再探台灣匯率制度

吳致寧・黃惠君・汪建南・吳若瑋*

貨幣高估或低估取決於均衡匯率與名目匯率間之相對變化。本文以考慮 Balassa-Samuelson 效果之貨幣學派模型, 重新探討台灣 1980 年以來的匯率制度與政策, 分析匯率干預是否有助於匯率穩定與經濟成長, 及探討央行匯率干預的利潤與損失。實證結果指出央行在 1980:12–1987:05 之期間採新台幣阻升政策, 在 1987:06–1997:11 之期間採阻貶政策, 然在 1997:12–2010:06 之後亞洲金融危機期間則採維持匯率均衡穩定政策。新台幣阻升政策使名目匯率波動加劇, 使央行蒙受巨額之干預損失, 然阻升政策有助於經濟成長。在後亞洲金融風暴期間 (1997:12–2010:06) 及全樣本期間下, 匯率干預大致縮小名目匯率波動, 且央行在此二時期之干預利潤爲正。

關鍵詞: 央行干預, 匯率制度, 匯率波動, 經濟成長, 名目匯率錯置
JEL 分類代號: F31

1 緒論

台灣係典型的小型開放經濟體, 國內自然資源缺乏, 市場需求有限, 長期以來出口成長爲帶動台灣經濟成長的火車頭。而台灣也在出口帶動成長的發

*作者分別爲國立中山大學經濟研究所與國立中正大學經濟系教授、中央銀行研究員、中央銀行研究員與國立中正大學經濟系博士班學生。吳若瑋爲通訊作者。本文得以順利完成首先感謝陳旭昇與吳聰敏教授提供其程式碼, 供作者參考, 並在本文寫作過程中提供諸多寶貴建議, 充實了本文內容。此外亦感謝兩位匿名審查人及執行編輯委員在文章審查過程中所提供之建議, 作者獲益良多。彭德明、程玉秀、央行經濟研究處同仁對本文初稿所提供之寶貴意見及財團法人台北外匯市場發展基金會對本研究計畫之補助, 在此亦一併致謝。文中若有任何失誤, 概由作者負責。本文結論係個人意見, 不代表作者服務單位及台北外匯市場發展基金會立場。

期刊資料庫

展策略下, 創造出傲然的經濟成長奇蹟, 成爲新興國家經濟發展的典範。出口成長與新台幣匯率有密切關聯, 而新台幣匯率變化則與金融自由化程度息息相關。在金融自由化下, 匯率不僅受相對貨幣供給、相對所得等市場基本面因素的影響, 亦受短期資本大量且頻繁進出影響, 爲避免匯率大幅波動, 各國央行或多或少進行外匯市場干預, 以維持匯率穩定, 台灣央行亦不例外。中央銀行 (2003, 頁 105) 即明確指出:「新台幣匯率水準原則上由外匯市場供需決定, 若有季節性及偶發性 (如短期資金大量進出) 因素干擾, 導致市場供需失衡, 造成匯率過度波動, 致未能反映我國經濟基本情勢時, 本行將適度調節以維持新台幣匯率之動態穩定。」

自1981年起, 台灣之經常帳持續出現順差, 導致外匯存底持續增加, 致使國內不少學者對央行之匯率政策提出批評與建議 (萬哲鈺, 2000)。晚近陳旭昇・吳聰敏 (2008), 以下簡稱陳・吳 (2008), 探討台灣1980年以來台灣匯率政策的轉變, 匯率干預對匯率穩定與經濟成長之影響及匯率干預的有效性。其研究發現指出 (1) 阻升政策對經濟成長無明顯助益; (2) 央行的匯率干預無法有效穩定匯率波動; (3) 央行的匯率干預, 特別是1986–1989年間「緩升政策」造成龐大損失。本文的目的在重新探討台灣1980年以來的匯率制度與政策, 並比較本文在理論模型設定、樣本期間、實證方法及實證結果與陳・吳 (2008) 之差異, 此外亦探討之所以產生如此差異之可能原因, 以期讀者對此一議題有更廣泛且深入的了解。

本文以考慮 Balassa-Samuelson (BS) 效果之貨幣學派模型來估計台灣之均衡匯率, 進而探討不同時期下央行之匯率干預政策及其對經濟成長之影響。同時透過馬可夫轉換 (Markov switching) 模型、一般化自迴歸條件異質 (generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, GARCH) 模型及線性內生干預模型來探討央行干預是否有助於匯率穩定。本文結論如下: (1) 央行在1980:12–1987:05之期間, 採阻升新台幣政策, 在1987:06–1997:11之期間, 採阻貶新台幣政策, 然在1997:12–2010:06之後亞洲金融危機期間, 採維持匯率均衡穩定政策;[1] (2) 在1980:12–1987:05之新台幣阻升期間, 新台幣低估政策有助於經濟成長, 然在其他樣本期間, 名目匯率

[1]維持匯率均衡穩定政策在本文中係指相對於均衡匯率, 新台幣無明顯被高估或低估之現象。

臺灣大學學術期刊資料庫

錯置對經濟成長並未有顯著之影響; (3) 在 1980:12–1987:05 及 1987:06–1997:11 之次樣本下, 匯率干預大致使名目匯率波動加劇, 然在後亞洲金融風暴期間 (1997:12–2010:06) 及全樣本期間下, 匯率干預大致使名目匯率波動縮小; (4) 央行在新台幣阻升期間及 1986–1989 之新台幣緩升期間, 皆蒙受巨額之匯率干預損失, 然在其他次樣本期間及全樣本期間, 則獲得干預利潤。

本文架構編排如下: 第 2 節描述本文之貨幣學派模型, 模型之特色在強調購買力平價僅於貿易財部門成立, 以此探討均衡匯率之決定, 同時透過均衡匯率與名目匯率之相對變化, 討論央行在不同時期下之匯率政策; 第 3 節分析名目匯率錯置對經濟成長的影響; 第 4 節討論央行之匯率干預對新台幣匯率波動之影響; 第 5 節則探討央行匯率干預之利潤與損失; 最後第 6 節爲結論。

2 均衡匯率之決定

本文以購買力平價僅於貿易財商品市場成立之貨幣學派模型來探討均衡匯率之決定, 理論模型在建構上與陳 · 吳 (2008) 雷同, 主要理由在便於與陳 · 吳 (2008) 比較。本文之貨幣學派模型立基於下列幾個基本假設: 穩定之貨幣需求函數、貨幣市場均衡及購買力平價僅於貿易財商品市場成立, 模型的基本架構如下:[2]

$$m_t - p_t = \phi y_t - \lambda i_t, \tag{1}$$

$$m_t^* - p_t^* = \phi y_t^* - \lambda i_t^*, \tag{2}$$

$$e_t = p_t^T - p_t^{T*}, \tag{3}$$

$$p_t = \theta p_t^T + (1-\theta) p_t^N, \tag{4}$$

$$p_t^* = \theta p_t^{T*} + (1-\theta) p_t^{N*}, \tag{5}$$

其中 m_t、m_t^* 爲本國與外國之貨幣供給; p_t、p_t^* 爲本國與外國之物價水準; p_t^T、p_t^{T*} 爲本國與外國之貿易財價格; p_t^N、p_t^{N*} 爲本國與外國之非貿易財

[2]式 (1) 至 (5) 爲對數線性模型, 故模型中之變數除利率外, 均爲經對數轉換後之變數。

臺灣大學學術期刊資料庫

價格; e_t 爲名目匯率 (以新台幣表示之美元匯率); i_t、i_t^* 爲本國與外國之名目利率。

本文假設實質貨幣需求受名目利率及實質所得之影響, 式 (1)、(2) 分別代表本國及外國貨幣市場均衡。而參數 ϕ 及 λ 則分別代表貨幣需求之所得彈性及利率半彈性 (semi-elasticity)。在台灣相關實證研究中, 吳中書 (1986) 指出台灣之貨幣需求受第二次石油危機之影響具結構改變, 然本文之樣本期間始於1980年12月, 並未包含第二次石油危機前之期間。式 (3) 表示購買力平價於貿易財商品市場成立, 亦即透過商品市場之套利, 貿易財商品在不同國家間不存在套利空間。Xu (2003) 之實證結果指出當以貿易財價格指數爲物價水準時, 長期購買力平價成立。易言之上述 (1) 至 (3) 式之假設具實證上之支持。式 (4) 與 (5) 指出一般物價爲貿易財價格與非貿易財價格之加權平均。

求解上述方程式可得:[3]

$$e_t = (1-\theta)\Phi_t + \left(m_t - m_t^*\right) - \phi\left(y_t - y_t^*\right) + \lambda\left(i_t - i_t^*\right), \qquad (6)$$

其中 $\Phi_t = [(p_t^{N*} - p_t^{T*}) - (p_t^N - p_t^T)]$。由於 e_t, Φ_t, $(m_t - m_t^*)$, $(y_t - y_t^*)$ 等變數皆具單根, 然 $(i_t - i_t^*)$ 具恆定性, 故上述變數間不具共積關係,[4] 因

