

## 雙邊匯率、多方匯率、與總體經濟基本面： 以我國為例

周國偉\*、楊咕予\*\*

### 摘 要

理論上，國內外總體經濟基本面的變化，將反映在匯率的波動上。因此在實務的層面，如何驗證出兩者之間的關連，也一直是實證研究的重點。但基本面變數難以解釋匯率的走勢，明顯存在新臺幣兌美元的雙邊匯率問題上。因此，本研究從多方匯率的角度，並以臺灣對各大貿易對手國雙邊貿易比重，作為衡量與貿易對手國的相互依存程度。我們發現在僅考慮臺灣/美國的雙邊匯率模型，難以找出匯率與基本面變數的實證相關性；然而，隨著納入通貨籃國家數的增加而建構較為全面的有效匯率，將可找出匯率與基本面變數的共整合關係，驗證出匯率模型的實證可信度，並助於判讀臺灣與世界各國總體經濟的相關性。換句話說，多方匯率提供實證上更為完整的資訊，助於改善傳統匯率模型應用於實證上的解釋能力。

---

**關鍵詞：**雙邊匯率、多方匯率、貨幣所得模型、泰勒法則模型、共整合

---

\* 周國偉，佛光大學經濟學系助理教授。

\*\* 通訊作者，楊咕予，佛光大學經濟學系碩士。聯絡地址：220 新北市板橋區民生路3段263巷2弄8號1樓。連絡電話：0987338745；E-mail: 982405@mail.fgu.edu.tw。

## 壹、導論

名目匯率(nominal exchange rate)與總體經濟基本面變數(fundamental variables)，例如貨幣供給、產出、利率以及物價水準等缺乏實證的關聯性，在國際金融領域是長久以來的難題(puzzle)。理論上，名目匯率是由基本面變數所決定，但事實上，國際間的名目匯率大致呈現隨機漫步(random walk)的走勢。因此，基本面變數難以預測匯率未來的變化。Meese及Rogoff(1983a、b)利用70年代的資料，以樣本外預測(out-of-sample forecast)衡量數個匯率模型，發現在解釋匯率的走勢上，無法擊敗以隨機漫步解釋匯率變動的效果。Obstfeld及Rogoff(2000)稱之為匯率分離難題(the exchange rate disconnect puzzle)。Kilian(1999)曾指出實證結果不理想的原因或許是因為實證模型忽略了名目匯率與基本面之間可能存在共整合(cointegration)的關係；然而，Kilian(1999)在考慮名目匯率與基本面之間的共整合關係後，其實證結果仍無法在樣本外預測的表現上擊敗隨機漫步。雖有其他研究結果認為，在長期而言匯率與基本面有一致性的變動（例如，Chinn及Mess，1995；Mark，1995；Mark及Sul，2001等），但在國際金融研究中普遍看法是匯率無法預測，特別是在短期的樣本外預測區間<sup>(註1)</sup>。換句話說，無論匯率模型在理論上的形式為何，其在實證研究上的有效性一直頗具爭議。

至於在90年代的實證研究中（例如，MacDonald及Taylor，1993；McNown及Wallace，1994；Moosa，1994），以計量方法處理非穩定(non-stationary)的資料時，發現在分析主要通貨的匯率波動上，理論的匯率模型仍不失為一個有效的架構。MacDonald及Taylor(1993)也曾驗證出匯率模型存在實證上的長期均衡關係，且在樣本外預測上更優於隨機漫步模型。近期，Husted及MacDonald(1999)與Chinn(2000a、b)也從東亞國家的樣本中，找出匯率波動與貨幣供給、利率及產出的關聯。但Cheung、Chinn及Pascual(2005)卻指出，雖然長期匯率的波動能夠被基本面變數所預測，但並非泛指所有的匯率與模型；且他們也認為沒有模型能夠超越隨機漫步對匯率波動的解釋。Corte、Sarno及Tsiakas(2008)則以貝氏統計法，並採用隨機漫步模型、貨幣基本面模型與即期及遠期(spot-forward)匯率迴歸模型等，進行樣本內(in-sample)和樣本外的評估，發現貨幣基本面模型對匯率的樣本外預測表現，仍不能優於

隨機漫步模型。至於 Baharumshah、MacDonald 及 Mohd (2010) 則是以共整合關係，證明貨幣變數與匯率之間存在理論上的均衡關係<sup>(註2)</sup>。

再者，Engel 及 West (2004、2005) 透過資產定價(asset-pricing)模型的特性，提出另一層面的思考。因為只要名目匯率可以表示成現在與預期未來基本面變數之折現值(discounted value)的線性組合，則只要至少一個具影響力的變數為單根(unit root)及折現因子(discount factor)趨近於 1 時，匯率將會具有近似隨機漫步走勢的特質。換言之，實際資料上本身的非穩定性質，可藉由資產定價匯率模型所解釋。同時，Engel 及 West 也指出，許多短期匯率的波動，其實是來自對未來預期的改變所影響；因此，匯率的變動將很有可能助於預測這些基本面變數。

有鑑於此，周國偉及曾翊恆（民 97）曾經延伸 Engel 及 West (2004、2005) 的論點，除了廣泛探討可能決定匯率模型的基本面變數外，並依據資產定價匯率模型的特性，針對臺灣及亞太地區其他六國<sup>(註3)</sup>，研究各國兌美元之名目匯率對其經濟基本面的預測表現。他們也發現多數國家均能支持匯率與基本面變數間的現值型式。不過在臺灣的案例中，卻難透過因果關係檢定(Granger causality test)找出經濟基本面與匯率間的關聯，突顯新臺幣兌美元匯率的變化無常(volatile)及不可預測性。也正如此，他們認為新臺幣兌美元匯率或許被其他不可解釋的因素所支配。

由於匯率除了象徵國與國間貨幣交換的比例，也某種程度反映了國與國間的相對經濟情況（Krugman 及 Obstfeld，2009，pp. 313）。因此，若國家之間的依存關係越高，彼此之間經濟情勢的變化將對匯率有更明顯的影響。所以，隨著近年來臺灣/美國貿易比重的逐年趨緩，單以臺灣/美國的雙邊匯率(bilateral exchange rate)作為參考的校標，其代表性將不夠全面，或也造成相關研究不致明確的主因。有鑒於此，本研究以臺灣對各大貿易對手國雙邊貿易比重，作為衡量與貿易對手國的相互依存程度。接著，再利用名目有效匯率(nominal effective exchange rate, NEER)的編制，作為臺灣與其重要貿易對手國之間相關基本面變數的觀察指標，以實證多方匯率(multilateral exchange rate)與市場基本面之間的關聯。我們發現僅考慮臺灣/美國的雙邊匯率模型，仍不易找出匯率與基本面變數的實證相關性；然而，隨著納入通貨籃(currency baskets)國家數的增加而建構較為全面的多方匯率模型，將

