DOI: 10.6277/TER.202301_51(1).0003

名目匯率制度與實質匯率調整: 非工業國家之實證研究

王彥惇・賴正豪・吳致寧・曾富民*

本文探討實質匯率調整與名目匯率制度間之關聯是否支持 Friedman 假說。實證結果指出在非工業及非工業且非石油輸出組織國家中實質匯率調整隨匯率制度愈具彈性而變快, 且在 5%顯著水準下, 調整速度在固定與浮動匯率制度間之差異顯著, 此外實證結果具穩健性, 實證結果支持 Friedman 假說。

關鍵詞: 實質匯率調整, 名目匯率制度, Friedman 假說
JEL 分類代號: F31, F32, C33

1 緒論

本文目的在利用 Klein and Shambaugh (2012) 之名目匯率制度指標, 藉由追蹤資料自迴歸模型探討名目匯率制度與實質匯率調整間的關聯是否與 Friedman 假說相一致。實證分析之主要貢獻在適切控制匯率制度之內生性影響, 此外吾人亦控制匯率制度結構改變及相關變數對實質匯率持續性影響。在穩健性分析中吾人考慮不同模型設定, 控制金融危機, 採用 Shambaugh (2004) 匯率制度指標, 控制相關變數之內生性影響。吾人以非工業國家跨越 1970–2016年之追蹤資料進行實證分析, 實證結果指出浮動匯率制度有助於實質匯率調整, 同時實證結果具穩健性。此外吾人之實證結果

*作者分別爲南山人壽投資交割專員、國立中正大學國際經濟研究所博士生、國立中山大學經濟研究所教授與國立中正大學經濟系副教授。 吳致寧爲通訊作者 (jlwu2@mail.nsysu.edu.tw)。作者感謝主編及三位審查人之寶貴意見與建議。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 51:1 (2023), 59–90。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

亦指出 Friedman 假說獲支持之主因爲非工業國家之通膨及匯率波動在浮動匯率制度下較其在固定匯率制度下爲高。最後爲提供適切之政策建議, 吾人亦探討匯率制度對經常帳之調整, 實證結果顯示, 浮動匯率制度有助於經常帳調整。根據上述實證結果, 吾人建議非工業國家央行在面臨劇烈外部 (external) 干擾時應跳脫浮動恐懼 (fear of floating) 之迷思, 正視浮動匯率有助於實質匯率及經常帳調整之功能, 審愼制訂合宜政策以達成央行維持對內與對外均衡之目標。這些建議或可供台灣央行參考, 期使台灣能早日擺脫因被美國認定匯率操縱而遭受經濟制裁之威脅。

一國商品在國際間相對價格 (實質匯率) 之高低會影響該國經常帳及國際收支盈虧。在固定匯率制度下, 兩國間商品相對價格調整須仰賴商品與要素價格調整; 在浮動匯率制度下, 名目匯率調整在商品相對價格調整上扮演重要角色。由於商品及要素價格調整具向下僵固性, 而名目匯率爲資產價格, 因此在浮動匯率制度下匯率調整速度快且幅度大, 名目匯率調整可取代商品與要素價格調整, 加速商品在國際間相對價格調整。因此, Friedman (1953) 指出國際間商品相對價格在固定匯率制度下之調整速度慢, 但在浮動匯率制度下之調整速度快, 此爲 Friedman 假說。此一假說並非由嚴謹之理論模型與數學推導所得到之命題 (Chinn and Wei, 2013; Obstfeld and Rogoff, 1996), 然此並不影響其重要性, 因爲其已深植於許多學者及政策制定者心中而被認爲是不言自明的信念。Ötker-Robe and Vávra (2007) 指出過去10年間有很多國家相信在應對外部干擾之影響時, 較有彈性之匯率制度能提供較大程度的貨幣政策自主性和靈活性。

本文以非工業國家樣本探討 Friedman 假說成立否之主要原因有三。首先 Berka, Devereux, and Engel (2012) 指出 Friedman 假說立基於二個假設: 第一, 進口品之價格以出口商之通貨表示且價格具僵固性; 第二, 資本完全不移動 (complete international immobility of capital)。當上述假設有一不成立時, 則 Friedman 假說不成立。以 Chinn and Ito (2008) 標準化後的金融開放指標爲例, 該指標數值介於0到1之間, 且數值越大代表金融開放程度越高。在1980–2016期間, 金融開放指標平均值在工業及非工業國家中分別爲0.761及0.394, 在2000–2016期間該指標平均值在工業及非工業國家中分別爲0.887及0.443。換言之工業國家之金融開放程度

臺灣大學學術期刊資料庫

高, 資本移動速度快, 此與 Friedman 假說成立所需之資本完全不移動假設明顯相悖。此外相關文獻亦多發現 Friedman 假設在工業國家中未被支持 (Bergin, Glick, and Wu, 2014; Caputo, 2015; Chinn and Wei, 2013)。其次, 藉由浮動匯率來加速實質匯率調整進而加速經常帳調整是 IMF 對外部帳 (external account) 嚴重失衡國家所經常提出之政策建議。Calvo and Reinhart (2002) 指出非工業國家普遍存在對浮動匯率制度之恐懼 (fear of floating), 尤其是當面臨金融危機之衝擊時, 因此在態度上較偏好固定匯率制度 (縱使他們宣稱是採浮動匯率制度)。此乃因, 非工業國家之央行較常干預外匯市場以維持名目匯率之穩定, 維持出口品之相對競爭力及避免以外幣計價的國外負債及資產因本幣大幅升、貶值而急遽變動。在自由浮動匯率制度下, 此種干預操作較難進行。此外對於浮動匯率是否能提升實質匯率調整速度, 相關文獻亦無一致共識。因此探討 Friedman 假說在非工業國家中是否成立, 有助於這類國家之貨幣政策制定者在面臨劇烈外部干擾時擬訂適當政策以爲因應。最後, 從資料面而言, 非工業國家追蹤資料樣本數明顯多於工業國家樣本數, 這有助於增加非工業國家估計結果之可靠性。

實質匯率調整與匯率制度間之關係, 相關文獻並無一致共識。McDermott and Cashin (2006) 透過 AR(p) 模型對實質匯率持續性進行實證研究, 以 90 個國家跨越 1973–2002 之追蹤資料進行分析, 同時以 IMF 名目匯率制度指標區分固定與浮動匯率制度, 實證結果指出, 採用浮動匯率制度國家其實質匯率均數回復速度較採用固定匯率制度國家爲快, 實證結果支持 Friedman 假說。Curran and Velic (2019) 藉由指數平滑轉換自迴歸模型 (exponential smooth transition autoregressive model) 及考慮結構性轉變之高階自迴歸模型分析國家特性對實質匯率調整之影響。以 141 個國家跨越 1973–2010 之追蹤資料進行分析, 他們發現高通膨, 高名目匯率波動幅度及高貿易開放有助於實質匯率調整。此外以 IMF 名目匯率制度指標區分固定, 中間與浮動匯率制度, 雖然他們發現固定匯率制度相對於中間及浮動匯率制度有較高的實質匯率持續性及較低之名目匯率波動幅度, 但實質匯率持續性並未隨匯率制度越具彈性而遞減。實證結果並未完全支持 Friedman 假說。上述文獻以單變量時間序列分析法進行跨國分析, 並以半

臺灣大學學術期刊資料庫

衰期來測度實質匯率持續性。

晚近有不少學者以追蹤資料探討匯率制度對實質匯率持續性之影響, Caputo (2015) 依據行爲實質匯率理論 (behavior exchange rate theory) 估計均衡實質匯率, 進而建構實質匯率錯置 (實質匯率偏離其均衡), 藉由誤差修正模型, 作者探討不同匯率制度下實質匯率錯置對實質匯率動態之影響。以 54 個國家跨越 1980–2011 之追蹤資料進行分析, Caputo (2015) 發現就開發中國家而言, 實質匯率錯置在固定匯率制度下對實質匯率變動有顯著影響。而就已開發國家而言, 實質匯率錯置對實質匯率調整在固定與浮動匯率制度下並無顯著差異, 這些文獻並未支持 Friedman 假說。[1]

Parsley and Popper (2001) 以 IMF 名目匯率制度指標區分不同匯率制度, 利用 82 個國家跨越 1961–1992 之追蹤資料探討實質匯率在不同匯率制度下之行爲。他們發現實質匯率持續性在固定匯率制度下較其在非固定匯率制度下爲低; 在釘住美元制度下之調整速度較其在非釘住美元制度下之調整速度爲快; 在浮動 (a) 與 (b) 下之調整速度則較其在非浮動 (a) 與 (b) 制度下之調整速度爲慢; 在完全浮動匯率制度下之調整速度則較其在非完全浮動匯率制度下之調整速度爲快; 在布列頓森林體制崩潰後期間之調整速度較在該體制期間之調整速度爲快。實證結果並未完全支持 Friedman 假說。Chinn and Wei (2013) 以 Levy-Yeyati and Sturzenegger (2003, LYS) 之 de facto 名目匯率制度指標來區分固定, 爬行釘住, 管理浮動與浮動等四種匯率制度, 進而探討實質匯率調整速度在不同匯率制度下是否有明顯差異, 實證結果顯示, 實質匯率調整速度並未隨匯率制度越具彈性而變快, 故不支持 Friedman 假說。Bergin, Glick, and Wu (2014) 探究 20 個工業國家之實質匯率調整速度在布列頓森林體制之固定匯率制度期間與該體制崩潰後之浮動匯率制度期間是否有明顯差異。他們發現實質匯率在浮動

