DOI: 10.6277/TER.201806_46(2).0004

台灣央行外匯市場干預對臺美匯率之影響 — 媒體資料之應用

柯秀欣*

本研究之主要目的爲透過媒體資料以了解台灣中央銀行在外匯市場的偏好行爲, 進而分析其外匯市場干預行爲對每日美元兌新台幣匯率的影響。實證結果指出在 2000/01/04–2012/12/28 的樣本期間內, 當新台幣升值時央行進場執行逆風干預的頻率顯著地比貶值時高, 也就是說相對於阻貶而言, 台灣央行有偏好阻升的現象。然而, 探究央行干預對匯率變化的影響後, 本文發現央行偏好的阻升干預對匯率變化的影響非常有限, 反而是阻貶對匯率變化有顯著的影響, 且阻貶干預對匯率變化影響明顯比阻升大。另一方面, 台灣央行宣稱其干預的目的是爲了減少匯率波動, 本文研究結果發現央行逆風干預對匯率變化的波動無顯著的影響, 因此台灣央行的外匯市場干預是否可以有效地減少匯率波動仍有待進一步的評估。

關鍵詞: 央行干預, 逆風干預政策, 匯率波動
JEL 分類代號: F31, E58

1 緒論

台灣屬典型的小型開放經濟體系, 長期以來對外貿易依存度甚高, 且研究

*作者爲國立高雄大學應用經濟學系助理教授。E-mail: hhko@nuk.edu.tw。作者由衷感謝編輯委員、三位匿名審查委員、國立中山大學經濟所吳致寧教授、國立高雄大學應用經濟學系耿紹勛教授與許聖章教授、台灣經濟學會 2015 年年會中與會先進們所提供之寶貴意見, 使本文在結構與內涵上更加嚴謹與完善; 以及王智玄先生與侯秀穎小姐在擔任助理期間對資料整理提供的協助。惟文中如有任何疏漏之處, 由作者自行負責。本文部分研究成果由行政院科技部計畫經費補助 (NSC 101-2420-H-002-006 (001) -Y10201), 亦特此感謝。

臺灣人文社會期刊資料庫

指出長期下台灣的進出口貿易對經濟成長有顯著的貢獻 (陳仕偉與蘇家偉, 2010)。因此維持新台幣對外幣值穩定, 以利進出口貿易增長及藉此促進國內經濟成長, 一直是台灣中央銀行 (以下簡稱央行) 的重要任務之一。自1990年起, 台灣之外匯管制大幅放寬金融自由化程度隨之提高, 新台幣匯率基本上由市場供需決定; 然在金融高度自由化的情況下, 國際資金短期內之大量進出極易對新台幣價格造成劇烈波動, 同時危及央行在維持穩定幣值上所做的努力, 因此央行一再地透過媒體或於其新聞稿中重申該行在外匯市場上的立場:

> 「新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定, 如遇不規則因素 (如短期資金大量進出) 及季節性因素, 導致匯率過度波動與失序變動, 而有不利於經濟與金融穩定之虞時, 本行將本於職責維持外匯市場秩序。」[1]

即使央行已明確表示其進場時機爲「匯率過度波動, 而有不利於經濟與金融穩定之虞時」, 然而央行對「不利於經濟與金融穩定」的認定和外界的認知尚有一段落差, 因此央行干預匯市的結果時常爲外界所詬病。[2]

由於央行從未公開其干預外匯的實際資料, 因此研究台灣匯率相關議題的學者須自行設定模型並推論央行的干預行爲, 且就央行干預是否有「阻升不阻貶」的不對稱偏好尚無一致結論。譬如, 陳旭昇與吳聰敏 (2008) 發現在1980年12月至2004年12月期間內, 央行曾執行積極干預阻升、卻未積極阻貶的不對稱干預。陳旭昇 (2015) 使用結構性自我向量迴歸 (SVAR) 模型檢視央行的干預政策, 其研究結果發現在1998年3月之後央行確實有顯著的「阻升不阻貶」行爲。然而, 在吳致寧等 (2012) 的研究結果顯示央行在1980–2010年期間的外匯政策爲「雙向」的, 無顯著不對稱性。林依伶, 張志揚, 與陳佩玕 (2012) 發現台灣央行在新台幣大幅升值或貶值期間

[1]參見央行103年9月25日發布之新聞稿, 中央銀行理監事聯席會議決議第四項。

[2]參見中央銀行99年11月19日、100年9月4日、100年9月24日、100年12月17日及101年10月25日發布之新聞稿, 以及101年10月29日發布之新聞參考資料。此外, 104年10月19日美國財政部所發布的 Semiannual Report on International Economic and Exchange Rate Policies 報告中更明確指出, 台灣央行在104年頭7個月中有多達75%的時間, 於交易時段的最後一小時進場賣出台幣以阻升匯率。

臺灣大學學術期刊資料庫

皆採取逆勢干預的貨幣政策, 故推論央行非單方面「阻升不阻貶」或「阻升助貶」。張興華 (2013) 以每日之媒體資料推論央行干預行爲, 並推論央行干預具有「阻升不阻貶」的特性。

前述相關文獻之分析, 大多透過理論模型計算均衡匯率判斷新台幣兌美元匯率是否被高 (低) 估, 進而推論台灣央行的干預特色, 然此方法無可避免地會產生下列問題。首先, 均衡匯率水準會因選用的經濟模型而異, 若選用的理論模型無法準確描述新台幣兌美元的匯率均衡值, 推估而得的央行干預結果會和現實產生嚴重誤差 (MacDonald and Stein., 1999); 第二, 相關文獻大多使用月或季頻率的總體經濟資料計算均衡匯率以判斷匯價是否爲高估或低估, 然而此方法容易得到央行在某些月份或季別的外匯政策「不是阻升、就是阻貶」這類極端的結果。最後, 在缺乏台灣央行干預的相關數據下, 使用不同的衡量準則所產生的央行干預結果亦會有所差異, 例如吳致寧等 (2012) 直接使用外匯存底的變化量做爲央行干預的衡量, 但文獻指出台灣外匯存底變動並非台灣央行干預之合適代理變數 (如: 李秀雲 (1995));[3] 而王泓仁 (2005) 及陳旭昇 (2015) 則使用央行的金融統計月報表中已剔除匯率變動因素的「準備貨幣增減因素-國外資產」資料, 加以整理後得到央行干預的替代變數。因此何項總體經濟數據最適合被使用來推論台灣央行干預仍有許多不同的看法。

雖然透過月或季頻率的總體經濟資料亦能分析央行干預行爲對匯率變化的影響 (如: 吳致寧等 (2012)), 但這些總體資料較難以詮釋央行逐日進行的干預行爲, 因此透過日資料了解台灣央行在外匯市場的即時動態及干預對當期匯價的影響之研究有其必要性。在使用日資料分析台灣央行干預行爲的相關文獻中, 有些研究將每日新台幣匯價與成交金額變化等市場訊息, 配合作者建構的央行干預的準則以推估央行在匯市的干預行爲與干預金額, 研究央行干預對匯價的影響, 如萬哲鈺 (2000); 有些研究則使用媒體資料推估央行干預匯市的日期及其干預政策, 並進一步檢視央行干預的特性, 如張元晨 (2007), 施乃禎 (2010), 傅澤偉與牛慈敏 (2012), 張卓煒 (2013) 及張興華 (2013) 等。[4] 其中雖然媒體資料未經過央行證實, 但在缺

[3] Suardi and Chang (2012) 對外匯存底當做央行干預之替代變數的適當性, 以及該兩項變數之間的相關性有深入討論。

[4] 國外亦有許多文獻利用媒體資料探討貨幣當局的干預對外匯市場的影響, 如 Fatum

臺灣大學學術期刊資料庫

乏官方數據的限制下, 透過合理地解讀媒體資料, 來推論央行在外匯市場的行爲, 例如央行是否進場干預, 或央行干預是阻升或阻貶, 不失爲了解央行干預行爲的一種分析方式。

因此, 本文的第一項研究目的爲希望能透過媒體報導資料再配合匯市交易訊息, 建構每日央行進場干預的替代變數 (proxy), 再以建構之干預指標分析台灣央行在外匯市場干預行爲的特性; 第二項目的爲研究央行的干預對匯率變化 (exchange rate change) 及匯率波動 (exchange rate volatility) 所造成的影響。[5] 研究方法上, 本研究雖以新聞資料推論央行進場干預之時間點, 但考慮 Chang (2006)、Dominguez and Frankel (1993)、Frenkel, Pierdzioch, and Stadtmann (2004)、Klein (1993) 等文獻指出媒體在報導央行干預可能存在失真的情形, 因此不同於過去文獻,[6] 我們參考外匯市場的交易資訊過濾可能誤報的新聞消息, 以嚴謹的方式建構央行干預的變數且驗證干預替代變數的可信度後, 分析台灣央行在台北外匯市場的干預行爲; 再以指數自我相關條件異質變異模型 (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, EGARCH) 探究干預對當期匯率變化及匯率波動的影響, 且以兩階段方法解決干預與匯率變化之間內生性的問題。[7] 最後於穩健度分析 (robustness check) 中利用不同條件, 再次建構央行干預的虛擬變數, 重覆檢視實證結果的穩健性。

本文發現在研究期間內 (2000/01/04-2012/12/28) 當新台幣升值時, 央行進場執行逆風干預的頻率顯著地比貶值時高, 也就是說此期間央行在外匯市場上有偏好阻升的現象, 但就新聞資料的特性, 本研究無法爲央行是

and Hutchison (2002) 等。

[5]本文沿用 Dominguez (1998) 的名詞使用方式, 後續文中之「匯率變化」一律表示每日匯率水準的變化 (daily exchange rate change), 而「匯率波動」(exchange rate volatility) 一律表示每日匯率變化的「變異數」(variance of daily exchange rate changes)。

[6]例如張興華 (2013) 亦使用媒體資料建構央行干預變數, 該文檢視其搜尋結果之可信度, 因結果顯示該文所搜尋之干預新聞爲可信的, 作者將搜尋得到的全體干預新聞視爲正確並進行迴歸估計; 然而該文並無考慮到媒體的新聞報導並非完全正確, 可信度的檢驗結果爲正面, 不表示全部的搜尋結果皆爲可信的情形。

[7]傅澤偉與牛慈敏 (2012) 使用 GJR-GARCH 模型探究央行干預對匯率波動的影響, 但無考慮到內生性問題, 而張興華 (2013) 的 GARCH 模型以前一期的干預變數取代當期的干預變數, 以迴避內生性的問題, 但其結果僅能解釋爲央行干預對「下一期」匯率變化與波動的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

否「不阻貶」下定論。再以 EGARCH 模型探究干預對匯率變化的影響, 估計結果指出在不區分央行干預形態的情況下, 央行干預會使新台幣升值, 由此可推論央行賣匯干預 (阻貶或助升) 對匯率變化的影響比買匯干預 (阻升或助貶) 大。在區分央行的干預行爲後, 我們發現央行偏好的阻升干預對匯率變化沒有顯著的影響, 反而阻貶干預對匯率變化的影響具有顯著性, 此結果呼應本文不區分干預型態之實證結果, 且檢定結果亦證實阻貶對匯率變化的影響明顯比阻升大。另一方面, 我們檢視央行的干預是否可減少匯率波動時, 實證結果顯示不論有無區分干預的類別, 央行干預對匯率波動無顯著影響。