可找出匯率與基本面變數的共整合關係，證實臺灣的匯率資料仍然能以匯率模型加以解釋。這或許是因為多方匯率模型的建構提供實證上較完整的資訊，故可助於改善傳統匯率模型應用於實證上的解釋能力。

本文的論述過程如下。第貳節簡述一國之貿易依存關係與多方匯率的衡量，並比較與傳統雙邊匯率的區別。第參節根據貨幣所得模型(money income model)與泰勒法則(Taylor rule)模型，推導出理論上能夠支配匯率的國內外基本面變數。第肆節呈現相關實證的結果。第伍節為結論。

## 貳、貿易依存關係及多方匯率

由於國與國之間雙邊貿易量的變化，直接顯示出其相互貿易的緊密程度。近年來臺灣/美國貿易比重的逐年趨緩，若仍以新臺幣兌美元匯率，作為衡量我國總體經濟變化的主要參考依據，似乎有不足之處，且忽略了貿易結構的變化對經濟的影響（參見曾翊恆，民 96）。由於雙邊匯率，衡量的是一國貨幣相對於另一國貨幣的價值。但在同一時期，一國貨幣可能對部分貨幣升值，而對其他貨幣貶值，故雙邊匯率僅能反映一國商品對特定國家的競爭力；要衡量一國貨幣對主要貿易對手國的競爭力，應以多方的匯率變動來考量。況且，因為匯率象徵國內外經濟情勢的變化，若能以多方匯率作為形成國內貨幣政策的決策依據，將更全面(Howitt, 1986)。為能有效反映一國國內外經濟情勢的連動關係，本研究透過名目有效匯率的編製（或稱加權平均匯率，weighted average exchange rate），作為臺灣與主要貿易對手國之相關基本面變數的觀察指標。

國際貨幣基金（International Monetary Fund，簡稱 IMF）與各國央行，以名目有效匯率指數，作為觀察一國匯率水準相對於國際主要貨幣升貶值的指標。以往國內對於有效匯率的編製，並無一定的方式，如經建會、經濟日報、外匯市場發展基金會、工商時報、臺灣新報等，將 12-18 不等的國家數目納入通貨籃，以雙邊貿易總額來計算權數，並以選定基期年方式，採用固定權數來編製（參見曾翊恆，民 96，頁 52）<sup>（註 4）</sup>。而曹添旺、賴景昌、鍾俊文、郭炳伸及蔡文禎（民 91）以臺灣 18 個主要貿易對手國，1990-1999 年名目匯率及物價指數等資料，以 1995 年為基期年，依固定權

數，編製新臺幣實質有效匯率指數時間序列，以作為預測未來臺灣出口數額變化的參考指標。在國外對於有效匯率的編製部分，如美國聯準會（Federal Reserve Board，簡稱Fed）、歐洲中央銀行（European Central Bank，簡稱ECB）、日本銀行（Bank of Japan，簡稱BOJ）與IMF等。陳之華（民95）曾經彙整上述部門對編算名目有效匯率的情況：其中，Fed與ECB依據貿易對手國的重要性或特殊屬性，區分主要及次要貨幣籃個別編製；BOJ則採單邊貿易概念之出口權數，Fed、ECB及IMF則採雙邊貿易權數，加計第三市場出口競爭權重。此外，ECB每隔5年，Fed、BOJ則是每年，調整各貿易對手國的權數。而曾翊恆（民96）採用「浮動調整」權數模式，編製1995-2006年，總指數與區域型指數，兩種類別的各式貨幣籃新臺幣實質有效匯率指數。曾翊恆及曹添旺（民97）則進一步討論在新臺幣實質有效匯率指數的編製過程中，權數與貨幣籃等兩項關鍵技術選擇的搭配。

計算名目有效匯率時，通常只要選定經貿較重要的國家。Rhomberg (1976)曾提出7種計算權數的種類，包括雙邊貿易權數、出口貿易權數、進口貿易權數、第三市場貿易權數、平均出口權數、平均貿易權數及雙重加權權數等，將本國對各貿易對手國的雙邊匯率加權平均<sup>(註5)</sup>。由於進出口加總概念之權重，可直接反映臺灣與特定國家間，相互貿易的緊密程度。故本文在選定納入通貨籃國家的貨幣後，以對其進、出口貿易總額來計算權數，並採用浮動權數，並以逐期調整貿易權數的模式，完整呈現經貿結構的變化（曾翊恆，民96）。在底下的研究中，我們利用臺灣/美國的匯率來探討臺灣之雙邊匯率模型之理論與實證關連；在多方匯率方面，主要採用我國的前16大貿易對手國為對象國家，並依照貿易比重的排序，區分為3類通貨籃的案例（詳見第4節），據以討論多方匯率模型之實證可行性。

## 參、名目匯率模型

理論上，匯率可由基本面變數所支配。底下，我們分別依據貨幣所得模型及泰勒法則模型，找出決定匯率之相關基本面變數。我們定義為取過自然對數的名目匯率。本文的探討，設匯率為一單位他國貨幣的新臺幣價格（例如，美元的匯率即一單位美元的新臺幣價格），並設臺灣為本國。

