

# 匯率的貨幣模型之實證研究-分量單根檢定之應用

## An empirical analysis of monetary models of the exchange rate determination : evidence from the quantile unit root test

李政峰 教授<sup>1</sup>

國立高雄應用科技大學企業管理系

jflee@cc.kuas.edu.tw

連春紅 副教授<sup>2</sup>

崑山科技大學國際貿易系

chlien@mail.ksu.edu.tw.

楊欣<sup>3</sup>

國立高雄應用科技大學企業管理系

yaug1989@yahoo.com.tw

### 摘要

過往的文獻通常在線性架構下探討匯率的貨幣模型理論，而文獻上的實證結果卻是分歧的。其原因可能為線性模型通常是在平均分量之下進行估計，無法估計數列在其他條件分量下的行為，因此本研究使用 Koenker and Xiao (2004)提出之分量單根檢定，選擇 13 個先進國家，來探討四種不同的匯率貨幣模型。實證結果發現，名目匯率面對不同大小的衝擊，其偏離值在不同分量下表現出恆定或是非恆定的狀態，可歸納出四種的動態調整行為。第一種為偏離值在低分量面對負的衝擊呈現恆定，而在高分量時則否。第二種為偏離值在高分量面對正的衝擊呈現恆定，而在低分量時則否。第三種為偏離值在高(低)分量時面對正(負)的衝擊呈現恆定，而在中間分量時則否。第四種為偏離值在高(低)分量時面對正(負)的衝擊呈現非恆定，而在中間分量時則否。上述四種動態行為本研究亦提供可能的解釋原因。

關鍵字：匯率、貨幣模型、分量單根檢定

### 1 前言

1920 至 1930 年代間，由於貨幣、匯率和物價的嚴重衝擊下，國際貨幣基金組織 (International Monetary Fund, 簡稱 IMF)會員國為了保護其在國際貿易上的競爭力而採用固定匯率的制度，以維護各會員國匯率的穩定。但因為布列敦森林制度 (Bretton woods system)在 1973 年底正式崩潰後，各工業化的國家紛紛採行浮動匯率制度，浮動匯率使得匯率走勢會呈現高度波動性 (volatility)與偏離性 (misalignment)，楊凱文 (2004)認為高度波動性是指匯率的變動相當大以外，且變得難以預測；而偏離性是指匯率持續偏離經濟基要<sup>1</sup>(fundamentals)的現象。

在 1960 年代晚期，由芝加哥大學 Johnson 教授創立貨幣學派的匯率決定理論，該學派主

---

<sup>1</sup> 經濟基要(或稱總體基本面)，意指可衡量經濟之變數，通常藉由相對貨幣供給、物價、所得、產出和利率差等經濟變數來衡量，本文的經濟基要依據模型變數不同而有所差異，模型一的經濟基要為本國與外國(此指美國)貨幣供給間的差距減掉本國與外國實質所得之差距表示，模型二的經濟基要增加本國與外國之利率差距，模型三之基要則增加本國與外國的通膨率差距，模型四之基要則增加本國與外國的國際淨資產之差距。

張一國的國際收支失衡基本上是一種貨幣現象，即匯率是兩國貨幣的相對價格，應由相對貨幣的供需來決定匯率的走勢。早期的文獻大多是利用線性共整合的方法來檢驗匯率的貨幣模型，但卻無法得到一致的結論 (Baillie and Selover, 1987; McDonald and Taylor, 1994; Cushman, 2000; Groen, 2000)。然而，Meese and Rogoff (1983) 率先提出線性的匯率模型有缺失後，有關修正線性模型缺失的實證研究陸續發展；也有學者認為此一分歧的現象可能是匯率與經濟基要存在著非線性的關係，因此一般線性的模型無法捕捉此非線性動態的調整行為；Dumas (1992) 指出從事國際市場商品交易時，因為存在交易成本，匯率調整至均衡的速度會隨著匯率偏離均衡的程度而有所不同，而使得匯率呈現非線性調整的走勢，意即匯率偏離均衡的程度較大時(超過交易區間)，此偏離值會有均數復歸 (mean reversion) 的現象，反之，匯率調整至均衡的過程則為發散狀態。Taylor and Peel (2000) 更指出匯率調整至均衡存在非線性的原因，可能是受到投資人對技術分析之應用，使得匯率的變動沒有隨著經濟基要的變化而有所調整，因此匯率偏離均衡的走勢呈現非線性的調整過程，此非線性的關係會造成市場上存在套利 (arbitrage) 的機會，讓投資者可進行套利行為(楊凱文，2004；李健強等人，2010)。

綜合上述，匯率的貨幣模型文獻之實證研究是分歧的。其原因可能為線性模型通常在平均分量上估計匯率之偏離值，卻無法估計其偏離值在其他條件分量下的行為，因此無法捕捉到匯率的非線性調整，為了提升對模型的解釋能力，藉由分量單根檢定來探討匯率的貨幣模型，確實有其重要性，Koenker and Xiao (2004) 提出的分量單根檢定 (quantile unit root test, 簡稱 QUR) 即屬於非線性之模型，其特色為第一，可呈現數列在不同分量上面對不同大小的衝擊，其均數復歸的速度，相較於較其他線性及非線性之模型，提供更多豐富的動態調整行為；第二，可檢定非常態厚尾、或具不對稱性的數列，較一般常用的 ADF 檢定更具檢定力；第三，亦可估計不同分量上的衝擊大小與其符號方向。

透過上述特色可得知分量單根檢定能夠提供豐富的動態調整行為，故本研究目的將以匯率的貨幣模型為基礎，使用分量單根檢定，探討匯率偏離經濟基要後調整至均衡的動態行為。資料期間以 1973 年第一季至 1997 年第一季，研究對象為加拿大、丹麥、法國、德國、希臘、日本及荷蘭，變數有名目匯率、貨幣供給、國民所得、利率、通膨率和國外淨資產等六項。

本文共有五節，第一節為前言，旨在說明本文的動機與目的。第二節為理論及相關文獻回顧。第三節介紹理論模型及計量方法。第四節呈現實證結果分析。第五節則為結論。

## 2 文獻回顧

### 2.1 匯率決定理論

自 1973 年布列敦森林制度瓦解後，世界上主要的貿易國家放棄固定匯率，而改採浮動匯率或是管理浮動匯率。在浮動匯率制度之下，匯率的波動更為劇烈，於是各種匯率決定理論紛紛出籠，希望能準確來預測匯率的走勢，讓政府與投資大眾能避免匯率變動產生的風險。

