

匯率變動對 GDP 不對稱效果之研究-非線性 ARDL 模型之應用

Asymmetry Effects of Exchange Rate Changes on GDP : Evidence From Nonlinear ARDL Approach

李政峯¹

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 國際貿易系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

蔡鈴真³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士班 研究生

1105335103@nkust.edu.tw

摘要

傳統的經濟學理論中，凱因斯學派認為貨幣貶值有助於改善國家的外部條件，藉由貿易財的產量增長，讓國內的出口上升，進口下降，使貶值具有貶值擴張效果（Expansionary Devaluation）。近年來，學者在實證研究上對凱因斯學派的主張提出質疑，認為貶值政策會讓價格重新調整，使進口原料價格上漲，成本增加，讓總供給減少，導致貶值緊縮效果（Contractionary Devaluations）。故本研究將運用較嚴謹的實證模型-非線性 ARDL 模型與檢定能力較佳之計量方法，藉以驗證 OECD 中 10 個國家分別為加拿大、丹麥、法國、日本、韓國、紐西蘭、挪威、瑞典、英國、美國，匯率變動對 GDP 長期之關係。於 ARDL 實證結果發現在 5%顯著水準下，丹麥、挪威、瑞典存在長期貶值緊縮效果，法國存在長期貶值擴張效果；為了讓實證結果更加豐富，納入 FM-OLS(N-FM-OLS)與 ARDL(NARDL)做比較，則在 FM-OLS 中多了美國在 5%顯著水準下，存在長期貶值擴張效果。於 NARDL 與 N-FM-OLS 實證結果發現丹麥、挪威、瑞典同樣存在長期貶值緊縮效果，法國和美國同樣存在長期貶值擴張效果。韓國在 ARDL 中為貶值擴張效果，不具顯著影響；於 NARDL 中，5%顯著水準下，存在長期貶值緊縮效果；N-FM-OLS 則是存在長期貶值擴張效果。日本在 ARDL 存在長期貶值擴張效果；FM-OLS 存在長期貶值緊縮效果，皆不具顯著影響，於 N-FM-OLS 中，5%顯著水準下，則是存在長期貶值擴張效果。故貶值擴張效果與貶值緊縮效果是因國而異，且整體來說 OECD10 個國家明顯存在不對稱影響。

關鍵詞：貶值擴張效果、貶值緊縮效果、bounds test 邊界共整合檢定、全修正普通最小平方法、非線性 ARDL

Keywords: Expansionary Devaluation, Contractionary Devaluations, bounds test, FM-OLS, Nonlinear ARDL

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

探討匯率變動對經濟成長之影響是總體經濟領域中相當重要之議題。於 1997 年亞洲金融風暴導致東南亞地區各國貨幣貶值，甚至波及全球；2007 年爆發流動性危機，進而引發了 2008 年至 2012 年之間的全球金融危機、歐洲主權債務危機，更讓新台幣兌美元之匯率創下六十八個月來的新低，造成貿易一直萎靡不振全球經濟蕭條；經歷了全球金融危機之後，傳統貨幣政策已無法改善美國經濟問題，美國聯準會開始推動量化寬鬆政策（Quantitative easing，簡稱 QE，是一種貨幣政策）藉以重振經濟，卻也讓美元大幅貶值。藉由這些事件讓學者們深思並想去探

究匯率變動在經濟領域中所扮演之角色。此外，匯率的動態穩定性，對開放的經濟體系之國家相當重要，因匯率變動會影響到一國的進口、出口、貿易、消費、投資、薪資、利率等每一個總體的經濟變數。

欲想深入探討匯率變動與總體經濟變數之間的互動關係，常常是學者們所關注的議題。傳統的經濟學理論中，貶值效果在開發中國家已成為穩定總體經濟不可或缺的工具之一，因為在凱因斯學派的理論中提到，貨幣貶值有助於改善國家的外部條件；如在亞洲地區的國家，大部分是仰賴貿易來促進經濟成長，藉由貿易財的產量增長，讓國內的出口上升，進口下降，使貶值具有貶值擴張效果（Expansionary Devaluation）。然而，近幾年來也有學者對凱因斯學派的主張提出質疑，大部分關於匯率變動對國內生產影響之研究文獻轉變於「貶值緊縮（Contractionary Devaluations）」的說法，由 Alexander (1952)提出的這個觀點，認為貶值會引發通貨膨脹，而薪資的漲幅總是落後於物價上漲，所得將從員工移轉到生產者，這是因為當物價上漲而薪資不變時，生產者的獲利會增加，且生產者與邊際消費傾向（MPC）高的員工相比，當所得從員工轉移到生產者時，總消費量可能會下降，使得國內產出將萎縮，從而導致貶值緊縮效果。因此，貶值是緊縮性還是擴張性呢？結果依然爭論不斷，最終的效果可能因國而異，其關係只能透過實證分析進一步探討。

