0346)*	0.2359 (0.0001)*
$\varphi_2$	0.1470 (0.0001)*	—	0.1882 (0.0000)*
$\varphi_3$	0.1029 (0.0069)*	—	-7.0746 (0.0158)*
$\varphi_4$	0.1517 (0.0001)*	8.2187 (0.0174)*	5.5196 (0.0171)*
$\varphi_5$	0.1681 (0.0000)*	7.2234 (0.0032)*	5.6296 (0.0335)*
$\mu$	0.0129 (0.0000)*	0.0148 (0.0000)*	0.0287 (0.0000)*
$\gamma_\alpha$	344.6286 (-0.4050)	835.3878 (0.0001)*	0.3005 (0.0000)*
$\theta_\alpha$	1385.015 (-0.9114)	0.3787 (0.0000)*	0.5935 (0.0000)*
$\alpha_0$	0.03271 (0.0000)*	-1.7144 (0.0005)*	—
$\alpha_3$	—	-0.1459 (0.0335)*	-7.0691 (0.0144)*
$\alpha_4$	-0.3321 (0.0013)*	7.867 (0.0223)*	5.2533 (0.0207)*
$\alpha_5$	—	7.015 (0.0040)*	5.3493 (0.0400)*
$\beta_0$	0.0379 (0.0000)*	-1.7337 (0.0004)*	-15.84 (0.0085)*
$\beta_1$	—	—	0.2924 (0.0060)*
$\beta_2$	—	-0.1855 (0.0000)*	—
$\beta_3$	—	-0.1316 (0.0035)*	-7.0156 (0.0144)*
$\beta_4$	—	8.0627 (0.0195)*	5.2003 (0.0205)*
$\beta_5$	—	6.9878 (0.0041)*	5.3377 (0.0387)*
最大似值	2152.706	1329.476	-2362.219
AIC	-6.2411	-3.8294	6.9365
SBC	-6.1619	-3.7237	7.0488

註：()內為 P 值，\*表示在 5%的顯著水準下顯著。

資料來源：本研究整理

表五、STARTZ 模型估計之殘差檢定

	德國	法國	義大利
Q(4)	-0.0370 (0.6530)	-0.0500 (0.3700)	-0.0520 (0.5730)
Q(8)	0.0620 (0.4640)	0.0340 (0.1690)	0.0400 (0.2620)
Q(12)	-0.0070 (0.7260)	-0.0130 (0.4330)	-0.0030 (0.5780)
Q <sup>2</sup> (4)	0.0050 (0.9970)	0.0150 (0.9700)	0.0070 (0.9810)
Q <sup>2</sup> (8)	-0.0100 (1.0000)	-0.0130 (0.9790)	-0.0010 (1.0000)
Q <sup>2</sup> (12)	-0.0050 (1.0000)	0.0030 (0.9980)	0.0050 (1.0000)
JB 值	12601.05 (0.0000)*	7970.9960 (0.0000)*	8771.5410 (0.0000)*

註：()內為 P 值，\*表示在 5%的顯著水準下顯著。

資料來源：本研究整理

#### 四、結論

過去之文獻已利用許多不同的方式，來檢定 Krugman (1991) 所提出之匯率目標區模型，而過去文獻實證結果失敗的主因，多是由於其在模型設定上並未符合基本假設中匯率為 U 型分配，匯率波動為倒 U 型分配的推論。因此，本文依據 Lundbergh and Terasvirta (2003) 所提出之 STARTZ 模型，來描述匯率在目標區內的波動情形，並進一步檢定 STARTZ 模型，是否能支持 Krugman (1991) 之匯率目標區模型所設定之基本假設。

由實證結果中發現，由於德國對數函數估計之結果等於 1，估計結果回復至 Krugman(1991) 線性匯率目標區模型之設定，表示德國在此期間的匯率資料並不支持 STARTZ 模型，即該國之資料不支持實證模型中所設定非線性之部分。