匯率的決定理論有：國際收支平衡 (Balance of Payment Approach, BOP)、購買力平價說 (Theory of Purchasing Power Parity, PPP)、利率平價說 (Theory of Interest Rate Parity, IRP)、貨幣學派理論(Theory of Monetary Approach)、資產組合平衡法 (Portfolio Balance Approach) 等，因篇幅有限，故只簡介匯率的貨幣模型如下。

#### 貨幣學派理論

貨幣學派理論是由 Mundell (1968) 提出，主張長期匯率取決於兩國貨幣存量的變動、相對的

實質所得差和相對的名目利率差等三種要素。貨幣模型分析法依據不同的物價假設進而分成以下兩種模型：

(一)伸縮的價格貨幣模型 (flexible-price monetary model)

由 Frankel (1979)提出的模型，其基本假設為購買力平價說成立，未拋補利率平價成立，物價具有完全的伸縮性，貨幣供給為外生變數，本國資產可完全替代外國資產。假設本國有一個傳統貨幣需求函數為數學式(1)，取對數  $\log$  表示成數學式(2)；外國有一個傳統貨幣需求函數，取對數  $\log$  表示成數學式(3)：

$$\frac{M_d}{P} = L(Y, i) \tag{1}$$

$\frac{M_d}{P}$  為貨幣需求，與所得( $Y$ )呈正相關，與利率( $i$ )呈負相關。

$$\begin{aligned} & m_t - p_t \\ & = \alpha y_t - \beta i_t \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned} & m_t^* - p_t^* \\ & = \alpha y_t^* - \beta i_t^* \end{aligned} \tag{3}$$

$m_t$  為第  $t$  期本國名目貨幣存量， $p_t$  為第  $t$  期本國物價水準， $y_t$  為第  $t$  期本國實質所得， $i_t$  為第  $t$  期本國名目利率，其中星號表示為外國， $\alpha > 0$ 、 $\beta > 0$ 。

貨幣學派假設相對購買力平價說為成立的，則即期匯率可得出數學式(4)表示如下：

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \alpha(y_t - y_t^*) + \beta(i_t - i_t^*) \quad (4)$$

$s_t$ 為第  $t$  期即期匯率。由數學式(4)可得知，在其他條件不變之下，當本國貨幣供給與利率相對於外國增加時，會造成本國貨幣貶值；反之，亦然。

## (二) 僵固的價格貨幣模型 (sticky-price monetary model)

由 Dornbusch (1976)提出的模型，其基本假設物價不能完全伸縮，因為商品市場和勞務市場在短期具有僵固性，必需經過一段時間，才能隨著總體經濟的改變而調整，無法像外匯市場的價格具有立即的反應。其認為購買力平價說僅僅在長期均衡匯率時才成立，將貨幣供給定為內生變數，因此貨幣政策的變動會影響利率的變動，使匯率變動與名目利率之差異呈負相關。假設模型中的本國為小型國家，因此無法影響世界利率。小國貨幣函數以數學式(5)表示如下：

$$m_t - p_t = \eta y_t - \sigma i_t \quad (5)$$

$m_t$ 為第  $t$  期本國名目貨幣存量， $p_t$ 為第  $t$  期本國物價水準， $y_t$ 為第  $t$  期本國實質所得， $i_t$ 為第  $t$  期本國名目利率， $\eta > 0$ 、 $\sigma > 0$ 。

同時，假定未拋補利率平價成立，接著假定相對購買力平價說在長期的情況下是成立的，得到數學式(6)如下：

$$\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^* \quad (6)$$

$\bar{s}_t$ 為第  $t$  期的長期均衡匯率， $\bar{p}_t$ 為本國第  $t$  期的長期物價水準， $\bar{p}_t^*$ 為外國第  $t$  期的長期物價水準。

另外設定逐漸調整的匯率預期改變方程式為數學式(7)如下：

$$\dot{s}_t^e = -\theta(s_t - \bar{s}_t), \theta > 0 \quad (7)$$

且將(5)改寫成(8)如下：

$$i_t = \frac{1}{\sigma}(p_t - m_t - \eta y_t) \quad (8)$$

最後合併 (7)及(8)，得到數學式(9)如下：

$$s_t = \bar{s}_t - \frac{1}{\sigma\theta}(p_t - m_t + \eta y_t - \sigma i_t^*) \quad (9)$$

其中  $s_t$ 為第  $t$  期即期匯率， $\bar{s}_t$ 為第  $t$  期的長期均衡匯率，其中  $m_t$ 為第  $t$  期本國名目貨幣存量， $p_t$ 為第  $t$  期本國物價水準， $y_t$ 為第  $t$  期本國實質所得， $i_t^*$ 為第  $t$  期外國名目利率， $\eta$ 、 $\sigma$ 、 $\theta$ 為調整

參數。由數學式(9)可得知，在其他條件不變之下，假設本國貨幣供給量增加，即期匯率會上升且超過長期均衡匯率，本國貨幣會貶值。

## 2.2 實證文獻

國外對貨幣學派的匯率決定理論實證以 1978 年為分水嶺，1978 年以前的實證大多都支持貨幣學派理論，但自此以後的文獻就出現了分歧。

Frankel (1979)利用 1920 年 2 月至 1923 年 8 月的資料，以普通最小平方法 (OLS)對馬克兌美元的匯率進行實證分析，因為在實證期間德國有惡性通貨膨脹的現象，作者則認為德國的貨幣衝擊 (monetary impulses)將是決定匯率的主要因素，而忽略所得與外國所得的因素，作者的焦點放在德國的通貨與預期通貨膨脹上，實證結果支持伸縮的價格貨幣模型。

然而，傳統文獻上有許多利用線性共整合檢定的方法來檢驗匯率的貨幣模型，但無法得到一致的結果，Baillie and Selover (1987)利用 Engle and Granger (1987)的共整合檢定法，檢定匯率貨幣模型是否具有長期均衡的關係，以傳統的最小平方法估計係數，研究期間為 1973 年 3 月至 1983 年 12 月，以加拿大、法國、日本、英國與西德等五個國家做為檢定對象，匯率以美元為計價單位，實證結果發現變數間沒有共整合的關係。MacDonald and Taylor (1994)以 1976 年 1 月至 1990 年 12 月的資料，檢定英美兩國的名目匯率、相對貨幣供給、實質所得與長期利率之間，是否有長期關係存在，實證方法採 Johansen (1988)共整合檢定的程序，其結果顯示變數之間有共整合關係。Cushman (2000)使用 Johansen (1991)和 Johansen and Juselius (1991)共整合檢定方法，從 1970 年起加拿大兌美元的匯率決定模型，匯率及經濟基要是否存在長期關係，實證結果是沒有證據支持貨幣學派的匯率決定理論。Groen (2000)利用 panel 資料進行 Engle and Granger (1987)的兩步驟共整合檢定法，來檢定匯率與經濟基要間的關係，研究期間為 1973 年第一季至 1994 年第四季，匯率以美元與德國馬克為計價單位，實證結果顯示在歐洲貨幣系統 (EMS 含奧地利、法國、德國、義大利、荷蘭、西班牙)的國家資料下，以德國馬克為計價單位，匯率與經濟基要變數存在共整合關係。在 G7 (加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國、美國)的國家中，分以美元、德國馬克為計價單位，匯率與經濟基要變數沒有存在共整合關係。在 G10 (加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國、美國、荷蘭、瑞典、瑞士)以及全部十四國家一起檢定時，匯率與經濟基要變數存在共整合關係。

