

廠商直接投資之匯率問題研究：台灣與東南亞 國協貨幣之長期關係

吳靖東¹

摘 要

中美貿易戰下，台灣廠商因應現今政治與經濟環境，進行直接投資的重新規劃。廠商生產與營運地區的轉移，必須面對有關的匯率問題，其中以匯率水準值最受關注。若匯率變動具有長期關係，則匯率水準值可能落於某一區間，如此可大幅降低匯率問題。因此本文採用自我迴歸分佈式滯後模式(Autoregressive distributed lag model：ARDL)，來探討各國匯率間長期的關係。

研究對象為近年來政府推動新南向政策的國家，即東南亞國協(The Association of Southeast Asian Nations，ASEAN)與台灣之匯率。結果發現，這些國家的匯率長期關係十分緊密。代表廠商在這些國家投資設廠，面對類似的匯率問題。

關鍵詞：台灣、自我迴歸分佈式滯後模式、東南亞國協、匯率

¹ 作者（主要聯絡人）服務機構：銘傳大學財務金融系副教授，地址：臺北市中山北路5段250號。電話：(02)28824564-2390，傳真：(02)28809769，E-mail：jtwu@mail.mcu.edu.tw。

壹、緒論

在近來中美貿易戰下^(註1)，有些廠商選擇轉移生產與營運的地區，改變其國外的直接投資(foreign direct investment, FDI)。無論是一開始資金的直接投入或是日後的進出口貿易，都無可避免的要考慮匯率問題。因此了解各國匯率變動與彼此之間相對的關係，是廠商一個重要的課題。

匯率問題的考量可分成匯率水準值與匯率不確定性兩部分(陳坤銘等, 2012; Chen *et al.*, 2006; Lin *et al.*, 2010)，匯率水準值影響廠商的收入與成本，造成廠商利潤的增加或減少。這是本文主要關注的重點，由於廠商面對這種較長期的趨勢變化，幾乎是難以用財務管理的方式，提出有效的解決辦法。廠商進行 FDI 規劃之時，實在有必要對匯率之間的長期關係，進行深入的了解。許多學者也曾探討這個問題，如 Baillie and Bollerslev (1989)與 Baillie and Bollerslev (1994)採用共整合模式，研究主要工業國家匯率的長期趨勢。Orlov (2009)以共譜分析法(cospectral analysis)，關注在亞洲金融風暴下匯率的共移現象(comovement)。這些成果，都是在體察出匯率長期趨勢的重要性下所做的努力。若匯率變動具有長期關係，則匯率水準值可能落於某一區間，如此可大幅降低匯率問題。

匯率不確定性，使得廠商必須考慮投資時機與利潤曝露在匯率風險下的部位。匯率變動有時對廠商有利，有時造成廠商的損失，因此要謹慎面對，小心控管(Chen *et al.*, 2006; Lin *et al.*, 2010)。過去學者常以多變量自我迴歸條件異質模式(autoregressive conditional heteroscedasticity model, ARCH)與一般化自我迴歸條件異質模式(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model, GARCH)等方法，探討匯率風險之關聯性(Diebold and Nerlove, 1989; Ijumba, 2013; Metsileng *et al.*, 2020)。祈能為此類問題，提出管理的方法。相關研究豐富，本文不擬再予討論。

廠商轉移生產與營運的地區，可能的選擇很多。本文著重於討論台灣鄰近的區域，即東南亞國協(The Association of Southeast Asian Nations, ASEAN)與台灣本身。原因是台灣廠商選擇者眾，另一方面也是傳統上已有許多廠商進駐(Yen, 2020)。

因此本文探討 ASEAN 中的印尼盾(Indonesia Rupiah, IDR)、馬來西亞令吉(Malaysia Ringgit, MYR)、菲律賓披索(Philippines Piso, PHP)、新加坡幣(Singapore

Dollar, SGD)、泰國銖(Thai Baht, THB)與新台幣(Taiwan Dollar, TWD)等貨幣。ASEAN只選擇其中五國的貨幣，除了這是ASEAN的創始國外，主要原因是這五國的匯率有較長期的市場交易紀錄(註2)。