[3]陳・吳 (2008) 假設國內外實質利率均等 $(r_t = r_t^*)$, 因此名目利差等於相對預期通貨膨脹率 $(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$, 其所推導之名目匯率決定方程式爲: $e_t = (1-\theta)\Phi_t + (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t^e - \pi_t^{e*})$。實證上陳・吳 (2008) 以躉售物價與消費者物價比做爲 BS 效果 (Φ_t) 之代理變數, 且假設預期通貨膨脹率等於事後通貨膨脹率, 即 $\pi_t - \pi_t^* = \pi_t^e - \pi_t^{e*}$。值得注意的是, 在陳・吳 (2008) 之模型中, 兩國實質利率均等, 隱含著國內、外貿易財與非貿易財之相對價格爲一固定比率, 亦即式 (6) 之 Φ_t 爲固定常數, 而非變數。然陳・吳 (2008) 以躉售物價與消費者物價比來做爲BS 效果 (Φ_t) 之代理變數, 此一做法與兩國實質利率均等之假設相悖, 有興趣之讀者請參閱附錄之證明。此外本文以 Phillips and Sul (2007) 變異數收斂檢定探討美國、英國、德國、法國、加拿大、義大利、日本、韓國、台灣及新加坡等10國之實質聯邦基金利率 (federal fund rates) 及實質國庫券利率 (treasury bill rates) 利率, 是否具長期收斂性。實證結果顯示, 不論是實質聯邦基金利率或實質國庫券利率, 國內外實質利率收斂之假設均不被支持。有關 Phillips and Sul (2007) 變異數收斂檢定之實證結果並未在文中表列, 然有興趣之讀者可向作者索取。

[4]ADF 單根檢定在10%之顯著水準下無法棄卻 e_t, Φ_t, $(m_t - m_t^*)$, $(y_t - y_t^*)$ 等變數具單根之虛無假設, 不論所選取之準則爲 AIC 或 SIC, 然 ADF 單根檢定在 10% (AIC 準則) 及 5% (SIC 準則) 之顯著水準下棄卻 $(i_t - i_t^*)$ 變數具單根之虛無假設。此外 Perron (1989) 指出傳統單根檢定忽略可能存在之結構改變, 因而造成實證結果傾向不棄卻變數具單根之

臺灣博碩士論文知識加值系統 期刊資料庫

此本文不藉用共積分析法來估計均衡匯率。遵循陳·吳 (2008) 之方法, 本文根據式 (6), 將匯率之準縮減式表示如下:

$$\Delta e_t = C + H_0' Y_t + H_1' Y_{t-1} + \cdots + H_k' Y_{t-k} + u_t, \tag{7}$$

其中 $Y_t = [\Delta\Phi_t, \Delta(m_t - m_t^*), \Delta(y_t - y_t^*), (i_t - i_t^*)]'$, $H_i, i = 0, \cdots, k$, 表示維度爲 4×1 之係數向量。在式 (7) 之估計上本文將除了利差外之相關變數取差分, 同時將模型之落遲期數設定爲一期。[5]

圖1描繪樣本期間之名目匯率與由式 (7) 所估計之均衡匯率。當名目匯率高於均衡匯率時, 表示新台幣被低估, 新台幣應升值; 反之, 若名目匯率低於均衡匯率, 則表示新台幣被高估, 新台幣應貶值。圖 1 顯示, 1980:12–1987:05間名目匯率明顯高於均衡匯率, 此顯示新台幣被低估, 亦反映央行採阻升新台幣之匯率政策。1987:06–1997:11間之均衡匯率除了在1992–1997期間明顯高於名目匯率外, 其與名目匯率間之差距並未如1980:12–1987:05間二者之差距明顯, 此反映央行在1987:06–1991:12期間及1992:01–1997:11 期間分別採微幅阻貶及阻貶新台幣之匯率政策。 至於1997:12–2010:06間之均衡匯率, 其與名目匯率間之差距更小, 且均衡匯率時而

虛無假設。作者亦以 Zivot and Andrews (1992) 之內生結構改變單根檢定針對上述變數進行檢定, 實證結果顯示在5%之顯著水準下 $\lambda_{\inf}^{A}$ 統計量無法棄卻 e_t, $(m_t - m_t^*)$, $(y_t - y_t^*)$, Φ_t 等變數具單根之虛無假設, 然棄卻 $(i_t - i_t^*)$ 具單根之虛無假設, 此亦隱含變數間不具共積關係。此外作者亦以 Gregory and Hansen (1996) 具結構改變之共積檢定探討變數間是否具共積關係, 實證結果亦顯示不論所使用之統計量爲何, 在5%之顯著水準下, 無法棄卻 $(e_t, m_t - m_t^*, y_t - y_t^*, \Phi_t, i_t - i_t^*)$, $(e_t, m_t - m_t^*, y_t - y_t^*, \Phi_t)$ 及 $(e_t, m_t - m_t^*, y_t - y_t^*)$ 等變數間不具結構改變共積之虛無假設, 前述實證結果顯示變數間不具共積關係。有興趣之讀者可向作者索取有關具結構改變之單根與共積檢定結果。

[5]實質利差等於名目利差減預期通膨率差, 由於名目利差及預期通膨率差在單根檢定上, 皆爲 I(0), 故實質利差亦應爲 I(0), 然本文卻不支持實質利差均等, 或有讀者會認爲, 這似乎有所矛盾。爲此作者說明如下, 在收斂性之檢定上, 文獻上有兩種檢定法, 一爲 β-收斂 (β-convergence) 檢定 (如 ADF 單根檢定), 另一爲 σ-收斂 (σ-convergence) 檢定 (如 Phillips and Sul (2007) 之變異數收斂檢定)。在 $(i_t - i_t^*)$ 之恆定性檢定上, 本文以 β-收斂檢定 (ADF 單根檢定) 進行。然在 $r_t = r_t^*$ 之檢定上本文採 Phillips and Sul (2007) 之檢定探討跨國間實質利率是否具變異數收斂性, 即 σ-收斂。由於 β-收斂檢定爲 σ-收斂檢定之必要而非充分條件 (Young et al., 2008)。換言之, 縱使 β-收斂檢定支持 $(r_t - r_t^*)$ 爲 I(0), 此不表示其具變異數收斂。同樣的, σ-收斂檢定棄卻 $(r_t - r_t^*)$ 具變異數收斂之虛無假設, 亦不表示其不具 β-收斂 (恆定性)。因此本文實證結果支持 $(i_t - i_t^*) \sim$ I(0), 然卻不支持 $(r_t - r_t^*)$ 具變異數收斂, 二者之間並無矛盾。感謝審查人建議作者解釋此一盲點。

臺灣大學經濟學系 期刊資料庫

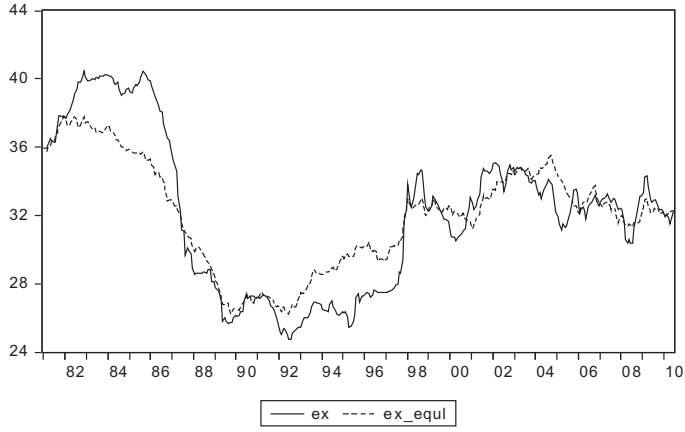


圖 1: 名目匯率 (ex) 與均衡匯率 (ex_equ1)

高於, 時而低於名目匯率, 此反映央行採維持匯率均衡穩定之匯率政策。[6] 新台幣在 1980:12–1987:05, 1987:06–1991:12 及 1987:06–1997:11 期間, 分別呈現被明顯低估, 微幅高估及高估之現象, 此與 Yan and Yang (2010) 之發現雷同。[7]

3 名目匯率錯置與經濟成長

亞洲新興市場國家是否利用低估貨幣 (阻升本國貨幣) 以達到出口擴張、帶動經濟成長之目的是目前衆所矚目之研究課題。相關文獻上普遍認爲低估

[6]在國內、外實質利率均等之假設下, BS 效果 (Φ_t) 爲一固定常數, 而非變數。爲此本文將 Φ_t 自式 (7) 之 Y_t 中排除, 進而重新估計模型之均衡匯率, 並將其與實際匯率描繪於圖。吾人發現新台幣匯率在 1980:12–1987:05 及 1997:08–2010:06 間被低估, 然其在 1987:06–1997:07 間被高估。此時均衡匯率雖過於平滑, 然其對新台幣匯率被高估及低估期間之判斷大致與陳 · 吳 (2008, 圖 3) 所顯現之結論雷同。二者最主要之差異在於, 當 BS 效果 (Φ_t) 爲一固定常數時, 新台幣匯率在 1987:06–1997:07 期間被明顯高估, 然其在陳 · 吳 (2008) 之圖形中則未被明顯高估。吾人並未將 BS 效果 (Φ_t) 爲一固定常數所估計之均衡匯率於文中顯示, 然有興趣之讀者可向作者索取。

[7]Yan and Yang (2010) 以台灣1981–2008之季資料, 藉由共積檢定法分析實質匯率與總體變數間之長期關係, 據此將樣本期間分割爲 1981–1986 與 1998–2008 之新台幣低估時期及 1987–1997 之新台幣高估時期, 進而他們利用 Granger 因果分析法探討實質匯率錯置對經濟成長之影響。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