以上文獻皆指出傳統的線性共整合檢定在匯率的貨幣模型上，並沒有一致的結果可以顯示匯率與經濟基要存在長期均衡關係，故有不少文獻轉向修正的線性模型或使用非線性模型來得到匯率與經濟基要存在長期均衡關係的結果。

Taylor and Peel (2000)使用非線性的平滑轉換自我迴歸 (smooth transition autoregressive, STAR)時間序列的模型來檢定名目匯率與經濟基要是否存在長期均衡關係，研究期間為 1973 年第一季至 1996 年第四季，匯率以英鎊與德國馬克為計價單位，實證結果顯示名目匯率偏離經濟基要的均衡匯率調整過程中，或許是呈現非線性走勢的調整，所以一般線性的模型難以捕捉到此種調整的動態行為。

Mark and Sul (2001)使用 panel 資料進行動態 (dynamic)OLS 的共整合檢定來檢定匯率的貨幣模型，研究期間為 1973 年第一季至 1997 年第一季，實證結果以十九個國家做為研究對象，匯率以美元、瑞士法郎、日圓為計價單位，檢定匯率與經濟基要的偏離值是否為恆定，實證結果呈現十九個國家以美元、瑞士法郎、日圓為計價單位的名目匯率與經濟基要皆具有長期的均衡關係，

並指出經濟基要擁有顯著的預測能力來預測匯率的動態。Civcir (2003)以 Johansen (1988)共整合檢定的程序來檢定土耳其里拉兌美元的匯率貨幣模型是否有共整合關係，研究期間為 1986 年 1 月至 2000 年 12 月，實證結果為在伸縮的價格貨幣模型下共整合關係是不成立，而在僵固的價格貨幣模型下共整合關係是成立。Rapach and Wohar (2004) 研究的資料是由 Mark and Sul 所提供的十八個國家，以美元為計價單位，進行兩個階段的實證分析，第一階段使用 country-by country 的資料進行 OLS、FM-OLS、DOLS 來估計共整合係數，使用 Engle and Granger (1987)及 Johansen (1991)共整合檢定來探討 country-by country 資料的匯率與經濟基要要間的關係，實證結果是十八個國家在 Engle and Granger (1987)及 Johansen (1991)的共整合檢定之下，皆不存在共整合關係。第二階段使用 panel 的資料來進行 LSDV 來估計共整合係數，使用 LSDV、Groen (2000)檢定、以及修改後 Groen (2000)檢定來檢定 panel 資料的匯率與經濟基要間的關係，其結果在 LSDV、Groen (2000)檢定、以及修改後 Groen (2000)檢定之下，十八個國家的匯率與經濟基要皆存在共整合關係。

### 3 研究方法

本節將會對本研究所採行的模型與研究方法做更詳盡的說明，本研究選擇以匯率的貨幣模型來當作研究模型，其詳細說明如下。

#### 3.1 匯率決定的貨幣學派模型

由先前的實證文獻當中可得知有多種的貨幣模型，而本文選擇了以下四種的貨幣模型，以其做為本文之研究模型。

##### 模型一

模型一引用自 Mark and Sul (2001)提出的匯率與經濟基要的模型做為依據，假設相對購買力平價和未拋補利率平價成立的前提下，可得出貨幣模型之經濟基要為數學式(10)如下：

$$f_{it} = m_{it} - m_{0t} - \lambda(y_{it} - y_{0t}) \quad (10)$$

$m_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期取對數的貨幣存量， $m_{0t}$  為計價國家在  $t$  期取對數的貨幣存量， $y_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期取對數的實質所得， $y_{0t}$  為計價國家在  $t$  期取對數的實質所得， $\lambda$  為所得彈性假設為 1， $f_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期的經濟基要。

假定未拋補利率平價成立結合數學式(1)、(2)代入相對購買力平價說之公式，經移項後可得數學式(11)如下：

$$s_{it} = f_{it} - x_{it} \quad (11)$$

$s_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期的名目匯率取自然對數， $x_{it}$  為  $i$  國與計價國家在  $t$  期的名目匯率與經濟基要的偏離值。

將數學式(11)改寫成迴歸式如(12)式呈現：

$$s_{it} = \alpha + \beta f_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中  $\alpha = 0$ ， $\beta = 1$ 。

## 模型二

模型二為 Frankel (1976)提出的伸縮的價格貨幣模型 (flexible-price monetary model)如下：

$$s_{it} = \beta(m_{it} - m_{0t}) - \delta(y_{it} - y_{0t}) + \lambda(i_{it} - i_{0t}) + c + \varepsilon_{it}$$

$i_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期的名目利率， $i_{0t}$  為計價國家在  $t$  期的名目利率。

## 模型三

模型三是由 Frankel (1979)提出的僵固的價格貨幣模型 (sticky-price monetary model)如下：

$$s_{it} = \beta(m_{it} - m_{0t}) - \delta(y_{it} - y_{0t}) - \frac{1}{\theta}(i_{it} - i_{0t}) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right)(\pi_{it} - \pi_{0t}) + c + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$\pi_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期的通膨率， $\pi_{0t}$  為計價國家在  $t$  期的通膨率。

## 模型四

模型四為 Hooper and Morton (1982)提出的淨國際資產模型 (net inter- nation reserves model)如下：

$$s_{it} = \beta(m_{it} - m_{0t}) - \delta(y_{it} - y_{0t}) - \frac{1}{\theta}(i_{it} - i_{0t}) + \left(\lambda + \frac{1}{\theta}\right)(\pi_{it} - \pi_{0t}) - \omega(r_{it} - r_{0t}) + c + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$r_{it}$  為  $i$  國在  $t$  期的淨國際資產， $r_{0t}$  為計價國家在  $t$  期的淨國際資產， $\beta$ 、 $\delta$ 、 $\theta$ 、 $\lambda$ 、 $\omega$  為估計參數。