## 一、貨幣所得模型

假設本國(home country)貨幣市場關係式設定如下(參見 Engel 及 West, 2004、2005; 周國偉、曾翊恆, 民 97) :

$$m_t = p_t + \gamma y_t - \alpha i_t + v_{mt}, \quad (1)$$

上式之中,  $m_t$  為取過自然對數的本國貨幣供給;  $p_t$  為取自然對數的本國物價水準;  $i_t$  為本國利率;  $y_t$  為取過自然對數的本國產出水準;  $v_{mt}$  為本國貨幣需求之隨機干擾項。 $\gamma$  為貨幣需求的所得彈性;  $\alpha$  為貨幣需求之利率半彈性(semi-elasticity)。 $\gamma > 0$  且  $\alpha > 0$ 。同樣地, 假定國外也有類似的貨幣市場關係式 :

$$m_t^f = p_t^f + \gamma y_t^f - \alpha i_t^f + v_{mt}^f, \quad (2)$$

變數上標的“ $f$ ”代表外國, 其他變數的定義如先前設定。因為名目匯率等於其購買力平價(purchasing power parity, PPP)加上實質匯率  $x_t$ , 故可表示為 :

$$s_t = p_t - p_t^f + x_t, \quad (3)$$

金融市場中, 利率平價關係(interest parity relationship)為 :

$$s_{t+1}^e - s_t = i_t - i_t^f + \rho_t, \quad (4)$$

上式中, 變數上標“ $e$ ”為預期。 $\rho_t$  可解釋為風險貼水(risk premium)或是預期誤差(expectational error)。我們將式(1)與式(2)相減, 並利用式(3)及式(4), 可得到下式 :

$$s_t = \frac{1}{1+\alpha}(m_t - m_t^f) - \frac{\gamma}{1+\alpha}(y_t - y_t^f) + \frac{\alpha}{1+\alpha}s_{t+1}^e + \mu_t. \quad (5)$$

式(5)即貨幣所得之匯率模型。在上式之中, 可以觀察到的基本面變數為  $(m_t - m_t^f)$  及  $(y_t - y_t^f)$ ; 至於無法觀察到的基本面變數, 則分別為  $s_{t+1}^e$  及  $\mu_t$ 。其中  $\mu_t = [\alpha\rho_t + (v_{mt} - v_{mt}^f)]/(1 + \alpha)$ , 為隨機干擾。在隨後的實證工作上, 我們將以常數項及誤差項同時捕捉  $s_{t+1}^e$  及  $\mu_t$ 。式(5)告訴我們, 當國內貨幣供

給相較國外提高時，將牽動本國匯率的貶值；當國內產出相較國外增加時，對本國而言因流動性貨幣需求相對增加，使本國貨幣購買力提升，故連帶使匯率有升值的傾向。

## 二、泰勒法則模型

假定本國為小型開放經濟體，若央行以利率法則作為干預手段（參見 Taylor, 1993；Engel 及 West, 2004、2005），則本國的利率可寫成如下型式：

$$i_t = \beta_0 (s_t - \bar{s}_t) + \beta_1 y_t^g + \beta_2 \pi_t + w_t, \quad (6)$$

其中  $\bar{s}_t$  為目標匯率水準； $y_t^g$  為產出缺口 (output gap)； $\pi = p_t - p_t^f$  表示物價膨脹率； $w_t$  為隨機干擾，也包含一些遺漏的變數。式(6)中  $\beta_0 > 0$  表示貨幣當局的任務為維持對外幣值的穩定，故當匯率高於目標匯率水準時，貨幣當局會採升息措施以吸引資本流入 (capital inflow)，帶動匯率升值；反之，若匯率相對低於目標匯率水準，則降息以減少資本流入或增加資本流出 (capital outflow)，迫使匯率貶值。至於  $\beta_1 > 0$  及  $\beta_2 > 1$ ，則反映貨幣當局面臨景氣或通膨過熱時之“逆風干預”(leaning against the wind) 措施（參見 Taylor, 1999；Aklan 及 Nargelecekenler, 2008）。

假設貨幣當局以 PPP 成立下的匯率做為目標匯率水準，即  $\bar{s}_t = p_t - p_t^f$ ，並結合式(4)，我們可獲得：

$$s_t = \frac{1}{(1 + \beta_0)} \left[ i_t^f + \beta_0 (p_t - p_t^f) - \beta_1 y_t^g - \beta_2 \pi_t \right] + \frac{1}{(1 + \beta_0)} s_{t+1}^e + \varepsilon_t. \quad (7)$$

式(7)即利率法則之匯率模型。在上式中，可以觀察到的基本面變數包含  $i_t^f$ 、 $(p_t - p_t^f)$ 、 $y_t^g$  及  $\pi_t$ 。至於無法觀察到的衝擊，則分為  $s_{t+1}^e + 1$  及  $\varepsilon_t = -\rho_t - w_t$ 。隨後我們同樣以常數項及誤差項同時捕捉  $s_{t+1}^e$  及  $\varepsilon_t$ 。利率法則之匯率模型告訴我們，當國外利率提升時，透過利率平價條件，資本流出將增加，故匯率有貶值的壓力。當本國物價相對國外物價增加時，象徵本國貨幣的相對購買力下降，故匯率貶值。至於當景氣或通膨過熱時 ( $y_t^g > 0$  或  $\pi > 0$ )，貨幣當局將升息以因應；但因國內利率的提升而吸引資本流入，而造成匯率有升值的傾向。

## 肆、實證結果

本節首先對我們選取的資料來源詳加介紹，並對其時間序列的特性加以彙整。接下來，我們將從實證的角度驗證名目有效匯率對匯率模型的可行性。

### 一、資料來源

本研究選取的資料為季資料，資料區間橫跨 1992Q1 至 2010Q1，資料選取的國家為臺灣的前 16 大的貿易對手國。但因資料取得的限制，故排除中國、印尼及新加坡等 3 國<sup>(註6)</sup>。因此，計有美國、英國、日本、韓國、德國、法國、香港、加拿大、澳洲、荷蘭、馬來西亞、菲律賓以及泰國等 13 國。本文所討論的匯率，設為一單位他國貨幣的新臺幣價格。臺灣對美元的名目匯率，取自我國央行的金融統計月報（季平均匯率）；其他國家對美元的匯率，取自國際貨幣基金（International Monetary Fund，簡稱 IMF）之「國際金融統計資料庫」（International Financial Statistics，簡稱 IFS），序列代碼為 rf<sup>(註7)</sup>。而臺灣對其他國家的匯率，是由交叉換匯(cross rate)的方式，並以 1999 年為基期(= 100)來轉換算得<sup>(註8)</sup>。