然而在資料型態方面，理論實證結果的文獻表明，貨幣貶值相關的文獻在 Bahmani-Oskooee and Miteza (2003) 和 Frankel (2005) 雖然已經有所綜述，由於文獻缺乏長期時間序列資料，且資料的型態多數為追蹤資料的計量方法，實證結果可能會有加總偏誤之疑慮，若實證結果成立也未必適用於每個國家。Kappler, Reisen, Schularick, and Turkisch (2013) 針對128個國家分析1960年至2008年的時間數列資料結果顯示，貨幣升值對經常帳有強烈的影響，但對國內產出無影響。Yang, Zhang, and Tokgoz (2013) 以時間數列資料和模擬分析討論人民幣升值對中國經濟及貿易的影響，實證結果顯示，一般而言，人民幣升值對主要國家的GDP有正向影響。當加入其他總體經濟變數及使用VAR方法時，Kohler, Manalo, and Perera (2014) 估計表明，匯率10%暫時性貶值，在一至二年內提高了實質GDP 0.25-0.50%；然而，如果10%的貶值是永久性的，實質GDP的增長率在二至三年內增加超過1%。同樣的在 Manalo, Perera, and Rees (2015) 也得到類似的實證，再次以VAR方法檢定，發現暫時性的10%升值，在過去一至二年之間實際GDP將下降0.3%。以上研究皆有相同特徵，也就是學者們都假定匯率變動對GDP具有對稱之影響；但是，匯率變動可能對產出具有不對稱的影響。例如，如果出口商的調整滯後緩慢（如決策滯後，製造滯後，交貨滯後等），出口對產出的影響可能無法如願達成，貶值就可能是緊縮造成的。

透過上述學者的文獻可發現，過去的研究假設皆聚焦於匯率變動對GDP的影響呈現出來的結論皆是短期之對稱性質，並非探討在長期之下，兩者之間是否同樣會存在對稱性，還是會因為金融危機事件或央行干預而具有不對稱之影響。此外，匯率基本上是由外匯市場的供給和需求來決定，若因為匯率貶值導致短期內資金流動過度頻繁或是季節性等因素，而使匯率過度變動（excess volatility）或失序變動（disorder movements），此時央行就會出手干預以維持經濟穩定，造成貶值可能使GDP下降，此結果有別於凱因斯的主張。再加上近期 Bahmani-Oskooee and Fariditavana (2016) 與 Bahmani-Oskooee and Fariditavana (2015) 文獻中，逐漸將實證研究方法轉向非線性來探討匯率對總體經濟變數之間的影響，因此，必須重新探討匯率變動對GDP之特徵，故本研究將以非線性之方式來探討。首先將收集來的時間數列資料先進行單根檢定，以確定時間序列資料之間的性質，在透過 Pesaran, Shin, and Smith (2001) 提出的 bounds test 檢定法進行共整合檢定，並參考 Shin, Yu, and Greenwood-Nimmo (2014) 把匯率的變動再新增兩個時間序列變量，再利用誤差校正模型（ECM）中的變異數分解和衝擊反應函數，以建立非線性 ARDL 之模型，並判斷貶值效果和變數之間的動態關係，能更深入了解匯率變動對GDP的影響效果；此外，非線性 ARDL 的模型估計可藉由 OLS 來判斷其不對稱性質。最後以模型選取準則（SIC），確定最佳落後期後加以判斷。因此，本研究能提供在不對稱性上將有更多元的資訊及解讀。

第二節 研究目的與範圍

本研究適用於 EViews9 的套裝軟體。根據研究背景與動機所述，探究匯率變動與 GDP 兩者之間的關係，以長期的時間序列資料來呈現國家動態，故可使用每個國家的資料來推論，因此，將以經濟合作暨發展組織 (OECD) 中的國家作為研究對象，進行非線性實證研究之分析，因過去的研究假設皆聚焦於匯率變動對 GDP 的影響呈現出來的結論皆是短期之對稱性質，但是匯率基本上是由外匯市場的供給和需求來決定，若因為短期內資金流動過度頻繁，而使匯率過度變動，此時央行就會出手干預以維持經濟穩定。綜觀上述所說，必須重新探討匯率變動對 GDP 之特徵，故本研究之目的如下：

- 一、透過文獻探討的彙整，檢視貶值效果之實證結果。
- 二、以經濟合作暨發展組織 (OECD) 長期的時間序列資料，檢視匯率變動對 GDP 之短期與長期關係。
- 三、透過非線性 ARDL 迴歸模型，檢視貶值效果和總體經濟變數之間的動態關係。
- 四、歸納研究結果，提出研究建議。

第二章 文獻探討

第一節 匯率變動對總體經濟變數的影響之理論觀點

Arize (1998) 指出了匯率變動對進出口貿易的影響程度，取決於匯率和政策的擬定之觀點。例如，如果匯率變動導致出口的下降，若以出口擴張的貿易政策來調整一國的經濟的話，可能不適用。Arize (1995, 1998) 與 Arize, Osang, and Slottje (2000) 皆指出，匯率變動較強的情況下，會導致交易的成本上漲及出口的下降。亦即匯率變動量與進出口貿易之間存在負相關。Akhtar and Hilton (1984) 提供了一個關於匯率變動如何影響貿易流量的理論探討。實證對象以美國和德國的製造業為主，探究匯率和進口與出口貿易之間的影响效果，從實證結果中發現在浮動匯率下，匯率的不確定性對美國與德國製造業之價格、進出口貿易量均存在負相關，故可推論當匯率的不確定性愈高，可能會降低該國的貿易水準。

