

MOST 2014 學術研習營 (國際金融理論與實證)

貨幣政策與匯率動態

陳旭昇

國立台灣大學經濟系

2014.11.10

Fear of Appreciation (阻升不阻貶)

- 陳旭昇 (2014), “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》, 即將刊登。
- Shiu-Sheng Chen (2014) “Revisiting the “Fear of Appreciation” Hypothesis”, working paper

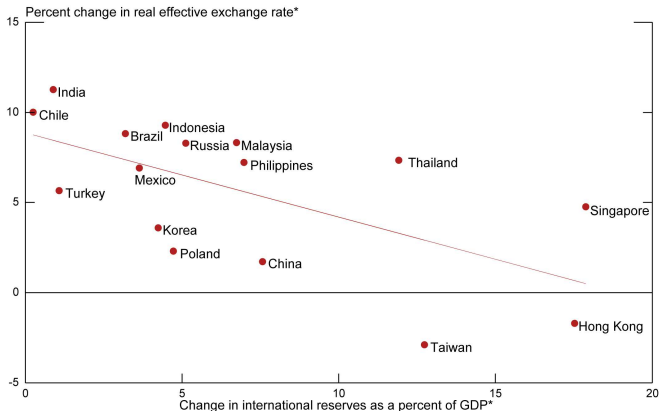
研究動機

- 陳旭昇 (2014), “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》, 即將刊登。
- 美國聯準會理事主席柏南克 (Ben S. Bernanke) 在 2010 年 11 月 19 日於德國法蘭克福所舉行的央行研討會 (Central Banking Conference) 中, 在其演說 “Rebalancing the Global Recovery” 中直指新興國家為了增加出口以刺激經濟成長, 刻意壓低本國貨幣幣值的做法不利於全球經濟復甦。
- 柏南克報告若干國家實質有效匯率變動與外匯存底增加對 GDP 比率之關係, 並據此說明了四個新興經濟體 (泰國, 新加坡, 台灣與香港) 匯率變動偏低而外匯存底累積過多, 有過度干預外匯市場以阻止本國貨幣升值之嫌。

實質有效匯率變動 vs. 外匯存底增加對 GDP 比率

Figure 8

Exchange Rates and Reserves



Note: GDP is gross domestic product.

*From September 2009 through September 2010.

Source: Bloomberg; country sources via Haver; J.P. Morgan via Haver; Federal Reserve Board staff calculations.

研究動機

- 不出所料, 台灣的中央銀行馬上於 2010 年 11 月 19 日發布新聞稿澄清, 強調「我國並未干預匯市以阻升新台幣」。
- 台灣央行的官方說詞, 「一路走來, 始終如一」!
- 然而, 實務界卻常有不同看法。
 - ▶ 聯合知識庫 (搜尋 1998/1/1-2012/5/23 的聯合報系報紙新聞):
 - ★ 「阻升新台幣」: 233 筆
 - ★ 「阻貶新台幣」: 12 筆
 - ★ 「助升新台幣」: 3 筆
 - ★ 「助貶新台幣」: 12 筆
 - ▶ 張元晨 (2007) 整理央行干預匯市報導並篩選出其樣本期間 (2001 年 4 月 16 日至 2003 年 8 月 5 日的日資料) 中, 共有 140 次央行干預匯市的明確報導。其中,
 - ★ 阻止新台幣升值: 104 天,
 - ★ 阻止新台幣貶值: 36 天。

研究動機

- 一般咸認, 央行「阻升不阻貶」
- 何謂「阻升不阻貶」?
 - ▶ 本文定義:
央行干預外匯市場 (買賣外匯) 的「平均行為」顯著地受到新台幣升值衝擊影響, 卻未顯著受到新台幣貶值衝擊所影響。
 - ▶ 亦即,「不對稱干預」。
- 本文檢視央行自從 1989 年以來, 是否有「阻升不阻貶」的實際 (*de facto*) 行為。