現行各國匯率制度有很多種，有由外匯市場供需力量來決定匯率水準值的浮動匯率制度(floating exchange rate system)，也有釘住某一貨幣的固定匯率制度(fixed exchange rate system)。當然，也有很多國家以介於浮動與固定匯率制度之間的方式行之。平日匯率由市場供需決定，政府認為有需要時，就會進入市場干預，調節匯率，一般稱為管理浮動匯率制度(managed floating rate system)。各國政府為因應其本身經濟狀況與需要，採用不同的匯率制度。

匯率的決定理論主張影響匯率因素，主要有兩國相對的購買力(purchasing power)及利率(Frankel, 1979)，再進一步是將諸多總體經濟因素整合的貨幣分析模式(monetary model)(Meese & Rogoff, 1983)。但是Menhoff (1998)與Sarno *et al.* (2004)等學者均指出，傳統總體經濟因素線性模式對匯率變動的解釋能力較弱，非線性模式較能描繪出其間的關係。Hamilton (1989, 1994)與Hamilton & Susmel (1994)等學者就提出馬可夫狀態轉換模式(Markov switching model)進行驗證，結果發現其對匯率變動解釋能力較佳。近期研究如Sarno & Valente (2000)、Lee & Chen (2006)、Lee (2009)與吳靖東(2012)等，皆以馬可夫狀態轉換模式或其延伸的方法，來研究金融市場的波動。Wu (2016)也採用馬可夫狀態轉換模式來測試亞太國家(Asia-pacific)匯率的格蘭傑因果關係(Granger causality)，發現其相互間的關係是穩定且深遠的。

由於傳統的總體經濟因素線性模式對匯率變動的解釋能力較弱，本文延續Wu (2016)的論述，直接探討匯率彼此的相互關係。研究模式採用自我迴歸分佈式滯後模式(autoregressive distributed lag model, ARDL)，來測試匯率變動同期與滯後期的影響，探討其是否具有長期關係。

本文架構如下，首先為本節的緒論，接著第二節說明ARDL，第三節為實證結果與分析，最後為結論。

貳、自我迴歸分佈式滯後模式(ARDL)

經濟分析常進行不同變數的長期關係研究，匯率也是一個重要的研究

對象，期盼尋找其間是否具有穩定的解釋能力。這類的研究可以提供決策者重要的參考資訊，成果甚具有管理與政策上的意義。在研究不同變數的長期關係時，因為有些數據可能呈現趨勢或有結構調整與破壞的狀況，所以必須注意變數的資料型態。避免產生不正確的結果，導致管理決策的失當。

傳統上，匯率之間的關係常以最小平方迴歸分析法(ordinary least squares regression, OLS)來表達：

$$\Delta \ln Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta \ln fx_{1,t} + \beta_2 \Delta \ln fx_{2,t} + \beta_3 \Delta \ln fx_{3,t} + \beta_4 \Delta \ln fx_{4,t} + \beta_5 \Delta \ln fx_{5,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $\Delta \ln Y_t$ 為所關注匯率（取對數）在 t 期的變動， $\Delta \ln fx_{1,t} \sim \Delta \ln fx_{5,t}$ 為其它 5 種匯率變動，這個式子即是本文擬討論 6 個匯率之關係。

若把各變數的長期關係考慮進來，允許自變數與因變數之間的回饋或因果關係的納入，可以使用向量自我迴歸模型(vector autoregressive model, VAR)。也可以加入共整合項進行估計，即是向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)，這些都是經常使用的計量方法。

匯率的時間序列資料，在過去實證文獻上，常常發現其長期或短期的平均數與變異數並不具有恆定性。導致研究分析時，無法正確呈現其彼此的關係，而有偏誤的結果產生，更遑論據此進行匯率的預測與規劃風險的控管。為改善這個問題，學界陸續提出多種解決的方法，各有其優缺點。本文所採用的 ARDL 模式，則是近年來普遍認為具備有效處理資料的方法之一。