匯率是否能以貨幣學派模型來決定，實證上普遍的做法是根據共整合分析，首先檢定名目匯率與經濟基要的數列是否有單根特性，次之檢定其偏離值 (殘差)是否為一恆定的數列，若偏離值為一恆定數列，可推論出名目匯率與經濟基要具有長期的均衡關係，則匯率的貨幣模型是成立的。

### 3.2 恆定性與非恆定性

假設經過隨機過程 (stochastic process)而產生的時間序列 $y_t$ ，如果為恆定的，則必須滿足以下三項性質，才具有恆定性 (stationary)。

$$E(y_t) = \mu$$

$$Var(y_t) = \sigma^2$$

$$Cov(y_t, y_{t-k}) = r(k)$$

其中 $\mu$ 、 $\sigma^2$ 、 $r(k)$ 為常數

所謂一恆定的時間序列具有以下特性：衝擊對它的影響效果是短暫的，會隨時間經過而消失，最後序列則會收斂到一長期均衡水準 (mean reversion)；或是經由隨機過程所產生的機率分配並不會隨時間變動而改變。若時間序列經過時間的改變，遭受到外力干擾時，會偏離平均值，無法回復到原有的長期均衡水準；或是經由隨機過程所產生的機率分配會隨時間變動而改變，則此時間序列為非恆定 (nonstationary)。因此，如果時間序列 $y_t$ 有固定的平均值和變異數，而共變異數不會隨著時間不同而改變，隨機過程所產生的機率分配並不會隨時間變動而改變，則稱此時間序列具有恆定性。

傳統的計量檢定方法都是建立在變數為恆定 (stationary)的情況下進行檢定，Nelson and Plosser (1982)指出大部分的總體經濟變數有隨機趨勢 (stochastic trend)，存在單根 (unit root) 的現象，即為非恆定 (nonstationary)的時間序列資料，如果再以傳統的計量方法如普通最小平方法 (OLS)或一般最小平方法 (GLS)進行迴歸分析，可能會產生 Granger and Newbold (1974)所提出的虛假迴歸 (spurious regression)現象，則實證經濟研究中所推論的變數關係也就沒有實質意義。

因此要正確估計一時間序列的資料，檢定變數是否具有恆定性顯得特別重要，為了解決時間序列資料非恆定的問題，在變數的處理上大多會先對資料的恆定性進行單根檢定(unit root test)。若變數為非恆定的時間序列資料，則會將變數進行差分後使其恢復成恆定的時間序列資料，再進行實證分析。

### 3.3 單根檢定

所謂的趨勢 (trend)係指時間序列資料持續而長期性的移動，而時間序列資料則沿著它的趨勢上下波動。在時間序列分析中，有兩種可能的趨勢使時間序列為非恆定：固定趨勢 (deterministic trend)與隨機趨勢 (stochastic trend) (陳旭昇，2009)。

通常非恆定的時間序列，依照趨勢項是否確定可分為兩種，一種為趨勢恆定 (trend stationary)，就是在迴歸式中加入固定的時間趨勢項 (deterministic trend)，使該數列在去除趨勢項後呈現恆定的性質；另一種為差分恆定 (difference stationary)，即為對變數取一階差分，以去除隨機趨勢 (stochastic trend)，再檢定該序列是否已呈恆定，若不是則再取差分，直至序列變為恆定為止。

時間序列是否為恆定可由單根判斷，一變數具有單根，表示此變數資料產生過程之特徵方程式 (characteristic equation)的解，或其中一個解等於 1，特徵根是否有單根可用來做為判定時間序列變數是否為恆定的判斷準則。故單根檢定法 (unit root test)在實證研究中佔有非常重要的地位，而單根檢定法有幾種不同的類型，本研究僅就 Said and Dickey (1984)修正之 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法做介紹。

#### ADF 檢定法

ADF 檢定法是源自於 DF 檢定的概念，因為在 DF 檢定法下殘差項 $\varepsilon_t$ 假設為白噪音，然而實際上經濟變數的殘差項可能存在自我相關 (autocorrelation)，因此 Said and Dickey (1984)提出修正之 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法，在 DF 檢定上加入 $\Delta y_t$ 的落後項來消除序列相關。

ADF 單根檢定的模型：

1. 模型一：沒有截距項與時間趨勢項

$$\begin{aligned} & \Delta y_t \\ & = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} \\ & + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{16}$$

2. 模型二：有截距項

$\Delta y_t$ 

$$= \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

3. 模型三：有截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

其中， $\alpha$ 為截距項， $y_{t-1}$ 為欲檢定變數的落後一期， $p$ 為使殘差項 $\varepsilon_t$ 服從白噪音的最適落後期數，可利用 AIC 或是 BIC (SIC)決定之， $t$ 為時間趨勢項， $\varepsilon_t \sim^{iid} (0, \sigma^2)$ 。

ADF 檢定之臨界值與判斷虛無假設的標準皆與 DF 檢定相同，同樣要查 Dickey-Fuller Test 的表。

假設檢定為： $H_0: \rho = 0$ ，具有單根， $y_t$ 為非恆定的時間序列。若拒絕虛無假設，表示沒有單根， $y_t$ 為恆定的時間序列。

### 3.4 分量單根檢定

本節簡單介紹 Koenker and Xiao (2004)提出的分量單根檢定 (quantile unit root test, 簡稱 QUR)，此檢定法的優點為可以檢定數列為非常態厚尾，或具不對稱性的動態行為，比起一般常用的單根檢定如：ADF 檢定更具檢定力。再者，分量單根檢定還可以呈現數列面對不同大小的衝擊，其在不同分量上均數復歸的速度；相較之下，ADF 檢定卻只能觀察到數列在平均分量上的行為，比較起一般的線性模型能提供更豐富的動態行為。最後，分量單根檢定還可以估計在不同分量上，面對的衝擊大小與其符號方向。分量單根檢定方法整理自 Tsong and Lee (2011)與楊協峰(2011)如下所述：

考慮下列 ADF 迴歸模型，

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \alpha_{j+1} \Delta y_{t-j} + u_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (19)$$