第二節 匯率變動對總體經濟變數的影響之實證結果

Cushman (1983) 實證對象以美國和德國、英國、法國、加拿大、日本五個主要工業國，以 Hooper and Kohlhagen (1978) 之供需實證模型，探討匯率變動與貿易之間的關係，實證結果顯示出口貿易量與價格之間，均會受到匯率變動之影響且為負相關。Arize (1995) 以 Johansen and Juselius (1990) 共整合檢定之研究方法，實證分析 1973 年至 1991 年美國的出口情形，發現匯率變動與出口量之間互相影響且為負相關。Cheong, Mehari, and Williams (2005) 探究價格與貿易量在匯率變動的情況下具何種關係，以英國製造業的出口數據資料，藉由 GARCH 模型進行實證研究，結果顯示廠商在匯率變動的情形下，會以減少出口貿易量為主而不是提高價格，故可推論在匯率變動影響下，雖然不利於出口，但卻有利於價格。Choudhry (2005) 同樣的也是運用 GARCH 模型進行研究，探討在匯率變動的情況下出口貿易之影響，以 1974 年至 1998 年美國出口到日本及加拿大的數據資料為主，實證結果發現美國出口至加拿大的貿易量下降，故可推論在匯率變動的影響之下，不利於出口。Doroodian (1999) 以 ARMA-GARCH 模型實證分析匯率變動之影響，實證結果顯示在匯率變動的情況下，對於開發中之國家的貿易具負向影響。

第三節 貶值效果之理論

Alejandro (1963)、Krugman and Taylor (1978) 指出所得會從員工移轉至生產者，這是因為薪資漲幅緩慢且落後於物價，然而當物價上漲而薪資不變時，讓具有高邊際消費傾向的員工，不得不選擇減少消費；但對於生產者來說，雖然利潤會增加，不過生產者是屬於低邊際消費傾向者，故消費的增長有限，使得消費下降、總需求減少，導致國內產出將萎縮。Lai (1990) 運用勞動力市場之有效工資理論，建立可實證貶值緊縮效果的總體經濟模型，並賦予在貶值緊縮問題具理論之佐證。Agenor (1991) 建立進口原物料的投入之模型，在理論模型中假設進口原物料投入於生產，同時也可使用於消費中，然而，實證結果指出在預期中的貨幣貶值對產出是負向影響；未預期下則是具有正向

之影響。Blanchard (2000)指出在經濟富裕之國家貶值最終能改善貿易，但在6個月後才能獲得實質的改善。文獻中以美國為例，貿易對匯率的變動具有落後期。Kandil and Mirzaie (2002)指出對於美國的貨幣升值會減少進口原物料之成本，以縮減價格膨脹；從實證中得知美國的貨幣升值會具有以下兩種可能，當出口的下落會讓美國的總需求具緊縮性，另一個則是進口原物料的成本下降，會使總供給具擴張性。

第四節 貶值效果之實證結果

透過上一節的理論探討，可歸納出幾種因素足以影響貶值效果之動態關係，至於相關的實證分析結果，Kikuchi (2004)實證對象以五個東亞國家（印尼，菲律賓，新加坡，南韓，泰國）分析貨幣貶值對國家出口的影響，並利用共整合檢定與誤差修正模型進行實證分析，最終的結果呈現此五國的貨幣貶值對各國的出口均具有正向影響。Kamin and Rogers (2000)實證對象以墨西哥為主，透過實證模型探討匯率和產出間的短期和長期之因果關係；結果顯示匯率只會單向影響產出水準，以短期來說，產出具貶值緊縮效果，長期之下，產出則是貶值擴張效果。Bahmani-Oskooee, Chomsisengphet, and Kandil (2002)實證分析亞洲地區發展中之國家，貨幣是否具貶值效果；從實證分析結果中可發現（1）貶值不會導致進口原物料之成本增加，故本國貨幣若具貶值緊縮效果，會讓總需求縮減而讓產出萎縮；（2）顯著水準在5%下，馬來西亞和印尼的實證結果為貶值擴張效果，泰國和菲律賓的貨幣貶值則是具有緊縮效果，而以南韓來說，貶值對實質產出的影響，其實證結果則是不顯著。Gylfason and Schmid (1983)實證對象以五個開發中國家和五個已開發之國家，並建立進口原物料的投入與產出的經濟模型，從理論模型中得到兩種實證效果，當本國貨幣貶值會使出口增加，進口減少，使貶值具有貶值擴張效果，另一個則是本國的貨幣貶值可能提升進口原物料的成本，導致總供給下降；最終的實證結果發現巴西和英國兩個國家的貨幣貶值對產出具有負相關，剩下的八個國家則是具有正相關。

第三章 研究方法

第一節 研究步驟與流程

Agenor (1991)建立的進口原物料的投入之模型，模型中的進口原物料可投入於生產，同時也可使用於消費中進行衡量，適用於短期匯率變動的情況。接著，本文將參考此模型之形式，彙整出影響匯率變動的變項進行改寫，進而建立本研究之模型。