[1] 實質匯率錯置在 Caputo (2015) 中爲實質匯率 (q_{it}) 之均衡誤差。Caputo (2015) 之誤差校正模型爲不考慮短期動態之簡化誤差校正模型, 茲將其不考慮控制變數之模型表示如下:

$$\Delta q_{it} = \alpha + \beta \text{peg}_{it} + \gamma_1 \varepsilon_{it} + \gamma_2 (\text{peg}_{it} \times \varepsilon_{it}) + u_{it},$$

peg_{it} 爲匯率制度虛擬變數, 其值在固定匯率制度下爲 0, 在非固定匯率制度下爲 1, ε_{it} 爲實質匯率均衡誤差。誤差校正係數在固定匯率制度下爲 γ_1 在非固定匯率制度下爲 $(\gamma_1 + \gamma_2)$, 實質匯率在固定與非固定匯率制度下之調整速度可分別以 $(1 + \gamma_1)$ 及 $(1 + \gamma_1 + \gamma_2)$ 衡量。因此若 γ_1 及 γ_2 皆爲負且顯著則吾人稱 Friedman 假說成立。

臺灣大學學術期刊資料庫

匯率制度期間之調整速度較其在固定匯率制度期間爲慢, 實證結果不支持 Friedman 假說。

前述文獻中除了 Chinn and Wei (2013) 外皆假設匯率制度具外生性, 因此忽略了匯率制度之內生性影響。此外相關文獻在名目匯率制度指標上並無共識。Chinn and Wei (2013) 以 LYS 及 Ilzetzki, Reinhart, and Rogoff (2019, IRR) 之 de facto 名目匯率制度指標來區分不同匯率制度。Caputo (2015) 則以 Shambaugh (2004) 之名目匯率制度指標來區分固定與浮動匯率制度。Parsley and Popper (2001) 則以 IMF 名目匯率制度指標來區分固定與非固定 (浮動) 匯率制度。Bergin, Glick, and Wu (2014) 則以布列頓森林體制之崩潰做爲固定與浮動匯率制度期間之分割點。

由於 Friedman 的論點爲名目匯率係資產價格, 調整速度快且幅度大, 在浮動匯率制度下名目匯率調整可取代商品與要素價格調整, 加速商品在國際間相對價格調整。此意味著浮動匯率制度下之匯率波動較固定匯率制度下之波動爲大, 這在探討 Friedman 假說上是重要的。實證上, Mussa (1986) 亦發現名目與實質匯率在浮動匯率制度下的波動大於其在固定匯率制度下之波動。然 de facto 名目匯率制度指標是透過觀察匯率波動、利率或儲備準備金改變、政府干預政策等影響匯率表現的行爲, 進行匯率制度分類 (Calvo and Reinhart, 2002; Ghosh, Gulde, and Wolf, 2002), 因此以 de facto 名目匯率制度指標區分不同匯率制度並無法保證名目匯率波動隨著匯率制度愈具彈性而增加 (Ghosh, Qureshi, and Tsangarides, 2013)。爲此吾人採用 Klein and Shambaugh (2012) 所建構以名目匯率變動爲依據之匯率制度指標探討實質匯率調整與名目匯率制度間之關係是否與 Friedman 假說相一致。實證分析之主要貢獻在適切控制匯率制度之內生性換行影響。

本文共包括 4 節, 第 1 節爲緒論。第 2 節爲資料說明。第 3 節爲實證研究, 吾人於該節中描述本文之基準模型並討論實質匯率持續性與名目匯率制度間之關聯是否支持 Friedman 假說, 此外亦探討實證結果之穩健性及本文之政策建議。第 4 節爲結論。

臺灣大學學術期刊資料庫

2 資料說明

非工業國家之實質有效匯率資料下載自 Darvas (2012) 資料庫,[2] 該資料庫涵蓋全球178個國家, 其中非工業國家數爲132, 資料期間爲1970到2016, 總共47年。詳細之非工業國家請參閱附錄中之表A2。Klein-Shambaugh 指標則取自 Shambaugh 之網頁。Klein-Shambaugh 認定一國在 t 年爲固定匯率制度之標準爲該國在 t 年1至12月之月底雙邊匯率都在中心匯率上下2%區間內變動。如果該國在 t 年中有少數幾個月之月底雙邊匯率超過上下2%區間或者該國第 t 年1月與12月間之雙邊匯率變動未超過上下2%區間, 但其他各月之雙邊匯率變動皆超過上下2%區間, 則認定 i 國第 t 年之匯率制度爲浮動。例如 i 國自2001年6月至2005年5月, 各月之雙邊匯率變動皆未超過中心匯率上下2%區間, 則認定該國在2002–2004爲固定匯率制度, 然在2001及2005則爲浮動匯率制度。相較於以名目匯率波動之相對大小 (如 Ghosh, Qureshi, and Tsangarides (2013)) 來認定匯率制度, Klein-Shambaugh 之認定標準之優點在於2%區間清楚且持續一年, 2%區間之標準亦與布列頓森林體制及歐洲貨幣制度之波動區間一致。

本文之貿易開放資料來自世界銀行資料庫 (World Bank Data), 資料期間爲1970年到2016年, 其計算方法爲 [(出口值 + 進口值)/國內生產毛額 (GDP)]。金融開放資料來自 Chinn and Ito (2008) 的金融開放指標 (kaop),[3] 資料期間爲1970年到2016年, 吾人使用標準化的 kaop 指標其數值介於0到1之間。此外吾人控制實質有效匯率及貿易開放極端值之影響, 吾人將前述兩變數由小到大排列並刪除頭尾各1%之樣本, 進而以移除極端值後之樣本進行分析。附錄之表A1顯示實質有效匯率, 貿易與金融開放皆無明顯極端值。

3 實證分析

吾人以 Klein-Shambaugh 匯率制度指標及一階自迴歸 (AR(1)) 模型進行

[2]Darvas (2012) 的資料庫網址爲 https://bruegel.org/2012/03/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/。

[3]The Chinn-Ito 指標資料庫的網址爲 http://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm。

臺灣大學學術期刊資料庫

實證分析, 探討實質匯率持續性在不同匯率制度下之表現是否與 Friedman 假說相一致, 其中實質匯率持續性之高低以自迴歸係數估計值之大小來衡量。本文以不同匯率制度的虛擬變數來串聯不同匯率制度下之自迴歸方程式。由於 Chinn and Wei (2013) 及 Curran and Velic (2019) 指出貿易與金融開放有可能影響實質匯率持續性, 故在實證分析中吾人控制此二變數對實質匯率持續性之影響, 此外亦控制匯率制度結構改變之影響, 最後相關之假設檢定則在5%顯著水準下進行。

3.1 基準模型之實證結果

本文以下列之基準模型進行實證分析:

$$\begin{aligned} q_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_3 D2_{i,t} \\ & + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_5 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_6 \mathrm{op}_{i,t} \\ & + \beta_7 \mathrm{kaop}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T, \end{aligned} \tag{1}$$

其中 α_i 爲國家固定效果, δ_t 爲時間固定效果, 模型中考慮時間固定效果之目的在控制干擾項間可能存在之同期相關性。$q_{i,t}$ 爲取對數後之 i 國在 t 期的實質匯率; $D2_{i,t}$ 爲匯率制度虛擬變數, 在固定匯率制度下其值爲0, 在浮動匯率制度下其值爲1。op 及 kaop 分別爲貿易與金融開放變數。式 (1) 中實質匯率之自迴歸係數在固定與浮動匯率制度下分別爲 β_1 及 $\beta_1 + \beta_2$, 自迴歸係數在此二匯率制度間之差異爲 β_2。

表1之第一板塊顯示式 (1) 在固定與浮動匯率制度分類下之估計結果, 其中第 (1)–(2) 行分別爲非工業國家 (A) 及非工業且非石油輸出組織國家 (B) 之估計結果。β_1 及 β_2 在非工業國家下之估計值分別爲0.947、−0.121, 在非工業且非石油輸出組織國家下分別爲0.912及 −0.141。同時 β_1 及 β_2 皆顯著異於0, 亦即實質匯率持續性在固定與浮動匯率制度下之差異顯著。此外, 由 β_1 及 β_2 可知實質匯率在固定與浮動匯率制度下之自迴歸係數估計值在非工業國家下分別爲0.947、0.826, 在非工業且非石油輸出組織國家下分別爲0.912、0.771。自迴歸係數估計值隨著匯率制度越具彈性而遞減且在固定與浮動匯率制度間之差異顯著。綜上所述可知 Friedman 假