利率變數的選取，我們採用貨幣市場利率(money market rate)。臺灣貨幣市場利率的來源為主計處總體統計資料庫，其他國家則取自 IMF-IFS 資料庫，序列代碼為 60b。物價方面，本文以消費者物價指數(consumer price index，CPI)代替；臺灣的 CPI 來源為主計處總體統計資料庫，其他國家則取自 IMF-IFS 資料庫，序列代碼為 64。產出部分以國內生產毛額(gross domestic product，GDP)代替，臺灣的 GDP 來源為主計處總體統計資料庫，其他國家則取自 IMF-IFS 資料庫，序列代碼為 99b。貨幣供給方面，我們選用廣義貨幣(broad money，M2)。臺灣的資料取自主計處總體統計資料庫，其他國家方面取自 IMF-IFS 資料庫。其中，香港、韓國、澳洲、菲律賓、及泰國的 M2 為序列代碼 34 加上序列代碼 35 之合計值，英國為序列代碼 351，而加拿大、法國、德國、日本、馬來西亞、荷蘭、及美國則是序列代碼 59。

上述變數中，GDP 及 M2 均以 10 億新臺幣(billion NT)為單位（以季均匯率轉換），而 GDP、M2 及 CPI 則事先經過季節調整(seasonal adjustment)。所有



變數除利率外，皆取自然對數轉換。產出缺口則是以HP濾波(Hodrick-Prescott Filter)法推得。另外，我們以臺灣與各國的雙邊貿易總額為權重，衡量我國與各大貿易對手國之間的依存程度（資料來源為主計處總體統計資料庫）。除了臺灣/美國的雙邊匯率外，我們也依貿易比重的順序區分成3類通貨籃，來計算多方匯率（註9）。底下，我們區分為4項案例據以探討理論上匯率模型的實證意涵。案例1為傳統的臺灣/美國的雙邊匯率模型。案例2為包含美國、日本、及香港的多方匯率模型。案例3則是考慮美國、日本、香港、韓國、德國、及馬來西亞等國的情形。案例4便是納入本文選取之所有貿易對手國為通貨籃國家。我們將上述的分類陳列於表1。

## 二、共整合關係檢定

根據第3節的推導，我們知道理論上的匯率模型可分別表示成式(5)及式(7)。因此實證上，式(5)的迴歸方程可設定如下：

$$s_t = \delta_0 + \delta_1(m_t - m_t^f) + \delta_2(y_t - y_t^f) + \eta_t, \quad (8)$$

上式中  $\delta_0$  為常數項。 $\delta_1$  及  $\delta_2$  為迴歸係數。根據理論的設定，實證上我們要求  $\delta_1 > 0$

表1 本研究多方匯率的討論國家

納入通貨（籃）對象國家	占臺灣總貿易量比重
案例1 美國	16.74
案例2 美國、日本、香港	43.44
案例3 美國、日本、香港、韓國、德國、馬來西亞	53.74
案例4 美國、日本、香港、韓國、德國、馬來西亞、澳洲、荷蘭、泰國、菲律賓、英國、法國、加拿大	65.15

說明：

1. 納入通貨籃對象國家占臺灣總貿易量的比重，是以1992年-2009年的年平均資料所算出。單位為百分比。
2. 資料來源：主計處總體統計資料庫及本文自行整理。

且  $\delta_2 < 0$ 。  $\eta_t$  則為隨機干擾。因為上述的  $s_t$  為臺灣/美國的雙邊匯率，故僅以美國的基本面變數為相關之國外變數。現在，若我們要探討的是多方匯率，則將名目有效匯率的概念結合式(5)的匯率模型，迴歸方程將設定為：

$$s_t^w = \delta_0^w + \delta_1^w (m_t - m_t^{fw}) + \delta_2^w (y_t - y_t^{fw}) + \eta_t^w, \quad (8)'$$

其中，

$$s_t^w = \sum_{i=1}^n s_t^i w_i^i.$$

$s_t^i$  為新臺幣對第  $i$  個貿易對手國之雙邊匯率（以自然對數表示）， $w_i^i$  為臺灣對第  $i$  個貿易對手國的貿易權重， $n$  為選取納入通貨籃的貿易對手國數目， $\sum_{i=1}^n w_i^i = 1$ （參見 Howitt, 1986；Weymark, 1995）。式(8)'即考慮名目有效匯率的貨幣所得匯率模型。變數上標“w”代表經過貿易權重加權計算後的變數（有加權平均之意）。 $s_t^w$  為有效匯率（多方匯率）， $m_t^{fw}$  及  $y_t^{fw}$  同樣分別為依貿易權重加權計算後的國外貨幣供給及產出；換句話說，我們以貿易依存度衡量臺灣與所有貿易對手國經濟基本面的關連性，貿易比重越大的國家，其經濟基本面對臺灣的影響程度也越大(Weymark, 1995)。如同式(8)，(8)'式要求迴歸係數  $\delta_1^w > 0$  且  $\delta_2^w < 0$ 。 $\eta_t^w$  設定為隨機干擾。

同樣地，我們也針對式(7)設定如下之迴歸方程：

$$s_t = \theta_0 + \theta_1 i_t^f + \theta_2 (p_t - p_t^f) + \theta_3 y_t^g + \theta_4 \pi_t + \phi_t, \quad (9)$$

在式(9)之中， $\theta_0$  為常數項。 $\theta_1$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$ 、及  $\theta_4$  為迴歸係數。依據理論模型，實證上我們分別希望  $\theta_1 > 0$ 、 $\theta_2 > 0$ 、 $\theta_3 < 0$  且  $\theta_4 < 0$ 。 $\phi_t$  則假定為隨機干擾。我們一樣將名目有效匯率的概念結合式(7)的匯率模型，則迴歸方程將設定為：

$$s_t^w = \theta_0^w + \theta_1^w i_t^{fw} + \theta_2^w (p_t - p_t^{fw}) + \theta_3^w y_t^g + \theta_4^w \pi_t + \phi_t^w. \quad (9)'$$

式(9)'同樣將國外利率及國外物價依貿易權重加權計算（分別為  $i_t^{fw}$  及  $p_t^{fw}$ ），衡量所有貿易對手國對臺灣的影響，其意涵與式(8)'相同，故不再贅述。迴歸係數方面，要求  $\theta_1^w > 0$ 、 $\theta_2^w > 0$ 、 $\theta_3^w < 0$  且  $\theta_4^w < 0$ 。 $\phi_t^w$  假定為隨機干擾。然