透過文獻探討得知，過去學者在測試匯率變動與 GDP 之間的關係，大部分使用 Johansen (1988)提出的最大似估計法進行共整合檢定，但是在進行共整合檢定之前，需將收集來的時間序列資料先進行單根檢定，以確定資料之間的性質，若時間序列資料檢測出來的結果為非恆定（non-stationarity）時，則須取差分使數列成為恆定，而整合階次之數列以 $I(d)$ 表示；若時間序列資料本身為恆定（stationarity），則為零階整合（integrated of order zero）數列，以 $I(0)$ 表示。不過，在 Pesaran et al. (2001) 提出的邊界共整合檢定法（bounds test）中，可不必考量整合階次，亦即無論時間序列資料是否具有 $I(0)$ 或 $I(1)$ 之性質，皆能方便進行檢定，可用誤差修正項與落後項來實證分析長短期之關係，進而建立線性 ARDL 之模型。

接下來，匯率變動與 GDP 並非呈現恆定狀態，為了測試匯率變動之不對稱效應，將透過 Shin et al. (2014) 把匯率的變動再新增兩個時間序列變量，再利用誤差校正模型（ECM）中的變異數分解和衝擊反應函數，以建立非線性 ARDL 之模型，並判斷貶值效果和變數之間的動態關係；能更深入了解匯率變動對 GDP 的影響效果；此外，非線性 ARDL 的模型估計可藉由 OLS 來判斷其不對稱性質。最後以模型選取準則（AIC），確定最佳落後期後加以判斷。

第二節 進口原物料的投入之模型

本節將引用 Agenor (1991)建立的進口原物料的投入之模型，簡單敘述匯率變動在總供給和總需求方面，對產出之影響，如需參考更詳細的模型建立程序，則須閱讀 Agenor (1991)全文。

一、匯率變動在總供給方面之影響

根據Marston and Turnovsky (1983)、Hardouvelis (1987)指出國內使用進口原物料最終產品的總產量之方程式為：

$$Q = F[N, \phi(L, K)] \quad (1)$$

其中， N 和 $V = \phi(N, K)$ 表示國內生產的附加價值，其中 L 表示勞動力， K 表示短期內固定的資本存量。然而，根據CES生產函數， $\phi(\cdot)$ 是增值函數， L 和 K 為效用函數。因此將上式可改寫為：

$$Q = B[\alpha N^{-\ell} + (1 - \alpha)(L^{1-v}K^v)^{-\ell}]^{-1/\ell}, \exp(\varepsilon^S) \quad (2)$$

$$0 < \ell < 1; 0 < v < 1$$

B 為乘數是一個常數， ε^S 為白噪音產生誤差項。並設置 $K = 1$ 進行泰勒級數展開，作為(2)的一階對數線性近似

$$q = c_1 n + c_2(1 - v)l + \varepsilon^S \quad (2')$$

在此將 c_1 和 c_2 設為國內產品的進口材料和國內附加價值， $(\bar{N}$ 和 $\bar{V})$ 的國內原始產出。其推導式為

$$c_1 = \alpha(\bar{Q}/\bar{N})^\ell \quad 0 < c_1 < 1$$

$$c_2 = (1 - \alpha)(\bar{Q}/\bar{V})^\ell \quad 0 < c_2 < 1$$

$$c_1 + c_2 = 1$$

然而，生產者被假設為對於風險不要求任何補償，因此，選擇短期投入的 N 和 L 預期利潤最大化。將上述方程式改寫，在最終產品方面，可導出在總供給的方程式為：

$$Y = Q - (SP_n/P_d)N \quad (3)$$

其中， Y 是用來衡量國內生產要素(勞動和資本)的實際收入，與衡量這些因素的實際淨產出的 V 相反。令 P_d 為國內商品價格。以 SP_n 表示本國貨幣表示的進口原材料價格，其中 S 表示名目匯率(一單位外幣對於本國貨幣單位數量)， P 代表世界價格。

為了表明實際收入與實際進口量的總產出不同。將採用Log-Linear Approximations 得出

$$y = (q/c_2) - (c_1/c_2)e - (c_1/c_2)n \quad (4)$$

最後，在勞動力市場均衡時，最終產生總供給的模型為：

$$y^S = \gamma_1(p - p^a) + \gamma_2 e + \gamma_3 \varepsilon^S \quad (5)$$

上述式子中， e 用以表示匯率， p^a 則是取對數之後的預期價格， $\varepsilon^S \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ； $\gamma_1 > 0$ ， $\gamma_2 < 0$ ， $\gamma_3 > 0$ ；則表示匯率上升對所得將產生負向影響。

二、匯率變動在總需求方面之影響

對於經濟體系在需求面上的衡量，可透過貨幣和商品市場的均衡條件來分析，並假設國內及國外之財貨具有不完全替代性和長期之下，馬婁條件(Marshall- Lerner condition) 成立，總需求的模型如下：

$$y^d = b_1(m - p) + b_2 e + b_3(g - p) + b_4 y_f + \varepsilon^d \quad (6)$$

上述式子中，所有變數都被測量均取對數以及係數皆為正數，除了 $\varepsilon^d \sim i.i.d.(0, \sigma_d^2)$ 表示具有隨機衝擊變數。從模型(6)表明總需求主要取決於 $(m - p)$ 為貨幣的供給， $(g - p)$ 為實質的政府支出， y_f 為國外實質所得(影響出口)和 e 表示實際有效匯率。