台灣央行干預之文獻

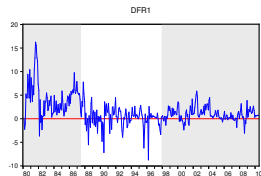
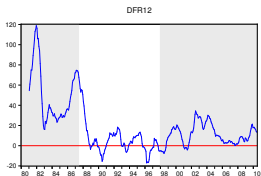
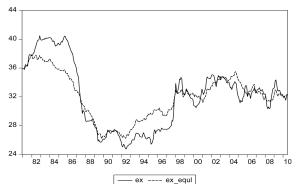
- 近年討論台灣央行外匯市場干預的研究：
 - ▶ 楊雅惠·許嘉棟(2005); 張元農 (2007), Lee and Lai (2011); Ouyang and Rajan (2011)
 - ▶ 然而, 這些研究並沒有探討央行是否在外匯市場採用不對稱干預政策。
- 早期探討央行不對稱干預政策之研究: Shen and Chen (2004)
 - ▶ 馬可夫轉換模型 (Markov-switching model)
 - ▶ 1983–2001 年新台幣對美元匯率動態 (雙週資料),
 - ▶ 實證結果:
 - ★ 新台幣匯率在升值時會有「長幅擺盪」(long swing) 現象: 阻升政策 (slowdown policy)
 - ★ 貶值時則會有「短期擺盪」(short swing) 現象: 不阻貶政策 (let-it-go policy)
 - ▶ 詮釋上的問題? (難道先進國家阻貶不阻升?)

台灣央行干預之文獻

透過均衡匯率檢視新台幣匯率

- 陳旭昇·吳聰敏 (2008)
 - ▶ 均衡匯率 vs. 實際匯率
 - ▶ 結果發現, 1980–1987年以及 1997–2004年之間, 新台幣對美元匯率明顯低估, 是為「阻升政策」。
 - ▶ 這兩段期間台灣的匯率變動較小, 外匯存底變動幅度較大, 此結果隱含央行的積極干預阻升, 卻未積極阻貶。
- 吳致寧·黃惠君·汪建南·吳若璋 (2012) 以不同假設下的貨幣匯率模型建構均衡匯率, 並發現不一樣的實證結果:
 - ▶ 阻升政策 (1980M12–1987M5); 阻貶政策 (1987M06–1997M11); 維持匯率均衡穩定政策 (1997M12–2010M6)
 - ▶ 與外匯存底變動資料放在一起對照來看的話, 似乎有不協調感

吳致寧·黃惠君·汪建南·吳若瑋 (2012)



台灣央行干預之文獻

檢視央行的貨幣政策法則

- 沈中華·徐千婷 (2000)
 - ▶ 貨幣基數政策法則/馬可夫轉換模型 (1986:M2–1999:M3 月資料)
 - ▶ 兩次面對新台幣大幅升值時 (1986:M2–1986:M10 以及 1991:M8–1992:M5), 提高了貨幣基數反應函數中匯率目標的權重。
- 陳旭昇·吳聰敏 (2010)
 - ▶ 利率法則/門檻模型 (1998Q1–2008Q2 的季資料)
 - ▶ 央行於 1998 年後可能採用不對稱的非線性利率法則。亦即新台幣升值時, 干預外匯市場, 採寬鬆貨幣政策; 新台幣貶值時, 央行不阻貶, 甚或可能推波助瀾地助貶。
- 姚睿·朱俊虹·吳俊毅 (2010)
 - ▶ 利率法則/門檻模型 (2000:Q4–2008:Q4 即時季資料)
 - ▶ 當新臺幣貶值時, 央行可能進一步採寬鬆的貨幣政策讓貶值幅度擴大。

台灣央行干預之文獻

檢視央行的貨幣政策法則

- 吳致寧·李慶男·張志揚·林依伶·陳佩玗·林雅淇 (2011)
 - ▶ 利率法則 (1998Q1–2008Q2 的季資料)
 - ▶ 考慮所謂的偏誤修正變數 (bias correction terms) 於門檻模型
 - ▶ 發現央行不論在新台幣升值或貶值時, 均採取阻升又阻貶的逆風干預政策。
- 林依伶·張志揚·陳佩玗 (2012) 延續上述研究
 - ▶ 利率法則/考慮偏誤修正變數的門檻模型 (1998M1–2011M3 月資料)
 - ▶ 考慮新台幣大幅升值, 大幅貶值以及小幅升貶值三種不同的區間,
 - ▶ 亦發現央行在新台幣大幅升值或貶值期間皆採逆勢干預的貨幣政策。
- 吳若瑋·吳致寧 (2014)
 - ▶ 利率法則/考慮偏誤修正變數的門檻模型
 - ▶ 即時季資料 (1990Q1–2011Q3)
 - ▶ 央行阻升不阻貶