此處， $y_t = \hat{y}_t - \bar{y}_t$ ，在模型 1 中 $\hat{y}_t$ 為名目匯率與經濟基要(貨幣供給與所得)之偏離值數列，在模型 2 中 $\hat{y}_t$ 為名目匯率與經濟基要(貨幣供給、所得及利率)之偏離值數列，在模型 3 中 $\hat{y}_t$ 為名目匯率與經濟基要(貨幣供給、所得、利率及通膨率)之偏離值數列，在模型 4 中 $\hat{y}_t$ 為名目匯率與經濟基要(貨幣供給、所得、利率、通膨率及國外淨資產)之偏離值數列， $y_t$ 表示去除平均數後的偏離值數列，干擾項 $u_t$ 為 iid 的隨機變數，其平均數為 0，變異數為常數。在此設定下，AR 係數 $\alpha_1$ 可用來衡量數列的持續性。若 $\alpha_1 = 1$ ， $y_t$ 含有單根，若 $|\alpha_1| < 1$ ， $y_t$ 為一均數復歸的恆定數列。如 Koenker and Xiao (2004)所述，條件在前一期( $t-1$ )的訊息集合 $\mathfrak{F}_{t-1}$ 上， $y_t$ 的第 $\tau$ 個分量可以表示成 $y_{t-1}$ 和 $\Delta y_t$ 落後值的函數，如下：

$$Q_{y_t}(\tau | \mathfrak{F}_{t-1}) = x_t' \alpha(\tau) \quad (20)$$

此處， $x_t' = (1, y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})$ ， $\alpha(\tau) = (\alpha_u(\tau), \alpha_1(\tau), \dots, \alpha_{q+1}(\tau))'$ ，其中 $\alpha_u(\tau)$ 為 $u_t$ 的

第 $\tau$ 個分量，且 $\alpha_1(\tau)$ 表示不同分量下， $y_t$ 的持續性。

(20)式中 $\alpha(\tau)$ 的估計需要求解以下問題，

$$\min \sum_{t=1}^n \rho_{\tau}(y_t - x_t' \alpha(\tau)) \quad (21)$$

此處， $\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0))$ ，其定義在 Koenker and Bassett (1978)有詳細說明， $I(\cdot)$ 為指標函數。令 $\hat{\alpha}(\tau)$ 為(3.15)式的解，Koenker and Xiao (2004)建議使用下列 $t$ 統計量來檢定 $y_t$ 在每一分量上的時間數列性質：

$$t_n(\tau) = \frac{\hat{f}(F^{-1}(\tau))}{\sqrt{\tau(1-\tau)}} (Y_{-1}' P_x Y_{-1})^{\frac{1}{2}} (\hat{\alpha}_1(\tau) - 1) \quad (22)$$

此處， $\hat{f}(F^{-1}(\tau))$ 為 $f(F^{-1}(\tau))$ 的一致性估計式， $f$ 與 $F$ 分別為干擾項 $u_t$ 的密度與分配函數， $Y_{-1}$ 為落後應變數( $y_{t-1}$ )的向量， $P_x$ 為投影到與 $X = (1, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q})$ 正交的空間的投影矩陣。透過 $t_n(\tau)$ 的計算，我們可以檢視數列在不同分量上的均數復歸行為，並進一步計算不同分量上的半衰期。相較之下，ADF 檢定只能觀察到數列在平均分量 (mean quantile)的行為。

除了檢定 $y_t$ 在每一個分量上是否具有單根行為外，本研究也利用 Koenker and Xiao (2004)所提出的分量 Kolmogorov-Smirnov (QKS)檢定來研究經濟基要與匯率的偏離值數列在許多分量上是否具有單根行為，其定義如下，

$$QKS = \sup_{\Gamma} |t_n(\tau)| \quad (23)$$

此處， $t_n(\tau)$ 如(22)式所定義。實際操作時，先選取分量集合 $\Gamma = \{0.1, 0.2, \dots, 0.9\}$ ，再計算每分量的 $t_n(\tau)$ 值(絕對值)，最後再取最大值。

由於 $t_n(\tau)$ 與 QKS 檢定的大樣本分配為非標準 (nonstandard)，且受擾嚷參數的影響，Koenker and Xiao (2004)建議以「自體抽樣程序」(bootstrap)來估計檢定統計量的小樣本分配，其詳細過程請參閱 Tsong and Lee(2011)。

## 4 實證結果分析

### 4.1 資料概述

本研究在進行匯率的貨幣模型之實證分析時，所需要的變數資料為名目匯率，採直接報價法，以美元為計價單位；貨幣供給，採用廣義的貨幣供給；國民所得利用工業生產指數替代；利率，選用貨幣市場利率；通膨率，以消費者物價指數計算得知；國外淨資產等六個變數，其中名目匯率、貨幣供給、國民所得等三個變數皆取自然對數。資料取自於 IFS CD-ROM。研究對象為加拿大、丹麥、法國、德國、希臘、日本及荷蘭等七個國家，此七國皆為國際貨幣基金組織 (IMF)所認定之先進國家 (advanced economies)。為求資料之完整性，故資料期間為 1973 年第一季至 1997 年第一季，共計有 96 個觀察值。

表 1 各迴歸式變數的 ADF 檢定結果

國家	$S_{it}$	$m_{it} - m_{0t}$	$y_{it} - y_{0t}$	$i_{it} - i_{0t}$	$\pi_{it} - \pi_{0t}$	$r_{it} - r_{0t}$
加拿大	-1.34	-2.88	-1.66	-2.41	-2.64	-1.87
丹麥	-1.60	-1.19	-2.86	-1.68	-1.77	-0.09
法國	-1.74	-2.72	1.10	-2.57	-2.28	-1.26
德國	-1.42	-2.57	-1.38	-2.22	-2.34	-1.26
希臘	-0.56	-1.64	0.28	-2.07	-1.67	-1.89
日本	-0.83	-1.46	-1.71	-2.26	-1.94	-1.45
荷蘭	-1.48	-2.64	-0.69	-2.25	-2.44	-1.83

備註：

- 1、根據 BIC 準則，最大落後期數設定為 8。
- 2、\*代表在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。
- 3、\*\*代表在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。
- 4、使用 ADF 單根檢定的模型二。

如表 1 所示，在 10% 的顯著水準下，七個國家的各變數皆沒有拒絕具有單根的虛無假設，顯示各變數 ADF 檢定的結果均為有單根。

表 2 各模型殘差的 ADF 檢定結果

國家	模型一	模型二	模型三	模型四
加拿大	-1.57	-2.43	-2.50	-2.65
丹麥	-1.43	-3.34*	-3.44*	-2.22
法國	-2.36	-2.07	-2.47	-3.12
德國	-1.99	-3.46**	-1.37	-3.39*
希臘	-2.11	-2.77	-2.42	-3.49*
日本	-1.96	-2.77	-3.56**	-3.73**
荷蘭	-2.57	-3.37*	-3.18*	-3.64**