貨幣可以增加出口競爭力, 進而帶動經濟成長, 此現象普遍發生在亞洲之開發中國家 (Rodrik, 2008)。陳・吳 (2008) 依據台灣之時間數列分析, 指出阻升政策對經濟成長無明顯助益, 然其亦指出跨國之追蹤資料分析法, 方爲探討阻升政策對經濟成長影響之合適方法。此也顯示前述阻升政策對經濟成長無明顯助益之結論在詮釋上需格外謹愼。相關文獻指出, 低估幣值可透過增加出口競爭力 (Freund and Pierola, 2008; Rodrik, 2008), 投資學習之外部性 (Korinek and Serven, 2010),[8] 國內儲蓄之深化與資本累積 (Levy-Yeyati and Sturzenegger, 2007) 等因數來促進經濟成長。Yan and Yang (2010) 指出實質匯率錯置在新台幣低估時期有助於經濟成長。

本文以實際匯率與均衡匯率之圖形 (圖1), 進而將樣本期間區分爲: 1980:12–1987:05 (阻升期), 1987:06–1997:11 (阻貶期) 及 1997:12–2010:06 (維持匯率穩定期)。[9] 爲探討台灣央行在 1980:12–1987:05 間阻升新台幣及在 1987:06–1997:11 間阻貶新台幣對經濟成長的影響, 本文首先定義名目匯率錯置 (val_t) 爲名目匯率與均衡匯率之差異, 即 $val_t = \ln(e_t) - \ln(e_t^{eq})$, 其中 e_t^{eq} 爲由式 (7) 估計之均衡匯率。如果名目匯率錯置爲正 ($val_t > 0$) 表示新台幣被低估, 反之則表示新台幣被高估。由於缺乏平均每人 GDP 之月資料, 本文以工業生產指數之變動率來衡量經濟成長率。由於名目匯率錯置與經濟成長率皆爲恆定序列,[10] 故本文以台灣之時間序

[8]投資學習假說指出學習之主要來源係投資財部門之經驗, 這些經驗包含如何在固定成本下提高資本財生產之效率技術及如何有效配置勞動與資本以提高產量之設計。

[9]陳・吳 (2008) 以 Andrew and Ploberger (1994) 的結構改變檢定法對新台幣匯率進行結構改變檢定, 進而依據所估計之結構改變點, 將樣本期間分割成兩個次樣本, 此一作法應是較爲嚴謹的處理方式, 然 Andrew-Ploberger 的結構改變檢定法僅適用在變數具恆定的前提下 (Caner and Hansen, 2001)。倘若將 Andrew-Ploberger 之方法應用於 I(1) 之變數, 則結構改變點之估計將不具一致性。此外若變數具單根, 則傳統之結構改變檢定將導致過度棄卻變數不具結構性改變之虛無假設 (Nunes et al., 1995)。就作者所知, 目前並無相關文獻討論在 I(1) 下, 結構改變點之估計。因此本文不刻意強調樣本分割點與結構改變間之關係, 進而以實際匯率與均衡匯率之圖形來分割樣本期間, 此一作法雖失之武斷, 然在無其他較佳之解決方法下, 本文在子樣本分割上之處理方式不失爲一可接受之方式。陳・吳 (2008) 亦以實際匯率與均衡匯率之圖形來分割樣本期間, 並據以探討阻升政策對經濟成長之影響, 其樣本分割點爲1987Q2 與 1997Q2, 而此二時點與本文之樣本分割點 (1987:05 及 1997:11) 間並無太大差異。

[10]本文以 ADF 統計量對名目匯率錯置及工業生產指數變動率進行單根檢定, 檢定結果顯示 ADF 統計量分別爲 −2.097 與 −4.861, 顯示在 5% 之顯著水準下棄卻變數具單根之

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

列資料估計下式:[11]

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma_2 val_t + u_{1t}, \quad t = 1, \cdots, T, \tag{8}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 val_t + u_{2t}, \quad t = 1, \cdots, T。 \tag{9}$$

名目匯率錯置爲名目匯率與均衡匯率之差異, 且名目匯率爲內生變數, 而央行對新台幣匯率之態度並非放任其由外匯市場供需決定, 而是在當新台幣匯率未能合理反映經濟基本面因素時, 進行適度調節, 以維持新台幣匯率之穩定。此外央行爲促進經濟成長與穩定之相關貨幣政策亦直接或間接影響名目匯率錯置。爲考慮名目匯率錯置之內生性影響, 本文以一般化動差估計法 (generalized method of moment; GMM) 估計式 (8) 及 (9), 工具變數包含常數項、名目匯率錯置及經濟成長率之落遲變數。由於圖1顯示央行在1980:12–1987:05間阻升新台幣, 然在1987:06–1997:11間阻貶新台幣, 吾人預期式 (8) 及 (9) 中 γ_2 估計值爲正, 亦即在阻升期樣本下名目匯率錯置有助於經濟成長, 在阻貶期樣本下名目匯率錯置有損於經濟成長。

表1之實證結果指出, 就全樣本而言, 不論所考慮的迴歸模型爲式 (8) 或 (9), 名目匯率錯置對經濟成長之影響不顯著。就不同之次樣本而言, 式 (8) 或 (9) 之 γ_2 估計值 ($\hat{\gamma}_2$) 在阻升期 (新台幣被低估) 樣本下皆顯著爲正, 亦即此一時期之名目匯率錯置有助於經濟成長, 且貢獻程度分別爲0.149及0.156。$\hat{\gamma}_2$ 在阻貶時期 (新台幣被高估) 之樣本下則不顯著。最後在維持匯率均衡穩定時期, 名目匯率錯置對經濟成長亦無顯著影響。

爲避免因分割樣本所造成之訊息遺漏對估計結果之影響, 本文在式 (8) 及 (9) 之估計中, 加入次樣本之虛擬變數, 進而在全樣本下以 GMM 方法估計下式:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 D_t + \gamma_2 val_t + \gamma_3 val_t \times D_t + u_{1t}, \quad t = 1, \cdots, T, \tag{10}$$

虛無假設。

[11] Rodrik (2008) 分析實質匯率錯置對經濟成長率之影響, 不同於 Rodrik (2008) 之設定, 式 (8) 及 (9) 中並未包含 y_{t-1} 變數, 此乃因本文採時間序列分析法, 名目匯率錯置與經濟成長率皆爲恆定序列。

臺大圖書館 期刊資料庫

表 1: 匯率錯置與經濟成長

eq1: $\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 D_t + \gamma_2 val_t + \gamma_3 val_t \times D_t + u_{1t}, \quad t = 1, \cdots, T,$

eq2: $\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 D_t + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 val_t + \gamma_3 val_t \times D_t + u_{2t}, \quad t = 1, \cdots, T$。

	1980:12–1987:05		1987:06–1997:11		1997:12–2010:06		1980:12–2010:06			
	eq1	eq2	eq1	eq2	eq1	eq2	eq1	eq2	eq1	eq2
α	−0.007	0.000	0.000	0.005	0.003	**0.008**	0.002	**0.009**	0.002	**0.00**
	[0.118]	[0.998]	[0.992]	[0.184]	[0.277]	[0.042]	[0.260]	[0.000]	[0.355]	[0.00
γ_1		**−0.565**		**−0.450**		**−0.426**		**−0.461**		**−0.46**
		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.000]		[0.00
γ_2	**0.149**	**0.156**	−0.003	−0.004	0.000	−0.020	0.023	0.048	0.018	0.02
	[0.004]	[0.047]	[0.953]	[0.938]	[0.999]	[0.891]	[0.566]	[0.116]	[0.698]	[0.55
γ_3									**0.296**	**0.17**
									[0.043]	[0.01
γ_0									**−0.024**	**−0.01**
									[0.028]	[0.00
W									**5.869**	**11.41**
									[0.015]	[0.00
J	7.302	5.739	12.988	3.772	14.912	9.392	30.751	24.472	30.106	19.42
	[0.606]	[0.676]	[0.163]	[0.877]	[0.093]	[0.310]	[0.059]	[0.179]	[0.090]	[0.49

註: Δy_t 爲工業生產指數成長率, val_t 爲名目匯率錯置。中括號內數字爲 p 值。粗體數字代表在 5% 之顯著水準下棄卻虛無設。D_t 爲虛擬變數, 其值在 1980:12–1987:05 之期間爲 1, 在其他期間爲 0。未包含虛擬變數模型之 GMM 估計的工具變數含常數項、經濟成長率之落遲 1 期變數及名目匯率錯置之落遲 1–9 期變數。包含虛擬變數模型之 GMM 估計的工具變數包含數項、虛擬變數與常數項之交叉項、經濟成長率之落遲 1 期變數、名目匯率錯置及名目匯率錯置與虛擬變數交叉項之落遲 1–期變數。GMM 估計之 J 統計量, 其爲檢定工具變數具過度認定之虛無假設的檢定統計量。W 爲檢定 $\gamma_2 + \gamma_3 = 0$ 之 Wald 計量

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma_0 D_t + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 val_t + \gamma_3 val_t \times D_t + u_{2t},$$
$$t = 1, \cdots, T, \tag{11}$$

其中 D_t 爲虛擬變數, 其值在 1980:12–1987:05 之阻升期間爲 1, 在其他期間爲 0。表 1 最後兩欄之估計結果顯示在 5% 之顯著水準下, 式 (10) 及 (11) 之 γ_0 估計值皆顯著異於 0, γ_2 之估計值則皆不顯著, 然此二式之 γ_3 估計值分別爲 0.296 及 0.179, 且皆顯著爲正。本文以 Wald 統計量來檢定 $\gamma_2 + \gamma_3 = 0$ 之虛無假設, 實證結果顯示 Wald 統計量在 5% 之顯著水準下棄卻上述虛無假設。前述結果與分割樣本之估計結果一致, 即在阻升新台幣時期之樣本下, 名目匯率錯置有助於經濟成長。