對過去研究的進一步思考

- 檢視新台幣匯率動態：
 - ▶ 間接證據
 - ▶ 均衡匯率之建構不易
- 檢視央行的貨幣政策法則
 - ▶ 在央行**完全沖銷**下，利率政策法則所解釋的只有央行的間接干預，無法捕捉央行買賣外匯的直接干預行為
 - ▶ 即使央行採取的是不完全沖銷干預，則利率或是貨幣總計數的變動可能只是反映了一小部份未沖銷的直接干預
 - ▶ 與美國不同，台灣央行在外匯市場以**直接干預**為主。
- 因此，想要直接了解央行的干預政策，就應該透過檢視匯率以及央行買賣外匯的干預指標之間的互動。
 - ▶ 晚近研究中，僅有王泓仁 (2005) 檢視央行直接干預，但是王泓仁 (2005) 並未考慮可能存在的不對稱干預。

研究目的

- 本文的主要目的就是要透過 SVAR 模型認定出外生的結構性匯率衝擊 (structural exchange rate shock), 然後將其分解成升值衝擊 (appreciation shock) 與貶值衝擊 (depreciation shock), 藉以進一步探討央行是否在外匯市場上採用不對稱的匯率干預政策。
- 為何要研究衝擊?
 - ▶ 計量方法上的動機 (內生性問題)
 - ▶ 制度上的動機
“本行採行具彈性之「管理式浮動匯率制」(managed float regime), 新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定; 惟如因季節性或偶發因素干擾外匯市場正常運作時, 本行將適時調節, 以維持外匯市場秩序。” 中央銀行年報 (2010)

實證模型

- 我們考慮以下的實證模型：

$$FXI_t = \alpha + \sum_{j=1}^P \rho_j FXI_{t-j} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ e_{t-i}^{Q^+} + \beta_i^- e_{t-i}^{Q^-}) + u_t, \quad (1)$$

其中, $e_t^{Q^+} > 0$ 與 $e_t^{Q^-} < 0$ 分別為新台幣貶值衝擊與升值衝擊, FXI_t 則為央行干預指標。

- ▶ 逆風干預: $\beta_0^+ < 0$ 與 $\beta_0^- < 0$ (貶值賣匯, 升值買匯)
- ▶ 順風干預: $\beta_0^+ > 0$ 與 $\beta_0^- > 0$ (貶值買匯, 升值賣匯)
- ▶ 不對稱干預: $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$
 - ★ 阻升重於阻貶: $\beta_0^+ < 0$ 與 $\beta_0^- < 0$ 均顯著, 且 $|\hat{\beta}_0^+| < |\hat{\beta}_0^-|$
 - ★ 阻升不阻貶: $\hat{\beta}_0^- < 0$ 顯著, 且無法拒絕 $H_0: \beta_0^+ = 0$
 - ★ 阻升助貶: $\hat{\beta}_0^- < 0$ 與 $\hat{\beta}_0^+ > 0$ 均顯著
 - ★ 同理, 亦可定義「阻貶重於阻升」, 「阻貶不阻升」, 以及「阻貶助升」。

實證模型

● 如何認定匯率衝擊?

▶ SVAR 模型

$$y_t = D_0 y_t + D_1 y_{t-1} + \cdots + D_k y_{t-k} + e_t$$

▶ 向量 $y_t = [R_t, M_t, CPI_t, IP_t, Q_t, PCM_t]'$

▶ 認定條件

$$(I - D_0)\varepsilon_t = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & a_{16} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{bmatrix} \varepsilon_t = \begin{bmatrix} e_t^{MP} \\ e_t^{MD} \\ e_t^{CPI} \\ e_t^Y \\ e_t^Q \\ e_t^{PCM} \end{bmatrix} .$$

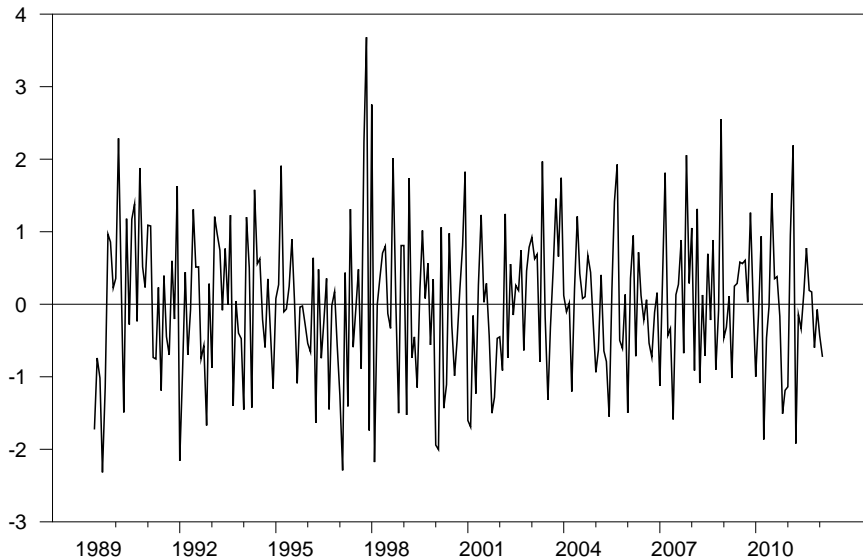
▶ 參見 Gordon and Leeper (1994), Kim and Roubini (2000), Kim (2003)