備註：

- 1、根據 BIC 準則，最大落後期數設定為 8。
- 2、\*代表在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。
- 3、\*\*代表在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。
- 4、使用 ADF 單根檢定的模型二。

由表 2 的 ADF 檢定結果顯示，在 10% 的顯著水準之下，貨幣模型一在七個國家是不成立的，貨幣模型二在丹麥、德國和荷蘭是成立的，貨幣模型三在丹麥、日本及荷蘭是成立的，貨幣模型四在德國、希臘、日本與荷蘭是成立的，整體來說，貨幣模型成立代表匯率與經濟基要存在長期的均衡關係；反之，匯率與經濟基要不存在長期的均衡關係。

#### 4.2 分量迴歸結果

因篇幅所限，故以下實證結果以模型三為主要，表 3 為貨幣模型三的殘差在各分量下的分量

迴歸結果，包括常數項 $\alpha_0(\tau)$ 、迴歸係數項 $\alpha_1(\tau)$ 、QKS 檢定以及各估計數值所代表的  $p$  值，其中， $\alpha_0(\tau)$  的  $p$  值是以  $t$  檢定來檢視衝擊的影響是否顯著異於零，而  $\alpha_1(\tau)$  則是用來檢定該數列，在  $t_n(\tau)$  統計量下是否存在單根的行為，最適落後期數的篩選則根據 BIC 準則，選取各個國家的最適落後期數。

模型三的估計結果如表 4-11 所示，第一，先來看 13 個國家的 QKS 檢定，其中丹麥、法國、德國、希臘、日本及荷蘭的 QKS 檢定的  $p$ -value 小於 10% 顯著水準且拒絕有單根的虛無假設，意即丹麥、法國、德國、希臘、日本及荷蘭的貨幣模型三是成立的，意即名目匯率與經濟基要之間存在長期的均衡關係；然而，對照表 4-8 的 ADF 檢定結果，模型三在丹麥、日本和荷蘭是成立的，但法國、德國和希臘的貨幣模型三則不成立。第二，再來看  $\alpha_0(\tau)$  的估計值，其值在第  $\tau$  個分量下衝擊 (shock) 的大小。以澳大利亞為例， $\alpha_0(\tau)$  估計值的大小隨著分量的增加而增加，在 10%~30% 的分量範圍裡，其符號為負且衝擊是顯著異於零；在 70%~90% 的分量範圍裡，其符號為正且衝擊也是顯著異於零；而其餘分量的衝擊沒有顯著異於零，其他國家亦呈現類似的結果。第三，則看  $\alpha_1(\tau)$  的估計值，名目匯率對不同大小的衝擊，其偏離值在不同分量上是否表現恆定狀態； $\alpha_1(\tau)$  的估計值在不同分量上會有不同的結果。13 個國家可以被歸類為下列四種情形，第一種以荷蘭為例，在 40% 分量以下， $\alpha_1(\tau)$  的估計值拒絕有單根的虛無假設，在其餘分量上則無法拒絕有單根的虛無假設，顯示荷蘭的名目匯率面對負的衝擊，其偏離值為恆定狀態；但是荷蘭的名目匯率面對正的衝擊，其偏離值則為非恆定的狀態，澳大利亞、奧地利、比利時、丹麥、挪威、西班牙與荷蘭呈現類似的結果。第二種以希臘為例，法國、瑞士的結果與其類似，在 30% 分量以上， $\alpha_1(\tau)$  的估計值拒絕有單根的虛無假設，在其他分量上則無法拒絕虛無假設，顯示希臘的名目匯率面對正的衝擊，其偏離值會呈現均數復歸；然而，希臘的名目匯率面對負的衝擊，其偏離值則為非恆定的狀態。第三種以為加拿大例，在 10% 的分量上及 70%~80% 的分量範圍內， $\alpha_1(\tau)$  的估計值拒絕有單根的虛無假設，在其餘分量上則無法拒絕虛無假設，顯示加拿大的名目匯率面對負的或正的衝擊時，其偏離值呈現恆定的狀態。第四種以日本為例，德國與其結果相似，在 20%~70% 的分量範圍內， $\alpha_1(\tau)$  的估計值拒絕有單根的虛無假設，在其餘分量上則無法拒絕虛無假設，顯示日本的名目匯率面對負的或正的衝擊時，其偏離值呈現非恆定的狀態。

綜合上述，可以得知名目匯率面對衝擊，其偏離值的反應呈現對稱及不對稱兩種動態的行為，在不對稱的行為下可分成兩種情形，第一種情形為  $\alpha_1(\tau)$  的估計值隨分量的增加而增加，其值在低分量時為恆定狀態，其值在高分量時為有單根。第二種情形為  $\alpha_1(\tau)$  的估計值隨分量的增加而遞減，其值在低分量時為非恆定狀態，其值在高分量時為恆定狀態。在對稱的行為下亦可分成兩種情形，第一種情形為  $\alpha_1(\tau)$  的估計值隨分量的增加而呈現倒 U 字型，其值在高、低分量時為恆定狀態，其值在中間分量時為非恆定狀態。第二種情形為  $\alpha_1(\tau)$  的估計值隨分量的增加而呈現 U 字型，其值在高、低分量時為非恆定狀態，其值在中間分量時為恆定狀態。

本文嘗試提供之可能解釋如下，首先以 QKS 檢定來判斷該國的貨幣模型是否成立，若貨幣模型成立，名目匯率面對衝擊，其偏離值會呈現恆定，不過如果偏離值呈現非恆定的狀態，表示有可能出現人為的干預；反之，若貨幣模型不成立，名目匯率面對衝擊，其偏離值呈現非恆定的狀態為正常的，但假如偏離值呈現恆定狀態，顯示或許有人為的干預。以下舉例以模型三作為基礎，可參照表 3。

名目匯率面對衝擊，其偏離值表現出第一種不對稱行為的情況，以荷蘭為例，荷蘭的 QKS

檢定顯示貨幣模型三是成立的； $\alpha_1(\tau)$ 的估計值在 40%分量以下時，其值皆低於 0.717 且其 p 值小於 0.008，意即荷蘭的名目匯率在低分量面對負的衝擊，其偏離值會出現均數復歸的行為，表示名目匯率和經濟基要在低分量時存在長期均衡關係；然而，在 50%、60%、70%、80%和 90%分量時，其估計值和 p 值為 0.853、0.926、0.865、0.922、1.002 和 0.363、0.696、0.462、0.612、0.834，這顯示出在高分量時，名目匯率面對正的衝擊，其偏離值呈現有單根，表示名目匯率會長期處於貶值狀態。有趣的是，在貨幣模型成立的前提下，為什麼匯率之偏離值在高分量上卻是呈現非恆定呢？推論可能原因是發生人為的干預，若該國家有強烈的出口需求，此時政府將會設法運用貨幣政策讓匯率處於貶值狀態，不考慮物價上漲造成的通貨膨脹，讓該國出口商品擁有優勢。