三、匯率變動在產出方面之關係

匯率在理性的預期之下，經濟體系中，均衡的實質產出以 $y^s = y^d$ 表示，故從(5)式和(6)式可推導出以下之式子：

$$p = \Omega^{-1} [b_1 m + \gamma_1 p^a + (b_2 - \gamma_2)e + b_3 g + b_4 y_f + \varepsilon] \quad (7)$$

其中， $\Omega = b_1 + b_3 + \gamma_1$ ， $\varepsilon = \varepsilon^d - \gamma_3 \varepsilon^s$ ，在預期之下，即可推導出 p^a 為：

$$p^a = (\Omega - \gamma_1)^{-1} [b_1 m^a + (b_2 - \gamma_2)e^a + b_3 g^a + b_4 y_f^a] \quad (8)$$

上標 a 為期望值。並將(8)式代入(7)式，即可推導出以下式子：

$$p - p^a = \Omega^{-1} [b_1(m - m^a) + (b_2 - \gamma_2)(e - e^a) + b_3(g - g^a) + b_4(y_f - y_f^a) + \varepsilon] \quad (9)$$

最後，將(9)式代入(5)式，即可得：

$$y = \tau_1(m - m^a) + \tau_2(e - e^a) + \tau_3(g - g^a) + \tau_4(y_f - y_f^a) + \tau_5 e + \xi \quad (10)$$

(10)式表明， $(m - m^a)$ 為實質產出取決於貨幣供應量， e 為實際有效匯率， $(g - g^a)$ 為政府支出， $(y_f - y_f^a)$ 為對外經濟活動以及 $(e - e^a)$ 為實際有效匯率之變動。為了得出 e 在預期中增加之影響，在(10)式中設置 $e = e^a$ 並進行區分，結果發現 $dy/de^a = \tau_5 < 0$ 。 e 增加造成的影響是 dy/de （即， e^a 保持不變），可從(10)式中 $\tau_2 + \tau_5$ 觀察出。

然而，從 Ω 的定義表明，只有 $\tau_5 < 0$ ，其餘 $\tau_1, \tau_2, \tau_3, \tau_4$ 均 > 0 。因此，預期實質匯率的下降意味著貶值，對 y 的估計為負向關係，表示具有貶值擴張效果，若未預期實質匯率貶值，對 y 的估計則為正向影響，則表示貶值緊縮效果。

此結果異於匯率的貶值對總需求具有正向關係，對總供給則是負向關係之結論。學者論述的觀點是從理論假說成立之下的結果，然而，實證研究上貶值是緊縮性還是擴張性呢？其關係只能透過實證分析進一步探討，為本文的研究重點。

第三節 本研究之模型建立

由前一節所述，從學者的模型推導得知，在短期匯率變動之下，對於貨幣供給量、實際有效匯率、政府支出及經濟活動上均會對產出具有影響。故本章將上述之模型改寫，分別以財政政策和貨幣政策及實際有效匯率作為對產出的三大主要決定因素，重新建立之模型如下：

$$\ln Y_t = \alpha + b \ln M_t + c \ln G_t + d \ln REX_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

(11)式中， Y 為國內實際生產總值， M 是以實際的貨幣供給指標， G 為實際的政府支出， REX 為實際有效匯率。然而，因為實際有效匯率的下降意味著貶值，對於 d 的估計值將具有貶值擴張和貶值緊縮之效果。如果貨幣和財政政策是擴張性的， b 和 c 的估計預計為正數。

在許多文獻中，對於研究假設皆設定在一個完全彈性的總供給量，並說明油價（ OP ）和工資率（ W ）皆是影響總供給的重要因素。因此，改寫上述(11)式，將油價和工資率納入長期模型中，呈現形式如下：

$$\ln Y_t = \alpha + b \ln M_t + c \ln G_t + d \ln REX_t + e \ln OP_t + f \ln W_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

第四節 單根檢定

在進行共整合檢定之前，為了確定資料之間的性質是否為恆定（stationarity），會將收集來的時間序列資料先進行單根檢定，採用的檢定方法有ADF（Augmented Dickey-Fuller）和KPSS（Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin）。

一、ADF（Augmented Dickey-Fuller）檢定

ADF檢定是Dickey and Fuller (1979)提出的DF檢定方法演變而來的，因為DF檢定方法會有殘差出現，產生序列自我相關，而無法拒絕具有單根的虛無假設檢定，使得DF檢定能力不足。為了改善這情況，Dickey and Fuller (1981)增加了增廣項，放寬DF檢定方法只能用在AR(1)和干擾項 $\mu_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 之假設，以控制殘差項中可能出現的

序列自我相關。原始之模型 $y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_{p-1} y_{t-p+1} + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ ，修正後的單根檢定則稱為：ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，以下將分為三種模型：

(一) 不包括截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = r_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

(二) 只包括截距項

$$\Delta y_t = \alpha_{i0} + r_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(三) 截距項和時間趨勢項皆包含在內

$$\Delta y_t = \alpha_{i0} + r_i y_{it-1} + \alpha_{i2} t + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