資料

- 樣本期間: 1989:M5–2012:M2 (274 筆月資料)
- 選擇 1989 年 5 月作為樣本起始點的原因:
 - ▶ 台灣在 1989 年 4 月廢止中心匯率制度, 讓銀行間外匯交易匯率自由化。
- 匯率干預指標的衡量
 - ▶ 台灣央行並未公布干預資料
 - ▶ 一般的研究都以外匯存底 (金融統計月報表 1) 或是央行國外資產 (金融統計月報表 8) 的變動量當作央行匯率干預的替代變數。
 - ▶ 我們遵循王泓仁 (2005) 的做法, 使用已剔除匯率變動因素的「準備貨幣增減因素-國外資產」(金融統計月報表 4) [[目前文獻所知最佳 proxy](#)]

資料來源

變數	資料名稱	資料來源
R_t	金融業拆款市場隔夜拆款利率	央行統計資料- 金融統計- 重要金融指標
M_t	貨幣總計數 M2 (期末)	同上
CRM_t	準備貨幣增減因素-國外資產	AREMOS-FSM (MRCH@FOR.m)
CPI_t	消費者物價基本分類指數 (總指數)	主計處總體統計資料庫
IP_t	工業生產指數 (總指數, 不含土石採取業)	同上
PC_t	原物料商品價格指數 (不含燃料) (Non-Fuel Commodities Index)	國際貨幣基金會-國際金融統計 (IMF-IFS)
OP_t	原油價格 (世界均價) (Petroleum: Average Crude Price)	同上
Q_t	新台幣實質有效匯率	國際清算銀行 (BIS)

匯率衝擊 (e_t^Q)

實證結果: 央行外匯市場不對稱干預之估計 (1989:M5–2012:M2)

	$k = 2$			$k = 8$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$p = 1$ $q = 0$	$p = 1$ $q = 0$	$p = q = 4$ $p = q = 4$	$p = 1$ $q = 0$	$p = 1$ $q = 0$	$p = q = 4$ $p = q = 4$
e_t^Q	-0.134 (0.090)			-0.127 (0.084)		
e_t^{Q+}		0.072 (0.119)	0.092 (0.111)		0.103 (0.109)	0.121 (0.113)
e_t^{Q-}		-0.359 (0.160)**	-0.375 (0.154)**		-0.354 (0.169)**	-0.396 (0.174)**
FXI_{t-1}	0.437 (0.097)***	0.448 (0.093)***	0.349 (0.092)***	0.435 (0.097)***	0.448 (0.093)***	0.353 (0.094)***
Constant	0.314 (0.086)***	0.139 (0.102)	0.049 (0.181)	0.314 (0.085)***	0.128 (0.106)	0.008 (0.185)
\bar{R}^2	0.201	0.207	0.250	0.200	0.208	0.238
$\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$		3.831	5.178		3.742	4.384
p -value		0.050	0.023		0.053	0.036

實證結果: 央行外匯市場不對稱干預之估計 (子樣本期間)

	1989:M–1998:M2 ($k = 2$)			1998:M3–2012:M2 ($k = 2$)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$p = 1$ $q = 0$	$p = 1$ $q = 0$	$p = q = 4$ $p = q = 4$	$p = 1$ $q = 0$	$p = 1$ $q = 0$	$p = q = 4$ $p = q = 4$
e_t^Q	-0.053 (0.123)			-0.201 (0.097)**		
e_t^{Q+}		0.119 (0.173)	0.052 (0.166)		0.041 (0.157)	0.115 (0.144)
e_t^{Q-}		-0.249 (0.232)	-0.232 (0.236)		-0.458 (0.156)***	-0.483 (0.152)***
FXI_{t-1}	0.148 (0.145)	0.160 (0.141)	0.150 (0.132)	0.549 (0.082)***	0.556 (0.081)***	0.434 (0.101)***
Constant	0.039 (0.137)	-0.119 (0.193)	-0.197 (0.354)	0.393 (0.099)***	0.203 (0.123)*	0.078 (0.169)
\bar{R}^2	0.005	0.004	0.005	0.333	0.342	0.386
$\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$		1.309	0.848		3.802	6.549
p -value		0.253	0.357		0.051	0.010