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 固定與浮動匯率制度下實質匯率持續性 (1970–2016)

$$
\begin{aligned}
q_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_3 D2_{i,t} \\
& + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_5 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_6 \mathrm{op}_{i,t} \\
& + \beta_7 \mathrm{kaop}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T。
\end{aligned}
$$

	Chinn-Ito 金融開放指標		Lane-Milesi-Ferretti 金融開放指標 1		Lane-Milesi-Ferretti 金融開放指標 2	
	A	B	A	B	A	B
$q1$	0.947***	0.912***	0.914***	0.890***	0.935***	0.914***
	(0.030)	(0.032)	(0.047)	(0.048)	(0.045)	(0.050)
$D2 \times q1$	−0.121***	−0.141***	−0.172***	−0.212***	−0.161***	−0.204***
	(0.023)	(0.027)	(0.038)	(0.040)	(0.032)	(0.034)
$op \times q1$	0.009	0.026	−0.056	−0.053	−0.022	0.001
	(0.032)	(0.034)	(0.052)	(0.067)	(0.067)	(0.082)
kaop $\times q1$	−0.039	0.026	−0.032	−0.020	−0.007	−0.005
	(0.044)	(0.039)	(0.049)	(0.055)	(0.011)	(0.010)
op	−0.076	−0.148	0.154	0.134	0.022	−0.089
	(0.148)	(0.161)	(0.241)	(0.308)	(0.303)	(0.368)
kaop	0.211	−0.085	0.173	0.119	0.029	0.018
	(0.203)	(0.182)	(0.244)	(0.276)	(0.052)	(0.049)
觀察值	3,462	3,062	1,746	1,518	1,856	1,598
判定係數	0.860	0.846	0.818	0.801	0.832	0.822
H12 (p 值)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

註: 表中只表列部分而非所有變數之估計結果。A、B 分別表示非工業國家和非工業且非石油輸出組織國家。應變數爲實質有效匯率 (q); $q1$ 爲落遲一期之實質有效匯率。$D2$ 爲匯率制度之虛擬變數, 在浮動匯率制度下其值爲 1, 反之爲 0。小括弧中之數字爲以國家分類的群聚標準誤 (robust clustered standard errors by country)。op 爲貿易開放, kaop 爲金融開放, Lane and Milesi-Ferretti (2007) 之金融開放指標 1 爲 [投資組合權益資產 (portfolio equity asset) + 投資組合權益負債 (portfolio equity liability) + 國外直接投資資產 (foreign direct investment asset) + 國外直接投資負債 (foreign direct investment liability)]/GDP; Lane and Milesi-Ferretti (2007) 之金融開放指標 2 爲 (國外資產 + 國外負債)/GDP。H12 檢定自迴歸係數在固定匯率制度與浮動匯率制度間是否有顯著差異。中括弧內之數字爲假設檢定之 p 值, 若其爲 0.000 意謂著標 p 值小於 0.000。***, **, * 分別代表 $p < 0.01$, $p < 0.05$ 及 $p < 0.1$。

說在非工業國家及非工業且非石油輸出組織國家中獲實證支持。[4] McDermott and Cashin (2006) 發現浮動率制度國家其實質匯率均數回復速度較

[4]或有學者認爲實質匯率在浮動匯率制度下之波動較其在固定匯率制度下爲高, 故理所當然其在浮動匯率制度下之調整速度較快, 這樣的看法並不正確。Caputo (2015) 及 Bergin, Glick, and Wu (2014) 之名目匯率波動在浮動匯率制度下均較其在固定匯率制度下爲高, 然他們的實證結果並不支持 Friedman 假說。

臺灣大學學術期刊資料庫

固定匯率制度國家爲快, Curran and Velic (2019) 發現固定匯率制度相對於中間匯率制度與浮動匯率制度有較高的實質匯率持續性。表 1 之實證結果呼應前述文獻之發現。

由於表 1 中實質匯率自迴歸係數較高, 吾人以 Im, Pesaran, and Shin (2003) 之 IPS 統計量檢定實質匯率是否具單根。吾人依據 AIC 準則選取個別國家之落遲期數並將最大落遲期數設爲 2.0 (本文資料爲年資料), 進而求出跨國之平均落遲期數 (無條件進位), 並以此一平均落遲期數作爲 IPS 檢定中模型之落遲期數。實證結果指出 IPS 統計值爲 −6.668 且 p 值小於 0.00, 實證結果棄卻實質匯率具單根之虛無假設。

Chinn-Ito 之金融開放指標爲 de jure 指標, 而非 de facto 指標, 在衡量金融開放程度上或有些許偏誤。Lane and Milesi-Ferretti (2007) 提供了兩個金融開放之 de facto 指標, 其一爲 [投資組合權益資產 (portfolio equity asset) + 投資組合權益負債 (portfolio equity liability) + 國外直接投資資產 (foreign direct investment asset) + 國外直接投資負債 (foreign direct investment liability)]/GDP。其二爲 (國外資產 + 國外負債)/GDP, 其資料期間始於 1970 而止於 2004, 實證結果顯示於表 1 之第二與第三板塊, 這些結果與第一板塊之結果大同小異。實證結果顯示不論是否排除石油輸出組織國家, 實質匯率調整在浮動匯率制度下較其在固定匯率制度下爲快, 且二者間之差異顯著, 然金融及貿易開放對實質匯率調整並無顯著影響。

由於 1980 以前大多數非工業國家之金融開放指標有缺漏, 因此吾人亦針對 1980–2016 之樣本期間進行分析, 進而探討前述結果是否受不同樣本期間影響。表 2 表列不同金融開放指標下, 匯率制度對實質匯率調整之影響, 其與表 1 之結果雷同。不論吾人採用 de jure 或 de factor 金融開放指標, 實質匯率在浮動匯率制度下之調整速度皆較其在固定匯率制度下爲快, 且二者之差異顯著。

有學者認爲有許多國家之 kaop 有缺漏且若干國家之 kaop 測度值可能不精確。爲此吾人計算各個國家 kaop 之有效樣本數, 有效樣本數越少之國家或意味著這些國家之相關資料取得不易, 此或造成不精確之 kaop 測度值。爲此吾人刪除有效樣本最低之前 30%的國家 (共計 34 個國家且其中有一個國家爲非工業且非石油輸出組織國家), 進而吾人以篩選後之國家進

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 固定與浮動匯率制度下實質匯率持續性 (1980–2016)

$$q_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_3 D2_{i,t} + \beta_4 \left(\text{op}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_5 \left(\text{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_6 \text{op}_{i,t} + \beta_7 \text{kaop}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T。$$

	Chinn-Ito 金融開放指標		Lane-Milesi-Ferretti 金融開放指標 1		Lane-Milesi-Ferretti 金融開放指標 2	
	A	B	A	B	A	B
$q1$	0.926***	0.880***	0.915***	0.882***	0.918***	0.884***
	(0.037)	(0.036)	(0.052)	(0.056)	(0.055)	(0.057)
$D2 \times q1$	−0.116***	−0.134***	−0.162***	−0.203***	−0.182***	−0.221***
	(0.028)	(0.032)	(0.035)	(0.044)	(0.040)	(0.045)
$op \times q1$	0.010	0.031	−0.054	−0.020	−0.085	−0.070
	(0.036)	(0.038)	(0.085)	(0.104)	(0.061)	(0.076)
kaop $\times q1$	−0.051	0.040	−0.003	−0.001	−0.022	−0.003
	(0.051)	(0.045)	(0.011)	(0.011)	(0.046)	(0.055)
op	−0.083	−0.173	0.150	−0.011	0.273	0.200
	(0.167)	(0.177)	(0.387)	(0.469)	(0.280)	(0.346)
kaop	0.269	−0.145	0.007	−0.004	0.126	0.033
	(0.238)	(0.213)	(0.051)	(0.050)	(0.232)	(0.278)
觀察值	3,096	2,748	1,516	1,310	1,453	1,261
判定係數	0.831	0.813	0.792	0.773	0.783	0.756
H12 (p 值)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

註: 同表 1 註。

行實證分析, 這些國家之 kaop 至少有75%之有效樣本。表3之實證結果顯示, 實質匯率在固定與浮動匯率制度下之自迴歸係數估計值在非工業國家下分別爲 0.945、0.824, 在非工業且非石油輸出組織國家下分別爲 0.913、0.768。自迴歸係數估計值隨著匯率制度愈具彈性而遞減且在固定與浮動匯率制度間之差異顯著。若將篩選後國家之樣本期間進一步限制在 1980 年以後, 自迴歸係數估計值在非工業國家下分別爲 0.922、0.807, 在非工業且非石油輸出組織國家下分別爲 0.879、0.840。自迴歸係數估計值隨著匯率制度越具彈性而遞減且在固定與浮動匯率制度間之差異顯著。

Chinn and Wei (2013) 指出匯率制度或可反映其他基本面因子 (factors)。在可信賴 (credible) 之固定匯率制度下, 維持匯率穩定的承諾有助於降低通貨膨脹, 此乃因其提高了擴張性貨幣與財政政策的政治成本, 從