本文架構編排如下。第2節介紹本研究如何推估央行干預的行爲, 並透過建構之干預指標分析央行在外匯市場之干預行爲; 在第3節, 建立 E-GARCH 模型以分析台灣央行干預對新台幣匯率變化和波動的影響; 第4節討論模型估計結果並進行穩健度分析; 第5節爲結論。

2 資料分析

2.1 央行干預指標之建構

央行在外匯市場上直接的干預行爲簡單可分爲「買匯」及「賣匯」兩種, 面對進場干預時匯價升貶值的走勢, 央行的買、賣匯行爲便產生所謂的順風干預 (leaning with the wind) 與逆風干預 (leaning against the wind) 兩種政策, 也因此外匯市場上常常會出現央行「阻升」、「阻貶」、「助升」或「助貶」等消息, 但央行進場調節的方式亦可能是在同一交易日既買匯又賣匯以縮小匯率價差, 以維持匯率動態穩定。[8]

[8]感謝評審委員之提醒, 央行可使用沖銷式 (sterilization) 或非沖銷式 (non-sterilization) 干預影響匯率, 沖銷式干預爲央行在買進 (賣出) 外匯時藉著大量發行乙種國庫券、定期存單或儲蓄券, 以及擴大收受金融機構轉存款等方式, 收回買匯所釋出的新台幣, 以抵銷干預對貨幣數量的影響, 因此沖銷是干預會透過資產組合及訊息管道發揮干預的效果; 而非沖銷式干預除了可藉由資產組合和訊息管道影響匯率之外, 還可透過貨幣行管道直接影響匯率。因此非沖銷式外匯干預的影響效果較沖銷式干預大。台灣央行雖使用沖銷式干預, 但許嘉棟 (2015) 指出自2000年來台灣央行對快速累積外匯存的所釋出的準備貨幣並未予以完全沖銷, 因本文研究期間同樣自2000年開始, 故本研究無法以台灣央行沖銷式干預的特色, 事先推論干預對匯率影響的大小。

臺灣大學學術期刊資料庫

在缺乏台灣央行干預的相關數據下, 傳統以月或季頻率資料推論央行干預之測度如外匯存底變動難與央行即時的買賣匯干預相連結, 亦無法反映央行逐日干預匯市的行爲, 透過合理地解讀媒體資料, 吾人可初步推測央行的各項干預行爲。過去以媒體資料推論台灣央行干預的文獻, 如張興華 (2013) 以設定簡單關鍵字的方法搜尋央行干預消息, 雖然可搜尋到許多央行干預的消息, 但媒體在報導央行干預可能存在失真的情形 (Chang, 2006; Dominguez and Frankel, 1993; Frenkel, Pierdzioch, and Stadtmann, 2004; Klein, 1993), 且我們無法分辨干預的新聞是出自於記者自行臆測, 或是已向市場參與者確認後而做的報導。[9] 本研究考慮到銀行機構是外匯交易市場的主要交易者, 亦是央行的管理對象, 當央行觀察到外匯市場發生異常情況時, 通常會迅速向銀行單位了解發生的原因, 必要時會予以道德勸說或直接進場干預匯價, 以穩定匯市秩序, 因此本文在搜尋媒體資料時, 明定採用銀行業人士對外匯市場的觀察與看法, 作爲判讀央行干預的依據, 並推論央行在外匯市場進行何種干預。

新聞報導來源爲情報贏家資料庫中的工商時報。在搜尋資料過程中, 我們設定搜尋的關鍵詞爲:「"央行" 且 "進場或干預或買匯或賣匯或拋匯" 且 "匯銀或外銀"」, 逐一閱讀新聞內容並加以過濾。[10] 首先將新聞歸類爲干預及無干預兩大項, 若媒體報導央行在某交易日進場干預則歸類於干預項下, 若無報導或報導中無提及央行有進場則歸類於無干預。雖然央行干預外匯市場的結果原則上只能分爲淨買匯或淨賣匯, 對匯率變化一定具有方向性, 然而記者報導外匯市場動態時不一定會明確描述央行的行爲, 故常有難以從新聞資料判讀央行干預的方向性的情況發生, 此難題爲使用媒體

[9]張興華 (2013) 使用的關鍵字爲「"中央銀行或央行" 且 "新台幣或美元"」。

[10]雖然先以簡單關鍵字的方法搜尋媒體消息, 再以人工判讀時過濾是否爲市場參與人士的看法來篩選新聞較不會遺漏央行干預的消息, 但吾人考慮到本文的研究期間長達13年, 以簡單關鍵字方式搜尋將使得蒐集資料的效率過低。例如: 搜尋2010/1/1–2010/7/31六個月期間的新聞, 若關鍵字設定爲「"央行" 且 "新台幣或美元"」會出現831筆資料, 若關鍵字設定爲「"央行" 且 "進場或干預或買匯或賣匯"」則會減少至290筆資料, 若關鍵字設定爲「"央行" 且 "進場或干預或買匯或賣匯" 且 "匯銀或外銀"」則更降低至80筆資料。無加入 "匯銀或外銀" 關鍵字能搜尋到其他各國央行動態、記者對每周外匯市場的深入報導、社論文章等與央行每日進場干預無關的新聞報導, 爲同時兼顧效率及正確性, 故本文於關鍵字加入 "匯銀或外銀"。

臺灣大學學術期刊資料庫

資料判讀央行干預的研究之一項限制。在細分央行干預類別時, 爲了不讓這些模糊的訊息混雜在明確的訊息中, 我們新增「調節干預」此項類別以歸類語意模糊的新聞報導, 是故本文在干預項下又細分「阻升」、「阻貶」、「助升」、「助貶」以及「調節干預」五個類別。[11]

簡述分類方法如下: 若媒體報導新台幣匯率有明顯的升 (貶) 值趨勢下, 央行進場反向買 (賣) 匯, 則歸類於阻升 (貶) 干預; 若媒體報導央行在某日新台幣匯率有明顯升 (貶) 值的趨勢下, 央行進場順勢賣 (買) 匯, 則歸類爲助升 (貶) 干預; 若媒體報導央行在某日新台幣匯率有明顯變化的情況, 央行進場調節但無法從字面上判斷出干預方向, 則歸類爲調節干預。例如: (1) 阻升干預新聞如2010年10月16日報導內容:「 "**匯銀**" 主管私下表示, · · · , 周五 (2010/10/15) 台幣兌美元匯率盤中一度升值1.89角, 但因爲 · · · , 加上 "**央行**" 尾盤 "**進場**" 干預, 最後新台幣反而小貶2.3分, 以30.793元作收 · · · 」, 且紀錄2010/10/15交易日發生阻升。[12] (2) 阻貶干預新聞如2008年9月2日新聞內容:「· · · 眼見市場全倒向美元買方, "**央行**" 盤中數度出手, 警告市場勿過度炒作, 尾盤並一次 "**拋匯**" 2.5億美元, 將匯價拉至31.593元, 貶幅由原先逾1角, 縮至7.3分後收盤。」(3)「調節干預」新聞如2008年9月16日報導內容:「· · · "**匯銀**" 人士指稱, · · · , 新台幣美元匯率開盤後, 一度升值逾1.5角, 但台幣強勢的表現, 卻是後繼無力, · · · , 新台幣美元匯率出現逆轉行情, 再度由升轉貶。 · · · 爲避免市場行情出現過度動盪, · · · , "**央行**" 全天候 "**進場**" 調節 · · · 」。

本文搜集央行干預資料的方式與張興華 (2013) 雷同, 但在建構央行干預變數的方法上有明顯之差異。張興華 (2013) 在確認其央行干預新聞的可信度後, 將全體搜尋的結果視爲可靠的央行干預變數; 而本文考慮到媒體的新聞報導並非完全正確, 因此在建構央行干預的替代變數時持較嚴謹的態度, 初步搜尋後再加入外匯市場的交易訊息設立另一門檻過濾搜尋到的干預新聞。由於研究發現央行干預與外匯市場的交易量有正相關的特性 (Chaboud and LeBaron, 2001), 且當干預金額越大時, 媒體正確報導的機率越高(Chang, 2006; Klein, 1993)。[13] 台灣央行宣稱熱錢大量進出導致匯

[11]張興華 (2013) 使用經濟日報的媒體資料, 並將無法直接判斷的報導完全排除。

[12]雙引號 (" ") 中的粗體文字爲搜尋時所設定的關鍵字。

[13]雖然現有所使用的干預資料爲美國、德國與日本所公布的官方資料, 無法完全適用於

臺灣大學學術期刊資料庫

率過度波動時會進場干預, 是故我們推論央行干預當天匯市之成交量會高於一般交易日之成交量, 並依此設立過濾條件: 若媒體報導某交易日央行進場干預且當天之成交量高於其五日移動平均值時, 則認定 (identify) 央行於該交易日進場干預, 並以虛擬變數 I_t 表示之。也就是說,

$$I_t = \begin{cases} 1, \text{ 若媒體報導央行進場干預且當天外匯} \\ \quad \text{市場之成交量高於五日移動平均值,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

對於干預項下的五個類別也同樣地配合上述條件進行建構。外匯市場交易資料的來源爲財團法人台北外匯市場發展基金會網站。[14]

雖陳旭昇 (2015) 指出央行在1998年3月之後明顯使用「阻升不阻貶」政策, 但由於亞洲金融風暴期間匯市異常不穩定, 央行干預匯市有其任務性, 因此本研究樣本期間開始日期選定在亞洲金融風暴以後, 從2000年1月1日至2012年12月31日共3281個營業交易日, 此期間美元兌新台幣收盤價格走勢變化如圖1所示。由圖1中可以看見樣本期間內美元兌新台幣匯價在28至35元之間震盪, 2000年到2002年之間新台幣貶值趨勢明顯, 之後匯價便維持在約33至34元上下變動, 直至2007年金融海嘯開始到樣本期間結束, 匯價變化劇烈, 且自2009年3月以來, 因美國開始進行量化寬鬆政策 (quantity easing, QE) 導致外資流入, 新台幣升值趨勢明顯, 從1美元兌換新台幣35元下滑, 並在2011年5月達到樣本期間的最高匯價28.9元。

2.2 搜尋結果統計

表1整理上一小節爲建構央行干預變數搜集的相關資料之統計結果, 並以匯率變化的絕對值當作匯率變化幅度, 計算滿足條件的交易日匯率變化幅度的平均值。表1 (a) 顯示透過上述關鍵字搜尋, 在不考慮交易量的情況下

台灣的外匯市場, 然而在缺乏官方資料情況下, 依循過去文獻所發現干預與交易量具正相關的特性, 以提高本研究所推論的央行干預的準確性, 不失爲了解央行干預行爲的一種分析方式。

[14]網址: http://www.tpefx.com.tw/htm/02ntd02.htm。報價方式爲間接報價, 即1美元能兌換多少元新台幣, 匯率增加代表新台幣貶值、減少代表新台幣升值。