ARDL 模式是由 Pesaran & Shin (1998) 所提出，Pesaran *et al.* (2001) 繼而進一步擴展到邊界測試法(bounds testing approaches)。這個方法將解釋變數(explanatory variables)與被解釋變數(dependent variable)的滯後項納入模式，ARDL 的模式可以表示如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^{k_0} \beta_j \Delta \ln Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k_1} \gamma_j \Delta \ln fx_{1,t-j} + \sum_{j=1}^{k_2} \delta_j \Delta \ln fx_{2,t} \\ & + \sum_{j=1}^{k_3} \theta_j \Delta \ln fx_{3,t-j} + \sum_{j=1}^{k_4} \pi_j \Delta \ln fx_{4,t-1} + \sum_{j=1}^{k_5} \tau_j \Delta \ln fx_{5,t-j} \\ & + \delta_0 \Delta \ln Y_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln fx_{1,t-1} + \delta_2 \Delta \ln fx_{2,t-1} + \delta_3 \Delta \ln fx_{3,t-1} \\ & + \delta_4 \Delta \ln fx_{4,t-1} + \delta_5 \Delta \ln fx_{5,t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $\Delta \ln Y_{t-j}$ 為匯率變動本身的落後項， $\Delta \ln fx_{1,t-j} \sim \Delta \ln fx_{5,t-j}$ 為其它 5 種匯率變動。最適滯後期 k_0 、 k_1 、 k_2 、 k_3 、 k_4 、 k_5 的選擇，可由 Akaike information criterion (AIC) 與 Schwarz criterion (SC) 來決定。本文擬採用 ARDL 模式，來描述匯率之間的關係。

ARDL 模式首先檢驗變數間是否有長期的共整合關係，透過聯合檢定確認估計係數 $\delta_0 \sim \delta_5$ 是否為零。虛無假設與對立假設可以下式表示：

$$H_0 : \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_1 : \delta_0 \neq 0, \text{ or } \delta_1 \neq 0, \text{ or } \delta_2 \neq 0, \text{ or } \delta_3 \neq 0, \text{ or } \delta_4 \neq 0, \text{ or } \delta_5 \neq 0$$

虛無假設為變數間未具有長期穩定關係，如果拒絕虛無假設，則表示變數間存在有長期均衡關係。實證文獻發現有些匯率變動的時間序列資料呈現穩態 (stationary)，為 $I(0)$ 。有些匯率變動是一階微分後呈現穩態，為 $I(1)$ 。在此以 F 統計值作為判定標準，處理的方式為產生兩組臨界值，一組是假設所有的變數是 $I(0)$ ，另一組是假設所有的變數是 $I(1)$ 。若 F 統計值高於上臨界值 (upper critical bound)，則顯著拒絕虛無假設，表示變數間存在長期均衡關係。若 F 統計值低於下臨界值 (lower critical bound)，則不顯著，無法拒絕虛無假設，表示變數間不存在長期均衡關係。如果 F 統計值落在上、下臨界值間，則因為不知道變數共整合 (co-integrate) 的狀況，所以無法判斷其關係。

ARDL 模式可以應用於不同匯率變動分別呈現 $I(0)$ 或 $I(1)$ 的狀況，有效處理其間的長短期關係。採用這種區間測試法來檢測匯率變動間是否存在長期均衡關係，可以解決序列不齊次的問題。其對資料處理的能力，要優於共整合模式 (cointegration model)，後者要求納入整合模式的資料結構都必須為同一狀態。因此，ARDL 在應用時，並不須要進行單根檢定。有學者也稱 ARDL，是一種非限制誤差的修正模型 (unrestricted error correction model, UECM)。若應用在小樣本時，也可改善檢定力低落的問題。

參、實證結果與分析

一、資料來源

本文的研究資料來自台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal, TEJ)，

資料期間為 1998 年 1 月至 2020 年 6 月的月資料，共計 22 年 6 個月（即 270 個月）。採用 6 種匯率 (IDR、MYR、PHP、SGD、THB、TWD) 的變動率，每一個匯率均為相對美元的匯價（註 3）。

表 1 為匯率變動率的基本統計量，匯率變動最大的是 RIDR，標準差高達 0.0542。RTWD 匯率是其中最穩定的，標準差只有 0.0148，僅是 RIDR 的 4 分之 1 強。ASEAN 中匯率最穩定的是 RSGD，標準差為 0.0169，但仍略高於 RTWD。

表 1 匯率變動率的基本統計量

	Mean	Max.	Min.	Std dev.
RIDR	0.0012	0.3392	-0.3337	0.0542
RMYR	4.35E-05	0.0888	-0.1271	0.0210
RPHP	0.0005	0.1018	-0.0860	0.0201
RSGD	-0.0008	0.0821	-0.0541	0.0169
RTHB	-0.0019	0.0753	-0.2051	0.0249
RTWD	-0.0005	0.0516	-0.0575	0.0148