上述式子中， a 為截距項， t 為時間趨勢項

$$H_0 : r_i = 0 \quad (\text{所有序列皆為單根})$$

$$H_1 : r_i < 0 \quad (\text{至少有一個序列為恆定})$$

二、KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 檢定

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (1992)所提出，為最著名的單根檢定。KPSS與ADF單根檢定的最大差異在於，KPSS檢定的虛無假設為恆定。

KPSS檢定為LM檢定，採取無母數的方式來修正序列相關，檢定統計量為：

$$LM = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\sigma_\varepsilon^2} \quad (19)$$

S_t^2 值是累積殘差和，而 σ_ε^2 為殘差變異數的估計值。KPSS的虛無假設為 $H_0 : \sigma_\varepsilon^2 = 0$ ，當拒絕虛無假設時，表示序列為非恆定，反之，接受虛無假設，表該序列為恆定。

第五節 共整合檢定

若變數之間具有非恆定之序列時，需進行共整合檢定，使變數成為恆定；如果直接進行傳統的OLS或GLS迴歸估計，可能會有虛假迴歸的問題，使實證上產生偏誤。故共整合檢定在實證上可協助判定變數之間的長期關係。

一、Johansen最大似估計法(Maximum Likelihood Approach)

Johansen 最大似估計法，以VAR模型為基礎進行分析，以概似函數找出共整合向量，並藉由最大似估計檢定變數之間是否存在共整合關係，可驗證受限制下的共整合向量值的大小，並修正Engle and Granger (1987)提出兩階段共整合檢定法，無法同時處理多條共整合存在關係及估計誤差等缺失。Gonzalo(1994)指出，Johansen 最大似估計法之參數估計值，具有效率性與不偏性，且分配具對稱性。

Johansen共整合檢定分析之步驟為：

1. 藉由單根檢定確定變數之性質均為I(1)。
2. 進行Johansen共整合檢定，確保變數存在共整合關係。
3. 針對I(1)變數進行向量誤差修正模型(VECM)，並進行估計。
4. 以VECM解釋變數之長短期關係。
5. 以LR統計量檢定共整合係數是否符合理論值(選擇性)。

Johansen共整合檢定，呈現形式如下：

考慮VAR (p) 時

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, Y_t \in \mathcal{R}^k \quad (24)$$

令

$$D_i = -\sum_{s=i+1}^p \phi_s$$

$$\Pi = -\phi(1) = -(I - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)$$

改寫成VECM如下：

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} D_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (25)$$

長期矩陣 Π ，為所有落後項係數的線性組合， ΠY_{t-1} 為誤差修正項，代表變數之間的長期關係， $\sum_{i=1}^{p-1} D_i \Delta Y_{t-i}$ 為變數之間的短期動態關係。為了檢定共整合之性質，將透過 Π 的(rank)來檢定，為Johansen最大概似法中估計與檢定的三種核心，如下：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，代表VAR模型中， Y_t 無任何線性組合為 $I(0)$ ，亦可稱 Π 為零矩陣，表示不存在共整合的關係，意即變數之間不存在長期均衡關係，直接以 ΔY_t 估計VAR模型。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = k$ ，代表VAR模型中， Y_t 的線性組合皆為 $I(0)$ ，則將 Π 矩陣稱為滿秩(full rank)， Y_t 為恆定數列，表示不存在共整合的關係，直接以 Y_t 估計VAR模型。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < k$ ，則 Y_t 存在共整合關係，透過 Π 矩陣的秩來檢定是否存在共整合關係，使 Y_t 的線性組合為恆定的時間序列。

二、邊界共整合檢定

在學者的文獻中，經常使用傳統的Johansen (1988)多變量概似檢定法進行共整合檢定，但前提是假設條件為整合的階次必須相同，若同時存在 $I(0)$ 與 $I(1)$ 之性質時，實證結果則會產生偏誤，為了解決上述之困擾，Pesaran et al. (2001) 提出共整合檢定法，是由邊界檢定法(bounds test)之自我迴歸遞延模型(autoregressive distribution lag model，簡寫為ARDL)為出發點，其優點如下：(1) 可不必考量整合階次，亦即無論時間序列資料是否具有 $I(0)$ 或 $I(1)$ 之性質，或者是 $I(0)$ 、 $I(1)$ 同時存在，皆能方便進行檢定，且不影響實證結果。(2) 可改善在小樣本下，檢定能力不足之問題。(3) 可分辨變數之間的關係。

在Pesaran et al. (2001)提出的邊界檢定，可用誤差修正項與落後項來實證分析長短期之關係，此檢定方法優於Johansen (1988); Johansen and Juselius (1990)提出的共整合檢定。被廣泛應用在具有不受限制的截距項和無時間趨勢項之模型當中。

因此，本研究之模型

$$\text{Ln}Y_t = \alpha + b\text{Ln}M_t + c\text{Ln}G_t + d\text{Ln}REX_t + e\text{Ln}OP_t + f\text{Ln}W_t + \varepsilon_t$$

為了在執行共整合時，方便了解長期模型所表達的意思，故將上式簡化為：

$$y_t = \alpha + bm_t + cg_t + drex_t + eop_t + fw_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