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 固定與浮動匯率制度下實質匯率持續性 (刪除部份國家樣本)

$$q_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_3 D2_{i,t} + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_5 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_6 \mathrm{op}_{i,t} + \beta_7 \mathrm{kaop}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T,$$

	Chinn-Ito 金融開放指標			
	1970–2016		1980–2016	
	A	B	A	B
$q1$	0.945***	0.913***	0.922***	0.879***
	(0.030)	(0.033)	(0.038)	(0.038)
$D2 \times q1$	−0.121***	−0.145***	−0.115***	−0.139***
	(0.025)	(0.030)	(0.031)	(0.036)
$op \times q1$	0.017	0.029	0.018	0.033
	(0.036)	(0.038)	(0.041)	(0.041)
kaop $\times q1$	−0.046	0.023	−0.061	0.037
	(0.047)	(0.043)	(0.056)	(0.051)
op	−0.117	−0.164	−0.123	−0.180
	(0.169)	(0.177)	(0.192)	(0.197)
kaop	0.243	−0.068	0.315	−0.132
	(0.219)	(0.201)	(0.261)	(0.241)
觀察值	2,808	2,419	2,442	2,105
判定係數	0.863	0.851	0.833	0.816
H12 (p 值)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

註: 本表所用之樣本爲刪除金融開放程度 (kaop) 有效樣本過少之國家後之樣本。吾人刪除有效樣本最少的前百分之三十國家, 共計 34 個國家, 其中每個國家之金融開放程度資料筆數皆少於 35 筆 (每一國家之最大樣本數爲 47 筆)。篩選後之樣本再進一步區分爲 1970–2016 及 1980–2016 樣本, 其他說明同表 1 註。

而減少了擴張性政策帶來的通膨後果 (Ghosh et al., 1996)。因此固定與浮動匯率制度可作爲低通膨與高通膨之代理變數, 本文資料亦顯示浮動匯率制度下平均通膨率 (消費者物價指數變動率) 高於其在固定匯率制度下之平均通膨率 (12.0% vs 6.3%)。因此表 1 之實證結果或可被解釋爲實質匯率在高通膨下之調整速度較其在低通膨下之調整速度爲快。

臺灣大學學術期刊資料庫

Curran and Velic (2019) 指出通膨, 匯率波動幅度, 貿易開放及金融整合影響實質匯率調整速度。本文實證分析中控制了金融與貿易開放對實質匯率調整之影響, 因此浮動匯率制度下實質匯率調整速度較快的原因在於其通膨率較高 (Bleaney and Francisco, 2005, 2007; Ghosh, Gulde, and Wolf, 2002) 及匯率波動幅度較大。高通膨爲何有助於實質匯率調整? McDermott and Cashin (2006) 指出當價格與工資具僵硬性時, 較高之通膨率將導致商品價格較大幅度之調整, 因此降低實質匯率持續性。至於名目匯率波動幅度對實質匯率調整之影響, 相關文獻並無共識。Delgado (1991) 指出經濟不確定性因名目匯率波動增加而提高, 此將導致價格僵硬及實質匯率調整遲滯。另一方面 Alba and Papell (2007) 及 McDermott and Cashin (2006) 認爲較大之名目匯率波動將增加商品價格調整之頻率, 進而加快實質匯率調整幅度。Eichenbaum, Johannsen, and Rebelo (2020) 指出在維持通膨穩定之泰勒法則下, 實質匯率調整主要是來自名目匯率變動。表 1 之實證結果亦間接呼應 Alba and Papell (2007), McDermott and Cashin (2006) 及 Eichenbaum, Johannsen, and Rebelo (2020) 之觀點。

3.2 實證結果之穩健性

爲驗證表 1 結果之穩健性, 吾人分別考慮 Shambaugh (2004) 名目匯率制度指標, 控制實質匯率不對稱調整, 允許貿易與金融開放在不同匯率制度下有異質影響, 控制相關變數內生性, 及控制金融危機對實質匯率持續性之影響。在前述各種不同狀況下, 吾人分別探討 Friedman 假說獲支持之發現是否有所改變。在穩健性分析中, 吾人將重點放在匯率制度對實質匯率調整之影響, 由於貿易與金融開放對實質匯率調整大致無顯著影響, 故不再重複表列, 若在某些情況下, 此二控制變數對實質匯率調整之影響顯著, 吾人則在文中說明。

考慮實質匯率不對稱調整

相關文獻亦指出實質匯率在本國貨幣相對升值下之調整速度或異於其在本國貨幣相對貶值下之調整速度, 爲此, 吾人考慮實質匯率在本國貨幣相對升值及貶值下之不對稱調整。實證模型如式 (2) 所示。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$
\begin{aligned}
q_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_3 D2_{i,t} \\
& + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_5 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_6 \mathrm{op}_{i,t} \\
& + \beta_7 \mathrm{kaop}_{i,t} + \beta_8 \left(\mathrm{po}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_9 \left(\mathrm{po}_{i,t} \times D2_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) \\
& + \beta_{10} \mathrm{po}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T, \qquad (2)
\end{aligned}
$$

其中, $\mathrm{po}_{i,t}$ 爲一雙元虛擬變數, $\mathrm{po}_{i,t} = 1$, 當 $(q_{i,t} - q_{i,t-1}) \geq 0$; $\mathrm{po}_{i,t} = 0$, 當 $(q_{i,t} - q_{i,t-1}) < 0$。換言之, 當實質匯率較前一期上升, 亦即本國貨幣相對升值時, 則 $\mathrm{po}_{i,t} = 1$; 而當實質匯率較前一期下降, 亦即本國貨幣相對貶值時, 則 $\mathrm{po}_{i,t} = 0$。考慮實質匯率之不對稱調整後, 當本國貨幣相對升值時, 固定匯率制度之自迴歸係數估計值爲 $(\beta_1 + \beta_8)$, 而浮動匯率制度之自迴歸係數估計值爲 $(\beta_1 + \beta_2 + \beta_8 + \beta_9)$。自迴歸係數估計值在固定與浮動匯率制度間無差異之虛無假設爲 H0: $\beta_2 + \beta_9 = 0$。當本國貨幣相對貶值時, 固定匯率制度之自迴歸係數爲 (β_1), 而浮動匯率制度之自迴歸係數估計值爲 $(\beta_1 + \beta_2)$。自迴歸係數估計值在固定與浮動匯率制度間無差異之虛無假設爲 H0: $\beta_2 = 0$。

實質匯率若存在不對稱調整則固定匯率制度之實質匯率自迴歸係數估計值在本國貨幣相對升值與貶值下有顯著差異 (H0: $\beta_8 = 0$), 且 (或) 浮動匯率制度之實質匯率自迴歸係數估計值在本國貨幣相對升值與貶值下有顯著差異 (H0: $\beta_8 + \beta_9 = 0$)。實質匯率若存在上述之不對稱調整則式 (2) 之設定具正當性, 爲檢定實質匯率調整是否具顯著之不對稱調整。吾人檢定如下之虛無假設, H0: $\beta_8 = 0$ 及 H0: $\beta_8 + \beta_9 = 0$。

表4上半部第一板塊之實證結果顯示, 當本國貨幣相對升值 (貶值) 時, 實質匯率在固定與浮動匯率制度之自迴歸係數估計值在非工業國家下分別爲0.967、0.886 (0.898、0.801), 在非工業且非石油輸出組織國家中分別爲0.937、0.842 (0.883、0.772), 且自迴歸係數估計值在不同匯率制度間之差異顯著, 此外 H0: $\beta_8 = 0$ 及 H0: $\beta_8 + \beta_9 = 0$ 之虛無假設亦被棄卻, 顯示式 (2) 之設定有其正當性。簡言之, 不論本國貨幣相對升值或貶值, 實質匯率在浮動匯率制度下均較其在固定匯率制度下爲快, 且二者有顯著差異。因此考慮實質匯率不對稱調整, 實證結果依然支持 Friedman 假說。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 實質匯率調整之穩健性分析 (1970–2016)

	控制實質匯率不對稱調整		控制金融及貿易開放之異質影響		控制金融危機對實質匯率持續性之影響		控制通貨危機對實質匯率持續性之影響	
	A	B	A	B	A	B	A	B
$q1$	0.898***	0.883***	0.948***	0.913***	0.954***	0.908***	0.951***	0.907***
$q1 \times D2$	−0.097***	−0.111***	−0.124***	−0.145***	−0.121***	−0.145***	−0.119***	−0.142***
$q1 \times po$	0.069***	0.054**						
$q1 \times D2 \times po$	0.016***	0.016***						
觀察值	3,462	3,062	3,462	3,062	2,979	2,658	3,028	2,707
判定係數	0.910	0.902	0.862	0.849	0.864	0.851	0.864	0.852
H12	[0.000,0.000]	[0.000,0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
H_0: $\beta_8 = 0$	[0.002]	[0.027]						
H_0: $\beta_8 + \beta_9 = 0$	[0.000]	[0.006]						