而，眾所周知，總體經濟變數多半呈現非穩定序列的特性，導致理論模型在實證應用上的困難。不過，Davidson、Hendry、Srba 及 Yeo (1978)強調理論上的經濟模型是表達變數與變數之間的長期均衡關係，因此，實際經濟數據其實是由非均衡（往均衡調整）的過程所產生。由於共整合分析能助於推估時間序列的長期均衡關係，故我們若能找出匯率與基本面變數的共整合關係，將能驗證出理論上匯率模型的實證可行性。不過，為了進行本文的模型估計，我們必需關心資料的時間序列性質。首先，我們必需判定所有資料的整合階數(integration order)。因為如果兩筆時間序列資料存在不同的整合階數，將可斷定它們不存在共整合關係；但若兩筆時間序列資料的整合階數均相同，則下一步便可估計長期均衡關係(Engle及Granger, 1987)。

表 2 彙整出本研究所需之相關總體變數的單根檢定統計量，小括弧內的數字為  $p$ -value。我們設定同時包含常數項及時間趨勢，並以 SIC 準則決定最佳落後期數之 ADF 檢定(augmented Dicky-Fuller test)。表 2 區塊 A 為針對各項總體變數的水準值單根檢定，不難看出所有案例下的各項總體變數均無法以 10% 的顯著水準拒絕存在單根之虛無假設；換言之，各項總體變數的水準值均為非穩定序列 ( $y_t^*$  衡量臺灣之產出缺口，故在所有案例下均為相同之變數)。但表 2 區塊 B 中呈現這些總體變數的一次差分値之單根檢定，其結果明確地告訴我們這些變數皆能以 5% 的顯著水準拒絕存在單根之虛無假設（而絕大多數更能以 1% 的顯著水準拒絕存在單根之虛無假設）。因此，由表 2 的結果可知，本研究所探討之（有效）匯率與相關基本面變數均為 1 階整合(integrated of order 1)變數或  $I(1)$  變數（註 10）。

表 2 單根檢定

A. 變數水準值						
	$s_t(s_t^w)$	$m_t - m_t^f(m_t^{fw})$	$y_t - y_t^f(y_t^{fw})$	$i_t^f(i_t^{fw})$	$p_t - p_t^f(p_t^{fw})$	$y_t^s$
案例 1	-2.215[2] (0.203)	-3.167[2] (0.102)	-2.809[2] (0.199)	-2.890[2] (0.172)	-2.780[1] (0.209)	-2.406[2] (0.373)
案例 2	-2.373[3] (0.153)	-2.374[3] (0.390)	-3.017[4] (0.135)	-2.807[2] (0.200)	-3.280[1] (0.107)	-2.406[2] (0.373)
案例 3	-2.918[1] (0.123)	-3.108[4] (0.112)	-2.552[1] (0.108)	-3.097[2] (0.115)	-3.184[1] (0.112)	-2.406[2] (0.373)
案例 4	-2.413[1] (0.142)	-2.972[1] (0.147)	-2.966[1] (0.149)	-3.046[2] (0.128)	-2.118[1] (0.286)	-2.406[2] (0.373)
B. 變數一次差分						
案例 1	-6.159[1] (0.000)	-5.329[1] (0.000)	-6.078[1] (0.000)	-3.662[1] (0.032)	-13.456[1] (0.000)	-4.064[2] (0.011)
案例 2	-6.987[2] (0.000)	-4.175[4] (0.008)	-13.417[1] (0.000)	-4.656[1] (0.002)	-15.876[1] (0.000)	-4.064[2] (0.011)
案例 3	-7.020[2] (0.000)	-4.517[4] (0.003)	-11.843[1] (0.000)	-4.349[1] (0.005)	-15.593[1] (0.000)	-4.064[2] (0.011)
案例 4	-7.220[1] (0.000)	-8.742[1] (0.000)	-10.311[1] (0.000)	-4.460[1] (0.003)	-15.354[1] (0.000)	-4.064[2] (0.011)

說明：

1. 案例 1：傳統作法，僅以美國變數值列入計算；案例 2：以 1992-2009 年平均貿易總額（排除資料限制中國、印尼、新加坡），選取前 3 大貿易國，美國、日本及香港變數值；案例 3：如案例 2 條件，選取前 6 大貿易國，即美、日、港、加計韓國、德國、及馬來西亞變數值；案例 4：如案例 2 條件，選取前 13 大貿易國，即美、日、港、韓、德、馬 6 國，加計澳洲、荷蘭、泰國、菲律賓、英國、法國以及加拿大等國變數值。
2. 變數定義如下： $s_t$  為取過自然對數的名目匯率（臺灣為本國）。在其他變數中，上標有“ $f$ ”的為非臺灣國家的變數值；上標有“ $w$ ”者代表加權平均之意。 $m_t$  為季節調整的貨幣供給； $y_t$  為季節調整之 GDP； $i_t$  為利率； $p_t$  為消費者物價指數； $y_t^s$  為產出缺口。
3. 單根檢定採 ADF (Augmented Dicky-Fuller) 檢定，迴歸式中包含常數項及時間趨勢(time trend)，最佳落後期數是以 SIC 準則所決定。虛無假設為變數存在單根。表格內數字為 ADF 檢定之  $t$  統計量，中括弧內的數字為最適落後期數，小括弧內的數字則為 p-value。
4. 資料為季資料，資料區間：1992Q1-2010Q1。
5. 資料來源：中央銀行「金融統計月報」、行政院主計處「總體統計資料庫」與 IMF「國際金融統計資料庫」(International Financial Statistics)。

有鑒於式(8)、式(8)'、式(9)、及式(9)'中總體變數之I(1)特性，應證了以往實證上匯率不易由經濟基本面所解釋的困難。若貿然以迴歸分析做為實證上的結論，將可能出現估計上的偏誤(biased)或是虛假迴歸(surplus regression)現

象。不過，Engle 及 Granger (1987) 所提出的共整合應用，為非穩定序列的模型建構提供了另一種的分析方式。他們指出若存在某一線性組合能使這些非穩定變數轉成穩定序列，則此線性組合關係稱為共整合關係，也代表被解釋變數與解釋變數間的長期均衡關係。因此，我們若能針對式(8)、式(8)'、式(9)、及式(9)'找出符合理論上的共整合關係，將可成功驗證出臺灣之匯率與經濟基本面變數的實證意涵。底下，我們將採取 Engle 及 Granger (1987) 所提出之兩階段共整合檢驗方法。首先，針對式(8)、式(8)'、式(9)、及式(9)'進行迴歸分析；接著，再對其殘差項(residual)進行單根檢定。若殘差項為穩定序列，則隱含匯率與基本面變數之間存在共整合關係，共整合向量即迴歸係數，且該條迴歸式是有效的；反之，若殘差項為非穩定序列，則代表匯率與基本面變數之間不存在長期均衡關係，且估計出偏誤之迴歸結果。各種案例下對式(8)、式(8)'、式(9)、及式(9)'的迴歸分析結果分別整理於表3及表4。