註：資料來源 TEJ

二、單根檢定 (unit root test)

ARDL 模式可適用於時間數列是不同的 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，但若為 $I(2)$ 則會導致偏誤的推論 (Nkoro and Uko, 2016)。為尋求研究結果的穩健，本文仍然進行單根檢定。

方法以文獻常採用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1981)、Phillips-Perron (PP, 1988)、Elliott *et al.* (ERS, 1996) 等標準，針對 6 種匯率變動率進行單根檢定。結果發現，匯率變動率有些呈現單根現象，有些未具有單根現象，這與一般對匯率變動率的認知相同結果（註 4）。

為改善匯率變動率的單根現象，本文採用匯率取自然對數後之差分，分別為 LRIDR、LRMYR、LRPHP、LRSGD、LRTHB 與 LRTWD，即為式 (2) 中的 $\Delta \ln Y_t$ 。再以前述的 ADF、PP 與 ERS 方法，進行單根檢定，結果為表 2。

表 2 單根檢定

	ADF	PP	ERS
LRIDR	I(0)	I(0)	I(0)
LRMYR	I(0)	I(0)	I(0)
LRPHP	I(0)	I(0)	I(0)
LRS GD	I(0)	I(0)	I(0)
LRTHB	I(0)	I(0)	I(0)
LRTWD	I(0)	I(0)	I(0)

上述結果均在 1% 顯著水準下，棄却匯率報酬率具有單根現象的虛無假設。表示匯率變動率在採用對數值後，呈現穩態狀況，可以進行相關的研究。

另外本文將兩兩匯率變動的相關係數，分成前後期來觀察，結果如表 3。可以發現，在 2009/07~2020/06 後期的相關係數大多高於 1998/01~2009/06 前期資料的數值，顯示近年來 LRIDR、LRMYR、LRPHP、LRS GD、LRTHB 與 LRTWD 匯率變動的相關程度日益增高，更勝已往。

表 3 匯率變動的相關係數

	LRIDR	LRMYR	LRPHP	LRS GD	LRTHB	LRTWD
前期						
LRIDR	1					
LRMYR	0.4146	1				
LRPHP	0.3883	0.4244	1			
LRS GD	0.5750	0.6146	0.3573	1		
LRTHB	0.3879	0.5013	0.5139	0.6021	1	
LRTWD	0.4207	0.4696	0.3870	0.6270	0.4812	1
後期						
LRIDR	1					
LRMYR	0.5408	1				
LRPHP	0.3578	0.5195	1			
LRS GD	0.5280	0.8120	0.5743	1		
LRTHB	0.5067	0.5794	0.4524	0.6534	1	
LRTWD	0.3624	0.6438	0.4482	0.7739	0.5419	1

三、最小平方法迴歸分析(OLS)與 ARDL 模式

本文採用匯率變動率的對數值，分別以 OLS 與 ARDL 模式來檢驗，表 4 列出結果。可以發現 ARDL 模式的解釋能力均明顯高於 OLS 模式，其中提高最多的是 LRIDR。再依照 AIC 與 SC 標準來決定 ARDL 模式的最適滯後期，分別為 LRIDR (3,4,1,0,3,0)、LRMYR (2,1,4,0,4,0)、LRPHP (3,0,4,2,0,1)、LRSGD (2,0,4,2,2,0)、LRTHB (2,0,1,0,1,3) 與 LRTWD (3,2,2,0,0,1)。

ARDL 模式將匯率變動的滯後影響呈現出來，由表 4 可以發現，最適滯後期有不同的期別。本文將最大的滯後期設定為 4，此為表 4 的最大值。於其中顯示有多種匯率最適滯後期達到設定的最大值，表示過去數期匯率的變動是會對本期匯率造成影響。

表 4 最適滯後期

	LRIDR	LRMYR	LRPHP	LRSGD	LRTHB	LRTWD	adj-ARDL- R^2	adj-OLS- R^2
LRIDR	3	4	1	0	3	0	0.3995	0.2852
LRMYR	2	1	4	0	4	0	0.5432	0.5281
LRPHP	3	0	4	2	0	1	0.3899	0.3117
LRSGD	2	0	4	2	2	0	0.7385	0.6812
LRTHB	2	0	1	0	1	3	0.4462	0.4240
LRTWD	3	2	2	0	0	1	0.5225	0.4913