	Shambaugh (2004) 匯率制度指標		排除新興市場國家		控制匯率制度內生性 SGMM	
	A	B	A	B	A	B
$q1$	0.928***	0.900***	0.949***	0.917***	0.938***	0.922***
$q1 \times D2$	−0.072***	−0.080***	−0.110***	−0.135***	−0.185***	−0.190***
觀察值	3,903	3,457	3,107	2,741	1,736	1,549
判定係數	0.867	0.859	0.864	0.851	—	—
H12	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.001]

註: $po_{i,t}$ 爲一雙元虛擬變數, $po_{i,t} = 1$, 當 $(q_{i,t} - q_{i,t-1}) \geq 0$; $po_{i,t} = 0$, 當 $(q_{i,t} - q_{i,t-1}) < 0$。若 H12 檢定呈現兩個 p 值則左邊之 p 值爲在本國貨幣相對升值下之相關檢定, 右邊之 p 值爲在本國貨幣相對貶值下之相關檢定。通貨危機發生之時間取自 Laeven and Valencia (2018)。SGMM 爲 Blundell and Bond (1998) 之系統一般動差法。控制匯率制度內生性爲第二階段 SGMM 之估計結果, 其樣本期間起自 1980。被排除之主要新興市場國家包括阿根廷、巴西、印度、俄羅斯、中國、南非、印尼、香港、馬來西亞、菲律賓、新加玻、泰國。其他說明同表 1註。

臺灣大學學術期刊資料庫

考慮控制變數之異質性影響

貿易與金融開放在不同匯率制度下對實質匯率持續性或有異質影響, 爲此吾人將式 (1) 改寫如下:

$$\begin{aligned} q_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_3 D2_{i,t} \\ & + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_5 \left(D2_{i,t} \times \mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) \\ & + \beta_6 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_7 \left(D2_{i,t} \times \mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1} \right) + \beta_8 \mathrm{op}_{i,t} \\ & + \beta_9 \mathrm{kaop}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T。 \end{aligned} \tag{3}$$

式 (3) 與式 (1) 之差別在於式 (3) 中考慮了 $D2_{i,t} \times \mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1}$ 及 $D2_{i,t} \times \mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1}$, 換言之式 (3) 中吾人允許金融與貿易開放在不同匯率制度下對實質匯率調整有不同影響。表 4 上半部第二板塊之實證結果與表 1 雷同。實質匯率自迴歸係數在固定與浮動匯率制度下之估計值在非工業國家中分別爲 0.948, 0.824 在非工業且非石油輸出組織國家中分別爲 0.913、0.768, 且二者有顯著差異。

控制金融危機之影響

金融危機指一個或多個國家與地區的全部或大部分金融指標急劇惡化, 進而造成股、匯市的動亂。因此金融危機對受波及國家之名目與實質匯率有顯著影響。例如亞洲金融危機導致亞洲各國貨幣大幅貶值, 進而影響這些國家之實質匯率。自 1990 後金融危機發生頻繁如 1990 年代日本泡沫經濟, 1992–1993 英國退出歐洲匯率體系 (European exchange rate system) 所引發之金融危機, 1994–1995 年墨西哥經濟危機, 1997–1998 亞洲金融危機, 1998 俄羅斯金融危機, 2001–2002 阿根廷金融危機, 2007–2008 全球金融危機, 2009–2010 歐洲主權債務危機。因此在討論名目匯率制度對實質匯率調整之影響時, 吾人應控制金融危機對實質匯率調整之影響。爲此吾人將式 (1) 改寫如下。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$
\begin{aligned}
q_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 q_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_3 D2_{i,t} \\
& + \beta_4 \left(\mathrm{op}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_5 \left(\mathrm{kaop}_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) + \beta_6 \left(fc_{i,t} \times q_{i,t-1}\right) \\
& + \beta_7 \mathrm{op}_{i,t} + \beta_8 \mathrm{kaop}_{i,t} + \beta_9 fc_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \\
& i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T,
\end{aligned} \tag{4}
$$

其中, $fc_{i,t}$ 爲金融危機虛擬變數, 本文之金融危機包含通貨危機及銀行危機, 通貨及銀行危機發生之時間點則取自 Laeven and Valencia (2018)。式 (4) 之估計結果顯示 $\hat{\beta}_6$ 不顯著異於 0, 金融危機並未對實質匯率持續性產生顯著影響。此外表 4 上半部第三板塊之實證結果顯示實質匯率自迴歸係數估計值隨匯率制度越具彈性而遞減, 且自迴歸係數估計值在固定與浮動匯率制度間之差異顯著。亦即, 控制了金融危機對實質匯率持續性之可能影響後, Friedman 假說在非工業國家及非工業且非石油輸出組織國家中依然獲支持。此外吾人亦將金融危機定義爲通貨危機, 實證結果列於表 4 之第四板塊, 實證結果與第三板塊之結果雷同。

採用 Shambaugh (2004) 之匯率制度指標

Shambaugh (2004) 在固定與浮動匯率制度之分類上係遵循 Obstfeld and Rogoff (1995), 基本上是依據名目匯率是否在上下 2%區間內變動來分類。然而他的分類法與 Klein and Shambaugh (2012) 略有差異。Shambaugh (2004) 允許第 t 年 1 月至 12 月間出現一次匯率重整 (realignments), 換言之第 t 年 1 月至 12 月之月底雙邊匯率中, 如果有 11 個月之月底雙邊匯率在上下 2%之區間內變動, 而有某一個月之月底雙邊匯率超出上下 2%之區間, 則 Shambaugh 認定該國在第 t 年爲固定匯率制度, 然 Klein-Shambaugh 則認定其爲浮動匯率制度。因此 Shambaugh 與 Klein-Shambaugh 之匯率制度指標有不同之固定與與浮動相對次數。

Shambaugh (2004) 之匯率制度指標亦下載自其網頁, 樣本期間爲 1970–2016。表 5 顯示就全樣本而言, Klein-Shambaugh (Shambaugh) 指標之有效樣本爲 7,446 (7,446), 其中固定匯率制度樣本 3946 (3,842), 浮動匯率制度樣本 3,500 (3,614)。Klein-Shambaugh 指標中固定 (浮動) 匯率制度樣本數中之 93% (96%) 亦爲 Shambaugh 指標中之固定 (浮動) 匯率制度

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: Klein-Shambaugh 與 Shambaugh 匯率制度指標在不同匯率制度下之交叉覆蓋率

		KS		S	
		固定	浮動	固定	浮動
全樣本					
KS:	固定	—	—	3,681(0.96)	265(0.07)
	浮動	—	—	151(0.04)	3,349(0.93)
	總和	—	—	3,832(1.00)	3,614(1.00)
S:	固定	3,681(0.93)	151(0.04)	—	—
	浮動	265(0.07)	3,349(0.96)	—	—
	總和	3,946(1.00)	3,500(1.00)	—	—
非工業國家樣本					
KS:	固定	—	—	3,140(0.95)	201(0.06)
	浮動	—	—	138(0.05)	2,408(0.94)
	總和	—	—	3,278(1.00)	2,609(1.00)
S:	固定	3,140(0.94)	138(0.05)	—	—
	浮動	201(0.06)	2,408(0.95)	—	—
	總和	3,341(1.00)	2,546(1.00)	—	—

註: KS 與 S 分別代表 Klein-Shambaugh 與 Shambaugh 匯率制度指標。小括號內之數字爲固定 (浮動) 之交叉樣本佔固定 (浮動) 樣本之比率。

樣本數。此二指標在非工業國家樣本之情形與全樣本之情形大致相同, 此二指標在固定與浮動之重疊率分別爲 95%及 94%。固定與浮動制度樣本在此二指標下之重疊性很高。

吾人以 Shambaugh (2004) 名目匯率制度指標進行實證分析, 表 4 下半部第一板塊之實證結果顯示實質匯率自迴歸係數在固定與非固定匯率制度下之估計值在非工業國家爲 0.928、0.856, 在非工業且非石油輸出組織國家爲 0.900、0.820。此外自迴歸係數在非固定匯率制度下均顯著較其在固定匯率制度下爲小, 其 p 值均爲 0.000。簡言之, Friedman 假說在非工業國家及非工業且非石油輸出組織國家中獲支持。

臺灣大學學術期刊資料庫

控制新興市場國家

吾人以非工業國家爲樣本之主要原因之一爲非工業國家之金融開放程度較低, 較符合 Berka, Devereux, and Engel (2012) 指出 Friedman 假說成立的第二個假設。然部分非工業國家如阿根廷、巴西、印度、俄羅斯、中國、南非、印尼、香港、馬來西亞、菲律賓、新加玻、泰國等主要新興市場國家, 對外有相當開放之資金往來, 因此吾人亦將前述國家自樣本中排除。吾人以此一較小之樣本重新進行實證分析, 並將實證結果顯示於表 4 下半部第二板塊中, 這些結果與表 1 之結果大同小異。換言之, 不論是否排除非工業國家中之新興市場國家, 表 1 之實證結果並不受影響, 亦即實質匯率調整在浮動匯率制度下較其在固定匯率制度下爲快。