臺灣大學學術期刊資料庫

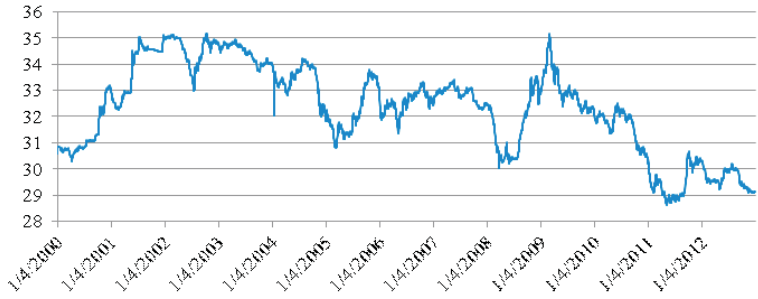


圖 1: 美元兌新台幣收盤價格

資料來源: 財團法人台北外匯市場發展基金會網站。

我們可以在3281個交易日中, 獲得694則根據市場人士明確指出央行進場干預的新聞報導, 逐一閱讀將干預行爲予以分類後, 得到阻升新聞380筆, 阻貶新聞136筆, 助貶新聞14筆, 助升新聞4筆, 而確定央行有進場干預但無法確定干預之調節方向 (調節干預) 的新聞數有160筆。此搜尋結果與陳旭昇 (2015)、張元晨 (2007) 及張興華 (2013) 使用聯合知識資料庫搜尋的結果相似, 台灣央行執行逆風干預的次數較多, 且其中阻升的次數多於阻貶的次數。無出現干預新聞的交易日匯率變化的平均幅度約0.13%, 而出現干預新聞時匯率變化幅度平均約在0.25%上下, 助升及助貶的新聞比例雖少, 但央行助升或助貶時, 匯率變化的平均幅度會超過0.4個百分比。

表1 (b) 顯示以交易量大於5日平均的門檻過濾媒體資料後, 央行進場干預共443個交易日, 其中包含阻升234日, 阻貶97日, 助升4日, 助貶10日, 調節干預天數98日。以交易量篩選後干預新聞剩下約63.8%,[15] 此結果與 Frenkel, Pierdzioch, and Stadtmann (2004) 分析1995年1月至1999

[15]吾人亦嘗試將媒體資料配合不同的市場交易資訊建構干預變數, 原始媒體報導資料之精準度減少至50%以下。例如, 若以媒體資料配合「當日交易量且匯價全距皆同時大於其五日平均值」方式建構干預變數, 則原始媒體報導之準確度約爲50%; 若以媒體資料配合「成交量需大於其五日內平均值的一個標準誤」方式建構干預變數, 原始媒體報導之準確度剩下40%。考量到以上述準則判斷央行干預過程有過於保守之虞, 因此本文僅使用「市場五日平均交易量」之市場交易資訊爲建構條件。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 干預新聞資料與外匯市場交易資料交叉統計結果

(a) 無交易條件限制

	收盤升值	收盤貶值	無干預新聞	干預新聞	阻升新聞	阻貶新聞	調節干預新聞	助升新聞	助貶新聞
天數	1,649	1,558	2,587	694	380	136	160	4	14
收盤升值天數			1,260	389	272	37	76	4	0
收盤貶值天數			1,262	296	104	95	83	0	14
收盤平盤天數			65	9	4	4	1	0	0
收盤匯率變化幅度平均值	0.16%	0.16%	0.13%	0.25%	0.23%	0.25%	0.26%	0.80%	0.44%
收盤爲升值之交易日匯率變化幅度平均值			0.13%	0.24%	0.25%	0.27%	0.19%	0.80%	n.a.
收盤爲貶值之交易日匯率變化幅度平均值			0.14%	0.26%	0.19%	0.26%	0.32%	n.a.	0.44%

(b) 以交易量大於 5 日平均爲條件

	收盤升值	收盤貶值	無干預新聞	干預新聞	阻升新聞	阻貶新聞	調節干預新聞	助升新聞	助貶新聞	交易量大於 5 日平均
天數	768	725	1,072	443	234	97	98	4	10	1,515
收盤升值天數			502	266	186	26	50	4	0	768
收盤貶值天數			551	174	47	69	48	0	10	725
收盤平盤天數			19	3	1	2	0	0	0	22
收盤匯率變化幅度平均值	0.19%	0.21%	0.17%	0.27%	0.25%	0.26%	0.29%	0.80%	0.42%	0.20%
收盤爲升值之交易日匯率變化幅度平均值			0.16%	0.26%	0.26%	0.30%	0.20%	0.80%	n.a.	0.19%
收盤爲貶值之交易日匯率變化幅度平均值			0.18%	0.29%	0.21%	0.26%	0.38%	n.a.	0.42%	0.21%

說明: 收盤匯率變化幅度爲收盤匯率變化率取絕對值。

臺灣大學學術期刊資料庫

年12月日本媒體報導央行干預匯市的新聞之準確度相近。[16] 進一步觀察匯率變化的平均幅度, 我們發現在交易量大的交易日裡, 無出現干預新聞交易日匯率變化的平均幅度約0.17%左右, 而出現干預新聞的交易日匯率變化平均幅度約在0.25–0.27%區間, 且央行助升或助貶時, 匯率變化的平均幅度仍會超過0.4%。

值得注意的是若不使用「調節干預」的分類項目, 且簡單地依收盤升貶值分類, 將收盤匯率爲升值的調節干預皆視爲阻升, 反之視爲阻貶。在交易量大於5日平均的統計資料中, 阻升天數會再增加50筆, 比原統計天數約增加22%, 而阻貶的天數會增加48筆, 比原統計天數約增加50%。分類後阻升交易日匯率變化的平均幅度無太大變化, 由原先0.25%略爲下降至0.24%, 而阻貶交易日匯率變化的平均幅度增加, 會由原先0.26%擴大至0.30%。然而, 此分類方法排除匯價於收盤時逆轉的情形, 恐有過於簡略之虞, 因此本研究仍保留原「調節干預」分類項目。

根據萬哲鈺 (2000) 推估央行干預方式的說明, 以及搜尋資料時新聞報導中市場人士的描述, 台灣央行經常於匯市收盤前一小時或尾盤進場強勢干預, 造成匯價在收盤時轉升爲貶或轉貶爲升等逆轉的情形。透過表1我們可以得知新台幣匯價因央行干預發生逆轉的機率, 表1 (a) 顯示出現阻升新聞但當天匯率爲貶值的天數有104天, 出現阻貶新聞但當天匯率爲升值的天數有37天, 總共約佔出現干預新聞694天的20.3%, 而表1 (b) 的結果顯示在交易量大的情況下, 干預造成逆轉的機率約爲16.5%。

最後, 我們驗證本文建構之央行干預變數是否可靠。參考張興華 (2013) 之方法, 我們首先將阻升、阻貶天數除以當月交易日的總天數計算出每月阻升、阻貶之機率, 再將阻升機率減去阻貶機率獲得阻升阻貶之機率差, 再配合外匯存底的變化率, 檢驗本文所建構的干預變數的可信度。結果如圖2所示, 阻升阻貶機率差大於0時, 代表央行買匯阻升的頻率比賣匯阻貶頻

[16]感謝審稿者之提醒, 在確認央行干預新聞正確性的作法上, 本文採用以交易量是否高於過去5日的平均值做爲依據, 可能的缺點是當日交易量中油款買匯或外資匯入所造成, 又或是交易量增加讓記者或交易員產生央行有進場的認知。然而從表1統計資料得知, 交易量高於5日平均的1,515天中, 出現干預新聞的天數有443天 (約29.2%), 而出現干預新聞的694天中, 交易量高於5日平均有443天 (約63.8%), 由此可知「交易量增加而出現干預新聞」的可能性比「央行干預造成交易量增加」的可能性低了許多, 因此我們排除此疑慮對搜尋結果造成的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

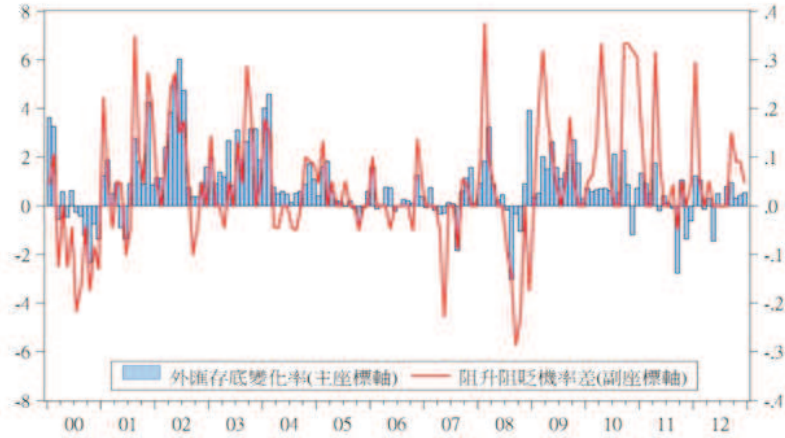


圖 2: 每月阻升阻貶機率差與外匯存底變化率

說明: 阻升阻貶機率差表示阻升機率減去阻貶機率之差額。

繁, 同期央行的外匯存底亦大多呈現正成長, 機率差小於0時外匯存底的變化率亦多爲負值, 且機率差與外匯存底之間具有正相關, 當期的交叉相關係數約爲0.53, 因此我們可推論本文依媒體報導及市場交易訊息所建構央行干預變數爲可信的。[17]

2.3 央行干預外匯市場行為之分析

根據陳旭昇 (2015) 文中解釋, 央行干預的行爲應以條件均數的概念解釋較爲恰當, 譬如若央行干預政策爲阻升, 應解釋爲「平均而言, 央行在新台幣升值時採取逆風干預的次數比較多」。爲分析央行外匯市場的逆風干預行爲, 我們使用陳旭昇 (2015) 之定義以條件機率的概念, 分別計算樣本期間內每月升、貶值次數中央行進場執行逆風干預的平均次數, 亦即在新台

[17]若以原始媒體資料, 即不考慮交易量的情況, 亦可得到央行阻升阻貶機率差與外匯存底正相關的結果, 但兩者之間的相關係數約爲0.50, 略低於以交易量過濾後的結果。另外, 我們亦嘗試以張興華 (2013) 驗證央行干預新聞的第二個方式, 採用台北及元太外匯經紀公司收盤價和成交量是否有差異的方式評估干預新聞的正確性, 結果顯示阻升阻貶新聞對收盤價差及成交量差皆有顯著影響, 且加入成交量爲門檻的媒體資料對模型的解釋能力 (如: Adjusted R^2) 比無加入門檻的原始媒體資料好。

臺灣大學學術期刊資料庫

幣升、貶值時台灣央行進行逆風干預的 (條件) 機率。計算方式如下:[18]

$$\text{Prob}(\text{阻升}|\text{升值}) = \frac{\text{央行阻升且匯率收盤爲升值的天數}}{\text{匯率收盤爲升值的天數}},$$

$$\text{Prob}(\text{阻貶}|\text{貶值}) = \frac{\text{央行阻貶且匯率收盤爲貶值的天數}}{\text{匯率收盤爲貶值的天數}}。$$

配合表1可得知全樣本期間內, 收盤爲升值的1,649天中, 出現阻升新聞且交易量大於5日平均的天數有186天, 因此阻升機率約11.3%, 而收盤貶值的1,558天中出現阻貶新聞且交易量大於5日平均的天數有69天, 可得知阻貶機率約4.43%。