註：1.數字 0、1、2、3、4，分別代表滯後 0 期、1 期、2 期、3 期與 4 期。

2.ARDL 與 OLS 的 R^2 均為調整後數值。

四、匯率間之長期估計係數

再進一步探討匯率長期互相影響的情形，本文繼續以 ARDL 模式來估計彼此間長期的關係，結果為表 5。由此結果可以發現，每一個匯率調整後 ARDL 的 R^2 均相當高，最高的 LRSGD 甚至達到 0.7385，最低的 LRPHP 也有 0.3899 的水準。這在一般匯率彼此變動關係間，實屬罕見。一般認為 ASEAN 會員國的匯率具有某種協議或默契，彼此匯率在某一範圍內浮動，可能是主要原因。

1997 年 7 月發生亞洲金融風暴，對區域內國家的經濟產生重大的破壞。為了穩定金融，加強各國的合作，ASEAN Plus Three 在 2000 年 5 月於泰國清

邁召開的亞洲開發銀行年會中，發表聯合聲名，建立雙邊貨幣互換機制，稱為「清邁協議」(Chiang Mai Initiative, CMI)。2009年12月，再正式簽署新協議「多邊清邁協議」(Chiang Mai Initiative Multilateralization, CMIM)。規定相關處理程序和條件，在各國出資分額與特定借款乘數加成所得的額度內，用其本國貨幣與美元實施互換，以保護其匯率。

表5中LRSGD扮演最重要的角色，除了LRPHP外，在每一種匯率的長期關係中，皆顯著具有解釋能力。ASEAN的5國匯率均與LRSGD密切相關，甚至不是ASEAN會員國的LRTWD也有同樣情形。LRSGD扮演最重要角色的原因，可能與新加坡的匯率制度有關。Williamson (2001)指出，新加坡為避免匯率過度波動，或是偏離經濟基本面。其所採行的匯率政策具有「一籃通貨，區間，爬行」(Basket, Band and Crawl, BBC)的特質。

一籃通貨關心的是新加坡幣對「一籃」通貨的加權匯率，也就是選擇一組能夠在一定範圍內維持新加坡幣穩定的國際貨幣，貨幣籃裡的貨幣是根據主要的貿易夥伴和競爭對手的情況，各種貨幣所佔權重並不對外公佈。區間是指新加坡管理當局會預先確定一個匯率區間，匯率可以在這一浮動區間內波動。增加短期匯率波動的靈活性，同時也為新加坡幣均衡匯率水平提供一定的緩衝區間。爬行是指如果有必要調整匯率，則是循序漸進地進行，避免突然大幅的調整。

所以在新加坡的匯率制度、CMI與CMIM的影響下，可能使得ASEAN中，彼此匯率變動緊密的關係，呈現表5的結果。

當然，不是ASEAN會員國的LRTWD為何與LRSGD及LRTHB具有如此密切的關係，調整後ARDL的 R^2 高達0.5225，也是一個特別的發現。其確切原因為何，這或許可由我國中央銀行的說明中，獲得一些解答。

依照我國中央銀行於2019年5月2日發佈的新聞稿，針對新台幣匯率政策所做的說明：本行採行管理浮動匯率制度，新台幣匯率原則上由市場供需決定。新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，但若有不規則因素（如短期資金大量進出）與季節因素，導致匯率過度波動或失序變動，而有不利的經濟金融穩定之虞時，本行將本於職責維持外匯市場秩序。另外在2013年11月20日，中央銀行於立法院財政委員會上，說明健全匯率政策及穩健經濟發展的專題報告中，也能發現我國中央銀行採行的管理匯率制度與新