另外，法國與義大利兩國所估出之參數  $\mu$  的值十分小，而，表示當匯率有偏

離中心匯率的情形發生時，兩國的央行便會進入匯率市場進行干預，由此可見，兩國央行對於匯率波動的反应是十分敏感的。參數  $\mu$  是用來估計隱含之匯率目標區，以驗證估計結果之匯率目標區範圍與官方訂定之目標區是否一致，由於兩國估計結果之  $\mu$  值很小，表示央行干預匯率的行為並不是在匯率接近上限匯率（或下限匯率）時才會發生，而幾乎是在匯率一偏離中心匯率時便進行干預之措施，此結果與 Krugman(1991)匯率目標區之基本假設中，認為只有在匯率接近邊界時央行才會進行干預的假設不符。

附表一、中心匯率公告及調整時間表

197 年 3 月 13 日	9 月 24 日	11 月 30 日	1981 年 3 月 23 日	10 月 5 日	1982 年 2 月 22 日	6 月 14 日	1983 年 3 月 21 日	1984 年 9 月 17 日	1985 年 7 月 22 日	9 月 25 日	1986 年 4 月 7 日	8 月 4 日	1987 年 1 月 12 日	1990 年 1 月 8 日	1992 年 10 月 24 日	9 月 14 日	9 月 17 日	11 月 23 日	1993 年 2 月 1 日	5 月 14 日	8 月 25 日	1995 年 3 月 6 日	1996 年 4 月 18 日	1997 年 11 月 4 日	1998 年 3 月 16 日	1999 年 1 月
ECU 開 始 正 式 啓 用	*	*	*	*	*	*	*	公 告 中 心 匯 率	*	公 告 中 心 匯 率	*	公 告 中 心 匯 率	*	*	公 告 中 心 匯 率	*	*	*	*	*	*	*	公 告 中 心 匯 率	公 告 中 心 匯 率	*	歐 元 正 式 開 始 使 用

註：\*表示會員國之中心匯率依照公告內容作些微調整，調整國家及幅度見附表2。

資料來源：本研究自行整理。

附表二、中心匯率調整國家及調整幅度

	Deutschemark	French franc	Italian lira	Belgian franc	Danish krone	Irish pound	Netherlands guilder	sterling	escudo	peseta
1979/9/24	2%				-2.90%					
1979/11/30					-4.76%					
1981/3/23			-6%							
1981/10/5	5.50%	-3%	-3%				5.50%			
1982/2/22				-8.50%	-3%					
1982/6/14	4.25%	-5.75%	2.75%				4.25%			
1983/3/21	5.50%	-2.50%	-2.50%	1.50%	2.50%	-3.50%	3.50%			
1985/7/22	2%	2%	-6%	2%	2%	2%	2%			
1986/4/7	3%	-3%		1%	1%		3%			
1986/8/4						-8%				
1987/1/12	3%			2%			3%			
1990/1/8			-3.70%							
1992/9/14	3.50%	3.50%	-3.50%	3.50%	3.50%	3.50%	3.50%	3.50%	3.50%	
1992/9/17										-5%
1992/11/23									-6%	-6%
1993/2/1						-10%				
1993/5/14									-6.50%	-8%
1995/3/6									-3.50%	-7%
1998/3/16						3%				

註：表內之幅度為匯率升貶值之百分比。

資料來源：Keith Pilbeam (1998)

## 參考文獻

- Chien-Fu Jeff Lin and Timo Terasvirta (1994) "Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change" *Journal of Econometrics*, 62,211-228
- Flood, Rose and Mathieson (1991), "An Emprical Exploration of Exchange-Rate Target-Zones," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, autumn 1991, 35, 7-65
- Krugman, Paul R. (1991) "Target zones and exchange rate dynamics" *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 669-682
- Keith Pilbeam (1998) , *International Finance*, London, Macmillan Press Ltd., 446
- Lundbergh, S. and Terasvirta, T. (1992), "Target Zone Model on Swedish Case," Seminar Paper No.496. Stockholm: Institute for International Economic Studies,1992.
- Lundbergh, S. and Terasvirta, T. (2003) "A time series model for an exchange rate in a target zone with application" *Working Paper Series in Economics and Finance*, SSE/EFI
- Svensson, L. E. O. (1991), "The Simplest Test of Target Zone Credibility," *Washington: IMF Staff Paper*, September 1991a, 38, 655-65
- Svensson, L. E. O. (1992) "An interpretation of recent research on exchange rate target zones" *Journal of Economic Perspectives*, 6, 119-144
- Taylor, M. P. (1995) "The economics of exchange rates" *Journal of Economic Literature*, 33, 13-47