圖3 (a) 與圖3 (b) 分別描繪2000年1月至2012年12月台灣央行進場阻升和阻貶的機率, 灰色陰影部分代表央行進場阻升或阻貶的機率顯著大於該干預行爲在全樣本期間內平均發生機率一個標準差的月份。我們針對明顯阻升及阻貶的事件, 對照樣本期間媒體報導之內容及中央銀行年報, 說明圖3內容如下: 圖3 (a) 顯示2001年下半年央行有明顯阻升的情形, 這個階段反映的是網路經濟泡沫化後美國民間與政府質疑強勢美元政策, 以及911事件衝擊美國經濟復甦, 美金幣值走勢疲軟, 導致新台幣強力升值 (參見中央銀行2001年年報及2001/7/20、2001/7/27工商時報)。而2002年4到5月央行阻升新台幣匯價, 反映的是亞洲經濟景氣自1998年金融風暴後景氣復甦, 亞洲股票市場普遍吸引外資匯入投資, 及美國股市因恩隆案大跌後引發美元弱勢, 導致當時新台幣產生一股強烈的升值趨勢 (參見中央銀行2002年年報及2002/4/18、2002/5/21工商時報)。而2009年至2012年樣本結束間央行阻升的機率大幅增加, 該期間反映美國聯準會爲解除金融海嘯所引發的危機執行 QE 政策, 美國央行創造貨幣供給的同時, 亦使得資金流入國內, 新台幣面臨強勁升值的壓力 (參見中央銀行2009–2011年年報及2010/10/2工商時報)。

另一方面, 從圖3 (b) 可以看到央行在2000年初期央行進場阻貶頻率甚高, 此期間階段反映的是台灣第一次總統政黨交替, 匯市受到政治的影響, 對新台幣貶值預期心理濃厚, 央行極力進場阻貶以維護市場對新台幣

[18]在此小節我們暫時排除轉升爲貶或轉貶爲升的特殊情況, 以符合條件機率的定義並分析央行干預偏好。

臺灣大學學術期刊資料庫

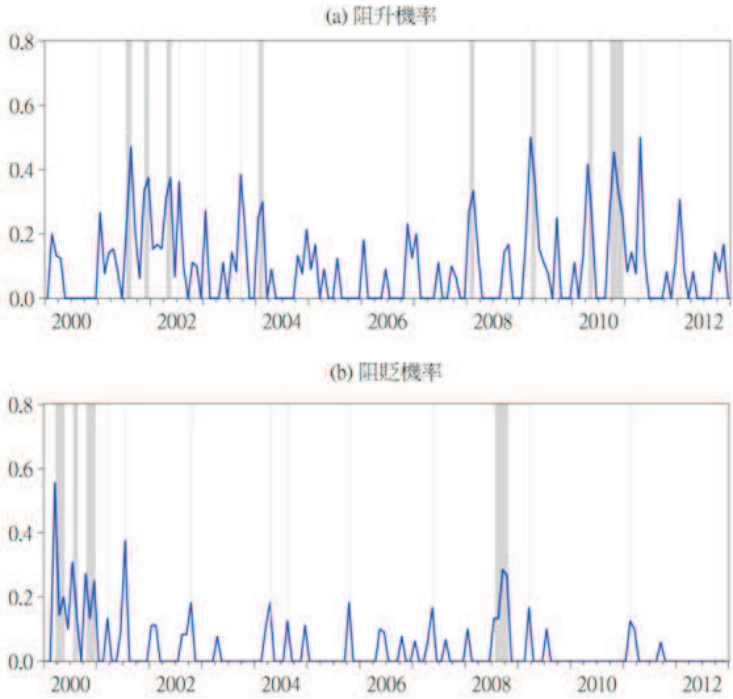


圖 3: 央行每月進場干預之機率

說明: 1. 藍線代表央行每月進場阻升與阻貶之機率。
2. 灰色陰影代表央行干預匯市的機率, 顯著大於該干預行爲在樣本期間內的平均發生機率一個標準差的月份。

的信心。大選結束、市場上非理性因素消除過後, 央行於2000年下半年度持續阻貶的主要原因爲美國網路泡沫化引發美股與台股崩跌, 外資大量匯出國內市場, 台幣貶值壓力劇增, 因此央行不斷介入匯市以穩定匯價 (參見中央銀行2000年年報及2000/10/19工商時報)。2008年9、10月央行阻貶頻率明顯較高, 主因爲此期間美國雷曼兄弟控股公司 (Lehman Brothers Holdings Inc.) 宣布破產, 次級房貸所引發的全球性金融海嘯正式引爆, 外資將資金抽離亞洲國家, 造成當時新台幣重貶, 央行爲穩定市場而積極介入阻貶 (參見中央銀行2008年年報及2008/09/16工商時報)。

由於央行在外匯市場的干預行爲, 不必然會是以日曆月爲區隔。因此吾人亦嘗試以固定樣本數的移動視窗方法, 以1個月約20個交易日的交易

臺灣大學學術期刊資料庫

天數爲固定區間, 估計央行在每日進場阻升、阻貶之機率, 亦即

$$\text{Prob}(\text{阻升 (貶)}|\text{升 (貶) 值}) = \frac{\text{20個交易日中, 央行阻升 (貶) 且匯率收盤爲升 (貶) 值的天數}}{\text{20個交易日中, 匯率收盤爲升 (貶) 值的天數}}。$$

其結果如圖4所示, 灰色陰影部分同樣表示央行進場阻升或阻貶的機率顯著大於該干預行爲在全樣本期間內平均發生機率一個標準差的日期。圖4結果與圖3結果相似。在2000年央行阻貶的機率較爲顯著, 而在2001–2002年期間, 央行阻升的機率較顯著; 2003下半年之後, 金融市場穩定, 央行雖偶有進場干預, 但其干預的機率較不顯著, 直至國際金融海嘯發生之後, 匯率大幅度變化, 央行阻升、貶之頻率大幅增加, 且皆具有顯著性。

觀察圖3與圖4樣本期間內央行進場干預匯市的頻率, 我們發現當全球經濟景氣發生劇烈變化時, 例如網路泡沫化、金融海嘯等, 央行進場阻升或阻貶的頻率會相對較高。央行在外匯市場阻升的機率遠遠大於阻貶的機率; 而阻貶政策次數上相對較少, 且大多爲單一事件、沒有持續性。依據本研究樣本期間新台幣走勢與相關經濟變化及央行進場干預的頻率, 除了全樣本期間外我們亦將樣本期間分成三個次樣本區間以進行分析和討論。第一段次樣本區間爲2000/01/04–2003/06/30, 此期間台灣經濟和匯市受到網路經濟泡沫化、台灣政權移轉、金融風暴後復甦及SARS疫情影響, 由圖3及圖4的灰色陰影標示得知, 此期間央行干預市場機率較顯著, 由於網路經濟泡沫化爲此區間發生的第一個重大經濟事件, 我們將此樣本區間命名爲「網路經濟泡沫化區間」;[19] 第二段次樣本區間2003/07/01–2007/07/31台灣經濟與國際金融穩定影響, 此期間央行干預匯市機率相對較少, 因此我們稱此樣本區間爲「國際金融穩定區間」; 第三段次樣本區間2007/08/01–2012/12/28, 金融海嘯、美國聯準會的QE政策影響全球匯市, 如圖3及圖4所示, 此期間央行進場干預匯市的機率顯著, 因此本文中我們將此樣本區間命名爲「金融海嘯區間」。

[19]雖台灣經濟在2002年明顯復甦, 但本研究第一段次樣本區間結束日期仍設定在2003年6月30日, 主要原因爲2002年年底受SARS疫情影響, 台灣經濟及匯市發生大幅變化, 經濟成長率在2003年第2季一度下降至−1.27%, 直至SARS疫情結束後約2003年第2季才明顯趨於穩定。

臺灣大學學術期刊資料庫

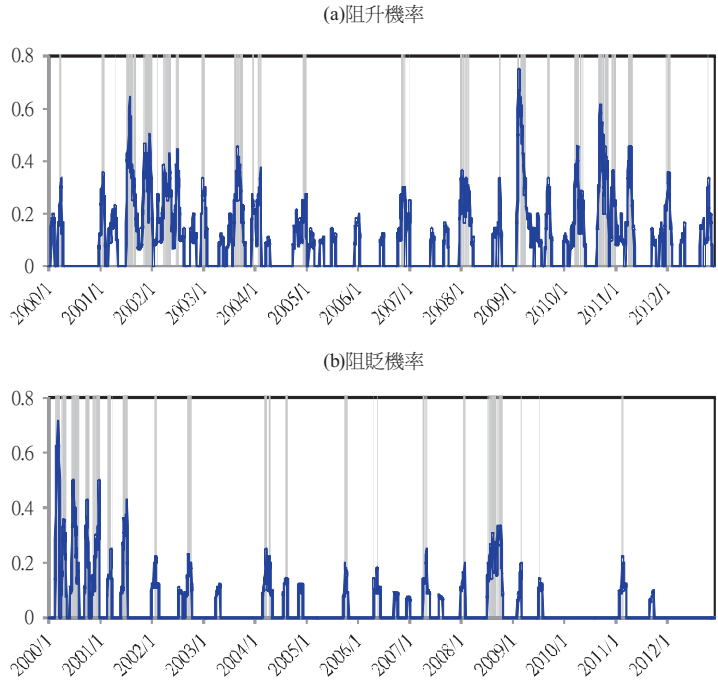


圖 4: 央行於20個交易日內進場干預之機率

說明: 1. 藍線部分代表 20 個交易日內, 央行每日進場阻升與阻貶之機率, 計算方式詳見內文 2.2 節說明。

2. 灰色陰影部分代表在 20 個交易日內, 央行進場阻升或阻貶的機率顯著大於該干預行爲在全樣本期間內平均發生機率一個標準差的交易日。

表 2 (a) 整理全樣本及三個次樣本期間內阻升、阻貶的 (條件) 機率值, 我們發現逆風干預之機率最高不超過 14%, 新台幣升值時央行進場阻升的機率值約 11%–14%, 貶值時阻貶機率則約爲 3%–9%。由此推論雖然台灣央行多以逆風干預方式調節匯率, 但並非以長時間且持續地在進行, 應可呼應央行所宣稱「原則上」新台幣匯率由外匯市場供需決定的立場。

近年來許多學者探討央行的干預行爲, 且就央行干預是否具有不對稱性仍無一致之結論, 故本研究依媒體資料統計結果, 檢定在研究之樣本期間內央行外匯市場干預是否有顯著偏好行爲。雖然央行不曾公布其進場干預之統計數據, 我們無從得知干預的母體機率值, 但由於央行多次於新聞

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 逆風干預之機率值及其檢定結果

	全樣本 [2000/01/04–2012/12/28]		網路經濟泡沫化期間 [2000/01/04–2003/06/30]		金融穩定期間 [2003/07/01–2007/07/31]		金融海嘯期間 [2007/08/01–2012/12/28]	
(a) 機率值								
	阻升	阻貶	阻升	阻貶	阻升	阻貶	阻升	阻貶
	0.113	0.044	0.136	0.092	0.079	0.027	0.120	0.030
(b) 檢定結果 – H_0: Prob (阻升|升值) = Prob (阻貶|貶值)								
t 統計量	7.125***		2.013***		3.726***		6.185***	

說明: 1. (a) 欄內容爲條件機率值。阻升 (貶) 機率計算方式爲該樣本期間內, 匯率升 (貶) 值且央行進場阻升 (貶) 的天數占匯率升 (貶) 值總天數的百分比。

2. *** 表示可在1%顯著水準下拒絕虛無假設。

稿中聲明該行無特定的干預偏好,[20]因此我們依其聲明對央行干預行爲進行假設檢定, 設定虛無假設爲央行面對匯率升、貶值時進場阻升、阻貶的機率相等。檢定結果如表 2 (b) 所示, 在所有樣本期間內, 升值時央行阻升的機率顯著異於貶值時央行阻貶的機率, 且深入檢視檢定結果後, 我們發現央行在升值時阻升的頻率顯著大於貶值時阻貶的機率, 此結果呼應陳旭昇 (2015) 的發現, (相對於阻貶而言) 央行有偏好阻升的情形。