第二種不對稱行為的情況，以希臘為例，希臘的 QKS 檢定顯示貨幣模型三是成立的；在 30%分量以上， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值皆低於 0.808 且其 p 值小於 0.082，即希臘的名目匯率在高分量面對正的衝擊，其偏離值呈現均數復歸，表示名目匯率和經濟基要在高分量時存在共整合關係；然而，在 10%和 20%分量時，其估計值和 p 值為 0.964、0.812 和 0.730、0.187，這表示在低分量時，名目匯率面對負的衝擊，其偏離值呈現出非恆定的狀態，顯示名目匯率會長期處於升值狀態。然而，在貨幣模型成立的前提下，為什麼名目匯率之偏離值在低分量卻是呈現非恆定的狀態呢？推論可能原因是發生人為的干預，若該國家有強烈的進口需求，此時政府將會設法運用貨幣政策讓匯率處於升值狀態，讓該國貨幣維持強勢來對抗通膨。

名目匯率面對衝擊，其偏離值表現出第一種對稱行為的情況，以加拿大為例，加拿大的 QKS 檢定顯示貨幣模型三是不成立的；在 20%、30%、40%、50%、60%和 90%分量時，其估計值和 p 值為 0.900、0.971、0.967、0.915、0.870、0.828 和 0.323、0.721、0.677、0.486、0.303、0.218，前提為貨幣模型不成立，表示在中間的分量範圍面對衝擊，加拿大名目匯率之偏離值呈現非恆定狀態是正常的；不過，在 10%、70%和 80%分量時， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值低於 0.834 且其 p 值小於 0.066，即加拿大的名目匯率在雙邊的分量範圍面對負的或正的衝擊，其偏離值會有均數復歸的行為，顯示名目匯率和經濟基要在雙邊的分量範圍時存在長期均衡關係。令人感興趣的是，在貨幣模型不成立的前提下，為什麼名目匯率之偏離值在雙邊的分量範圍上卻出現均數復歸的行為呢？推論其發生的可能解釋，因為交易成本的存在，名目匯率位於無套利區間時，由於套利的機會很小，投資人不會進入市場進行套利行為，反之，則會發生套利行為，使名目匯率之偏離值出現均數復歸。

第二種對稱行為的情況，以日本為例，日本的 QKS 檢定顯示貨幣模型三是成立的，在 20%~50%分量範圍內及 70%分量， $\alpha_1(\tau)$ 的估計值低於 0.852 且其 p 值會小於 0.087，即日本的名目匯率在中間的分量範圍面對衝擊，其偏離值會有均數復歸的行為，表示名目匯率和經濟基要在中間的分量範圍存在長期均衡關係；然而，在 10%、60%、80%和 90%分量時，其估計值和 p 值為 0.857、0.885、0.923、0.900 和 0.307、0.139、0.397、0.355，這意味著日本的名目匯率在雙邊的分量範圍面對負的或正的衝擊，其偏離值為非恆定的狀態。不過，在貨幣模型成立的前提下，為什麼匯率之偏離值在雙邊的分量範圍上卻出現非恆定的狀態呢？其背後原因則有待更深入的研究。

從政策的觀點來看，本研究的實證結果建議，首先取得名目匯率與經濟基要的偏離值進行分量單根檢定，意即分析當名目匯率面對衝擊，其偏離值在各分量上產生對稱或是不對稱的動態行為；當匯率之偏離值發生不對稱的行為時，政府以國家的經濟型態和央行對通貨膨脹的偏好來判

斷，決定是否採取貨幣政策來影響名目匯率調整至均衡的速度；當匯率之偏離值發生對稱的行為時，名目匯率調整至均衡的速度則是取決於市場套利的力量。

表 3 模型三的分量單根檢定結果

國 家	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
加 拿 大	$\alpha_0(\tau)$	-0.038	-0.022	-0.014	-0.008	-0.00	0.009	0.019	0.026	0.038	
						2					
	$p$ -value	0.000*	0.000*	0.001*	0.037*	0.360	0.046*	0.000*	0.000*	0.000*	
		*	*	*	*		*	*	*	*	
	$\alpha_1(\tau)$	0.780	0.900	0.971	0.967	0.915	0.870	0.814	0.834	0.828	
	$p$ -value	0.020*	0.323	0.721	0.677	0.486	0.303	0.065*	0.066*	0.218	
		*									
	Half-lives	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	$\infty$	
	QKS/ $p$ -value	3.158/0.152									
	Optimal lag	3									



	<i>p</i> -value	0.000 **	0.000* *	0.001* *	0.074* *	0.310 0.319	0.001* *	0.000* *	0.000 **
	$\alpha_1(\tau)$	0.964	0.812	0.773	0.785	0.804	0.808	0.746	0.716
	<i>p</i> -value	0.730	0.187	0.031* *	0.005* *	0.002* *	0.054* *	0.063* *	0.066* *
	Half-lives	18.90	3.328	2.692	2.863	3.177	3.251	2.365	2.075
		5							
	QKS/ <i>p</i> -value	4.044/0.032**							
	Optimal lag	4							
日 本	$\alpha_0(\tau)$	-0.08 0	-0.050	-0.023	-0.013	0.002	0.024	0.033	0.050
	<i>p</i> -value	0.000 **	0.000* *	0.038* *	0.143	0.406	0.005* *	0.000* *	0.000* *
	$\alpha_1(\tau)$	0.857	0.802	0.827	0.844	0.830	0.885	0.852	0.923
	<i>p</i> -value	0.307	0.087* *	0.047* *	0.005* *	0.010* *	0.139	0.085* *	0.397
	Half-lives	4.492	3.141	3.649	4.087	3.720	5.674	4.328	8.651
	QKS/ <i>p</i> -value	3.457/0.096*							
	Optimal lag	5							

---

表 3 模型三的分量單根檢定結果(續)