考慮相關變數之內生性影響

或有人質疑本文實證結論之正當性, 因爲模型中之變數或具內生性。模型變數之內生性來自三方面。首先, 實質匯率影響進、出口, 進而影響經常帳及金融與貿易開放, 因此控制變數如金融及貿易開放或具內生性。其次, 一國亦可能爲加速實質匯率之調整以改善其經常帳之盈虧而採浮動匯率制度, 因此匯率制度可能具內生性。最後, 在具固定效果之動態追蹤模型中, 自變數之落遲變數 ($q_{i,t-1}$) 爲內生變數 (Nickell, 1981)。爲處理上述變數之內生性影響, 本文以兩階段估計法進行估計。首先在第一階段估計中, 吾人以前一期之金融及貿易開放 ($\text{op}_{i,t-1}$, $\text{kaop}_{i,t-1}$) 來取代模型中之金融及貿易開放, 進而以 probit 模型來估計不同匯率制度下之機率。[5] 吾人估計如下之 probit 模型:

$$P\left(D2_j = 1|Xj\right) = P\left(X_j\theta + \varepsilon_j|X_j\right) = 1 - \Phi\left(-X_j q\right) = \Phi\left(X_j q\right)$$
$$j = 1, \cdots, M, \quad \text{and} \quad M = N \times T。 \tag{5}$$

其中 N 爲國家總數, M 爲樣本總數, $D2_j$ 爲匯率制度之二元虛擬變數, 如果第 i 國在第 t 期採固定匯率制度, $D2_j$ 之值爲 0, 反之其值爲 1。X_j 是控制變數向量, θ 爲係數矩陣, ε_j 爲模型之干擾項, $\Phi(\cdot)$ 爲標準常態累積分配函數。

[5] 匯率制度變數爲包含 0 與 1 之變數, 因此吾人以 probit 模型進行估計。

臺灣大學學術期刊資料庫

影響匯率制度選擇之理論觀點包括最適通貨區理論, 金融整合理論及政治經濟理論觀點。吾人依據前述理論觀點選擇 probit 模型中之相關控制變數 (Levy-Yeyati, Sturzenegger, and Reggio, 2010)。Mundell (1963) 指出固定匯率制度之優點在於降低匯率風險及交易成本, 此有助於國際貿易與投資。因此高貿易開放之國家及經濟規模小之國家偏好固定匯率制度。根據金融整合觀點, Mundell 的不可能之三頭馬車 (impossible trinity) 在匯率制度決定上扮演重要角色。不可能之三頭馬車指出, 政策制定者無法同時達成下列三種目標: 固定匯率制度, 完全資本移動, 獨立貨幣政策。政策制定者僅能達成前述三個目標之任兩個。Mundell 的不可能之三頭馬車指出在高度金融整合之環境中, 面對不同型態之干擾, 政策當局應採不同之匯率制度來隔絕干擾。因此當面臨頻繁金融干擾之國家宜採固定匯率制度, 而面臨頻繁實質干擾之國家宜採浮動匯率制度。此外擁有巨額國外債務之國家宜採固定匯率制度, 因爲大幅之貨幣貶值將使該國以本幣表示之外債大幅增加, 進而引爆該國之債務償付危機。最後就政治經濟觀點而言, 政府部門之強弱亦對匯率制度選擇有重要影響。Edwards (1996) 指出弱勢政府面對缺乏永續之政治環境時, 維持固定匯率制度之難度高。Frieden, Ghezzi, and Stein (2001) 指出民主制度及政治穩定有利於採行浮動匯率制度。

綜上所述, probit 模型中之控制變數包括前一期之貿易及金融開放 ($\text{op}_{i,t-1}$, $\text{kaop}_{i,t-1}$), 前一期之貿易條件 (出口單位價格/進口單位價格, $tot_{i,t-1}$), 前一期之通膨率 ($\pi_{i,t-1}$), 前一期各國以美元表示並取自然對數之 GDP ($y_{i,t-1}$), 當期之現任政府已經任職的年數 ($\text{yrsoffc}_{i,t}$) 及當期之 Herfindahl 國會政治指數 ($\text{herfgov}_{i,t}$)。[6] yrsoffc 及 herfgov 爲制度變數, 資料取自世界銀行之政治制度資料庫 (Database of political institution, DPI)。進、出口單位價格及以美元表示之 GDP 取自世界銀行資料庫。由於現任政府已經任職的年數及 Herfindahl 國會政治指數均爲制度變數, 具外生性, 因此以當期變數爲控制變數, 其餘控制變數有內生性之疑慮故以前一期變數取代之。由於貿易條件之資料始於 1980, 故第一及二階段估計之樣

[6]吾人以美元表示之 GDP ($y_{i,t-1}$) 測度一國經濟規模之大小 (Levy-Yeyati, Sturzenegger, and Reggio, 2010)。

臺灣大學學術期刊資料庫

本期間始於1980。透過式 (5) 之 probit 模型可估計出不同匯率制度下之機率 ($\widehat{D2}_{i,t}$)。

在第二階段估計中, 吾人以 Blundell and Bond (1998) 之系統一般動差法 (system generalized method of moments, SGMM) 估計式 (1), 工具變數除了包括模型中相關落後三期之內生變數外, 尚包括 $\widehat{D2}_{i,t}$, $\widehat{D2}_{i,t-1}$, $\text{op}_{i,t-2}$, $\text{op}_{i,t-3}$, $\text{kaop}_{i,t-2}$, $\text{kaop}_{i,t-3}$。表4下半部第三板塊之實證結果顯示, 當控制了變數之內生性影響後, 實匯率自迴歸係數在固定與浮動匯率制度下之估計值在非工業國家中分別爲0.938、0.753, 在非工業且非石油輸出組織國家中爲0.922、0.732。[7] 實質匯率調整速度在浮動匯率制度下均較其在固定匯率制度下爲快, 且二者之差異在非工業國家及非工業且非石油輸出組織國家均顯著, p 值皆爲0.001。

最後, 吾人亦將表4之樣本期間縮短爲1980–2016, 重新進行穩健性分析, 實證結果如表6所示。簡言之, 表4之實證結果並未因樣本期間之改變而有所改變。綜上所述, 本文發現非工業國家及非工業且非石油輸出組織國家中實質匯率調整隨匯率制度越具彈性而變快, 且調整速度在不同匯率制度間之差異顯著, 實證結果具穩健性。

3.3 政策建議

近年來台灣經常在匯率操縱觀察名單中進出, 匯率操縱係指一國央行蓄意操縱匯率讓其偏離正常合理水準, 目的在增加出口與貿易淨額。美國主要依據下列三項標準來判定一國央行是否操縱匯率, (1) 對美貿易順差超過200億美元, (2) 經常帳佔 GDP 比率超過3%, (3) 新增外匯佔 GDP 比率超過2%。圖1顯示台灣經常帳順差自1999年後大幅增加, 2020年經常帳全年順差已達942.8億美元且滿足這三項標準, 然這段期間新台幣之實質有效匯率則呈現下跌的趨勢。這似乎意味著, 新台幣平均價值下降 (貶值), 有利出口, 反映在經常帳順差之持續增加。有若干學者指出這一期間台灣央行在外匯市場上經常以阻升助貶 (吳若瑋與吳致寧, 2013) 或阻升不阻貶(陳旭昇, 2016) 之方式干預外匯市場。這一期間台灣經常帳與實質有效匯率之走勢或反映前述學者之觀點。

[7] Hansen 檢定未棄卻工具變數滿足動差條件之虛無假設。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 實質匯率調整之穩性分析 (1980–2016)

	控制實質匯率不對稱調整		控制金融及貿易開放之異質影響		控制金融危機對實質匯率持續性之影響		控制通貨危機對實質匯率持續性之影響	
	A	B	A	B	A	B	A	B
$q1$	0.878***	0.854***	0.930***	0.885***	0.938***	0.877***	0.931***	0.873***
$q1 \times D2$	−0.095***	−0.106***	−0.120***	−0.140***	−0.119***	−0.143***	−0.115***	−0.137***
$q1 \times po$	0.081***	0.063**						
$q1 \times D2 \times po$	0.017***	0.017***						
觀察值	3,096	2,748	3,096	2,748	2,631	2,359	2,674	2,402
判定係數	0.924	0.916	0.885	0.872	0.883	0.869	0.885	0.873
H12	[0.000,0.000]	[0.000,0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.005]	[0.000]
H_0: $\beta_8 = 0$	[0.003]	[0.036]						
H_0: $\beta_8 + \beta_9 = 0$	[0.000]	[0.103]						
	Shambaugh (2004) 匯率制度指標		排除新興市場國家		控制匯率制度內生性 SGMM			
	A	B	A	B	A	B		
$q1$	0.920***	0.886***	0.925***	0.873***	#	#		
$q1 \times D2$	−0.072***	−0.082***	−0.100***	−0.119***	#	#		
觀察值	3,903	3,457	2,793	2,473	#	#		
判定係數	0.846	0.837	0.836	0.816	#	#		
H12	[0.005]	[0.003]	[0.000]	[0.000]	#	#		