然而, 值得注意的是陳旭昇 (2015) 指出台灣央行在外匯市場偏好「阻升不阻貶」, 並將「不阻貶」的行爲定義爲匯率貶值時央行放任不管的次數比較多; 依合理推測, 媒體不可能每天都報導央行在外匯市場上的行爲, 且媒體傾向報導「央行進場」干預的事件, 而非央行對匯市「放任不管」的事件, 也就是說在媒體無報導央行干預的時期, 央行不一定是採取「放任不管」的態度, 因此本研究無法就央行在外匯市場是否傾向「不阻貶」做出明確之討論。此部分亦爲使用媒體資料討論台灣央行不對稱干預行爲文獻的另一項限制。

[20]參見99年11月19日、100年9月24日及100年12月17日發布中央銀行新聞稿。

臺灣大學學術期刊資料庫

3 央行干預對匯價的影響

3.1 估計模型設定

Westerfield (1977) 與 Hsieh (1988) 發現每日匯率變化的變異數具有短暫的群聚現象 (clustering), 亦即大波動伴隨大波動, 小波動緊跟著小波動的情形; 而 Hsieh (1989) 與 Diebold and Nerlove (1989) 也發現自迴歸條件變異模型 (ARCH) 對每日匯率變化的變異數具有解釋能力。後續使用日資料研究, 如 Dominguez (1993) and Dominguez (1998)、Hoshikawa (2008)、萬哲鈺 (2000) 及張興華 (2013) 等, 亦使用一般自迴歸條件變異模型 (GARCH) 探討央行干預外匯市場時對匯率的影響。使用 GARCH 模型能從兩個面向幫助我們了解央行干預對匯率變化的影響, 其一爲干預對匯率變化 (exchange rate change) 的影響, 其二爲干預對匯率變化之變異數, 也就是匯率變化的不確定性或匯率波動 (exchange rate volatility) 的影響; 若以計量方法的觀點而言, 就是干預分別對匯率變化的一階動差與二階動差之影響。

由於外匯爲一項金融資產 (此處爲美元), 爲了容許前一期外匯價格變化的消息對匯率波動產生不同程度的影響, 並確保條件變異數不爲負值的情況, 本文使用指數自迴歸條件變異 (EGARCH) 模型進行分析。[21] 令 S_t 代表一美元可兌換到的新台幣價格 (NTD/USD), 央行干預對匯率變化 (ΔS_t) 的影響之估計模型如下:

模型 (一):

$$\Delta S_t = c_0 + \theta I_t + \sum_{k=1}^{p} c_k \Delta S_{t-k} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \ \text{且} \ v_t \sim w.n.(0,1),$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \gamma I_t + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \alpha_3 \ln(h_{t-1})。 \tag{2}$$

其中 p 爲落後期數, 設定最大期數爲3期並由 Akaike information criterion (AIC) 方法選擇最適落後期。而 I_t 爲依照 2.1 節所述之條件建構的央行干

[21] 傅澤偉與牛慈敏 (2012) 以 GJR-GARCH 研究台灣匯率, 亦發現上一期匯價消息的好壞對新台幣匯率波動有不對稱的效果。

臺灣大學學術期刊資料庫

預虛擬變數 (dummy variable), 當媒體報導央行進場干預且當日外匯市場的交易量大於其五日平均值時, 則表示央行於當天進場干預。式 (1) 中係數 θ 代表央行干預對匯率變化 (ΔS_t) 的影響, 若估計結果 $\theta < 0$ 表示央行的干預使新台幣升值, 可推論平均而言會使新台幣升值的賣匯干預比使新台幣貶值的買匯干預對匯率變化的影響還大, 反之亦然。[22]

式 (2) 中之 h_t 爲匯率變動的條件異質變異數, ε_t 爲干擾項。干預變數 I_t 之係數 γ 說明當央行進場干預時, 對匯率變化的條件變異數所造成之影響, 且由於指數條件變異數爲單調遞增的函數 (monotonically increasing function), 若參數估計值 γ 爲負號, 則表示條件變異數減少, 也就是央行的干預有助於減少匯率波動, 反之則表示條件變異數增加, 央行干預反而造成當日市場匯率波動加劇。由於央行干預的目的是爲使得匯率穩定, 故推論央行干預目的之一爲減少匯率波動即匯率變化的不確定, 因此透過檢定參數 γ 是否顯著小於 0, 設定虛無假設 $H_0 : \gamma \geq 0$ 及對立假設 $H_0 : \gamma < 0$, 可推論央行干預是否能有效減少匯率波動。$\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 爲衡量前一期匯價變化對匯率波動不對稱影響的變數, 並以 Bollerslev and Wooldridge (1992) 之準最大概似估計法 (quasi-maximum likelihood estimation method) 估計 EGARCH 模型中之相關參數。

由於模型 (一) 的干預變數包含所有干預項目, 其結果只能讓我們了解台灣央行進場干預時對匯率變化的影響; 而由第2節媒體資料統計結果得知, 台灣央行在外匯市場上的行爲以逆風干預爲主, 因此本文亦利用媒體建構之干預變數探究央行的逆風干預是否會對匯率變化產生影響。我們將央行干預分爲「阻升」、「阻貶」與「其他」等三個項目, 設立另一組與模型 (一) 相似的迴歸模型, 簡述如下:[23]

[22]由於萬哲鈺 (2000) 及吳致寧等 (2012) 的干預變數爲央行干預金額, 並將參數估計值 θ 小於0解釋爲央行干預會減少貶值或升值的幅度; 反之, 央行干預會增加貶值或升值的幅度。但在模型 (一) 中由於央行干預變數無法辨別其正負符號,因此干預是否能減少匯率變動幅度, 還須視干預時匯率的走勢而定, 因此本研究不沿用前述文獻對參數 θ 之解釋。

[23]第2節我們將央行的干預行爲分爲「阻升」、「阻貶」、「助升」、「助貶」以及「調節干預」五類, 由於統計結果指出助升加上助貶總天數共 14 日, 並非央行之主要干預行爲, 因此在模型 (二) 中, 我們將其歸納到其他項目中。另外, 2.2 小節中逆風干預要滿足匯率升值或貶值的前提條件, 但在此節逆風干預排除此前提條件, 包含央行干預反升爲貶及反貶爲升的情形。

臺灣大學學術期刊資料庫

模型 (二):

$$\Delta S_t = c_0 + \theta_1 I_{A,t} + \theta_2 I_{B,t} + \theta_3 I_{C,t} + \sum_{k-1}^{p} c_k \Delta S_{t-k} + \varepsilon_t, \qquad (3)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \text{ 且 } v_t \sim w.n.(0, 1),$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \alpha_2 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right) + \alpha_3 \ln(h_{t-1}) + \gamma_1 I_{A,t} + \gamma_2 I_{B,t} + \gamma_3 I_{C,t}。 \qquad (4)$$

其中 p 爲落後期數, 同樣設定最大期數爲 3 期並由 AIC 方法選擇最適落後期。$I_{A,t}$、$I_{B,t}$、$I_{C,t}$ 分別表示「阻升」、「阻貶」與「其他」干預之虛擬變數 (dummy variable), 其建構方式如 2.1 節所述, 亦即:

$$I_{A,t} = \begin{cases} 1, \text{ 若媒體報導央行進場阻升, 且外匯市場當天之成交量高於其五日平均值,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

$$I_{B,t} = \begin{cases} 1, \text{ 若媒體報導央行進場阻貶, 且外匯市場當天之成交量高於其五日平均值,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

$$I_{C,t} = \begin{cases} 1, \text{ 除上述之阻升貶干預, 若媒體報導央行進場阻升, 且外匯場當天之成交量高於其五日平均值,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

當上述虛擬變數皆爲 0 時則表示央行無進場干預。由於升值時匯率變化爲負值, 又阻升的目的是爲了使升值幅度減少, 因此阻升干預係數 θ_1 之理論值應大於 0。相反地, 由於貶值時匯率變化爲正值, 阻貶干預係數之估計值應小於 0。但其他干預變數 ($I_{c,t}$) 包含助升、助貶及調節干預, 無法分辨干預對匯率變化影響的方向, 因此無法推論參數值 θ_3 的正負符號, 且其假設檢定之推論與模型 (一) 之干預係數相同。

而式 (2) 中之 h_t 爲匯率變動的條件異質變異數, ε_t 爲干擾項, 其係數 γ_1、γ_2 及 γ_3 分別說明當央行執行阻升、阻貶和其他干預時, 對匯率變動的條件變異數所造成之影響。與模型 (一) 相同, 我們可分別檢定干預係數

臺灣大學學術期刊資料庫

γ_1、γ_2 及 γ_3 是否顯著小於 0, 了解央行阻升、阻貶和其他干預是否能有效減少匯率波動。

3.2 模型內生性與工具變數

在管理浮動匯率機制下央行干預會影響匯率變化, 但當期匯率變化幅度過大亦會驅使央行進場干預, 因此模型 (一) 與模型 (二) 之干預變數具內生性。張興華 (2013) 用前一期干預新聞取代當期的干預變數檢視央行干預對匯率變動的影響, 此方法雖可免除內生性的問題, 但使得該文探討的議題成爲前一期央行干預對匯率變化與波動的影響。因此本文爲實際解決內生性的問題, 我們使用工具變數 (instrument variable) 並以兩階段 (two-stage) 方法進行估計。吳致寧等 (2012) 亦使用兩階段的方法處理內生性問題, 然而與本文不同的是, 該文中推論的央行干預變數爲連續的隨機變數, 可使用一般線性的方法執行第一階段的估計; 而本文所使用的央行干預變數爲間斷的隨機變數且爲虛擬變數, 因此在第一階段需以非線性的方法進行估計, 我們使用 Probit 迴歸方法估算央行干預的機率, 才能確實解決內生性的問題。

工具變數的選擇須滿足三個條件: (1) 工具變數的個數必須至少與具有內生性的自變數的個數一樣多, (2) 工具變數需與具內生性的自變數 (endogenous independent variable) 直接相關, 以及 (3) 工具變數只能透過具內生性的自變數與應變數有關。模型 (一) 中只有一個具內生性的虛擬變數, 隱含央行的兩種行爲; 而模型 (二) 有三個具生性的虛擬變數, 隱含央行的四種行爲。因此爲滿足工具變數的第一項條件, 在估計的第一階段模型 (一) 需要至少兩個工具變數, 模型 (二) 則至少四個工具變數。時間序列模型中, 落後期的變數 (lag variables) 爲合理且具外生性的工具變數, 且依常理推斷, 央行是否干預與前期外匯市場的變化有關, 因此本文依循吳致寧等 (2012) 的作法, 首先選擇前一期匯率的變化 (ΔS_{t-1}) 爲工具變數, 第二個工具變數爲前一期央行干預行爲, 模型 (一)、(二) 前一期之干預變數分別爲 I_{t-1} 及 $I_{\text{Type},t-1}$, 其中 $I_{\text{Type},t-1} = \{I_{A,t-1}, I_{B,t-1}, I_{C,t-1}, I_{\text{None},t-1}\}$。[24] 再選擇前一期匯價全距 ($\text{Range}_{t-1}$) 以及前一期成交量