國家	$\tau$	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
荷 蘭	$\alpha_0(\tau)$	-0.111	-0.081	-0.060	-0.044	-0.00	0.01	0.052	0.079	0.111
						6	8			
	$p$ -value	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.352	0.13	0.001*	0.000*	0.000*
		*	*	*	*		5	*	*	*
	$\alpha_1(\tau)$	0.612	0.611	0.699	0.717	0.853	0.92	0.865	0.922	1.002
							6			
	$p$ -value	0.008*	0.001*	0.007*	0.007*	0.363	0.69	0.462	0.612	0.834
		*	*	*	*		6			
	Half-lives	1.412	1.407	1.936	2.084	4.360	9.01	4.779	8.535	$\infty$
							6			
QKS/ $p$ -value	4.625/0.008**									
Optimal lag	4									

1、單根的虛無假設為時間序列具有單根。2、各參數所對應的  $p$  值，是以拔靴法(bootstrap)重複抽樣 1000 次計算而得。3、\*\*、\*分別表示在 5%、10%顯著水準下，拒絕虛無假設。4、根據 BIC 準則選取最適落後期。5、 $\alpha_0(\tau)$ 對應的  $p$  值是以  $t$  檢定來檢視衝擊的影響是否異於零，而 $\alpha_1(\tau)$ 是利用 $t_{\eta}(\tau)$ 統計量來檢定數列是否存在單根。

## 5 結論

科技進步、快速的全球化、對外貿易及投資的開放，國際間商品與資產的交易，因為各國使用貨幣的不同，所以兩國貨幣的交換比例：匯率，該如何被決定一直是經濟學界關注的問題。而布列敦森林制度在 1973 年底正式崩潰後，各工業化的國家則紛紛採行浮動匯率制度，浮動匯率會使得匯率走勢會呈現高度波動性與偏離性。進一步促使了預測匯率的模型漸漸被提出，如購買力平價說、利率平價說、貨幣學派分析法等。

在本研究中選擇以匯率的貨幣模型為基礎，使用分量單根檢定，來探討名目匯率面對不同大小的衝擊，其偏離值在不同分量上是否出現均數復歸，有別於傳統的 ADF 單根檢定法，只能觀察到數列在平均分量上的行為；此外，和傳統的單根檢定方法相比，分量單根檢定不需要假設數列分佈為常態，當數列為非常態厚尾、具有對稱或不對稱的動態行為時，分量單根檢定可以提供較高的檢定力；亦可以藉由分量單根檢定來估計衝擊的大小及其符號方向。

本研究的實證結果顯示，名目匯率面對衝擊，其偏離值呈現對稱及不對稱兩種動態的行為，在不對稱的行為下可分成兩種情形，第一種情形為 $\alpha_1(\tau)$ 的估計值隨分量的增加而增加，其值在低分量時為恆定狀態，其值在高分量時為非恆定狀態。第二種情形為 $\alpha_1(\tau)$ 的估計值隨分量的增加而遞減，其值在低分量時為有單根，其值在高分量時為恆定狀態。在對稱的行為下亦可分成兩種情形，第一種情形為 $\alpha_1(\tau)$ 的估計值隨分量的增加而呈現倒 U 字型，其值在高、低分量時為恆定狀態，其值在中間分量時為非恆定狀態。第二種情形為 $\alpha_1(\tau)$ 的估計值隨分量的增加而呈現 U 字型，其值在高、低分量時為非恆定狀態，其值在中間分量時為恆定狀態。

此結果意味著，當匯率之偏離值發生不對稱的動態行為時，政府以國家的經濟型態和央行對

通貨膨脹的偏好來判斷，決定是否採取貨幣政策來影響名目匯率調整至均衡的速度；當匯率之偏離值發生對稱的行為時，名目匯率調整至均衡的速度則是取決於市場套利的力量。

### 參考文獻

#### 中文部分

- 陳旭昇 (2009)，《時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用》，台北市：東華書局。
- 楊協峰 (2012)，「OECD 國家債務永續性之實證研究-分量單根檢定之應用」，國立高雄應用科技大學企業管理系碩士班論文。
- 楊凱文 (2004)，「貨幣學派均衡匯率偏離之非線性動態調整」，中原大學國際貿易學系碩士學位論文。
- 李健強、張倉耀、李起銓、林欣怡 (2010)，「匯率與總體基本面之非線性動態關係—G-7 國家的實證研究」，經濟與管理論叢，第六卷，第二篇，p.203-228。

#### 英文部分

- Baillie, R. T. and Selover, D. D. (1987), "Cointegration and models of exchange rate determination," *International Journal of Forecasting*, 3, 43-51.
- Civcir, Irfan (2003), "The monetary models of the Turkish lira/dollar exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and forecasting," *Eastern European Economics*, 41(6), 43-63.
- Cushman, D. O. (2000), "The failure of the monetary exchange rate model for the Canadian-U.S. dollar," *Canadian Economics Association*, 33, 591-603.
- Dornbusch, R. (1976), "Exchange rate expectations and monetary policy," *Journal of International Economics*, 6(3), 231-244.
- Dumas, B.(1992), "Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in a Spatially Separated World," *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
- Frenkel, J. A. (1976), "A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200-224.
- Frenkel, J. A. (1979), "On the Mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials," *The American Economic Review*, 69(4), 610-622.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974), "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Groen, J. J. J. (2000), "The monetary exchange rate model as a long-run phenomenon," *Journal of International Economics*, 52, 299-319.
- Hooper, P. and Morton, J. (1982), "Fluctuations in the dollar: a model of nominal and real exchange rate determination," *Journal of International Money and Finance*, 1, 39-56.
- Koenker, R. and Bassett, G. (1978), "Regression quantiles," *Econometrica*, 46, 33-49.
- Koenker, R. and Xiao, Z. (2004), "Unit root quantile autoregression inference," *Journal of the American Statistical Society*, 99(467), 775-787.
- MacDonald, R. and Taylor, M. P. (1994), "The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk," *Journal of International Money and Finance*, 13(3), 276-290.

- Macmillan (1968), "International economics: R. A. Mundell," *Journal of International Economics*, 4(3), 318-319.
- Mark, N. C. and Sul, D. (2001), "Nominal exchange rates and monetary fundamentals: evidence from a small post-Bretton woods panel," *Journal of International Economics*, 53, 29-52.
- Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?," *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Rapach, D. E. and Wohar, M. E. (2004), "Testing the monetary model of exchange rate determination: a closer look at panels," *Journal of International Money and Finance*, 23, 867-895.
- Taylor, M. P. and Peel, D. A. (2000), "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals," *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-53.
- Tsong, C. C. and Lee, C. F. (2011), "Asymmetric inflation dynamics: Evidence from quantile regression analysis," *Journal of Macroeconomics*, 33(4), 668-680.