註: "#" 代表數字與表 4 第二板塊之數字相同, 因爲二者之樣本期間相同。其他說明同表 1 及表 4 註。

臺灣大學學術期刊資料庫



圖 1: 台灣經常帳餘額與實質有效匯率

註: 經常帳資料取自 AREMOS 資料庫, 實質有效匯率取自國際結算銀行 (Bank of International Settlements) 資料庫。

本文指出非工業國家之實質匯率調整隨匯率制度越具彈性而遞增, 且調整速度在固定與浮動匯率制度間之差異顯著。在 Mundell-Fleming 模型中實質匯率爲經常帳之重要決定因素, 因此經常帳調整速度受實質匯率調整速度影響。如果浮動匯率有助於實質匯率調整, 則浮動匯率亦應有助於經常帳調整。爲此吾人探討匯率制度對經常帳調整速度之影響。經常帳資料來自世界銀行資料庫, 吾人將經常帳定義爲 (經常帳/GDP)。吾人以下

臺灣大學學術期刊資料庫

列模型探討匯率制度對經常帳調整之影響。

$$ca_{i,t} = \alpha_i + \delta_t + \beta_1 ca_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_3 \left(\text{kaop}_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_4 \left(\text{op}_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_5 \text{kaop}_{i,t} + \beta_6 \text{op}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T, \tag{6}$$

其中 $ca_{i,t}$ 爲經常帳。由於大多數非工業國家之經常帳資料始於 1980, 吾人之樣本期間爲 1980–2016。吾人控制相關變數之內生性及匯率制度之內生性, 進而以 3.2 節中之兩階段估計法估計式 (6)。表 7 第一板塊之實證結果顯示, 就非工業國家而言, 經常帳自迴歸係數估計值在固定匯率制度下爲 0.831, 然在浮動匯率制度下爲 0.810, 且二者的差異顯著。排除石油輸出組織國家, 自迴歸係數估計值在固定匯率制度下爲 0.587, 然在浮動匯率制度下爲 0.615, 二者之差異顯著。

此外表 7 第一板塊亦顯示經常帳調整速度隨金融開放程度提高而降低, 隨貿易開放程度提高而提高。當金融開放程度提高時國內投資不需完全仰賴國內儲蓄, 因此經常帳盈餘國家之儲蓄者會將其部分儲蓄用來購買安全的國外金融資產, 而經常帳赤字國家之投資者會藉由國外儲蓄來滿足其資金需求, 此導致經常帳調整速度下降 (Caballero, Farhi, and Gourinchas, 2008; Clower and Ito, 2012)。當貿易開放程度越高, 國內外價格調整越快, 此加速經常帳調整 (Clower and Ito, 2012)。

爲凸顯控制變數內生性之重要, 吾人不控制相關變數之內生性, 以固定效果估計式對式 (6) 進行估計。表 7 第二板塊顯示匯率制度對經常帳調整並無顯著影響, 因此在探討匯率制度對經常帳調整時相關變數內生性之控制是重要的。簡言之, 表 7 第一板塊之實證結果顯示, 浮動匯率有助於非工業國家經常帳調整, 此一結果不僅與 Eguene Martin (2016) 之結果相呼應, 也呼應表 1 之實證結果。

根據前述實質匯率與經常帳之實證結果, 本文建議非工業國家央行在面臨劇烈外部干擾時應跳脫出浮動恐懼之迷思, 正視浮動匯率有助於實質匯率及經常帳調整之功能, 審愼制定有助於央行達成維持對內與對外均衡目標之政策。上述建議或可供台灣央行參考, 期使台灣能早日擺脫因被美國認定匯率操縱而遭受經濟制裁之威脅。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 固定與浮動匯率制度下經常帳持續性

控制內生性模型:

$$\begin{aligned} ca_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 ca_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) \\ & + \beta_3 \left(\text{kaop}_{i,t-1} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_4 \left(\text{op}_{i,t-1} \times ca_{i,t-1}\right) \\ & + \beta_5 \text{kaop}_{i,t-1} + \beta_6 \text{op}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}。 \end{aligned}$$

未控制內生性模型:

$$\begin{aligned} ca_{i,t} = {} & \alpha_i + \delta_t + \beta_1 ca_{i,t-1} + \beta_2 \left(D2_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) \\ & + \beta_3 \left(\text{kaop}_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_4 \left(\text{op}_{i,t} \times ca_{i,t-1}\right) + \beta_5 \text{kaop}_{i,t} \\ & + \beta_6 \text{op}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \cdots, N; \quad t = 1, \cdots, T。 \end{aligned}$$

	SGMM		FE	
	A	B	A	B
$ca1$	0.831***	0.810***	0.587***	0.615***
	(0.117)	(0.118)	(0.060)	(0.058)
$ca1 \times D2$	−0.147**	−0.188**	−0.018	−0.020
	(0.062)	(0.075)	(0.048)	(0.038)
$ca1\times$ kaop1	0.281***	0.232***	—	—
	(0.082)	(0.087)	—	—
$ca1\times$ op1	−0.188**	−0.130	—	—
	(0.095)	(0.094)	—	—
$ca1\times$ kaop	—	—	0.041	−0.055
	—	—	(0.077)	(0.062)
$ca1\times$ op	—	—	0.060	0.092**
	—	—	(0.046)	(0.038)
觀察值	1,669	1,536	2,714	2,455
判定係數	—	—	0.437	0.464
H12 (p 值)	[0.017]	[0.012]	[0.707]	[0.605]

註: 應變數爲經常帳 (ca); $ca1$ 爲落遲一期之經常帳。FE 代表固定效果模型估計式, 其它說明同表 1 及表 4 註。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 結論

一國經常帳失衡和國際收支盈虧, 易受一國商品在國際間相對價格高低影響。在短期內, 由於商品與要素價格調整具有向下僵固性, 名目匯率變動對商品在國際間相對價格調整扮演重要角色。由於名目匯率變動在固定匯率制度下之變動受嚴格限制, 然其在浮動匯率制度下之限制則較寬鬆。Friedman 認爲商品在國際間相對價格 (實質匯率) 之調整速在固定匯率制度下較慢, 而在浮動匯率制度下較快, 此乃因商品及要素價格具僵硬性, 而名目匯率之變動可取代商品價格之變動, 此加速了國際間相對價格調整。

本文目的在從實證上探討實質匯率調整與名目匯率制度間之關聯是否支持 Friedman 假說。吾人以名目匯率變動幅度爲依據之 Klein-Shambaugh 匯率制度指標進行分析, 且在分析中控制了資料之極端值及名目匯率制度之結構改變。本文之實證結果顯示非工業及非工業且非石油輸出組織國家之實質匯率及經常帳調整速度隨匯率制度越具彈性而變快且調整速度在不同匯率制度間之差異顯著。根據本文之實證結果, 吾人建議非工業國家央行在面臨劇烈外部 (external) 干擾時應跳脫浮動恐懼 (fear of floating) 之迷思, 正視浮動匯率有助於實質匯率及經常帳調整之功能, 審愼制訂合宜政策以達成央行維持對內與對外均衡之目標。這些建議或可供台灣央行參, 期使台灣能早日擺脫因被美國認定匯率操縱而遭受經濟制裁之威脅。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄

表A1: 變數敘述統計量:

變數名稱	樣本數	平均數	標準差	極小值	極大值
q	5,899	4.75	0.37	3.51	6.27
op	4,997	0.77	0.41	0.14	3.08
kaop	5,411	0.38	0.33	0	1

註: 其中 q 爲取對數後的實質有效匯率, 以2007年爲樣本計算基期; op 爲貿易開放; kaop 爲標準化後之金融開放, 樣本數值介於0與1之間。

臺灣大學學術期刊資料庫

表A2: 樣本國家列表

Afghanistan	Albania	Algeria**	Angola**	Antigua and Barbuda	Argentina	Armenia	Azerbaijan	Bahamas, The	Bahrain
Bangladesh	Barbados	Belarus	Belize	Benin	Bhutan	Bolivia	Bosnia and Herzegovina	Botswana	Brazil
Brunei	Bulgaria	Burkina Faso	Burundi	Cambodia	Cameroon	Cape Verde	Central African Republic	Chad	China, Mainland
Colombia	Comoros	Congo, Dem. Rep.	Congo, Rep.**	Costa Rica	Côte d'Ivoire	Croatia	Cyprus	Djibouti	Dominica
Dominican Republic	Ecuador**	Egypt, Arab Rep.	El Salvador	Equatorial Guinea**	Eritrea	Ethiopia	Fiji	Gabon**	Gambia, The
Georgia	Ghana	Grenada	Guatemala	Guinea	Guinea-Bissau	Guyana	Haiti	Honduras	Hong Kong, China
India	Indonesia**	Iran, Islamic Rep.**	Iraq**	Jamaica	Jordan	Kazakhstan	Kenya	Kuwait**	Kyrgyz Republic
Lao PDR	Lebanon	Lesotho	Liberia	Libya**	Macedonia, FYR	Madagascar	Malawi	Malaysia	Maldives
Mali	Malta	Mauritania	Mauritius	Moldova	Mongolia	Morocco	Mozambique	Namibia	Nepal
Netherlands Antilles (Curaçao)	Nicaragua	Niger	Nigeria**	Oman	Pakistan	Panama	Papua New Guinea	Paraguay	Peru
Philippines	Qatar**	Romania	Russian Federation	Rwanda	Samoa	São Tomé and Principe	Saudi Arabia**	Senegal	Serbia
Seychelles	Sierra Leone	Singapore	Solomon Islands	South Africa	Sri Lanka	St. Kitts and Nevis	St. Lucia	St. Vincent and the Grenadines	Sudan
Suriname	Swaziland	Syrian Arab Republic	Tajikistan	Tanzania	Thailand	Togo	Tonga	Trinidad and Tobago	Tunisia
Turkmenistan Zambia	Uganda	Ukraine	United Arab Emirates**	Uruguay	Uzbekistan	Vanuatu	Venezuela, RB**	Vietnam	Yemen, Rep.