加坡管理當局頗為類似。至於兩者所採用一籃貨幣及其各自的權重是否相近，我們也只能由實證資料來判讀（註5）。

表5 ARDL長期估計係數

	C	LRIDR	LRMYR	LRPHP	LRS GD	LRTHB	LRTWD	adj-ARDL- R^2	F-stat
LRIDR	0.0016 (0.8400)		-0.0362 (-0.1359)	0.1532 (0.8832)	0.7017*** (3.1267)	0.1667 (0.7071)	0.0900 (0.4838)	0.3995	32.11
LRMYR	0.0008 (1.0113)	-0.0322 (-0.9013)		0.1590 (1.3798)	0.8385*** (9.0114)	0.0012 (0.0111)	0.0478 (0.5896)	0.5432	85.94
LRPHP	0.0009 (0.9198)	0.1542*** (2.9093)	0.1349* (1.7846)		0.2042 (1.1536)	0.2658*** (4.0010)	-0.0941 (-0.6847)	0.3899	18.03
LRS GD	-0.0007 (-1.4370)	0.0809*** (3.7856)	0.3480*** (8.3404)	0.0004 (0.0057)		0.0455 (0.7269)	0.3796*** (7.1624)	0.7385	75.91
LRTHB	-0.0011 (-1.1915)	0.0633* (1.8745)	-0.0642 (-0.9663)	0.4196*** (5.6142)	0.5189*** (4.9403)		-0.0011 (-1.1669)	0.4462	64.01
LRTWD	-0.0003 (-0.3944)	0.0597* (1.7530)	-0.1226 (-1.4454)	0.2050*** (2.8008)	0.6077*** (7.1714)	0.0571 (1.2627)		0.5225	57.07

註：1.括號內為 t 值。

2.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

3.F-lower bound 為 3.35，F-upper bound 為 4.59。4. ARDL 與 OLS 的 R^2 均為調整後數值。

在上述的分析中，可以發現 LRIDR、LRMYR、LRPHP、LRS GD、LRTHB 與 LRTWD 等 6 個匯率，在過去 270 個月中，存在長期穩定的關係。但是這種關係是否隨著時間而改變呢，需要進一步分析。

因此本文將研究樣本分成前後兩期，觀察其長期估計係數變動狀況。表 6 列出前後期 ARDL 的長期估計係數，可以發現無論是前期或後期，調整後 ARDL 的 R^2 仍然保持相當高的水準。甚至 6 個匯率中有 4 個匯率，其後期調整後 ARDL 的 R^2 要高於前期。表示這種匯率間長期的穩定關係，呈現逐步加強的現象。

表 6 前後期 ARDL 長期估計係數

	C	LRIDR	LRMYR	LRPHP	LRS GD	LRT HB	LRT WD	adj-ARDL-R ²	F-stat
前期									
LRIDR	-0.0000 (-0.0123)		-0.7929 (-1.0508)	0.1575 (0.5469)	1.1492*** (2.9191)	0.1852 (0.4849)	0.4064 (1.2894)	0.5124	12.44
LRMYR	-0.0008 (-1.2032)	0.0115 (0.6210)		0.2169*** (2.9889)	0.3603*** (5.3066)	-0.0824 (-1.0644)	0.0276 (0.3938)	0.5490	23.44
LRPHP	0.0025 (1.4335)	0.1089 (1.3654)	0.3388** (2.0842)		0.1817 (0.6480)	0.4248*** (3.8889)	-0.0923 (-0.5442)	0.4904	11.40
LRS GD	-0.0001 (-0.1500)	0.0420 (1.1926)	0.5651*** (4.5109)	-0.1169 (-1.5126)		0.1701*** (3.3976)	0.2913*** (3.1071)	0.7082	26.27
LRT HB	-0.0013 (-1.0816)	-0.0283 (-1.0816)	-0.2496** (-2.0321)	0.4156*** (3.5133)	0.5354*** (2.8674)		0.1756 (1.3239)	0.4603	25.94
LRT WD	0.0000** (2.2798)	0.0943** (2.2798)	-0.3078* (-1.7754)	0.1507 (1.6310)	0.5685*** (4.6583)	0.0919 (1.5994)		0.5191	22.10
後期									
LRIDR	0.0033** (2.3458)		0.1163 (0.6861)	0.0137 (0.1216)	0.2316 (1.2119)	0.6910*** (2.9144)	-1.1158 (-0.4883)	0.4283	15.34
LRMYR	0.0011 (0.8222)	0.2387*** (3.2961)		0.0979 (0.9093)	0.9601*** (5.3055)	0.1015 (0.9316)	0.0368 (0.1400)	0.7170	31.04
LRPHP	0.0002 (0.1954)	0.0144 (0.3237)	0.0894 (1.2729)		0.2626** (2.1058)	0.1156 (1.5227)	-0.0014 (-0.0136)	0.3426	45.79
LRS GD	-0.0007 (-1.1247)	0.0396 (1.3924)	0.3588*** (7.0520)	0.1070** (2.2202)		-0.0442 (-0.5675)	0.3882*** (5.9609)	0.8051	44.50
LRT HB	-0.0011 (-0.9475)	0.1306** (2.4592)	0.0530 (0.6155)	0.2759 (1.4982)	0.3584** (2.3425)		-0.0271 (-0.1708)	0.4928	25.47
LRT WD	0.0000 (0.0086)	-0.0876** (-2.1912)	-0.1974* (-1.7715)	0.0850 (0.4940)	0.6987*** (6.1253)	0.3706** (2.3474)		0.6472	32.34