表3為貨幣所得匯率模型的迴歸分析結果。區塊A為傳統只看臺灣/美國雙邊匯率模型的部份（案例1），因為其殘差項為非穩定序列，故雖然迴歸係數的正負號與理論要求相一致且十分顯著，但卻是估計出不存在的虛假關係；這也是過去研究所碰到的問題，或許受到資料性質、頻率、及樣本區間等因素，以致“暫時”找不出實證關連性。但隨著考慮更為全面的有效匯率與基本面變數（案例2、案例3、及案例4的通貨籃結果分置區塊B、區塊C、及區塊D），其迴歸殘差項均已呈現穩定序列的性質（皆能以5%的顯著水準拒絕存在單根之虛無假設）。換句話說，在案例2、案例3、及案例4我們發現有效匯率與基本面變數的長期均衡關係，且迴歸係數的正負號與理論模型主張的相一致，並呈現高度顯著的結果（除了區塊C中  $m_t - m_t^{fw}$  的迴歸係數是以10%的顯著水準拒絕顯著性檢定之虛無假設外，其他均能以1%的顯著水準拒絕之）。我們推測表3的估計結果，是因為多方匯率模型在相同樣本區間內所掌握的訊息較多（多國樣本），而有較佳的估計表現，故更能發現貨幣所得匯率模型之理論與實證的連結性。

表4則為利率法則匯率模型的迴歸分析結果。同樣地，依據建構不同程度的有效匯率及基本面變數，我們對式(9)及(9)'的迴歸分析結果分別彙整於區塊A到區塊D。在案例1中對式(9)及(9)'的迴歸殘差估計，也呈現非穩定序列的結果；因此，同樣估計出偏誤且無意義的迴歸係數（詳見表4區塊）。

表 3 貨幣所得之匯率模型

A. 案例 1			
解釋變數：	常數項	$m_t - m_t^f$	$y_t - y_t^f$
係數估計：	3.599*** [0.603]	0.389*** [0.080]	-0.927*** [0.064]
模型配適度：		$R^2 = 0.762,$	$\bar{R}^2 = 0.756$
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-2.336		
B. 案例 2			
解釋變數：	常數項	$m_t - m_t^f$	$y_t - y_t^f$
係數估計：	3.210*** [1.101]	0.449*** [0.164]	-0.758*** [0.117]
模型配適度：		$R^2 = 0.472,$	$\bar{R}^2 = 0.458$
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.460**		
C. 案例 3			
解釋變數：	常數項	$m_t - m_t^f$	$y_t - y_t^f$
係數估計：	4.611*** [0.693]	0.184* [0.107]	-0.539*** [0.070]
模型配適度：		$R^2 = 0.747,$	$\bar{R}^2 = 0.740$
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.914***		
D. 案例 4			
解釋變數：	常數項	$m_t - m_t^f$	$y_t - y_t^f$
係數估計：	3.211*** [0.574]	0.365*** [0.089]	-0.595*** [0.056]
模型配適度：		$R^2 = 0.799,$	$\bar{R}^2 = 0.793$
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.624***		

說明：

1. 迴歸係數方面，\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕係數顯著性之虛無假設，而\*\*(\*)則為在 5% (10%) 的顯著水準下拒絕係數顯著性之虛無假設。迴歸係數下方中括弧內的數字為標準差。
2. 殘差項單根檢定採 ADF 檢定，ADF 迴歸式中包含常數項及時間趨勢，並以 SIC 準則決定最佳落後期數（均為落後 1 期）。\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕變數存在單根之虛無假設，而\*\*(\*)則為在 5% (10%) 的顯著水準下拒絕變數存在單根之虛無假設。
3. 關於變數的定義與表 2 相同。

表 4 利率法則之匯率模型

A. 案例 1					
解釋變數：	常數項	$i_t^f$	$p_t - p_t^f$	$y_t^s$	$\pi_t$
係數估計：	4.609***	0.004	-0.879***	-0.013	-0.018*
	[0.025]	[0.008]	[0.173]	[0.044]	[0.010]
模型配適度：	$R^2 = 0.412, \bar{R}^2 = 0.377$				
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-2.622				
B. 案例 2					
解釋變數：	常數項	$i_t^{fw}$	$p_t - p_t^{fw}$	$y_t^s$	$\pi_t$
係數估計：	4.758***	0.060***	2.410*	-0.076**	-0.005
	[0.029]	[0.008]	[1.409]	[0.034]	[0.011]
模型配適度：	$R^2 = 0.512, \bar{R}^2 = 0.483$				
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.469*				
C. 案例 3					
解釋變數：	常數項	$i_t^{fw}$	$p_t^f - p_t^{fw}$	$y_t^s$	$\pi_t$
係數估計：	4.704***	0.031***	3.612***	0.040	0.008
	[0.025]	[0.006]	[0.747]	[0.024]	[0.009]
模型配適度：	$R^2 = 0.715, \bar{R}^2 = 0.698$				
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.560**				
D. 案例 4					
解釋變數：	常數項	$i_t^{fw}$	$p_t - p_t^{fw}$	$y_t^s$	$\pi_t$
係數估計：	4.691***	0.017**	2.327***	-0.037*	0.004
	[0.023]	[0.006]	[0.368]	[0.021]	[0.005]
模型配適度：	$R^2 = 0.756, \bar{R}^2 = 0.742$				
殘差項單根檢定 (t 統計量)：	-3.296*				

說明：

1. 迴歸係數方面，\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕係數顯著性之虛無假設，而\*\*(\*)則為在 5% (10%) 的顯著水準下拒絕係數顯著性之虛無假設。迴歸係數下方中括弧內的數字為標準差。
2. 殘差項單根檢定採 ADF 檢定，ADF 迴歸式中包含常數項及時間趨勢，並以 SIC 準則決定最佳落後期數（均為落後 1 期）。\*\*\*代表在 1% 的顯著水準下拒絕變數存在單根之虛無假設，而\*\*(\*)則為在 5% (10%) 的顯著水準下拒絕變數存在單根之虛無假設。
3. 關於變數的定義與表 2 相同（ $\pi_t$  為台灣之通貨膨脹率）。