[24]干預變數之定義與上一小節使用之定義相同。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 工具變數參數估計

	參數估計值			
	模型 (一)	模型 (二)		
		阻升	阻貶	其他
截距項	−1.220***	1.765*	−2.027*	−0.159
ΔS_{t-1}	−0.205*	−1.036***	0.881***	0.198
I_{t-1}	0.637***			
$I_{\text{Type},t-1}$		−0.389***	−0.296***	−0.135*
Range_{t-1}		0.185**	−0.157	0.169*
Vol_{t-1}		−0.303**	0.036	−0.208
F-統計量	42.15***	13.23***		

說明: 1. I_{t-1} 表示在 $t-1$ 期是否干預的虛擬變數, $I_{\text{Type},t-1}$ 表示 $t-1$ 期央行在外匯市場的行爲, 其中 Type 表示央行的干預類別, 包括阻升、阻貶、其他及無干預。

2. 上標符號 *、** 和 *** 分別表示在10%、5%及1%顯著水準下, 工具變數的參數估計值顯著異於 0, 或 Wald 檢定的 F-統計量具有顯著性。

(Vol_{t-1}) 當作模型 (二) 所需的第三和第四個工具變數。

本文對央行干預行爲的分類滿足彼此互斥、互無遺漏 (mutually exclusive and collectively exhaustive) 的條件, 模型 (一) 我們使用雙變量 Probit 模型 (bivariate probit model), 而模型 (二) 我們使用多項 Probit 模型 (multinomial probit model, MNP) 以獲得央行進行各項行爲之預測機率,[25] 並在第二階段的估計中, 使用第一階段得到的預測機率值, 以取代 EGARCH 模型中的虛擬變數。[26]

第一階段的估計結果整理於表 3 中, 我們發現央行進場干預的機率明顯受到前一期央行干預的影響, 模型 (一) 的結果顯示, 當前一期的匯率貶值時, 當期央行干預的機率下降, 且反之亦然, 此估計結果亦可呼應陳旭昇

[25] 參見 Nguyen and Connelly (2014) 之模型設定。另外, 由於多項 Logit (multinomial logit) 模型假設選擇之間需獨立 (independence of irrelevant alternatives, IIA), 吾人認爲不符合央行干預行爲的特色, 故本研究不使用 Logit 模型估計干預預測值。

[26] 此計量方法亦稱爲 two-stage predictor substitution (2SPS) 方法。參見 Terza, Basu, and Rathouz (2008) 介紹。

臺灣大學學術期刊資料庫

(2015) 中央行偏好阻升不阻貶的現象。且若前一期央行進場干預, 則當期央行進場干預的機率會上升。

模型 (二) 的結果顯示, 當前一期的匯率增加 (台幣貶值) 一個百分比時, 阻升機率會顯著下降、阻貶機率會顯著增加, 此結果符合央行進場干預時機的常理; 若前一期匯價差的全距增加則會顯著增加央行在當期進行阻升和其他類干預的機率, 但對當期阻貶的機率無顯著的影響; 而前一期匯率的交易量增加一個百分比, 會顯著減少當期央行進場阻升的機率, 對阻貶或其他干預發生的機率無顯著的影響。透過 Wald 檢定檢查工具變數是否爲強工具變數 (strong instrument), 表3之結果顯示第一階段估計式的 F 值皆具顯著性且大於 10, 由此判斷本研究選擇之工具變數爲強工具變數。[27]

4 模型估計結果與討論

4.1 主要估計結果

表4整理依模型 (一) 檢視央行進場干預對匯率的影響的估計結果。觀察央行干預變數之參數估計值 $\hat{\theta}$, 我們發現在全樣本區間, 央行干預使得匯率升值約0.002%。而在三個次樣本區間, 只有第一段次樣本區間 (2000/01/04–2003/06/30) 央行干預機率增加對匯率變化沒有造成顯著的影響, 在其他次樣本期間, 央行干預同樣會造成匯率變化顯著升值。由於估計值 θ 顯著小於 0, 可推論央行賣匯干預對匯率變化的影響比買匯干預還大。若配合第2節台灣央行偏好執行逆風干預的統計結果, 我們可初步推測央行阻貶的賣匯干預比阻升的買匯干預對匯率變化的影響大。

由於央行宣稱其干預政策目標是「動態穩定」, 也就是說央行進場干預亦須注意其干預對匯率波動的影響, 因此我們觀察參數 γ 的估計結果。表4顯示在所有樣本期間內, γ 之估計值皆爲正值, 且在全樣本和金融海嘯樣本期間的 z 統計量皆大於5%的信賴水準1.96, 也就是說央行的進場干預沒有減少匯率波動, 反而可能會造成匯率變化的條件變異數 (即匯率波動)

[27]依循工具變數與主要迴歸式的誤差項相關性必須無相關的特性, 計算本文之工具變數與未使用工具變數時模型的殘差之間的相關係數, 結果顯示其相關係數之絕對值皆小於0.1且不顯著異於0, 由此推論本文之工具變數亦具有外生性。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 央行干預對匯率的影響估計結果

	全樣本區間 [2000/01/04–2012/12/28]	網路經濟泡沫化期間 [2000/01/04–2003/06/30]	金融穩定期間 [2003/07/01–2007/07/31]	金融海嘯期間 [2007/08/01–2012/12/28]
參數估計值				
c_0	0.026	0.020	0.018	0.030
[z-statistic]	**[1.654]**	[1.003]	[1.153]	**[1.683]**
θ	−0.002	−0.002	−0.002	−0.003
	[−2.198]	**[−1.306]**	**[−1.817]**	**[−2.163]**
c_1	0.144	0.242	0.136	0.075
	[6.184]	**[5.405]**	**[3.594]**	**[2.202]**
α_0	−0.604	−0.941	−0.384	−0.450
	[−4.958]	**[−2.943]**	**[−3.913]**	**[−5.111]**
α_1	0.247	0.234	0.181	0.238
	[4.588]	**[2.814]**	**[3.571]**	**[5.438]**
α_2	0.059	0.213	−0.019	0.026
	[1.147]	[1.574]	[−0.540]	[0.684]
α_3	0.934	0.892	0.966	0.945
	[60.655]	**[21.017]**	**[82.324]**	**[63.648]**
γ	0.017	0.029	0.011	0.009
	[2.124]	[1.579]	[1.593]	[2.322]

說明: 1. 陰影部分代表與央行干預有關之參數估計值。

2. 中括號 ([ ]) 內數字爲參數估計值之 z 統計量。

3. 除參數 γ 爲左尾檢定外, 其餘參數皆爲雙尾檢定。粗體字代表參數估計值在 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

增加。另外, 我們觀察到條件變異數方程式中的不對稱項 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 之估計值 $\hat{\alpha}_2$ 皆不顯著, 此結果表示上一期消息的好壞對持有美元資產的風險沒有顯著的不對稱性。[28]

模型 (二) 分別探究央行不同干預行爲對匯價的影響, 其估計結果整理於表 5 (a) 中。如 3.1 節之解釋, 由於阻升干預爲央行在面對匯率升值情況下進場買匯, 因此若 θ_1 之估計值大於 0 表示升值幅度減少; 觀察表 5 之估

[28] 事實上, 我們亦對未加入不對稱項 $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ 之模型進行估計, 其結果與表 (3) 之結果無明顯差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 央行逆風干預對匯率的影響估計結果

	全樣本區間 [2000/01/04–2012/12/28]	網路經濟泡沫化期間 [2000/01/04–2003/06/30]	金融穩定期間 [2003/07/01–2007/07/31]	金融海嘯期間 [2007/08/01–2012/12/28]
(a) 參數估計值				
c_0	0.097	0.063	0.172	0.090
[z-statistic]	**[2.239]**	[0.835]	**[2.594]**	**[1.775]**
θ_1	0.002	0.004	0.002	0.001
	[0.912]	[0.804]	[0.662]	[0.461]
θ_2	−0.013	−0.016	−0.013	−0.018
	[−2.136]	**[−1.565]**	**[−1.608]**	**[−1.896]**
θ_3	−0.024	−0.010	−0.048	−0.017
	[−2.002]	[−0.446]	**[−2.536]**	[−1.318]
c_1	0.282	0.419	0.294	0.215
	[3.191]	**[2.015]**	**[2.892]**	**[2.279]**
α_0	−0.526	−0.816	−0.009	−0.474
	[−2.704]	**[−1.569]**	[−0.059]	**[−2.556]**
α_1	0.267	0.287	0.184	0.318
	[5.455]	**[3.192]**	**[3.726]**	**[6.512]**
α_2	0.046	0.160	0.075	0.021
	[0.517]	[0.925]	[1.090]	[0.219]
α_3	0.921	0.888	0.965	0.928
	[41.952]	**[16.872]**	**[67.430]**	**[50.338]**
γ_1	0.010	0.004	0.020	0.005
	[1.531]	[0.253]	[2.448]	[0.694]
γ_2	0.030	0.092	−0.015	0.000
	[0.988]	[1.567]	[−0.600]	[0.018]
γ_3	−0.019	−0.027	−0.099	−0.002
	[−0.483]	[−0.307]	**[−2.126]**	[−0.039]
(b) Wald 檢定				
$H_0 : \lvert\theta_1\rvert - \lvert\theta_2\rvert = 0$				
t-statistic	−2.30**	−1.42	−1.79*	−2.12**
$H_0 : \lvert\gamma_1\rvert - \lvert\gamma_2\rvert = 0$				
t-statistic	−0.591	−1.25	0.19	0.14

說明: 1. 陰影部分代表與央行干預有關之參數估計值。

2. 括號 ([ ]) 內數字爲參數估計值之 z 統計量。

3. 其中參數 θ_1 爲右尾檢定, 參數 θ_2、γ_1、γ_2、γ_3 爲左尾檢定, 其餘皆爲雙尾檢定。粗體字代表參數估計值在 10% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

4. 上標符號 *、** 和 *** 分別表示在10%、5% 及 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

臺灣大學學術期刊資料庫

計結果, 在全樣本區間, 央行阻升時匯率變化平均增加0.002%, 即升值幅度減少0.002%, 而三個次樣本區間央行阻升造成升值幅度減少0.001%–0.004%, 但這些結果皆不具統計上的顯著性。另一方面, 由於阻貶干預爲央行在面對匯率貶值情況下進場買匯, 因此若 θ_2 之估計值小於0表示貶值幅度減少, 觀察 θ_2 之估計值, 央行阻貶時匯率貶值幅度平均減少約0.013至0.018個百分比, 且皆具有顯著性。觀察以調節干預爲主的其他類干預變數 ($I_{c,t}$) 之參數估計值 $\hat{\theta}_3$, 我們發現央行執行阻升阻貶以外的干預時, 影響匯率變化 −0.01%至 −0.048%, 且在全樣本區間及金融穩定期間具有顯著性。

觀察表5 (a) 中 γ 估計值以檢視央行逆風干預對匯率波動的影響。我們發現除了在網路經濟泡沫化的次樣本區間, 以調節干預爲主的其他類干預能顯著減少匯率波動0.099個百分比之外, 由於這些估計值大多不具顯著性, 表示央行逆風干預對每日的匯率波動無顯著的影響性, 無法達到央行宣稱的「減少匯率波動」的效果。表5 (b) 整理阻升和阻貶對匯率變化的影響是否相同的檢定結果。除網路經濟泡沫化的樣本期間外, 我們發現逆風干預對匯率變化 (ΔS_t) 的影響有不對稱的現象, 阻貶干預對匯率變化的影響顯著大於阻升干預的影響, 但此兩種干預對匯率波動的影響則無顯著不同。