雖然在名目匯率錯置與經濟成長之實證分析上, 單一國家之時間序列分析或不具一般性, 然表 1 之時間序列分析結果顯示名目匯率錯置在貨幣阻升時期對經濟成長有益, 此一結果與 Rodrik (2008) 由追蹤資料分析及 Yan and Yang (2010) 由時間數列分析所獲致之結論雷同。

4 央行干預與匯率波動

有關匯率干預之另一重點在於干預是否有助於降低匯率波動。雖然維持匯率穩定爲央行進行匯市干預之主要目的之一, 然實證上央行之匯率干預是否能降低匯率波動, 相關文獻並無定論, 因此本文透過馬可夫轉換模型、一般化自迴歸條件異質模型及線性內生干預模型來探討匯率干預是否有助於匯率穩定。

4.1 馬可夫轉換模型

本文首先遵循陳・吳 (2008) 假設名目匯率的變動遵循自迴歸程序 (autoregressive process), 進而以馬可夫轉換模型來探討央行干預是否有助於匯率穩定。[12]

$$\varphi(\beta)\Delta e_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \overset{\text{iid}}{\sim} N\left(0, \sigma^2_{s_t}\right),$$

[12]作者感謝陳旭昇・吳聰敏教授提供其程式碼, 供作者參考。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 μ_{s_t} 與 $\sigma^2_{s_t}$ 分別爲狀態相依之平均數與變異數, s_t 爲無法觀測之狀態變數, 當 $s_t = 1$ 代表高匯率波動狀態; 反之, 當 $s_t = 0$ 則代表低匯率波動狀態, 狀態的轉換矩陣表示如下:

$$P_t^{11} = p\left(s_t = 1 \,|s_{t-1} = 1\ ,\ I_{t-1}\right),$$
$$P_t^{00} = p\left(s_t = 0 \,|s_{t-1} = 0\ ,\ I_{t-1}\right),$$
$$P_t^{10} + P_t^{11} = 1 \quad \text{且} \quad P_t^{01} + P_t^{00} = 1,$$

其中 I_t 爲央行干預金額, P_t^{ij}, $i, j = 0, 1$, 爲由狀態 i 轉換至狀態 j 之機率, 並進一步假設狀態轉換機率受央行前期干預之影響:

$$P_t^{11}\left(I_{t-1}\right) = \frac{\exp\left(\alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1}\right)}{1 + \exp\left(\alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1}\right)},$$
$$P_t^{00}\left(I_{t-1}\right) = \frac{\exp\left(\beta_0 + \beta_1 I_{t-1}\right)}{1 + \exp\left(\beta_0 + \beta_1 I_{t-1}\right)}。$$

由於 $\partial P_t^{11}(I_{t-1})/\partial I_{t-1} = \alpha_1[(\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1})/(1+\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1})) - (\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1})/(1+\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1}))^2]$, 故 $\alpha_1 < 0$ 隱含著 $\partial P_t^{11}(I_{t-1})/\partial I_{t-1} < 0$, 亦即, 若 α_1 之估計值小於0 ($\hat{\alpha}_1 < 0$), 顯示央行干預使得名目匯率停留在高波動區之機率降低, 此反映央行干預有助於匯率穩定。同理, $\beta_1 > 0$ 隱含著 $\partial P_t^{00}(I_{t-1})/\partial I_{t-1} > 0$, 此反映央行干預使得名目匯率停留在低波動區之機率增加, 即央行干預有助於匯率穩定。因此, 若 α_1 與 β_1 之估計值分別小於與大於0 ($\hat{\alpha}_1 < 0, \hat{\beta}_1 > 0$) 表示央行干預有助於匯率穩定; 相反的, 若 α_1 與 β_1 之估計值分別大於與小於0 ($\hat{\alpha}_1 > 0, \hat{\beta}_1 < 0$), 則顯示央行干預反而使得匯率波動加劇。

本文在不同樣本期間下以前述之馬可夫轉換模型進行估計。由於央行並未公布干預之資料, 本文因而遵循陳・吳 (2008) 及大多數學者之作法, 以央行外匯存底變動之絕對值做爲央行干預之代理變數。如果央行干預造成匯率波動加劇, 則吾人預期 $\hat{\alpha}_1 > 0, \hat{\beta}_1 < 0$。表2之估計結果顯示, 在全樣本期間 $\hat{\alpha}_1$ 顯著爲正 (即央行干預使得名目匯率停留在高波動區之機率增加), 但 $\hat{\beta}_1$ 不顯著爲正 (即央行干預並未顯著使得名目匯率停留在低波動區之機率增加), 此反映有部分證據顯示, 央行干預造成匯率波動加劇。此外在不同次樣本下, 本文發現在 1980:12–1987:05 之次樣本期間, $\hat{\alpha}_1$ 顯著爲正, $\hat{\beta}_1$ 不顯著爲負, 此亦反映有部分證據顯示, 央行干預造成匯率波

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 馬可夫轉換模型之估計 (依據圖一分割樣本)

$\varphi(\beta)e_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \overset{\text{iid}}{\sim} N(0, \sigma^2_{s_t}),$
$P^{ij}_t = p(s_t = i|s_{t-1} = i,\ I_{t-1}), \quad P^{i0}_t + P^{i1}_t = 1, \quad i = 1, 0,$
$P^{11}_t(I_{t-1}) = \frac{\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1})}{1+\exp(\alpha_0+\alpha_1 I_{t-1})}, \quad P^{00}_t(I_{t-1}) = \frac{\exp(\beta_0+\beta_1 I_{t-1})}{1+\exp(\beta_0+\beta_1 I_{t-1})}$。

	φ_1	φ_2	μ_1	μ_2	σ_1	σ_2	α_0	α_1	β_0	β_1
1980:12–	0.378**		−0.033	−0.075	2.910**	0.250	2.071**	1.784**	−0.243	0.031
2010:06	(0.048)		(0.065)	(0.208)	(0.453)	(0.058)	(0.678)	(0.482)	(0.185)	(0.133
1980:12–	0.561**		−0.329	−0.088	3.415*	0.206**	−2.600	2.299**	−0.129	−0.078
1987:05	(0.064)		(0.393)	(0.144)	(1.923)	(0.046)	(4.296)	(0.942)	(0.749)	(0.162
1987:06–	0.243**		0.277	−0.118	2.580**	0.176	−5.631	−0.272	5.061	0.145
1997:11	(0.064)		(0.234)	(0.081)	(0.510)	(0.040)	(3.667)	(0.268)	(3.707)	(0.265
1997:12–	0.509**	−0.186**	0.221	−0.349**	1.610**	0.502	9.140	1.133	−6.325	−1.628
2010:06	(0.087)	(0.079)	(0.184)	(0.150)	(0.277)	(0.143)	(7.839)	(1.023)	(6.273)	(1.290

註: Δe_t 爲名目匯率變動, I_t 爲央行外匯存底變動之絕對值, φ_1 與 φ_2 爲名目匯率變動之自迴歸係數。**、* 分別代表在5%及10%之顯著
水準下棄卻虛無假設, 小括號內數字爲標準差。

臺灣大學學術期刊資料庫

動加劇, 然在其他次樣本下 $\hat{\alpha}_1$ 與 $\hat{\beta}_1$ 皆不顯著, 即央行干預在 1987:06–1997:11 之次樣本下, 並未顯著有助於新台幣匯率穩定, 然在 1997:12–2010:06 之次樣本下, 亦未促使新台幣匯率波動顯著加劇。雖然部分證據顯示, 央行干預在 1980:12–1987:05 之次樣本下, 造成匯率波動加劇, 然排除此一次樣本後, 實證結果顯示央行干預並未促使匯率波動明顯加劇或縮小。在全樣本下, 部分證據顯示央行干預促使匯率波動加劇, 而此一結果, 或係因央行於 1980:12–1987:05 之干預使得匯率波動加劇所致。

4.2 干預之內生性考量

雖然馬可夫轉換模型可被用來探討央行干預與匯率波動間之關係。然而有關馬可夫轉換模型估計式之小樣本特性, 文獻上並未見深入探討。此外在馬可夫轉換模型中之狀態爲不可觀測之狀態, 其是否可被解釋爲高、低波動狀態, 亦不得而知。此外, 馬可夫轉換模型假設影響狀態轉換機率之變數爲前定 (pre-determined) 變數。此一設定假設央行干預單方向影響匯率停留在高波動或低波動區之機率, 亦即央行在評估干預對匯率的衝擊後, 並不會改變後續的干預行爲, 因而忽略了干預與匯率波動間可能存在之內生性問題。就經濟意義而言, 儘管央行決定干預, 買、賣匯的量仍視匯率的變動而定, 兩者並非完全獨立。此外, 匯率的變動可能是國內外經濟活動調整後的內生結果, 但亦可能是引起經濟活動改變的外生因素, 而央行的外匯操作亦同, 其可能是爲了達成某些特定政策目的, 而改變匯率水準, 也可能是因應當前匯率變化而做出的內生反應 (王泓仁, 2005)。因此, 在探討干預對匯率波動之影響時, 不能忽略干預與匯率波動間存在之內生性問題, 以避免估計偏誤 (Kearns and Rigobon, 2005)。爲探討干預與匯率波動間可能存在之內生性問題, 本文分別利用一般化自迴歸條件異質模型及線性內生干預模型來探討干預對匯率波動的影響。