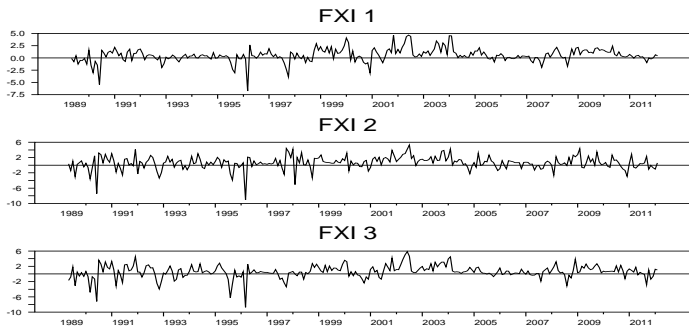
穩健度分析

- 不同的央行干預指標衡量。
 - ▶ 央行國外資產變動
 - ▶ 外匯存底變動
- 不同的 SVAR 模型認定假設。
- 不同的原物料商品價格衡量。

不同的央行干預指標衡量

- FXI 1 (「已剔除匯率變動因素」的準備貨幣 (國外資產) 變動)
- FXI 2 (央行國外資產變動)
- FXI 3 (外匯存底變動)

$$\text{Corr}(FXI1, FXI2) = 0.57, \quad \text{Corr}(FXI1, FXI3) = 0.84, \quad \text{Corr}(FXI2, FXI3) = 0.62$$



穩健度分析

	(a)			(b)		
	1989:M5 -2012:M12	1989:M5 -1998:M2	1998:M3 -2012:M2	1989:M5 -2012:M12	1989:M5 -1998:M2	1998:M3 -2012:M2
e_t^{Q+}	0.61 (0.20)***	1.30 (0.23)***	0.02 (0.20)	0.42 (0.17)***	0.54 (0.33)*	0.36 (0.19)**
e_t^{Q-}	0.33 (0.24)	0.46 (0.29)	0.10 (0.25)	-0.20 (0.21)	-0.005 (0.33)	-0.33 (0.17)**
FXI_{t-1}	0.05 (0.09)	-0.15 (0.08)*	0.25 (0.10)***	0.37 (0.10)***	0.18 (0.13)	0.53 (0.09)***
Constant	0.49 (0.17)***	-0.03 (0.26)	0.67 (0.20)***	0.14 (0.16)	-0.14 (0.32)	0.18 (0.14)
\bar{R}^2	0.08	0.23	0.06	0.14	0.04	0.29
$\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$	0.65	4.00	0.04	3.78	1.04	5.15
p -value	0.42	0.05	0.84	0.05	0.31	0.02

(a) 干預指標以央行國外資產變動率衡量 (顯著助貶, 不顯著阻升)

(b) 干預指標以央行外匯存底變動率衡量 (顯著助貶阻升)

穩健度分析

	(c)			(d)		
	1989:M5 -2012:M12	1989:M5 -1998:M2	1998:M3 -2012:M2	1989:M5 -2012:M12	1989:M5 -1998:M2	1998:M3 -2012:M2
e_t^{Q+}	0.07 (0.12)	0.12 (0.17)	0.04 (0.16)	0.05 (0.12)	0.10 (0.17)	0.01 (0.15)
e_t^{Q-}	-0.36 (0.16)**	-0.25 (0.23)	-0.46 (0.16)***	-0.38 (0.16)**	-0.31 (0.26)	-0.41 (0.15)***
FXI_{t-1}	0.45 (0.09)***	0.16 (0.14)	0.56 (0.08)***	0.44 (0.09)***	0.16 (0.14)	0.55 (0.08)***
Constant	0.14 (0.10)	-0.12 (0.19)	0.21 (0.12)*	0.15 (0.10)	-0.13 (0.21)	0.23 (0.12)**
\bar{R}^2	0.21	0.004	0.34	0.21	0.01	0.34
$\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$	3.79	1.33	3.70	3.62	1.37	2.95
p-value	0.05	0.25	0.05	0.06	0.24	0.09