(26) 式中， y 為取對數函數(Ln)後的國內實際生產總值； m 為取對數函數(Ln)後實際的M3貨幣供給指標； g 為取對數函數(Ln)後的實際的政府支出； rex 為取對數函數(Ln)後的實際有效匯率； op 為取對數函數(Ln)後的油價； w 為取對數函數(Ln)後的工資率。

改寫為誤差修正模型，如下：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n1} a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} a_{2i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} a_{3i} \Delta g_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} a_{4i} \Delta rex_{t-i} + \sum_{i=0}^{n5} a_{5i} \Delta op_{t-i} + \sum_{i=0}^{n6} a_{6i} \Delta w_{t-i} + \beta_0 y_{t-1} + \beta_1 m_{t-1} + \beta_2 g_{t-1} + \beta_3 rex_{t-1} + \beta_4 op_{t-1} + \beta_5 w_{t-1} + \omega_t \quad (27)$$

然而，虛無假設為不存在共整合關係，即：

$$H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 0, \beta_2 = 0, \beta_3 = 0, \beta_4 = 0, \beta_5 = 0$$

$$H_1 : \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5 \neq 0 \text{ 或 } \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 \neq 0, \beta_5 = 0 \text{ 或 } \beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4 = 0, \beta_5 \neq 0$$

根據Pesaran et al. (2001)建議應用F檢定作為判斷依據，此方法會有兩組臨界值，一、在ARDL模型中的所有變數皆為I(1)，二、則是在ARDL模型中所有變數皆為I(0)。使用邊界檢定方進行檢定時，除了可判斷變數間是否存在共整合關係外，也可判斷變數之間的影响，進而建立線性ARDL之模型。

第六節 非線性 ARDL

為了測試匯率變動之不對稱效應，Shin et al. (2014)指出，可加入實際有效匯率之變動進行實證，以 Δrex 呈現，若 Δrex^- 為貶值之意； Δrex^+ 則為升值，再新增兩個時間序列變量NEG和POS（NEG表示貶值；POS為升值），在此，簡單地定義升值和貶值變化的總和如下：

$$\begin{aligned} POS_t &= \sum_{j=1}^t \Delta rex_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta rex_j, 0) \\ NEG_t &= \sum_{j=1}^t \Delta rex_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta rex_j, 0) \end{aligned} \quad (28)$$

接著，在邊界共整合檢定中，所建立的誤差修正模型(27)，將 Δrex 用POS和NEG變量來代替，即可得到新的誤差修正模型，如下：

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n1} a_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n2} a_{2i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^{n3} a_{3i} \Delta g_{t-i} + \sum_{i=0}^{n4} \alpha_{4i}^+ \Delta POS_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{n5} \alpha_{4i}^- \Delta NEG_{t-i} + \sum_{i=0}^{n6} a_{5i} \Delta op_{t-i} + \sum_{i=0}^{n7} a_{6i} \Delta w_{t-i} + \beta_0 y_{t-1} + \beta_1 m_{t-1} + \beta_2 g_{t-1} + \beta_3^+ POS_{t-1} \\ &+ \beta_3^- NEG_{t-1} + \beta_4 op_{t-1} + \beta_5 w_{t-1} + \omega_t \end{aligned} \quad (29)$$

透過邊界共整合檢定建立了誤差修正模型(ECM)中的變異數分解和衝擊反應函數，可方便判斷在短期與長期之下，匯率變動和變數之間的動態關係，根據凱因斯的主張匯率貶值會使國內生產總值上升，但是否會因為進口原料價格上升，而導致國內生產總值下降，故必須重新探討匯率變動對GDP之特徵，建立此模型稱為非線性ARDL模型；能更深入了解匯率變動對GDP的影響效果。此外，非線性ARDL的模型估計可藉由OLS來判斷其不對稱性質，首先，如果在短期之下，若不對稱性成立於每個*i*，則 $\hat{\alpha}_{4i}^+ \neq \hat{\alpha}_{4i}^-$ 。其次，如果 $\sum \hat{\alpha}_{4i}^+ \neq \sum \hat{\alpha}_{4i}^-$ ，則建立短期不對稱關係之影響。第三，若 $\hat{\beta}_3^+ \neq \hat{\beta}_3^-$ ，則建立長期不對稱關係。最後則是透過觀察來調整模式並判斷。

第七節 向量誤差修正模型(VECM)

Engle and Granger (1987)提出的共整合檢定方法，主要敘述長期的時間序列資料之均衡關係；然而在短期時，變數可能會產生估計偏誤，而偏離長期均衡關係，但會因時間增長而逐漸縮小；若變數之間具共整合關係，且整合階次為一階整合時，勢必存在誤差修正模型(Error Correction Model)，然而將長期共整合的均衡關係導入VAR模型中，即為向量誤差修正模型(vector error correction model, VECM)。因此，本研究以VECM模型代替傳統的差分模型，來描述長期均衡關係，