4.3 一般化自迴歸條件異質模型

本文透過一般化條件異質模型來探討央行干預對新台幣匯率變動之平均數及其條件變異數之影響。本文之 GARCH(1,1) 模型表示如下:

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\Delta e_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \rho_i \Delta e_{t-i} + \xi_1 I_t + \varepsilon_t,$$
$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{h_t}, \nu_t \sim iid(0,1),$$
$$h_t = c + \xi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \xi_3 h_{t-1} + \xi_4 I_t, \tag{12}$$

其中 ξ_1 與 ξ_4 分別反映干預對匯率變動及其條件變異數之影響, 由於干預變數 (I_t) 具內生性, 因此本文以兩階段估計法來估計式 (12)。首先, 吾人以 I_t 及 Δe_t 之落後期變數爲 I_t 之工具變數, 進而估計干預之估計值 ($\hat{I}_t$), 而工具變數落後期數之選取則以 SIC 準則爲之。第二階段中吾人將前述干預之估計值帶入式 (12) 中, 並估計 GARCH 模型中相關參數。由於 $I_t = \hat{I}_t + \upsilon_t$, 當吾人將式 (12) 中均數函數之 I_t 以 $\hat{I}_t$ 取代時, 該式之殘差將變爲 $\tilde{\varepsilon}_t (\equiv \xi_1 \upsilon_t + \varepsilon_t)$, 由於 υ_t 之分配可能具非常態 (non-Gaussian), 故 $\tilde{\varepsilon}_t$ 之分配亦可能具非常態。因此本文以 Bollerslev and Wooldridge (1992) 所提供之準最大概似估計法 (quasi-maximum likelihood estimation method) 來估計 GARCH 模型中之相關參數, 此時相關參數估計值具一致性, 此外依據他們的方法修正估計係數標準差, 因此本文估計係數之共變異矩陣具殘差分配誤設之穩健性。最後本文以此修正後之係數共變異矩陣檢定相關估計係數之顯著性。在式 (18) 中, 如果 ξ_4 之估計值爲正則顯示干預使得匯率波動加劇, 反之則顯示干預有助於匯率穩定。GARCH 模型之均數函數中, Δe_t 之最適落遲期數 (p) 係以 SIC 準則選取, 因此除了次樣本一之最適落遲期數爲3外, 其餘皆爲 1。表3之實證結果顯示央行干預增加1%, 匯率的變動降低約0.019% ∼ 0.589%。然而干預對匯率波動的影響, 在不同樣本期間下的估計結果略有不同。在1980:12–1987:05之次樣本下, 央行干預致使匯率波動加劇, 影響程度雖小, 但在10%顯著水準下具統計顯著性。在1987:06–1997:11之次樣本下, 央行干預並未使得匯率波動顯著增加。最後, 在1997:12–2010:06之次樣本與全樣本下, 央行干預使得匯率波動顯著縮小。[13]

[13]若將干預視爲外生變數, 則 GARCH(1,1) 模型之估計結果顯示, 干預的絕對值增加1%降低匯率的平均變動約0.056% ∼ 0.327%, 然而干預對匯率波動的影響, 在不同樣本期間下的估計結果略有不同。在全樣本與1980:12–1987:05及1987:06–1997:11之次樣本下, 實證結果指出, 干預擴大匯率波動約0.001% ∼ 0.003%, 影響程度雖小, 但具統計顯著性。值得注意的是, 在1997:12–2010:06之次樣本下, 干預降低匯率波動0.001%, 作者未將前述結果表列於文中, 然有興趣的讀者可向作者索取。

期刊資料庫

表 3: 一般化條件異質模型之估計

$$\Delta e_t = \mu + \sum_{i=1}^{p} \rho_i \Delta e_{t-i} + \xi_1 I_t + \varepsilon_t,$$
$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t},\ v_t \sim iid(0,1),$$
$$h_t = c + \xi_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \xi_3 h_{t-1} + \xi_4 I_t。$$

	1980:12–2010:06	1980:12–1987:05	1987:06–1997:11	1997:12–2010:06
μ	0.025	0.106	**0.965**	0.246
	[0.653]	[0.414]	[0.003]	[0.176]
ρ_1	**0.416**	**0.484**	**0.566**	**0.319**
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ρ_2		−0.143		
		[0.124]		
ρ_3		**0.451**		
		[0.009]		
ξ_1	−0.019	−0.051	**−0.589**	−0.166
	[0.178]	[0.157]	[0.005]	[0.226]
c	**0.003**	**−0.001**	−0.009	**0.004**
	[0.017]	[0.001]	[0.209]	[0.000]
ξ_2	**0.260**	−0.063	**0.488**	**−0.114**
	[0.005]	[0.521]	[0.016]	[0.013]
ξ_3	**0.609**	**0.537**	0.346	**0.977**
	[0.000]	[0.031]	[0.079]	[0.000]
ξ_4	**−0.023**	0.076	0.771	**−0.152**
	[0.013]	[0.064]	[0.175]	[0.000]

註: Δe_t 爲名目匯率變動, I_t 爲央行外匯存底變動之絕對值。中括號內數字爲 p 值。μ、c、ξ_4 三係數爲乘以 100 後之係數值。粗體數字爲在5%顯著水準下顯著。第一階段中工具變數之落遲期數及匯率變動均數函數中之落遲期數選取均以 SIC 準則爲之。

4.4 線性內生干預模型

前述之 GARCH 分析中, 匯率波動係由 GARCH 模型之估計而得。本小節中, 匯率波動之月資料係以每日取對數後之最高與最低之名目匯率差之

臺灣大學學術期刊資料庫

月標準差代理之。[14] 因此, 本文將干預與名目匯率波動間之迴歸方程式表示如下:

$$vol_t^s = \alpha + \delta_1 I_t + \delta_2' F_t + u_t, \tag{13}$$

其中 vol_t^s 爲名目匯率波動, F_t 爲影響匯率波動之諸多因素, 諸如資本移動、相對貨幣變動 ($\Delta(m_t - m_t^*)$)、相對所得變動 ($\Delta(y_t - y_t^*)$) 及淨出口 (nxm_t), 本文以利差 ($i_t - i_t^*$) 做爲資本移動之代理變數。[15] 由於匯率之最高與最低日資料始於 1984:03, 故本文於表 5 中考慮 1987:06–1997:11, 1997:12–2010:06 及 1984:03–2010:06 等三樣本進行分析。由於央行匯率干預的目的之一在穩定匯率, 因此干預影響匯率波動, 而匯率波動的幅度亦爲影響央行干預的主要因素, 爲考慮干預與匯率波動間可能存在之內生性問題, 本文以 GMM 對式 (13) 進行估計, 工具變數包含常數項、匯率波動與外匯準備變動及 F_t 之落遲期數。[16]

表 4 之實證結果顯示, 在 1997:12–2010:06 及 1984:03–2010:06 之樣本期間下, 若不考慮控制變數, 則式 (13) 之 δ_1 估計值顯著爲負, 且 J 統計量亦無法棄卻工具變數具過度認定之虛無假設。考慮控制變數後, 式 (13) 之 δ_1 估計值依然顯著爲負, 且 J 統計量亦無法棄卻工具變數具過度認定之虛無假設, 亦即表 5 之實證結果顯示, 在 1997:12–2010:06 及 1984:03–2010:06 之樣本期間下, 央行干預有助於降低匯率波動, 反映央行匯率干預之逆風向政策。然在 1987:06–1997:11 之次樣本下, 不論是否考慮控制變數, 干預使得名目匯率波動加劇。

爲避免因分割樣本所造成之訊息遺漏對估計結果之影響, 本文在 (13) 式之估計中加入虛擬變數, 進而在全樣本下以 GMM 估計下式:[17]

[14] 換言之, 本文計算每日取對數後之最高與最低之名目匯率差, 進而計算其當月標準差, 同時以此標準差做爲匯率波動之代理變數。

[15] 由於國際收支平衡表中金融與經常帳之資料皆爲季資料而無月資料, 故本文以利差爲資本移動之代理變數, 且以商品之淨出口爲經常帳之代理變數。由於 ADF 檢定指出淨出口及利差具恆定, 故此二變數不取差分。本文亦考慮以利差變動、相對貨幣變動、相對所得變動及淨出口變動爲控制變數, 然此並未明顯影響表五之實證結果。

[16] 表 5 之實證結果並未受工具變數落遲期數之不同而有顯著影響, 不論工具變數之落遲期數爲 1–7 或 1–12 期, 皆未顯著影響表五之實證結果。

[17] 此處之全樣本爲 1984:03–2010:06。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 內生干預與匯率波動

$vol_t^s = \alpha + \delta_1 I_t + \delta_{21} rd_t + \delta_{22} d\tilde{y}_t + \delta_{23} d\tilde{m}_t + \delta_{24} nxm_t + \delta_3 D1_t + \delta_4 D1_t \times I_t + u_t$。