註：1.括號內為 t 值。

2.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

3.F-lower bound 為 3.35，F-upper bound 為 4.59。4. ARDL 與 OLS 的 R²均為調整後數值。

在上述的實證結果中，無論是全期（表 5），或者是分成前後期（表 6），其調整後 ARDL 的 R²均相當高。依據這樣的實證資料，代表匯率變動具有長期關係，則匯率水準值可能落於某一區間。廠商投資於這些區域會面對類似的匯率水準值，如此可大幅降低匯率問題。

肆、結論

本文關注台灣廠商轉移投資地點後所面對的匯率問題，因此以較多廠

商選擇的國家，進行討論，內容涵蓋 ASEAN 中的 5 個國家與台灣。即為印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國再加上台灣，研究期間達 22 年 6 個月，探討匯率變動的長期關係。

為避免匯率具有的單根現象影響研究的準確性，本文採用近來廣泛應用在總體經濟數據上的 ARDL 模式進行分析。結果發現，6 個國家匯率的長期關係十分緊密。在研究期間的後半期，其關係更進一步提高。代表廠商在這 6 個國家投資設廠，其匯率長期的關係類似。雖然台灣並非 ASEAN 的會員國，但匯率變動的長期關係亦十分緊密。

另外的發現是，ASEAN 中 5 個國家的匯率，展現了一般所認為的，其會員國匯率具有某種協議或默契，彼此匯率在某一範圍內浮動。雖 ASEAN 並未明確宣示，但實質上其狀況宛若歐元在形成前，歐元區貨幣所採用的「蛇形浮動(snake in the tunnel)」機制，限制會員國對美元的匯率在一定的範圍內波動。

附 註

1. 中美貿易戰是指自 2018 年開始迄今（2020 年 6 月），中國與美國持續就雙方的貿易條件，所進行的協商與所採取的行動。
2. 我國對亞洲地區的直接投資，自 1952 年迄今（2020 年 6 月），這 5 個國家占比達 66%。另一個投資較多的國家是越南，投資占比接近 3 成。但是越南盾 (Vietnam Dong: VND) 匯率的交易記錄較為不足，因此本文擬不予納入。
3. 本文亦嘗試將 ASEAN 十國與中日韓三國 (ASEAN Plus Three) 全數納入，但如前文所述，ASEAN 其餘國家匯率交易記錄較為不足，因此未納入研究。中日韓三國的匯率與 ASEAN 國家的匯率，缺乏長期穩定的關係。因此本文僅針對 IDR、MYR、PHP、SGD、THB 及 TWD 進行研究。
4. 許多文獻已經說明此檢定結果，本文未再將其列出。
5. 我國中央銀行相關的資料，詳見於其網站 <http://www.cbc.gov.tw>。