4.2 估計結果討論

雖然台灣央行常以「動態穩定」描述匯率政策, 但此名詞並非經濟學研究上所通用且在文獻上亦無明確的定義, 例如陳旭昇與吳聰敏 (2008) 認爲可利用匯率變化的減少幅度來評估央行動態穩定政策是否有效。[29] 若以此觀點討論本研究之實證結果, 可推論在不區分央行干預的型態下, 央行助升或阻貶對匯率變化的影響比阻升或助貶的影響大; 進一步區分央行干預的型態後, 本文發現央行偏好的阻升干預對匯率變化影響不顯著, 但阻貶的影響卻非常顯著, 即逆風干預對匯率的影響具不對稱性, 且阻貶對匯率變化的影響比阻升大。

[29]陳旭昇與吳聰敏 (2008) 文中以匯率的「波動」表示匯率變化的「平均數」。但本研究中匯率的「變化」表示匯率變化的「平均數」, 匯率的「波動」表示匯率變化的「變異數」。

臺灣大學學術期刊資料庫

對照第2節央行顯著執行逆風干預的時間點, 我們推論央行雖能夠 (able to) 控制匯率, 但原則上尊重市場機制而不會 (unwilling to) 過度干預匯率水準變化。當央行即使面對全球經濟景氣改變、國際資金大舉流入台灣時, 由於央行仍有許多方法可管控流入的資金, 例如: 引導資金流入股市或懲罰炒作新台幣匯率的金融機構, 因此在面對新台幣升值趨勢明顯時, 即使央行阻升次數頻繁, 也沒有強勢改變新台幣變化幅度。然而當國內外政治經濟發生劇烈動盪, 如政黨輪替或金融海嘯初期等事件, 面對短期間資金快速撤離導致新台幣大幅貶值時, 爲減緩市場的恐慌情緒, 央行強力干預能有效防止新台幣被放空。因此, 本研究認爲台灣央行確實善盡其穩定新台幣匯率水準變化 (exchange rate change) 之職責。

值得注意的是, 央行干預的結果有不對稱的現象, 不表示匯率具有「可預測」的特性: 逆風干預政策的特性在於當匯率呈現升 (貶) 值的趨勢時, 央行站在穩定幣值的立場進行干預以減少升 (貶) 值變化的幅度, 雖央行的行爲在外匯市場會產生與匯率變化方向有關的訊息 (signal), 吾人無法單以央行阻升或阻貶判斷匯率「水準」, 因此未必能提供市場參與者套利的機會。

另一方面, 我們若依循 Dominguez (1993) and Dominguez (1998) 針對央行干預對匯率變化波動 (此即匯率變化的不確定性) 的影響進行討論, 由於台灣央行干預外匯市場的另一項目的爲防止市場因不正常預期心理所引起的投機炒作行爲, 可將該目的解釋爲干預是爲了減少匯率變化之不確定性; 然而本文發現, 以事後資料來看台灣央行干預難以達成該項目標。若以市場的角度討論, 一般而言央行在外匯市場的干預會對市場產生新的訊息 (signaling effect of foreign exchange intervention), 譬如央行干預會引發市場揣測央行新的目標匯率水準, 而改變投機客或市場參與者對未來匯率變化方向的預期 (Dominguez and Frankel, 1993; Baillie, Humpage, and Osterberg, 2000), 但由台灣央行的逆風干預對匯率變化不確定性無顯著影響之結果推論, 央行的宣示或行動難以減少每日匯價變化的不確定性, 因此導致市場參與者亦難以預測未來台美匯率水準, 此結果可呼應央行一再地在新聞稿中呼籲大衆勿輕信投資機構所發布之匯率預測水準的說法。[30]

[30]參見中央銀行89年11月30日、89年12月20日、91年7月22日、94年2月3日、95年1月2日、97年7月24日、99年11月22日發布之新聞稿。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.3 穩健度分析

爲測試上述估計結果之穩健度, 我們利用以下方式重新建構央行干預變數。同樣以當日匯市交易量爲依據, 但提高成交量之門檻條件: 若媒體報導某交易日央行進場阻升 (貶), 且當天的成交量大於其五日平均值之一個標準誤 (standard error of mean) 時, 才推論央行於該日進場干預。換句話說, 將模型 (二) 的逆風干預虛擬變數重新定義爲:

$$I'_{A,t} = \begin{cases} 1, \text{ 若媒體報導央行進場阻升且當天成交} \\ \quad \text{量高於其五日平均值之一個標準差,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

$$I'_{B,t} = \begin{cases} 1, \text{ 若媒體報導央行進場阻貶且當天成交} \\ \quad \text{量高於其五日平均值之一個標準差,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

$$I'_{C,t} = \begin{cases} 1, \text{ 除上述之阻升阻貶干預, 若媒體報導央行進場干預,} \\ \quad \text{且當天之成交量高於其五日平均值之一個標準差,} \\ 0, \text{ 其他。} \end{cases}$$

將依上述標準所建構的虛擬變數代入模型 (二) 估計, 同樣使用兩階段估計方法進行迴歸分析。

模型估計結果列於表 6 中, 我們同樣發現央行阻升無法顯著減少匯率的升值幅度, 但央行阻貶會顯著減少匯率的貶值幅度, 且阻貶對匯率變化的影響比阻升大, 具有不對稱的現象; 干預對匯率波動的影響方面, 逆風干預對匯率波動仍無不對稱的現象, 亦無法顯著減少匯率波動。

5 結論

本文主要在研究台灣央行在外匯市場的干預行爲, 以及央行干預對每日新台幣匯率的影響。基於獲取台灣央行干預資料的限制, 我們利用媒體資料建構央行進場干預的虛擬變數, 分析央行干預匯市的主要行爲。由資料統計結果發現央行原則上尊重市場機制, 但當新台幣升值時發生逆風干預的頻率比貶值時高, 此結果呼應陳旭昇 (2015) 宣稱央行偏好「阻升」的發現。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 穩健度分析

	全樣本區間 [2000/01/04–2012/12/28]	網路經濟泡沫化期間 [2000/01/04–2003/06/30]	金融穩定期間 [2003/07/01–2007/07/31]	金融海嘯期間 [2007/08/01–2012/12/28]
(a) 參數估計值				
c_0	0.120	0.057	0.188	0.142
[z-statistic]	**[2.289]**	[0.650]	**[2.345]**	**[2.038]**
θ_1	0.003	0.004	0.004	0.002
	[1.044]	[0.680]	[0.786]	[0.644]
θ_2	−0.034	−0.037	−0.036	−0.047
	[−2.242]	**[−1.304]**	**[−1.611]**	**[−1.993]**
θ_3	−0.031	−0.002	−0.061	−0.028
	[−2.094]	[−0.075]	**[−2.435]**	[−1.637]
c_1	0.274	0.393	0.269	0.225
	[3.355]	**[1.974]**	**[2.644]**	**[2.335]**
α_0	−0.613	−0.883	−0.056	−0.572
	[−2.386]	[−1.469]	[−0.305]	**[−3.092]**
α_1	0.253	0.259	0.183	0.304
	[4.556]	**[2.654]**	**[3.655]**	**[6.206]**
α_2	0.048	0.175	0.054	−0.004
	[0.466]	[0.931]	[0.797]	[−0.051]
α_3	0.920	0.892	0.967	0.930
	[36.482]	**[16.454]**	**[71.862]**	**[51.764]**
γ_1	0.015	0.006	0.027	0.004
	[1.276]	[0.224]	[2.287]	[0.429]
γ_2	0.061	0.176	−0.037	0.037
	[0.744]	[1.044]	[−0.634]	[0.679]
γ_3	−0.004	−0.023	−0.102	0.020
	[−0.078]	[−0.203]	**[−1.776]**	[0.401]
(b) Wald 檢定				
$H_0 : \lvert\theta_1\rvert - \lvert\theta_2\rvert = 0$				
t-statistic	−2.33**	−1.44	−1.73*	−2.12**
$H_0 : \lvert\gamma_1\rvert - \lvert\gamma_2\rvert = 0$				
t-statistic	−0.52	−0.86	−0.17	−0.54

說明: 與表5說明相同。

此外, 我們使用媒體資料建構而得的央行干預變數, 探究央行的干預行爲是否對匯率變化及波動造成影響。我們發現台灣央行經常執行的阻升干預無法顯著減少對每日匯率變化的幅度, 反而是阻貶干預能顯著減少匯率變化的幅度, 且阻貶對匯率變化的影響明顯大於阻升干預的影響。由實證

臺灣大學學術期刊資料庫

結果推論, 當國際政治經濟發生劇烈動盪, 面對資金快速撤離台灣, 新台幣強勢貶值的情況下, 央行進場阻貶能顯著減少新台幣貶值幅度; 然而當央行面對因全球經濟景氣改變、國際資金流入台灣的情況下, 雖然央行頻繁進場阻升, 卻不會刻意改變新台幣升值的趨勢。另一方面, 央行逆風干預對匯率波動, 即每日匯價變化的不確定性, 無顯著影響, 使得市場參與者難以透過央行干預揣測未來台美匯率變化。

本文探討的主題及搜集資料的方法與張興華 (2013) 雖有部分雷同之處, 然研究方法之細節與結果與張興華 (2013) 有許多差異: 首先, 張興華 (2013) 以寬鬆的關鍵字搜尋媒體資料, 直接排除無法直接判斷的報導, 建構央行干預變數, 並在檢視資料可信度後將全體搜尋結果視爲正確; 本文依市場人士看法搜尋媒體資料, 將無法判讀干預方向之報導歸爲一類, 再以交易量爲門檻過濾媒體資料後才建構干預變數, 並確認干預變數的可信度。第二, 雖然兩篇文章自媒體資料皆得到央行偏好阻升的結論, 張興華 (2013) 認爲此現象即爲央行不對稱干預的證據; 但本文認爲媒體無報導央行干預的時期, 央行不一定是採取「放任不管」的態度, 因此在使用媒體資料之研究, 無法對於央行是否「不阻貶」下定論。第三, 張興華 (2013) 用前一期干預變數取代當期的干預變數處理模型的內生性的問題, 使得該文探討的議題成爲前一期央行干預與本期匯率變化與波動的關係; 而本文使用兩階段估計方法解決內生性問題, 以得到央行干預對「當期」匯率變化的影響。最後, 張興華 (2013) 的實證結果顯示央行前一期阻升會使得當日匯率明顯升值, 前一期阻貶對當日的匯率變化則無明顯影響, 且前一期央行干預會顯著增加當期匯率的波動, 這些結果與本文發現的結果相左。

由於台灣央行未曾公開其干預資料, 討論台灣央行外匯市場干預的相關研究無可避免地都會面臨一些限制, 以新聞資料建構之央行干預變數也不例外, 提醒讀者在解讀本文實證結果時須格外謹愼、留意。首先, 央行在外匯市場的干預結果對匯率變化一定具有方向性, 但報導央行干預的新聞內容不一定會明確闡述央行如何干預, 本文以「調節干預」來歸納模糊的新聞報導, 若不使用此分類, 則實證結果可能會有所不同。例如在本文2.2節曾討論, 若簡單地將調節干預的交易日依當日匯率升貶值情況分別視爲阻升或阻貶時, 阻貶天數會增加50%, 央行在貶值情況下阻貶的頻率會增