	1987:06–1997:11					1984:03–2010:06					1997:12–2010:06					TS
α	**0.001**	**0.001**	**0.001**	**0.001**	**0.001**	**0.002**	**0.002**	**0.002**	**0.002**	**0.002**	**0.002**	**0.003**	**0.003**	**0.003**	**0.003**	**0.00**
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.04
δ_1	**0.076**	**0.038**	**0.036**	**0.037**	**0.043**	**−0.014**	**−0.017**	**−0.020**	**−0.020**	**−0.028**	**−0.028**	**−0.045**	**−0.044**	**−0.046**	**−0.078**	0.00
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.019]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.053]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.35
δ_{21}		**−0.295**	**−0.290**	**−0.294**	**−0.277**		−0.064	−0.050	−0.057	−0.073		**0.606**	**0.626**	**0.643**	**0.688**	**0.1**
		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]		[0.094]	[0.210]	[0.158]	[0.118]		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.00
δ_{22}			−0.693	−1.070	−0.277			1.926	1.948	**2.557**			**7.112**	**6.893**	**5.088**	**3.0**
			[0.565]	[0.350]	[0.809]			[0.100]	[0.099]	[0.038]			[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.00
δ_{23}				**34.171**	**45.509**				1.143	**19.888**				**35.770**	**29.313**	**62.9**
				[0.001]	[0.000]				[0.894]	[0.038]				[0.000]	[0.004]	[0.00
δ_{24}					0.748					0.446					0.213	1.2
					[0.358]					[0.675]					[0.874]	[0.2
δ_3																**0.0**
																[0.00
δ_4																**−0.1**
																[0.00
W																**65.4**
																[0.00
J	19.371	19.904	22.222	22.575	23.332	26.126	29.931	33.279	33.081	35.364	21.574	22.316	23.798	24.727	25.119	40.2
	[0.911]	[0.993]	[0.999]	[0.999]	[1.000]	[0.619]	[0.822]	[0.935]	[0.923]	[0.982]	[0.837]	[0.980]	[0.998]	[0.996]	[1.000]	[0.9

註: vol_t^s 代表每日取對數之最高與最低匯差之月標準差。rd_t、$\tilde{m}_t$、$\tilde{y}_t$、nxm_t 分別爲兩國利差、相對貨幣、相對所得及本國淨出口, 表內之係數估計值爲 GMM 估計值, GMM 估計之工具變數包含常數項、匯率波動、干預變數及相關控制變數之落遲 1–10 期變數。中括號內數字爲 p 值。J 爲 GMM 估計之 J 統計量, 其爲檢定工具變數具過度認定之虛假設的檢定統計量。$D1_t$ 表示虛擬變數, 其值在 1984:03–1997:11 爲 0, 然在 1997:12–2010:06 爲 1。δ_{21}、δ_{22}、δ_{23} 與 δ_{24} 等四係數爲乘以 1000 後之係數值。TS 表全樣本期間 W 爲檢定 $\delta_1 + \delta_4 = 0$ 之 Wald 統計量。粗體字爲在 5%顯著水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 外匯干預的利得/損失

$z_t = \sum_{k=1}^{t} f_k(e_t - e_k) + \sum_{k=1}^{t} e_k(i_k^* - i_k) \sum_{j=1}^{k} f_j$。

單位: 億台

	1980:12–1987:05		1987:06–1997:11		1997:12–2010:06		1980:12–2010:06		1986:01–1989:12		1980:12–2004:12	
	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$	$z_{e,t}$	$z_{i,t}$
R^S	−3,247	804	1,193	−686	−2,073	5,450	−3,620	6,711	−4,192	1,065	−4,556	−743
合計	−2,443		507		3,377		3,091		−3,127		−5,299	
R^L	—	—	—	—	−2,073	7,524	—	—	—	—	—	—
合計	—		—		5,451		—		—		—	

註: R^S 分別爲台灣31–90天期商業本票利率及美國90天期商業本票利率; R^L 爲美國與台灣5年期政府債券利率; "—" 表示外匯干預之利得/損失無法計算, 因爲台灣5年期政府債券利率始於1997年1月。$z_{e,t} = \sum_{k=1}^{t} f_k(e_t - e_k)$ 爲自第1期起累計至第 t 期因匯率變化所造成之利潤/損失, 其中 f_k 爲央行在第 k 期所購買之外匯, e_t 與 e_k 分別爲第 t 及第 k 期之期末匯率。$z_{i,t} = \sum_{k=1}^{t} e_k(i_k^* - i_k) \sum_{j=1}^{k} f_j$ 爲國內外利率變化所造成之利潤/損失, i_k^* 與 i_k 爲第 k 期之外國與本國利率。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

$$vol_t^s = \alpha + \delta_1 I_t + \delta_2' F_t + \delta_3 D1_t + \delta_4 (I_t \times D1_t) + u_t, \qquad (14)$$

其中 $D1_t$ 爲虛擬變數, 其值在 1997:12–2010:06 之期間爲 1, 在其他期間爲 0。表 4 最後一欄顯示在 5% 之顯著水準下, δ_1 之估計值不顯著爲正, 然 δ_4 之估計值則顯著爲負。此外 Wald 統計量棄卻 $\delta_1 + \delta_4 = 0$ 之虛無假設。簡言之, 在後亞洲金融風暴期間, 央行干預有助於匯率穩定, 此一結果與分割樣本下之結果相一致。

綜合前述馬可夫轉換模型、一般化自迴歸條件異質模型及線性內生干預模型之估計結果, 本文歸納出下列幾點重要結論: 首先, 在 1980:12–1987:05 之次樣本下, 干預使得名目匯率波動加劇。其次, 在 1987:06–1997:11 之次樣本下, 雖然馬可夫轉換模型及一般化自迴歸條件異質模型, 指出干預並未對名目匯率波動產生顯著影響, 然線性內生干預模型則顯示, 干預使得名目匯率波動加劇。在後亞洲金融風暴期間 (1997:12–2010:06) 及全樣本 (1980:12–2010:06) 下, 馬可夫轉換模型顯示央行干預並未明顯促使新台幣匯率波動加劇, 然在考慮了干預之內生性後, 一般化自迴歸條件異質模型及線性內生干預模型之估計結果皆指出, 央行干預顯著縮小匯率波動幅度。

Neely (2001) 對已開發國家與新興國家的問卷調查顯示, 89.5% 之國家其干預匯率之動機爲遏止匯率之短期過度波動, 此亦反映絕大多數國家之干預策略採逆風向策略, 而此一策略有助於匯率穩定。表 3 及表 4 之結果亦顯示, 在後亞洲金融風暴期間, 央行對外匯市場之干預, 大致有助於新台幣匯率之穩定, 此亦呼應 Neely (2001) 之發現。

5 央行干預的累計利潤/損失

陳・吳 (2008) 依據 Friedman 之想法, 以央行在外匯市場上是否獲利, 做爲評估央行干預是否有效之指標。然台灣係典型的小型開放經濟體系, 在金融自由化下, 新台幣匯率深受短期資本進出影響, 爲維持匯率穩定, 央行於必要時進行外匯市場干預, 據此央行干預匯率之主要目地在維持匯率穩定與金融市場安定而非獲取干預利潤。因此如何判斷及評估央行之干預是否有效, 恐非單一之干預利損指標能勝任。然瞭解央行在不同次樣本下之干

臺灣大學學術期刊資料庫

預利損, 有助於吾人瞭解央行在維持匯率穩定上所付出之代價。本文遵循陳・吳 (2008) 之作法, 以 Sarno and Taylor (2001) 之方法計算央行干預之累計利潤/損失。[18]

$$z_t = \sum_{k=1}^{t} f_k \left(e_t - e_k\right) + \sum_{k=1}^{t} e_k \left(i_k^* - i_k\right) \sum_{j=1}^{k} f_j, \tag{15}$$

其中 f_k 爲央行在第k 期所購買之外匯, 並以外匯存底變動來做爲 f_t 的代理變數; e_t 與 e_k 分別爲第 t 及第 k 期之期末匯率, i_k^* 與 i_k 爲第 k 期之外國與本國利率。由式 (15) 可知匯率干預之第 t 期利潤/損失爲自第1期起累計至第 t 期因匯率變化所造成之利潤/損失 ($z_{e,t} = \sum_{k=1}^{t} f_k(e_t - e_k)$) 及因國內外利率變化所造成之利潤/損失 ($z_{i,t} = \sum_{k=1}^{t} e_k(i_k^* - i_k) \sum_{j=1}^{k} f_j$) 之總和。

本文以到期日及風險性質皆相近之台灣31–90天及美國90天期商業本票利率來計算利差。[19] 此外由於世界各國央行外匯資產組合的平均天期約爲3年, 台灣則較高, 因此本文亦以長期利率來計算利差。由於台灣缺乏2–4年之政府公債利率, 5年期之政府債券利率始於1997年1月。故本文以5年期之政府債券利率來計算利差。

表5顯示在全樣本及不同次樣本下之匯率干預利潤/損失。在全樣本下 (1980:12–2010:06), 表5第4欄指出央行干預出現3620億元之匯差損失, 6,711億元之利差利潤, 合計3,091億元之干預利潤。在新台幣明顯被低估之次樣本期間 (1980:12–1987:05), 表5第1欄顯示央行干預出現2,443億元之總干預損失, 然在新台幣被高估之期間 (1987:06–1997:11), 表5第2欄則顯示央行干預出現507億元之總干預利潤, 由於此段期間新台幣普遍被高估, 故央行之干預較易出現匯差利潤。此外在維持匯率均衡穩定時期 (1997:12–2010:06), 表5第3欄指出央行干預出現3,377億元之總干預利