同樣地，隨著通貨籃的擴充（案例 2、案例 3、及案例 4 的通貨籃結果分置區塊 B、區塊 C、及區塊 D），迴歸殘差項均也呈現穩定序列的性質（皆能以 10% 的顯著水準拒絕存在單根之虛無假設）。雖然不見得能夠得到顯著之迴歸係數估計結果（案例 2 至案例 4 對  $\pi_t$  的係數估計及案例 3 對  $y_t^*$  的係數估計），但迴歸係數的正負號大致與理論模型主張的相一致。換言之，有效匯率及基本面變數之間存在理論上的穩定均衡關係，但或許與總體資料的衡量誤差(measurement error)有關，以致部分迴歸係數的估計結果並不顯著。再者，本研究因為資料取得上的限制及樣本期間的考量，故排除了中國、新加坡、及印尼等 3 國作為納入通貨籃分析的對象（但實際上此 3 國近年來分別為我國第 3、第 6、及第 10 大貿易對手國）；或許，隨著將來更為完整的資料蒐集及樣本期間的延長，能夠得到更為精確的估計成果（註 11）。不過，上述結果尚符合我們推測，即透過更為全面的有效匯率與經濟基本面變數的建構，代表資料訊息的掌握程度也越高，將更提升理論上利率法則匯率模型之實證的相關性。

## 伍、結論

名目匯率與總體經濟基本面變數缺乏關聯，在國際金融領域，是一個長久以來的難題。由於國際間的名目匯率大致呈現隨機漫步的走勢；因此，基本面變數難以預測匯率未來的變化。這一現象更是明顯發生在新臺幣兌美元的雙邊匯率問題上。過去的研究指出，新臺幣兌美元匯率的變化無常及不可預測性或許被其他不可解釋的因素所支配。因此，本研究從多方匯率的角度，探討理論上支配匯率的國內外經濟基本面變數。我們首先以臺灣對各大貿易對手國雙邊貿易比重，作為衡量與貿易對手國的相互依存程度。接著，再利用名目有效匯率的編制，作為臺灣與其主要貿易對手國之間相關基本面變數的觀察指標，以實證多方匯率與市場基本面之間的關聯。我們發現在僅考慮臺灣/美國的雙邊匯率模型，仍不易找出匯率與基本面變數的實證相關性；然而，隨著納入通貨籃國家數的增加而建構較為全面的多方匯率模型，將可找出匯率與基本面變數的共整合關係，證實臺灣的匯率資料仍然能以匯率模型加以解釋。我們歸因於多方匯率模型的建構提供



實證上較完整的資訊，故可助於改善傳統匯率模型應用於實證上的解釋能力。

然而，我們雖然發現透過多方匯率模型的方式能夠改善傳統匯率模型應用於實證上的解釋能力，但因本研究編製多方匯率及基本面變數的過程存在資料取得的限制，以致樣本數過少而可能侷限估計的有效性。Mark 及 Sul (2001)、Rapach 及 Wohar (2002)、Groen (2005)、與 Engel、Mark 及 West (2007) 均建議使用面板(panel)共整合模型，可提高名目匯率的樣本外預測績效。因此，若我們能直接運用所有臺灣對各主要貿易對手國的雙邊匯率模型進行面板共整合模型分析，將可避開上述使用多方匯率模型所面臨的資料問題，增加估計的有效性，並在未來應是個值得投入的主題（註12）。

## 附 註

1. 作者十分感激匿名評審針對這部份文獻的補充。
2. Baharumshah *et al.* (2010)也指出，以新加坡與馬來西亞為例，基本面為基礎的匯率模型在樣本外預測上，不論中、長期都優於隨機漫步模型
3. 他們所選取的六國包括了韓國、馬來西亞、菲律賓、泰國、紐西蘭以及澳洲。
4. 參見曾翊恆（民96）「新臺幣實質有效匯率之實證研究」表1，頁52。
5. Goldberg 及 Tracy (1999)按產業別比重計算權數，其適用於衡量特定產業財貨的國際價格競爭力變化。
6. 因中國自 1999Q2、新加坡 2003Q1，始有GDP資料；印尼自 1995Q1，始有貨幣供給額(M2)資料。故為了資料分析上的樣本數(sample size)，是以在分析的對象中，排除此3個國家。
7. 德國、法國及荷蘭等3國，自 1999Q1 起的匯率資料，以歐元匯率代替。
8. 交叉匯率係由二國貨幣各自與第三國貨幣（如美元）的雙邊匯率，計算出此二國貨幣的雙邊匯率。
9. 臺灣前 16 大貿易對手國排除中國、印尼、及新加坡後，其依貿易比重的順序分別為（用 2000 年-2009 年的年平均資料來看）：日本、美國、香港、韓國、德國、馬來西亞、澳洲、菲律賓、荷蘭、泰國、英國、法國、及加拿大。
10.  $\pi_t$  為臺灣之通貨膨脹率，為消費者物價指數的變動率，故為穩定序列。
11. 對於附註 5 中所提及中國、新加坡、及印尼無法由 IMF-IFS 取得完整之總體資料的問題，承蒙匿名評審建議可由 Datastream 資料庫取得更完整的資料。惟因原估計結果尚符合本文的推測，且受限於既定論文架構及修改時間，故作者並未做全面性的修正。作者十分感激匿名評審對這部分資料缺失的補充。
12. 作者十分感激匿名評審所建議的未來研究目標。