臺灣大學學術期刊資料庫

加且匯率平均變化的幅度增加將近0.03%。若依此方式定義阻貶干預, 央行阻貶對匯率變化的影響可能會降低。

此外, 不同媒體對外匯市場的動態及闡述不盡相同, 本文搜尋單一報社的新聞再以市場交易量篩選出央行干預變數, 建議後續使用新聞報導的相關研究可以參考張元晨 (2007) 的做法, 檢視兩家的新聞報社 (例如工商時報和經濟日報) 的消息, 以兩者均有報導央行干預行爲建構央行干預替代變數。最後, 由於本文使用工具變數的方式來處理內生性問題, 若欲探究台灣央行外匯市場「具體」的干預行爲對匯率波動的影響, 仍需更精確的干預數據輔以配對樣本或利用外在衝擊事件以推論該項結果; 且雖然從本文資料發現央行干預對匯率變化不確定性的效果不大, 但在實際發生干預的交易日當天央行與市場參與者應不會如此認爲, 因此未來文獻有必要更深入地研究台灣央行干預外匯市場的目的, 例如: 以賽局理論的觀點檢視央行干預是爲了愼重地 (deliberately) 要讓市場參與者無法猜測央行的匯率目標, 亦或是爲了威嚇 (deter) 市場投機炒作的行爲後, 再更進一步解讀干預的結果。因此台灣央行外匯市場的干預是否可以有效地減少匯率波動仍有待未來研究進一步評估。[31]

2012年11月行政院決議推動政府資料開放 (open data), 期透過政府資料開放之推動, 達成政府資訊透明, 促成跨機關與民間協同合作, 推動服務創新。[32] 然而台灣央行長久以來, 即便是干預的歷史資料亦不願公諸於世, 這使得有興趣研究台灣匯率的學者必須在未知中揣測合適的干預替代變數。因此, 吾人與過去相關研究的作者相同 (如: 陳旭昇 (2015)), 深切盼望台灣央行能配合行政院推動資料開放的腳步, 公開干預匯市的歷史資料, 讓社會大衆能了解政府運作, 而不至於常常讓匯率的議題淪爲口水戰, 且能讓學術界對台灣匯率發展投入更多的研究貢獻。

[31]感謝兩位評審委員的提醒, 本文之研究結果建立在特定的 (particular) 研究方法以及假設檢定基礎上, 讀者在解讀結果時須謹愼小心。

[32]參見「中央銀行資料開放行動策略 (104.06)」, 網址: http://www.cbc.gov.tw/ct.asp?xItem=50398&ctNode=1032&mp=1。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

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, 13–46。(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, 13–46.)

吳致寧, 黃惠君, 汪建男, 與吳若瑋 (2012), “再探台灣匯率制度,” 《經濟論文叢刊》, 40, 261–288。(Wu, Jyh-Lin, Hui-Chun Huang, Chien-Nan Wang, and Ro-Wei Wu (2012), “Revisiting to Taiwan’s Foreign Exchange Rate Policies,” *Taiwan Economic Review*, 40, 261–288.)

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, 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, 285–315.)

林依伶, 張志揚, 與陳佩玕 (2012), “台灣利率法則之實證研究 — 考慮匯率變動之不對稱性效果,” 《中央銀行季刊》, 34, 39–62。(Lin, Yi-Ling, Chih-Yang Chang, and Pei-Yun Chen (2012), “An Empirical Investigation on Taiwan’s Asymmetric Interest Rate Policy Rules,” *Quarterly Reviews*, Central Bank of the Republic of China (Taiwan), 24, 39–62.)

施乃禎 (2010), “由央行干預新聞探討央行干預對匯率之影響,” 碩士論文, 國立政治大學金融研究所。(Shih, Nai-Jhen (2010), “The impacts of Central Bank Intervention on the Foreign Exchange Rates: a Case Study of Taiwan,” Master’s thesis, Graduate Institute of Economics, National Cheng Chi University.)

張元晨 (2007), “銀行間新台幣兌美元外匯交易流動性與交易成本的分析: 台北與元太外匯經紀公司的比較,” 《中山管理評論》, 15, 299–322。(Chang, Yuan-Chen (2007), “Liquidity and Trading Costs in the NTD/USD Interbank Foreign Exchange Market: Taipei versus Cosmos Inc.,” *Sun Yat-Sen Management Review*, 15, 299–322.)

張卓煒 (2013), “由媒體資料看我國央行的干預行爲,” 碩士論文, 國立中正大學國際經濟研究所。(Chang, Chow-Wei (2013), “Using News Re-

臺灣大學學術期刊資料庫

ports to study Taiwan's Central Bank Foreign Exchange Intervention," Master's thesis, Graduate Institute of International Economics, National Chung Cheng University.)

張興華 (2013), "從央行干預新聞分析台灣央行外匯市場干預與台幣匯率之關係," 《證券市場發展季刊》, 25, 95–122。(Chang, Hsing-Hua (2013), "Using News Reports to Analyze Taiwanese Central Bank's Foreign Exchange Intervention and the NTD/USD Exchange Rate," *Review of Securities and Futures Markets*, 25, 95–122.)

許嘉棟 (2015), "台灣的匯率政策," 李誠, 蕭代基, 吳中書, 與王健全 (編), 《于宗先院士及台灣經濟發展政策》, 台北: 中央經濟研究所。(Shea, Jia-Dong (2015), "Exchange Rate Policy of Taiwan," in Joseph S. Lee, Daigee Shaw, Chung-Shu Wu, and Jiann-Chyuan Wang (eds.), *The Academician Tzong-Shian Yu and Economic Growth Policy in Taiwan*, Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica.)

陳仕偉與蘇家偉 (2010), "出口、進口與經濟成長的因果關係 — 台灣、韓國及新加坡之實證研究," 《台灣銀行季刊》, 61, 60–82。(Chen, Shyh-Wei and Jia-Wei Su (2010), "The Causal Relationships Between Exports, Imports and Economic Growth? Evidence from Singapore, Taiwan and Korea," *Quarterly Journal of Bank of Taiwan*, 61, 60–82.)

陳旭昇 (2015), "央行「阻升不阻貶」? — 再探台灣匯率不對稱干預政策," 《經濟論文叢刊》, 44, 187–213。(Chen, Shiu-Sheng (2015), "Does the Central Bank of Taiwan Intervene the Foreign Exchange Market Asymmetrically?" *Taiwan Economic Review*, 44, 187–213.)

陳旭昇與吳聰敏 (2008), "台灣匯率制度初探," 《經濟論文叢刊》, 36, 147–182。(Chen, Shiu-Sheng and Tsong-Min Wu (2008), "An Investigation of Exchange Rate Policy in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 36, 147–182.)

傅澤偉與牛慈敏 (2012), "台灣匯率波動性的不對稱性與中央銀行干涉," 第十五屆決策分析研討會論文, 新竹: 清華大學。(Fu, Tze-Wei and Tzu-Min Niu (2012), "Asymmetric Volatility in Exchange Rate market and

臺灣大學學術期刊資料庫

Central Bank Intervention: Evidence from Taiwan," in The 15th Decision Analysis Symposium, Hsinchu: National Tsing Hua University.)

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.)

Baillie, Richard T., Owen F. Humpage, and William P. Osterberg (2000), "Intervention from an Information Perspective," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10, 407–421.

Bollerslev, Tim and Jeffrey M. Wooldridge (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11, 143–172.

Chaboud, Alain and Blake LeBaron (2001), "Foreign-Exchange Market Trading Volume and Federal Reserve Intervention," *Journal of Futures Markets*, 21, 851–860.

Chang, Yuanchen (2006), "The Accuracy of Reports of Foreign Exchange Intervention by the Bank of Japan: Does Tokyo Know More?" *Journal of International Money and Finance*, 25, 1241–1256.

Diebold, Francis X. and Marc Nerlove (1989), "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model," *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1–21.

Dominguez, Kathryn M. (1993), "Does Central Bank Intervention Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates?" NBER Working Paper, W4532.

——— (1998), "Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility," *Journal of International Money and Finance*, 17, 161–190.

Dominguez, Kathryn M. and Jeffrey A. Frankel (1993), *Does Foreign Exchange Intervention Work?* Washington, DC: Peterson Institute for International Economics press.

Fatum, Rasmus and Michael M. Hutchison (2002), "ECB Foreign Exchange Intervention and the EURP: Institutional Framework, News and Intervention," *Open Economies Review*, 13, 413–425.

Frenkel, Michael, Chrisyian Pierdzioch, and Georg Stadtmann (2004), "The Accuracy of Press Reports Regarding the Foreign Exchange Interventions of the Bank of Japan," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14, 25–36.

臺灣大學學術期刊資料庫

Hoshikawa, Takeshi (2008), "The Effect of Intervention Frequency on the Foreign Exchange Market: The Japanese Experience," *Journal of International Money and Finance*, 27, 547–559.

Hsieh, David A. (1988), "The Statistical Properties of Daily Foreign-Exchange Rates: 1974–1983," *Journal of International Economics*, 24, 129–145.

——— (1989), "Modeling Heteroscedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 307–317.

Klein, Michael W. (1993), "The Accuracy of Reports of Foreign Exchange Intervention," *Journal of International Money and Finance*, 12, 644–653.

MacDonald, Ronald and Jerome L. Stein. (1999), *Equilibrium Exchange Rates*, Norwell, MA: Kluwer Academic Publishing.

Nguyen, Ha T. and Luke B. Connelly (2014), "The Effect of Unpaid Caregiving Intensity on Labour Force Participation: Results from a Multinomial Endogenous Treatment Model," *Social Science and Medicine*, 100, 115–122.

Suardi, Sandy and Yuanchen Chang (2012), "Are Changes in Foreign Exchange Reserves a Good Proxy for Official Intervention?" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22, 678–695.

Terza, Joseph V., Anirban Basu, and Paul J. Rathouz (2008), "Two-Stage Residual Inclusion Estimation: Addressing Endogeneity in Health Econometric Modeling," *Journal of Health Economics*, 27, 531–543.

Westerfield, Janice M. (1977), "An Examination of Foreign Exchange risk Under Fixed and Floating Rate Regimes," *Journal of International Economics*, 7, 181–200.

投稿日期: 2014年12月8日, 接受日期: 2016年5月13日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Impact of the Foreign Exchange Intervention of the CBC on the USD-NTD Exchange Rate — An Examination Using Press Reports

Hsiu-Hsin Ko

Department of Applied Economics, National University of Kaohsiung

In this study, we use press reports to construct a proxy variable of the foreign exchange intervention of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (hereafter, the CBC) and analyze the CBC's preference for foreign exchange interventions. The statistical results show that the CBC adopts the 'leaning-against-the-wind' policy and intervenes in the foreign exchange rate market more often when the New Taiwanese dollar (NTD) appreciates than when the NTD depreciates. Nevertheless, the empirical result shows that the against-NTD-depreciation interventions leads to significant changes in the exchange rate, but not the against-NTD-appreciation interventions. Moreover, the effect on the exchange rate change of the against-NTD-depreciation interventions is larger than the against-NTD-appreciation interventions, which implies that the CBC's intervention policy has asymmetric effects on the exchange rate change. Lastly, we find that the CBC's foreign exchange interventions have no significant effect on the volatility of exchange rate change.

Keywords: central bank intervention, leaning against the wind intervention, exchange rate volatility

JEL classification: F31, E58

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