參考文獻

- 吳靖東(2012)，「總體經濟因素對兩岸匯率變動的影響」，*東吳經濟商學學報*，第 76 期，頁 99-112。
- 陳坤銘、郭炳伸、林信助、林家慶(2012)，「新台幣實質匯率與產業升級及對外投資關係」，*中央銀行季刊*，第 34 卷第 1 期，頁 3-38。
- Baillie, R.T. and T. Bollerslev (1989), "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates." *The Journal of Finance*, 44, pp.167-181.
- Baillie, R.T. and T. Bollerslev (1994), "Cointegration, fractional cointegration, and exchange rate dynamics." *The Journal of Finance*, 49, pp.737-745.
- Chen, K.M., H.H. Rau, and C.C. Lin (2006), "The impact of exchange rate movements on foreign direct investment: market-oriented versus cost- oriented." *The Developing Economies*, 44, pp.269-287.
- Dickey, D.A., and W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root." *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.
- Diebold, F.X. and M. Nerlove (1989), "The dynamics of exchange rate volatility: a multivariate latent factor ARCH model." *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp.1-21.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg, and J.H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* 64, pp.813-836.
- Frankel, J. (1979), "On the mark: A theory of floating exchange rate based on real interest differentials." *The American Economic Review*, 69(4), pp.610-622.
- Hamilton, J.D. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and business cycle." *Econometrica*, 57(2), pp.357-384.
- Hamilton, J.D. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton, N.J., Princeton University Press.
- Hamilton, J.D. and R. Susmel (1994), "Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime." *Journal of Econometrics*, 64(1-2), pp.307-333.
- Ijumba, C. (2013), *Multivariate analysis of the BRICS financial markets*, Unpublished master's thesis, University of KwaZulu-Natal.
- Lee, H.T. (2009), "Optimal futures hedging under jump switching dynamics." *Journal of Empirical Finance*, 16, No.3, pp.446-456.
- Lee, H.Y., and S.L. Chen (2006), "Why use Markov-switching models in exchange rate prediction?" *Economic Modelling*, 23, No.4, pp.662-668.
- Lin, C.C., K.M. Chen, and H.H. Rau (2010), "Exchange rate volatility and the timing of foreign direct investment: market-seeking versus export- substituting." *Review of Development Economics*, 14,

pp.466-486.

- Meese, R, and K. Rogoff (1983), "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?" *Journal of International Economics*, 14, pp.3-24.
- Menkhoff, L. (1998), "The noise trading approach-questionnaire evidence from foreign exchange." *Journal of International Money and Finance*, 17(5), pp.547-564.
- Metsileng, L.D., N.D. Moroke, and J.T. Tsoku (2020), "The application of the multivariate GARCH models on the BRICS exchange rates." *Academic Journal of Interdisciplinary Studies*, 9, pp.23-38.
- Nkoro, E. and K. Uko (2016), "Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation." *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5, pp.63-91.
- Orlov, A.G. (2009), "A cospectral analysis of exchange rate comovements during Asian financial crisis," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, pp.742-758.
- Pesaran, M.H. and Y. Shin (1998), "An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis." *Econometric Society Monographs*, 31, pp.371-413.
- Pesaran, M.H., Y. Shin, and R.J. Smith (2001), "Bound testing approaches to the analysis of level relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp.289-326.
- Phillips, P.C.B., and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75, pp.335-346.
- Sarno, L., and G. Valente (2000), "The cost of carry model and regimes shifts in stock index future markets: An empirical investigation." *The Journal of Futures Markets*, 20, No.7, pp.603-624.
- Sarno, L., G. Valente, and M.E. Wohar (2004), "Monetary fundamentals and exchange rate dynamics under different nominal regimes." *Economic Inquiry*, 42, No.2, pp.179-193.
- Williamson, J. (2001), "The case for a basket, band and crawl (BBC) regime for East Asia." *Conference Proceedings, Reserve Bank of Australia*.
- Wu, J.T. (2016), "The Markov-switching Granger causality of Asia-Pacific exchange rates." *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 19(3), pp.96-117.
- Yen, Y.Y. (2020), "Foreign investment experience and accounting investment performance: An empirical study of Taiwanese companies investing in ASEAN, Southeast Asian and South Asian countries." *Soochow Journal of Economics and Business*, No.101, pp.41-80.

Soochow Journal of Economics and Business

No.103 (December 2021) : 67-82.

Research on the exchange rate of direct investment: The long-term relationship between Taiwan and ASEAN currencies

Jing-Tung Wu¹

Abstract

Under the China-US trade war, Taiwan companies have re-planned direct investment in response to the current political and economic environment. As companies shift their production and operating regions, they must face the relevant exchange rate issues, among which the exchange rate level value is the most concerned. If the exchange rate changes have a long-term relationship, the exchange rate level may fall within a certain range, which can greatly reduce the exchange rate problem. This article uses autoregressive distributed lag model (ARDL) to explore the long-term relationship between the exchange rate of various countries.

The research objects are the exchange rates of The Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) and Taiwan, to illustrate the impact of its changes on companies. It turns out that the long-term relationship between these countries' exchange rates is very close. It represents that companies direct invest in these countries face similar exchange rate issues.

¹ Associate Professor, Department of Finance, Ming Chuan University. E-mail: jtwu@mail.mcu.edu.tw.

Keywords: Taiwan, Autoregressive distributed lag model, The Association of Southeast Asian Nations, exchange rate