[18] Sarno and Taylor (2001) 公式之匯損部份是以各期匯率與期末匯率比較而得之, 期末匯率對結果有決定性的影響, 如計算期間長且匯率無明顯趨勢時, 此一公式不易正確反映干預之利損。

[19] 美國3個月商業本票利率於2005.02, 2005.12, 2006.01, 2006.07無資料, 本文以內插法差補之。陳・吳 (2008) 以台灣1–30天期商業本票利率及美國3個月國庫券利率來計算利差, 由於商業本票利率包含信用風險, 然國庫券利率則無信用風險, 故此二利率在到期日與風險性質上皆有所差距。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

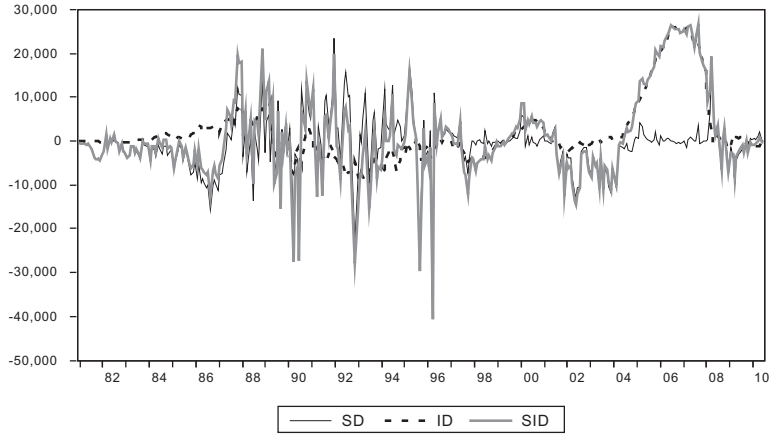


圖 2: 央行干預的匯差利損 (SD)、利差利損 (ID) 及總利損 (SID); 利率爲短期利率

潤, 若以 5 年期政府債券利率來計算利差, 則在後亞洲金融風暴之次樣本下, 匯率干預出現 5,451 億元之總干預利潤。新台幣匯率自 1986 年 1 月至 1989 年 12 月, 一路緩升, 陳・吳 (2008) 發現此一時期央行蒙受巨額之干預損失。以本文所採用之利率, 表 5 第 5 欄亦指出此一時期央行蒙受 3,127 億元之巨額干預損失。[20] 此外在陳・吳 (2008) 之樣本期間下 (1980:12–2004:12), 表 5 第 6 欄亦指出此一時期央行蒙受 5,299 億元之巨額干預損失, 此與陳・吳 (2008) 所計算之總損失 (5,337 億) 相差不大。

圖 2 描繪全樣本期間之匯差利潤、以短期利率所計算之利差利潤及總利潤。在 1985 年 5 月至 1987 年 3 月、1997 年 2 月至 1999 年 5 月及 2001 年 7 月至 2004 年 5 月之次樣本下央行干預出現了明顯之損失, 然 2004 年 6 月至 2008 年 6 月間央行獲得可觀之干預利潤。圖 3 爲 1997–2010 間之匯差利潤, 以 5 年債券利率所計算之利差利潤及總利潤, 其顯示在此一樣本下, 央行在 2000:07–2003:04 出現明顯之干預損失, 然在 2003:05 之後則大致出現明顯之干預利潤。圖 3 之結果雖與圖 2 大同小異, 然二者之主要差異爲圖 2 在 2008 後出現干預損失, 而圖 3 則大致出現明顯之干預利潤, 此與央

[20]在新台幣緩慢升值的策略下, 由於央行並不反轉匯價, 外匯干預較常於美元高價時買入, 低價時賣出, 因此蒙受巨額損失。

臺灣大學學術期刊資料庫

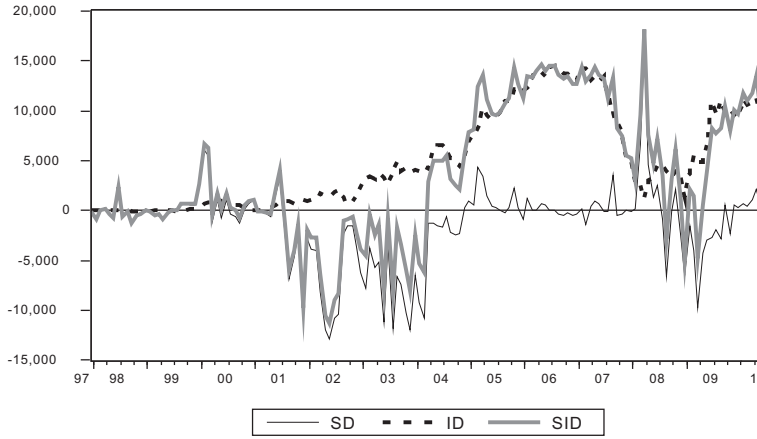


圖 3: 央行干預的匯差利損 (SD)、利差利損 (ID) 及總利損 (SID); 利率爲 5 年期債券利率

行近年大幅盈餘之事實吻合。

6 結論

台灣係典型的小型開放經濟體, 長期以來出口成長爲帶動台灣經濟成長的火車頭。在金融自由化下, 新台幣匯率深受短期資本進出頻繁之影響, 爲避免匯率大幅波動, 以致影響出口成長, 各國央行或多或少進行外匯市場干預, 以維持匯率穩定, 台灣央行亦不例外。

本文以購買力平價僅於貿易財市場成立之貨幣學派模型, 重新探討台灣 1980 年以來的匯率制度與政策, 同時分析匯率干預是否有助於維持匯率穩定及經濟成長, 此外探討匯率干預的有效性。本文之實證結果指出: (1) 央行在 1980:12–1987:05 期間, 採阻升新台幣政策, 在 1987:06–1997:11 期間, 採阻貶新台幣政策, 然在 1997:12–2010:06 之後亞洲金融危機期間, 採維持匯率均衡穩定政策; (2) 在 1980:12–1987:05 之新台幣阻升期間, 新台幣低估政策有助於經濟成長, 然在其他樣本期間, 名目匯率錯置對經濟成長之影響不顯著; (3) 在 1980:12–1987:05 及 1987:06–1997:11 之次樣本下, 匯率干預大致使名目匯率波動加劇, 然在後亞洲金融風暴期間 (1997:

臺灣大學學術期刊資料庫

12–2010:06) 及全樣本期間下, 匯率干預大致使名目匯率波動縮小; (4) 央行在新台幣阻升期間及1986–1989之新台幣緩升期間, 皆蒙受巨額之匯率干預損失, 然在其他次樣本期間及全樣本期間, 則獲得干預利潤。

本文理論模型與陳・吳 (2008) 雷同, 然結論卻與陳・吳 (2008) 有明顯之差異, 主要原因可歸納如下: (1) 在理論部分, 陳・吳 (2008) 假設實質利率均等, 進而依據其名目匯率決定方程式設定實證模型及估計均衡匯率。本文指出其所推導之名目匯率決定方程式與兩國實質利率均等之假設不一致, 此外亦指出實質利率均等假設缺乏實證上之支持。本文因而放寬實質利率均等假設, 並依據所推導之名目匯率決定方程式來設定實證模型及進行實證分析。(2) 在探討名目匯率與經濟成長間之關係時, 陳・吳 (2008) 以名目匯率變動率進行分析, 然本文則強調名目匯率錯置 (名目匯率與模型所隱含均衡匯率間之差距) 之影響, (3) 在探討干預與匯率波動之關係時, 陳・吳 (2008) 假設干預具外生性, 本文則考慮內生干預之可能性。

本文目的在探討1980:12–2010:06間央行干預外匯市場的效果, 由於台灣央行並未公布外匯干預之歷史資料, 因此本文遵循相關學者以外匯存底變動爲央行干預的替代變數, 此乃本文在分析上之最大限制。然亦有學者指出外匯存底變動並非爲央行干預之合適代理變數 (李秀雲, 1995)。基於此, 吾人提醒讀者在詮釋本文之實證結果上需格外謹愼、保守。

外匯干預操作是否有效及其是否應透明、公開, 文獻上雖然有正、反之不同意見 (Sarno and Taylor, 2001), 然若干學者據其實證結果指出外匯干預可以有效, 尤其是當干預操作係公開宣告且具一致性 (Dominguez and Frankel, 1993a,b; Kaminsky and Lewis, 1996), 這些結果或值得央行參考。此外央行長久以來將事後之干預資料視爲完全不可公開之資料, 在作法上是否過於保守, 值得深思。爲此誠懇呼籲央行能夠參考美、日、德、澳洲等先進國家央行之做法, 公布外匯干預之部分歷史資料, 讓央行之匯率干預政策有機會接受檢驗, 此除有助於增強央行干預政策執行之有效性外, 亦可化解社會大衆對匯率干預政策之誤解, 同時亦有助於學術界對匯率與外匯市場相關研究之進行。惟本文任職於央行之作者對上述呼籲持保留意見, 主要理由爲央行匯率政策有多元性的考量, 常不宜揭露干預資訊 (Vitale, 1999, p. 247, pp. 256–260; Neely, 2001, p. 7; Ferre' and Man-

臺灣大學學術期刊資料庫

zano, 2009, p. 379 and 387), 且揭露可能會影響市場預期 (Dominguez and Frankel, 1993c, pp. 61–62; Vitale, 1999, pp. 254–255)。此外, 用歷史干預資訊評估匯率政策, 因管理浮動匯率政策的多元性考量, 不易公允掌握其複雜隱密的動機。