註: ** 爲石油輸出組織成員國。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

吳若瑋與吳致寧 (2013), “台灣利率法則之估計 — 即時資料 vs. 修正資料,” 《經濟論文》, 42(1), 31–78。(Wu, Jo-Wei and Jyh-Lin Wu (2013), “The Interest Rate Rule in Taiwan: Real-Time Data vs. Revised Data,” *Academia Economic Papers*, 42(1), 31–78.)

陳旭昇 (2016), “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(2), 187–213。(Chen, Shiu-Sheng (2016), “Does the Central Bank of Taiwan Intervene in the Foreign Exchange Market Asymmetrically?” *Taiwan Economic Review*, 44(2), 187–213.)

Alba, Joseph D. and David H. Papell (2007), “Purchasing Power Parity and Country Characteristics: Evidence from Panel Data Tests,” *Journal of Development Economics*, 83(1), 240–251.

Bergin, Paul R., Reuven Glick, and Jyh-Lin Wu (2014), “Mussa Redux and Conditional PPP,” *Journal of Monetary Economics*, 68(C), 101–114.

Berka, Martin, Michael B. Devereux, and Charles Engel (2012), “Real Exchange Rate Adjustment in and out of the Eurozone,” *American Economic Review*, 102(3), 179–185.

Bleaney, Michael and Manuela Francisco (2005), “Exchange Rate Regimes and Inflation: Only Hard Pegs Make a Difference,” *Canadian Journal of Economics*, 38(4), 1453–1471.

——— (2007), “Exchange Rate Regimes, Inflation and Growth in Developing Countries — An Assessment,” *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 7(1), 1–20.

Blundell, Richard and Stephen Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.

Caballero, Ricardo J., Emmanuel Farhi, and Pierre-Olivier Gourinchas (2008), “An Equilibrium Model of “Global Imbalances” and Low Interest Rates,” *American Economic Review*, 98(1), 358–393.

Calvo, Guillermo A. and Carmen M. Reinhart (2002), “Fear of Floating,” *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379–408.

Caputo, Rodrigo (2015), “Persistent Real Misalignments and the Role of the Exchange Rate Regime,” *Economics Letters*, 135, 112–116.

臺灣大學學術期刊資料庫

Chinn, Menzie D. and Hiro Ito (2008), "A New Measure of Financial Openness," *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 10(3), 309–322.

Chinn, Menzie D. and Shang-Jin Wei (2013), "A Faith-Based Initiative Meets the Evidence: Does A Flexible Exchange Rate Regime Really Facilitate Current Account Adjustment?" *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 168–184.

Clower, Erica and Hiro Ito (2012), "The Persistence of Current Account Balances and its Determinants: The Implications for Global Rebalancing," ADBI Working Paper, No. 400.

Curran, Michael and Adnan Velic (2019), "Real Exchange Rate Persistence and Country Characteristics: A Global Analysis," *Journal of International Money and Finance*, 97, 35–56.

Darvas, Zsolt (2012), "Real Effective Exchange Rates for 178 Countries - a New Database," **URL**: `https://www.bruegel.org/publications/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/` (visited on 01/06/2006).

Delgado, Francisco A. (1991), "Hysteresis, Menu Costs, and Pricing with Random Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, 28(3), 461–484.

Edwards, Sebastian (1996), "The Determinants of the Choice between Fixed and Flexible Exchange-rate Regimes," NBER Working Paper, No. 5756.

Eguene Martin, Fernando (2016), "Exchange Rate Regimes and Current Account Adjustment: An Empirical Investigation," *Journal of international Money and Finance*, 65, 69–93.

Eichenbaum, Martin, Benjamin Johannsen, and Sérgio Rebelo (2020), "Monetary Policy and the Predictability of Nominal Exchange Rates," *Review of Economic Studies*, 88(1), 192–228.

Frieden, Jeffry, Piero Ghezzi, and Ernesto Stein (2001), "Politics and Exchange Rates: A Cross-Country Approach to Latin America," in J. Frieden and E. Stein (eds.), *Currency Game: Exchange Rate Politics in Latin America*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Friedman, Milton (1953), *Essays in Positive Economics*, Chicago: University of Chicago Press.

Ghosh, Atish R., Ann-Marie Gulde, Jonathan D. Ostry, and Holger Wolf (1996), "Does the Exchange Rate Regime Matter for Inflation and Growth," *International Monetary Fund*, 2, 1–19.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ghosh, Atish R., Ann-Marie Gulde, and Holger Wolf (2002), *Exchange Rate Regimes: Choice and Consequences*, Cambridge: The MIT Press.

Ghosh, Atish R., Mahvash S. Qureshi, and Charalambos G. Tsangarides (2013), "Is The Exchange Regime Really Irrelevant for External Adjustment?" *Economics Letters*, 118(1), 104–109.

Ilzetzki, Ethan, Carmen M. Reinhart, and Kenneth S. Rogoff (2019), "Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century: Which Anchor will Hold?" *Quarterly Journal of Economics*, 134(2), 599–646.

Im, Kyung So, M. Hashem Pesaran, and Yongcheol Shin (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.

Klein, Michael and Jay Shambaugh (2012), *Exchange Rate Regimes in the Modern Era*, Cambridge: The MIT Press.

Laeven, L. and F. Valencia (2018), "Systemic Banking Crises Revisited," IMF Working paper, WP/18/206.

Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti (2007), "The External Wealth of Nations Mark II," *Journal of International Economics*, 73(2), 223–250.

Levy-Yeyati, Eduardo and Federico Sturzenegger (2003), "To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange rate Regimes on Growth," *American Economic Review*, 93(4), 1173–1193.

Levy-Yeyati, Eduardo, Federico Sturzenegger, and Iliana Reggio (2010), "On the Endogeneity of Exchange Rate Regimes," *European Economic Review*, 54(5), 659–677.

McDermott, C. John and Paul Cashin (2006), "Parity Reversion in Real Exchange Rates: Fast, Slow, or Not At All?" *IMF Staff Papers*, 53(1), 89–119.

Mundell, Robert A. (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475–485.

Mussa, Michael (1986), "Nominal Exchange Rate Regimes and the Behavior of Real Exchange Rates: Evidence and Implications," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25(1), 117–214.

Nickell, Stephen (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects," *Econometrica*, 49(6), 1417–1426.

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1995), "The Mirage of Fixed Exchange Rates," *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 73–96.

——— (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge: The MIT Press.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ötker-Robe, Inci and David Vávra (2007), "Moving to Greater Exchange Rate Flexibility Operational Aspects Based on Lessons from Detailed Country Experiences," IMF Occasional Paper, No. 256.

Parsley, David C. and Helen A. Popper (2001), "Official Exchange Rate Arrangements and Real Exchange Rate Behavior," *Journal of Money. Credit and Banking*, 33(4), 976–993.

Shambaugh, Jay C. (2004), "The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 301–352.

投稿日期: 2021年4月26日, 接受日期: 2021年10月4日

臺灣大學學術期刊資料庫

Nominal Exchange Rate Regimes and Real Exchange Rate Adjustments: Evidence from Non-Industrial Countries

Yan-Dun Wang

Nan Shan General Insurance

Zheng-Hao Lai

Institute of International Economics, National Chung Cheng University

Jyh-Lin Wu

Institute of Economics, National Sun Yat-sen University

Fu Min Tseng

Department of Economics, National Chung Cheng University

We examine the association between nominal exchange rate regimes and real exchange rate adjustments. Our empirical results point out that the flexible exchange rate regime facilitates real exchange rate and current account adjustments and the difference of adjustments between regimes is significant at the 5% level. Furthermore, this result is robust under different scenarios. Our results support Friedman's hypothesis for non-industrial as well as non-industrial and non-OPEC countries.

Keywords: exchange rate regimes, real exchange rates, current accounts, Friedman's hypothesis
JEL classification: F31, F32, C33

臺灣大學學術期刊資料庫