(c) 認定條件為: $a_{65} \neq 0$, $a_{56} = 0$ (阻升不阻貶)

(d) 原物料商品價格以原油價格 (世界平均) 衡量 (阻升不阻貶)

名目有效匯率與不對稱干預

	(1)	(2)	(3)
	1989:M5–2012:M2	1989:M5–1998:M2	1998:M3–2012:M2
e_t^{Q+}	0.112 (0.105)	0.206 (0.156)	0.096 (0.147)
e_t^{Q-}	-0.352 (0.168)**	-0.241 (0.227)	-0.535 (0.181)***
FXI_{t-1}	0.454 (0.094)***	0.158 (0.144)	0.573 (0.080)***
Constant	0.125 (0.113)	-0.153 (0.198)	0.145 (0.138)
\bar{R}^2	0.206	0.007	0.349
$\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$	4.073	1.843	5.276
p -value	0.044	0.175	0.022

● 阻升不阻貶

結論與建議

- 我們檢視 1989:M5–2012:M2 的月資料。實證結果發現：
 - ▶ 全樣本期間 1989:M5–2012:M2 的資料來看, 整體而言我們發現央行「阻升不阻貶」的實證證據。
 - ▶ 在 1989 年 5 月 到 1998 年 2 月之間, 央行對於外匯市場的干預較小。
 - ▶ 證據顯示在 1998 年 3 月之後, 央行確有顯著的「阻升不阻貶」之行為。
- 此實證結果具相當之頑強性 (robustness)

結論與建議

- 由於台灣央行並未公佈匯市干預之歷史資料。在無法取得實際干預資料的情況下，我們只能遵循目前我們所知文獻中最好的做法，利用已剔除匯率變動因素的「準備貨幣增減因素-國外資產」來作為央行干預的替代變數。
- 我們要在這呼應陳旭昇·吳聰敏 (2008) 的建議以及吳致寧·黃惠君·汪建南·吳若璋 (2012) 的“部分”建議，期待央行能夠公布歷史干預資料。
- 世界上有許多國家 (包含開發中國家) 的央行已經公布外匯干預的歷史資料，舉例來說，如澳洲，瑞士，德國，義大利，日本，墨西哥，土耳其以及美國等國家。

Structural Change

- 制度上的 structural change 並不隱含會有統計上的 structural change, 反之, 發現統計上有 structural change 並不一定找得到制度上的 structural change
- 在原來的研究中, 我們只想知道制度上的改變前後有何不同, 所以我們 ad hoc 以 1998:M3 為子樣本分割點。不過許多人都很好奇, 如果是利用統計檢定, 是否有 structural change 之證據。
- 檢定結果如下 (虛無假設為: 不存在結構性改變):
 - ▶ Andrews-Quandt: 20.861891 (0.008)
 - ▶ Andrews-Ploberger 7.386886 (0.006)(括號內為 p-value)。
⇒ 我們發現證據支持統計上有 structural change 存在。
- Break Date 的估計值: 1998 年 8 月。

Motivations

- Chen (2014) “Revisiting the “Fear of Appreciation” Hypothesis”
- To formally test the “fear of appreciation” hypothesis

Empirical Strategy

- Consider a panel data set
 - ▶ 13 emerging market countries: Brazil, Chile, India, Indonesia, Korea, Mexico, Malaysia, Philippines, Poland, Russia, Singapore, Taiwan, and Turkey
 - ▶ Time period: 1998:M1–2013:M12
- Similar to Feve and Guay (2009, JMCB) and 陳旭昇 (2014, 《經濟論文叢刊》)

Empirical Strategy: First Step

- SVAR Model for each country:

$$y_t = [R_t, M_t, CPI_t, IP_t, Q_t, PCM_t]'$$

Same identification scheme in 陳旭昇 (2014, 《經濟論文叢刊》)

- Identify structural shocks to real effective exchange rates: e_{it}^Q
- Decompose e_{it}^Q into depreciation shocks ($e_{it}^{Q+} \equiv \max[0, e_{it}^Q]$) and appreciation shocks ($e_{it}^{Q-} \equiv \min[0, e_{it}^Q]$)