附錄

本附錄之目的在證明本文模型中, 實質利率均等隱含 BS 效果爲固定常數。未拋補利率平價指出預期匯率貶值率等於兩國名目利差: $E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^*$, 其中 $E_t e_{t+1} \equiv E_t(e_{t+1}|\Omega_t)$ 爲在 t 期訊息集合下 (Ω_t) 之下一期名目匯率預期值。將式 (3)、(4)、(5) 帶入未拋補之利率平價, 可得:

$$i_t - i_t^* = \pi_t^{e,T} - \pi_t^{e,T*} = \pi_t^e - \pi_t^{e*} + (1-\theta)\left[\left(\pi_t^{e,N*} - \pi_t^{e,T*}\right) - \left(\pi_t^{e,N} - \pi_t^{e,T}\right)\right],$$

其中 $\pi_t^{e,T}$、$\pi_t^{e,T*}$、$\pi_t^{e,N}$、$\pi_t^{e,N*}$ 分別爲本國與外國貿易財與非貿易財預期通貨膨脹率。故:

$$r_t - r_t^* = (1-\theta)\left[\left(\pi_t^{e,N*} - \pi_t^{e,T*}\right) - \left(\pi_t^{e,N} - \pi_t^{e,T}\right)\right]。$$

因此, $r_t - r_t^* = 0$, 隱含 $(1-\theta)[(\pi_t^{e,N*} - \pi_t^{e,T*}) - (\pi_t^{e,N} - \pi_t^{e,T})] = 0$, 亦即國內、外實質利率均等 ($r_t = r_t^*$) 隱含國內、外貿易財與非貿易財間之相對預期通貨膨脹率相等 ($\pi_t^{e,N*} - \pi_t^{e,T*} = \pi_t^{e,N} - \pi_t^{e,T}$)。假設預期通貨膨脹率等於事後之通貨膨脹率, 則國內、外貿易財與非貿易財間之相對預期通貨膨脹率相等, 隱含固定之國內、外貿易財與非貿易財間之相對價格比率, 即 $\Phi_t \equiv (p_t^{N*} - p_t^{T*}) - (p_t^N - p_t^T) = c_0$。換言之, 在考慮貿易財與非貿易財之貨幣學派模型下, 國內、外實質利率均等之假設, 隱含固定之國內、外貿易財與非貿易財間之相對價格比率, 即 BS 效果 (Φ_t) 爲一固定常數, 而非變數, 故陳・吳 (2008) 之名目匯率決定方程式應爲

$$e_t = c + \left(m_t - m_t^*\right) - \phi\left(y_t - y_t^*\right) + \lambda\left(\pi_t^e - \pi_t^{e*}\right),$$

其中 $c = (1-\theta)c_0$。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

中央銀行 (2003), 《央行年報》, 台北: 中央銀行。(*The Central Bank of the Republic of China (Taiwan) Annual Report* (2003), Taipei: The Central Bank of the Republic of China (Taiwan).)

王泓仁 (2005), "台幣匯率對我國經濟金融活動之影響", 《中央銀行季刊》, 27(1), 13–45。(Wang, Hung-Jen (2005), "The effects of Taiwanese dollar/dollar rate changes on Taiwan's economic and financial activities", *Quarterly Review of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 27(1), 13–45.)

吳中書 (1986), "台灣短期貨幣需求函數之再探討", 《經濟論文》, 14(2), 155–187。(Wu, Chung-Shu (1986), "An re-examination of the short-run money demand function of Taiwan", *Academia Economic Papers*, 14(2), 155–187.)

李秀雲 (1995), "新台幣低估與80年代台灣之貿易順差與外匯累積", 《經濟論文叢刊》, 23(3), 285–315。(Lee, Hsiu-Yun (1995), "The 'Undervalued' new Taiwan dollars and the immense accumulation of foreign assets of Taiwan in the 1980s", *Taiwan Economic Review*, 23(3), 285–315.)

陳旭昇・吳聰敏 (2008), "台灣匯率制度初探", 《經濟論文叢刊》, 36(2), 147–182。(Chen, Shiu-Sheng and Wu, Tsong-Min (2008), "An investigation of exchange rate policy in Taiwan", *Taiwan Economic Review*, 36(2), 147–182.)

萬哲鈺 (2000), "中央銀行台北外匯市場干預行爲分析", 《台灣經濟學會年會論文集》, 109–125。(Wan, Jer-Yuh (2000), "Central bank intervention in Taipei foreign exchange", *Taiwan Economic Association Annual Conference Proceedings*, 109–125.)

Andrew, D. and Ploberger, W. (1994), "Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative", *Econometrica*, 62(6), 1383–1414.

Bollerslev, T. and Wooldridge, J. M. (1992), "Quasi-maximum likelihood

臺灣大學學術期刊資料庫

estimation and inference in dynamic models with time varying covariances", *Econometric Reviews*, 11(2), 143–172.

Caner, M. and Hansen, B. E. (2001), "Threshold autoregression with a unit root", *Econometrica*, 69(6), 1555–1596.

Dominguez, K. M. and Frankel, J. A. (1993a), "Does foreign exchange intervention matter? The portfolio effect", *American Economic Review*, 83(5), 1356–1369.

——— (1993b), "Foreign exchange intervention: An empirical assessment", in J. A. Frankel (ed.), *On Exchange Rates*, Cambridge, Cambridge, MA: MIT Press.

——— (1993c), "Does foreign exchange intervention work?", Washington, DC: Institute for International Economics.

Ferré, M. and Manzano, C. (2009), "When do central banks prefer to intervene secretly?", *International Journal of Finance and Economics*, 14(4), 378–393.

Freund, C. and Pierola, M. D. (2008), "Export surges: The power of a competitive currency", Policy Research Working Paper no. 4750, World Bank.

Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996), "Residual based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126.

Kaminsky, G. L. and Lewis, K. K. (1996), "Does foreign exchange intervention signal future monetary policy?", *Journal of Monetary Economics*, 37(2–3), 285–312.

Kearns, J. and Rigobon, R. (2005), "Identifying the efficacy of central bank interventions: Evidence from Australia and Japan", *Journal of International Economics*, 66(1), 31–48.

Korinek, A. and Serven, L. (2010), "Undervaluation through foreign reserve accumulation", Policy Research Working Paper, no. 5250, World Bank.

Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. (2007), "Fear of appreciation", Policy Research Working Paper, no. 4387, World Bank.

Neely, C. J. (2001), "The practice of central bank intervention: Looking under the hood", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 83(3), 1–10.

Nunes, L., Kuan, C.-M., and Newbold, P. (1995), "Spurious break", *Econometric Theory*, 11(4), 736–749.

Perron, P. (1989), "The great crash, the oil price shock and the unit-root hypothesis", *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.

臺灣大學學術期刊資料庫

Phillips, P. C. B. and Sul, D. (2007), "Transition modeling and econometric convergence tests", *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.

Rodrik, D. (2008), "The real exchange rate and economic growth", *Brookings Papers on Economic Activity*, 39(3), 365–412.

Sarno, L. and Taylor, M. P. (2001), "Official intervention in the foreign exchange market: Is it effective and if so how does it work", *Journal of Economic literature*, 39(3), 839–868.

Vitale, P. (1999), "Sterilized central bank intervention in the foreign exchange market", *Journal of International Economics*, 49, 245–267.

Xu, Z. (2003), "Purchasing power parity, price indices, and exchange rate forecasts", *Journal of International Money and Finance*, 22(1), 105–130.

Yan, H.-D. and Yang, C.-L. (2010), "Undervalued currency and economic growth: The case of Taiwan", in 2nd Conference of the European Asian Economics, Finance and Accounting and Econometric Association, Beijing, China.

Young, A. T., Higgins, M. J., and Levy, D. (2008), "Sigma-convergence versus beta-convergence: Evidence from U.S. county-level data", *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(5), 1083–1093.

Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992), "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

投稿日期: 2011年5月16日, 接受日期: 2011年11月2日

臺灣大學學術期刊資料庫

Revisiting to Taiwan's Foreign Exchange Rate Policies

Jyh-Lin Wu

National Sun-Yat-Sen University, National Chung Cheng University

Hui-Chun Huang

Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Chien-Nan Wang

Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Ro-Wei Wu

National Chung Cheng University

The undervaluation or overvaluation of domestic currency depends on the relative movement of the nominal exchange rate and its equilibrium rate. This paper adopts a monetary model with Balassa-Samuelson effects to investigate Taiwan's exchange rate policies since 1980. Specifically, we examine if the central bank adopts different exchange rate policies during different sub-periods, analyze if intervention stabilizes the nominal exchange rate and promotes economic growth, and discuss the profitability of intervention. Empirical results show that the central bank adopted devaluation policies during the period of 1980:12–1987:05, revaluation policies over the period of 1987:06–1997:11, and exchange ate stabilization policies during the post Asian financial crisis period, 1997:12–2010:06. The devaluation policy over 1980:12–1987:05 increased nominal exchange rate volatility and resulted in significant unrealized loss, but it promoted economic growth. In addition, during the period atter the Asian financial crisis (1997:12–2010:06) and over the whole period, official intervention tended to stabilize nominal exchange rates and led to significant profits.

Keywords: intervention, exchange-rate system, exchange-rate volatility, economic growth, exchange-rate misalignments

JEL classification: F31

臺灣大學學術期刊資料庫