## 參考文獻

1. 周國偉、曾翊恆（民97），「總體經濟基本面的預測表現：臺灣與其他六國匯率模型之實證分析」，*臺灣經濟論衡*，第六卷，頁36-65。
2. 陳之華（民95），三大主要貨幣有效匯率指數編製方法試析，*經濟研究*，第六卷，頁1-32。
3. 曹添旺、賴景昌、鍾俊文、郭炳伸與蔡文禎（民91），新臺幣實質有效匯率之動態分析，*臺灣經濟預測與政策*，第三十二卷，頁93-130。
4. 曾翊恆（民96），新臺幣實質有效匯率之實證研究，*臺灣經濟論衡*，第五卷，頁46-78。
5. 曾翊恆、曹添旺（民97），新臺幣實質有效匯率指數編製方式綜合研究—權數與貨幣籃之搭配組合及其預測成效，*臺灣經濟預測與政策*，第三十九卷，頁97-143。
6. Aklan, N. A. and M. Nargelecekenler (2008), "Taylor Rule in Practice: Evidence from Turkey." *International Atlantic Economic Society*, 14, pp. 156-166.
7. Baharumshah, A. Z., R. MacDonald, and S. H. Mohd (2010), "Exchange Rates in Singapore and Malaysia: Are They Driven by the Same Fundamentals?" *Malaysian Journal of Economic Studies*, 47, pp. 123-41.
8. Cheung, Y. W., M. D. Chinn, and A. G. Pascual (2005), "Empirical Exchange Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive?" *Journal of International Money and Finance*, 24, pp. 1150-75.
9. Chinn, M. D. and R. A. Meese (1995), "Banking on Currency Forecasts: How Predictable Is Change in Money?" *Journal of International Economics*, 38, pp. 161-78.
10. Chinn, M. D. (2000a), "Before the Fall: Were East Asian Currencies Overvalued?" *Emerging Markets Review*, 2, pp. 101-26.
11. Chinn, M. D. (2000b), "Three Measures of East Asian Currency Overvaluation." *Contemporary Economic Policy*, 18, pp. 205-14.
12. Corte, P. D., L. Sarno, and I. Tsiakas (2008), "An Economic Evaluation of Empirical Exchange Rate Models." *The Review of Financial Studies*, 22, pp. 3491-530.
13. Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba, and S. Yeo (1978), "Econometric Modeling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom." *The Economic Journal*, 88, pp. 661-92.
14. Engle, C, N. C. Mark, and K. D. West (2007), "Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think." *NBER Working Paper*, No. 13318.
15. Engel, C. and K. D. West (2004), "Accounting for Exchange-Rate Variability in Present-Value Models When the Discount Factor Is Near 1." *The American Economic Review*, 94, pp. 119-25.

16. Engel, C. and K. D. West (2005), "Exchange Rates and Fundamentals." *Journal of Political Economy*, 113, pp. 485-517.
17. Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55, pp. 251-76.
18. Goldberg, L. and J. Tracy (1999), "Exchange Rates and Employment Instability: Evidence from Matched CPS Data." *American Economic Review*, 89, pp. 204-10.
19. Groen, J. J. (2005), "Exchange Rate Predictability and Monetary Fundamentals in a Small Multi-Country Panel." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, pp. 495-576.
20. Howitt, P. (1986), *Money Policy in Transition: A Study of Bank of Canada Policy 1982-85*, C.D. Howe Institute, Toronto.
21. Husted, S. and R. MacDonald (1999), "The Asian Currency Crash: Were Badly Driven Fundamentals to Blame?" *Journal of Asian Economics*, 10, pp. 537-50.
22. Kilian, L. (1999), "Exchange Rates and Monetary Fundamentals: What Do We Learn Long-Horizon Regressions?" *Journal of Applied Econometrics*, 14, pp. 491-510.
23. Krugman, P. R. and M. Obstfeld (2009), *International Economics: Theory and Policy*, 8th Edition, Pearson.
24. MacDonald, R. and M. P. Taylor (1993), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Rational Expectations, Long-run Equilibrium and Forecasting Short-run Dynamics and How to Beat a Random Walk." *Journal of International Money and Finance*, 13, pp. 276-90.
25. Mark, N. C. (1995), "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long Horizon Predictability." *American Economic Review*, 85, pp. 201-18.
26. Mark, N. C. and D. Sul (2001), "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Post-Bretton Woods Sample." *Journal of International Economics*, 53, pp. 29-52.
27. McNown, R. and M. S. Wallace (1994), "Cointegration Tests of the Monetary Exchange Rate Model for Three High Inflation Economies." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, pp. 396-41.
28. Meese, R. A. and K. Rogoff (1983a), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, 14, pp. 3-24.
29. Meese, R. A. and K. Rogoff (1983b), "The Out of Sample Failure of Empirical Exchange Models." In *Exchange Rates and International Macroeconomics*, edited by Jacob A. Frenkel. Chicago: Univ. Chicago Press (for NBER).
30. Moosa, I. A. (1994), "The Monetary Model of Exchange Rates Revisited." *Applied Financial Economics*, 26, pp. 279-87.
31. Obstfeld, M. and K. Rogoff (2000), "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" *NBER Working Paper*, No. 7777.

32. Rapach, D. E. and M. E. Wohar (2002), "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a century of Data," *Journal of international Economics*, 58, pp. 359-85.
33. Rhomberg, R. R. (1976), "Indices of Effective Exchange Rates." *International Monetary Fund Staff Paper*, 23, pp. 88-112.
34. Taylor, J. B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.
35. Weymark, D. N. (1995), "Estimating Exchange Market Pressure and the Degree of Exchange Market Intervention for Canada." *Journal of International Economics*, 39, pp. 273-95.

## **Bilateral Exchange Rate, Multilateral Exchange Rate, and Macroeconomic Fundamentals: The Case of Taiwan**

**Kuo-Wei Chou\* Chan-Yu Yang\*\***

### **Abstract**

In theory, changes in domestic and foreign macroeconomic fundamentals will be reflected in the exchange rate fluctuations. Thus, it's important to verify the relationship between exchange rate and fundamentals in empirical research. But it's difficult to explain exchange rate movement by fundamentals, especially in bilateral Taiwan-U.S. exchange rate. This study use major trading partner countries on the proportion of bilateral trade of Taiwan as a measure of the degree of interdependence. We found that is difficult to find the empirical relevance between exchange rate and fundamentals by bilateral Taiwan-U.S. exchange rate models. However, with increasing the number of countries into currency baskets to build the effective exchange rate, we can find the cointegrating relationship between exchange rate and fundamentals, verifying the empirical feasibility of exchange rate models. In other words, multilateral exchange rate provides more complete information to improve the explanatory ability of traditional exchange rate models.

---

**Keywords:** Bilateral Exchange Rate, Multilateral Exchange Rate, Money-Income Model, Taylor Rule Model, Cointegration

---

---

\* Kuo-Wei Chou, Assistant Professor of the Department of Economics, Fo Guang University.

\*\*Corresponding Author: Chan-Yu Yang, Master, Department of Economic, Fo Guang University; 1F., No.8, Aly. 2, Ln. 263, Sec. 3, Minsheng Rd., Banqiao Dist., New Taipei City 220, Taiwan (R.O.C.); Tel: 0987338745; E-mail: 982405ail.fgu.edu.tw.

---

---