Empirical Strategy: Second Step

- Panel data models:

$$FXI_{it} = \alpha_i + \rho FXI_{it-1} + \beta_0 e_{it}^Q + \gamma' \mathbf{X}_{it-1} + u_{it}$$

$$FXI_{it} = \alpha_i + \rho FXI_{it-1} + \beta_0^+ e_{it}^{Q+} + \beta_0^- e_{it}^{Q-} + \gamma' \mathbf{X}_{it-1} + u_{it}$$

where

- ▶ $FXI_{it} = (\log IR_{it} - \log IR_{it-1}) \times 100$
- ▶ \mathbf{X}_{it} contains $\Delta \log M_{it}$, $\Delta \log IP_{it}$, $R_{it} - R_{it}^*$, $\Delta \log EX_{it}$, Vol_{it}

Baseline Results

	Dynamic Models				Static Models	
FXI_{it-1}	0.1045 (0.0200)	0.1044 (0.0200)	0.1098 (0.0211)	0.1097 (0.0211)		
e_{it}^Q	-0.4278 (0.0782)		-0.4277 (0.0794)		-0.4187 (0.0786)	
e_{it}^{Q+}		-0.6658 (0.1379)		-0.6654 (0.1401)		-0.6579 (0.1387)
e_{it}^{Q-}		-0.1603 (0.1498)		-0.1605 (0.1522)		-0.1497 (0.1506)
$\Delta \log M_{it-1}$	0.0923 (0.0390)	0.0903 (0.0390)	0.0922 (0.0397)	0.0902 (0.0396)	0.1108 (0.0391)	0.1088 (0.0391)
$\Delta \log IP_{it-1}$	0.0179 (0.0192)	0.0180 (0.0192)	0.0179 (0.0196)	0.0180 (0.0195)	0.0185 (0.0193)	0.0186 (0.0193)
$R_{it-1} - R_{it-1}^*$	-0.0226 (0.0071)	-0.0217 (0.0071)	-0.0226 (0.0072)	-0.0217 (0.0072)	-0.0231 (0.0071)	-0.0222 (0.0071)
$\Delta \log EX_{it-1}$	0.0222 (0.0095)	0.0211 (0.0095)	0.0222 (0.0097)	0.0211 (0.0097)	0.0238 (0.0096)	0.0227 (0.0096)
Vol_{it-1}	0.0015 (0.0005)	0.0015 (0.0005)	0.0015 (0.0006)	0.0015 (0.0006)	0.0011 (0.0005)	0.0011 (0.0005)
\bar{R}^2	0.0335	0.0348	0.0335	0.0348	0.0232	0.0245
No. of Obs.	2470	2470	2470	2470	2470	2713
No. of Country	13	13	13	13	13	13
Est. Method	LSDV	LSDV	LSDVC	LSDVC	LSDV	LSDV

Subsample Analysis

	Dynamic Models		Static Models	
	1998–2006	2009–2013	1998–2006	2009–2013
FXI_{it-1}	0.0574 (0.0287)	0.0890 (0.0377)		
e_{it}^{Q+}	-0.4712 (0.2111)	-0.4301 (0.1826)	-0.4527 (0.2068)	-0.4472 (0.1822)
e_{it}^{Q-}	-0.4240 (0.2278)	0.0402 (0.1896)	-0.4314 (0.2236)	0.0625 (0.1890)
$\Delta \log M_{it-1}$	0.0967 (0.0552)	0.0912 (0.0606)	0.1060 (0.0539)	0.0874 (0.0605)
$\Delta \log IP_{it-1}$	0.0078 (0.0293)	0.0277 (0.0237)	0.0094 (0.0287)	0.0243 (0.0236)
$R_{it-1} - R_{it-1}^*$	-0.0260 (0.0095)	-0.0113 (0.0678)	-0.0262 (0.0093)	-0.0228 (0.0675)
$\Delta \log EX_{it-1}$	0.0244 (0.0132)	0.0171 (0.0146)	0.0241 (0.0129)	0.0180 (0.0146)
Vol_{it-1}	0.0013 (0.0007)	0.0117 (0.0095)	0.0012 (0.0006)	0.0080 (0.0093)
\bar{R}^2	0.0382	0.0116	0.0367	0.0076
No. of Obs.	1378	767	1378	767
No. of Country	13	13	13	13
Est. Method	LSDVC	LSDVC	LSDV	LSDV

Country-by-Country Results

	Brazil	Chile	India	Indonesia	Korea	Mexico	Malaysia
e_{it}^{Q+}	-2.017	0.395	-0.417	0.128	-0.789	-0.765	0.169
	(1.092)	(0.458)	(0.246)	(0.263)	(0.514)	(0.883)	(0.522)
e_{it}^{Q-}	0.016	-0.570	0.226	-0.223	-0.138	0.028	-0.145
	(0.935)	(0.506)	(0.345)	(0.426)	(0.294)	(0.427)	(0.416)
FXI_{it-1}	0.060	-0.095	0.253	0.141	0.534	-0.029	0.469
	(0.093)	(0.072)	(0.077)	(0.076)	(0.063)	(0.072)	(0.070)
$\Delta \log M_{it-1}$	0.022	-0.284	-0.213	-0.154	0.014	0.134	0.584
	(0.200)	(0.213)	(0.170)	(0.116)	(0.208)	(0.240)	(0.142)
$\Delta \log IP_{it-1}$	0.296	0.047	-0.046	0.022	-0.006	-0.042	-0.003
	(0.254)	(0.075)	(0.098)	(0.034)	(0.049)	(0.106)	(0.061)
$R_{it-1} - R_{it-1}^*$	0.026	0.025	-0.209	0.056	0.158	-0.016	0.065
	(0.282)	(0.066)	(0.093)	(0.021)	(0.075)	(0.033)	(0.078)
$\Delta \log EX_{it-1}$	0.003	-0.047	0.017	0.026	0.030	0.039	0.001
	(0.108)	(0.030)	(0.025)	(0.033)	(0.023)	(0.050)	(0.026)
Vol_{it-1}	0.007	-0.009	-0.041	-0.001	0.002	0.009	-0.002
	(0.010)	(0.022)	(0.045)	(0.002)	(0.005)	(0.010)	(0.001)
Constant	1.435	0.405	2.542	0.362	0.500	1.153	-0.091
	(0.863)	(0.553)	(0.641)	(0.369)	(0.237)	(0.535)	(0.363)

Country-by-Country Results

	Philippines	Poland	Russia	Singapore	Turkey	Taiwan
e_{it}^{Q+}	-1.063	-0.384	-2.826	-0.358	-0.627	0.195
	(0.442)	(0.502)	(1.657)	(0.311)	(0.623)	(0.166)
e_{it}^{Q-}	0.484	-0.300	-0.349	-0.223	-1.080	-0.356
	(0.416)	(0.467)	(0.946)	(0.305)	(0.768)	(0.143)
FXI_{it-1}	0.134	-0.050	0.141	-0.027	-0.058	0.500
	(0.084)	(0.093)	(0.132)	(0.073)	(0.096)	(0.082)
$\Delta \log M_{it-1}$	0.137	0.080	0.161	0.016	0.018	0.292
	(0.070)	(0.194)	(0.136)	(0.050)	(0.070)	(0.157)
$\Delta \log IP_{it-1}$	0.001	-0.158	0.059	0.012	-0.032	-0.027
	(0.053)	(0.116)	(0.155)	(0.018)	(0.123)	(0.022)
$R_{it-1} - R_{it-1}^*$	0.007	-0.080	-0.221	0.124	0.013	0.131
	(0.177)	(0.061)	(0.093)	(0.091)	(0.018)	(0.046)
$\Delta \log EX_{it-1}$	0.017	0.117	0.009	0.025	0.054	0.026
	(0.011)	(0.063)	(0.056)	(0.020)	(0.085)	(0.014)
Vol_{it-1}	0.012	-0.008	0.006	-0.035	-0.011	-0.048
	(0.018)	(0.013)	(0.002)	(0.034)	(0.004)	(0.058)
Constant	1.393	1.282	3.297	1.000	0.646	0.211
	(0.800)	(0.631)	(0.846)	(0.262)	(0.555)	(0.171)

Concluding Remarks

- Based on a panel data of 13 emerging market countries for the period 1998:M1 to 2013:M12, we find strong evidence of “fear of depreciation” rather than “fear of appreciation” or “fear of floating”
- A further subsample analysis suggests that in the pre-crisis period (1998:M1–2006:M12), strong evidence of “fear of floating” are found. However, results from the post-crisis period (2009:M1–2013:M12) show evidence of “fear of depreciation” as found in the full sample period
- Country-Specific Results suggest that Taiwan is the ONLY country supporting the “fear of appreciation” hypothesis among 13 emerging market countries

References I

陳旭昇 (2014), “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》, 即將刊登。

Chen, Shiu-Sheng (2014), “Revisiting the “fear of appreciation” hypothesis”, *working paper*.

Feve, Patrick and Guay, Alain (2009), “The response of hours to a technology shock: A two-step structural var approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(5), 987–1013.