變量之間的關係可寫成：

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \\ \Delta g_t \\ \Delta rex_t \\ \Delta opt_t \\ \Delta w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_y \\ \alpha_m \\ \alpha_g \\ \alpha_{rex} \\ \alpha_{op} \\ \alpha_w \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} & \alpha_{14} & \alpha_{15} & \alpha_{16} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} & \alpha_{24} & \alpha_{25} & \alpha_{26} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & \alpha_{34} & \alpha_{35} & \alpha_{36} \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & \alpha_{45} & \alpha_{46} \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & \alpha_{56} \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \\ \Delta g_{t-1} \\ \Delta rex_{t-1} \\ \Delta opt_{t-1} \\ \Delta w_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \\ \alpha_6 \end{bmatrix} [\beta_y \beta_m \beta_g \beta_{rex} \beta_{op} \beta_w][ECT_{t-1}] + \begin{bmatrix} \omega_{yt} \\ \omega_{mt} \\ \omega_{gt} \\ \omega_{rext} \\ \omega_{opt} \\ \omega_{wt} \end{bmatrix} \quad (30)$$

α_y 、 α_m 、 α_g 、 α_{rex} 、 α_{op} 、 α_w 為截距項；

β_y 、 β_m 、 β_g 、 β_{rex} 、 β_{op} 、 β_w 為誤差修正項的調整係數；

ECT_{t-1} 為誤差修正項；

n 為最適落後期數；

α_{1i} 、 α_{2i} 、 α_{3i} 、 α_{4i} 、 α_{5i} 、 α_{6i} 為短期的動態調整；

ω_{yt} 、 ω_{mt} 、 ω_{gt} 、 ω_{rext} 、 ω_{opt} 、 ω_{wt} 為白噪音

由上述模型可得知，國內實際生產總值變數 yt 、貨幣供給變數 mt 、實際的政府支出變數 gt 、實際有效匯率變數 $rext$ 、油價變數 opt 和工資率變數 wt 偏離長期均衡時，可由前期的誤差修正項和前期 yt 、 mt 、 gt 、 $rext$ 、 opt 、 wt 之變化來解釋。

誤差修正模型藉由誤差修正項(ECT)，將實際值與長期均衡值之間失衡的狀況加以調整，可以同時導入變數之間的長短期資訊，使短期的動態模型能具有長期資訊。

第八節 最適落後期

評估模型是否能夠有效地預測未來取決於最適落後期數的挑選，在 Hurvich and Tsai (1989)指出 AIC 準則會產生嚴重的過度配適 (overfitting) 之問題，若樣本數偏小時，為挑選較短的落後期數，可能會導致估計上的偏誤與誤差項不符合白噪音，相反地，若參數的個數與樣本數的比例較大時，則模型無法有效地預測。故最適落後期數的選擇極為重要，模型配適度的判定係數可由 AIC 與 BIC 兩種準則來挑選，AIC 與 BIC 值越小，表示模型的解釋能力越好。

1.AIC (Akaike Information Criterion) 準則：由 Akaike (1974) 提出，最適落後期數為挑選 AIC 最小值。

$$AIC(K) = n \ln \hat{\theta}_i^2 + 2m \quad (1)$$

K ：最適落後期數，為挑選 AIC 最小值。 n ：樣本個數，亦即觀察值的個數。

$\ln(\hat{\theta}_i^2)$ ： $\ln(\text{residual sum of squares})$ ，為殘差平方和。其中 $\hat{\theta}_i^2$ 為 θ_i^2 的最大似估計。 m ：模型的參數個數。

2.BIC (Bayesian Information Criterion)準則：亦可稱 SIC (Schwarz Information Criterion)或 SBC (Schwarz Bayesian information criterion) 準則。由 Akaike (1978)提出，用來修正 AIC 準則過度配適之問題，BIC 準則用於較大的樣本數時，模型的選取會較其他準則 (AIC) 更優異，其模型呈現為：

$$BIC = n \ln(\hat{\theta}_i^2) + B \quad (1)$$

欲選取最佳模型，須為 BIC 最小值。

Schwarz (1978) 依據貝氏定理的模型選取方法，提出 SIC (Schwarz Information Criterion) 準則，將上述(1)式簡化為：

$$SIC = n \ln(\hat{\theta}_i^2) + m \ln n \quad (2)$$

$\ln(\hat{\theta}_i^2)$ ： $\ln(\text{residual sum of squares})$ ，為殘差平方和。其中 $\hat{\theta}_i^2$ 為 θ_i^2 的最大似估計

m ：模型的參數個數； n ：樣本個數，亦即觀察值的個數。

同樣的，欲選取最佳模型，須為 SIC 最小值。

第四章 實證方法和結果分析

欲探討經濟合作暨發展組織 (OECD) 國家的匯率對 GDP 之關聯性，在民主國家之經濟體系相當重要。依循凱因斯的理論主張，貨幣貶值有助於改善國家的外部條件，使貶值具有貶值擴張效果 (Expansionary Devaluation)；近年來，學者在實證研究上對凱因斯學派的主張提出質疑，認為貶值政策會讓價格重新調整，使進口原料價格上漲，成本增加，讓總供給減少，導致貶值緊縮效果 (Contractionary Devaluations)。但貶值擴張效果和貶值緊縮效果可能因國而異，故本研究將運用較嚴謹的實證模型-非線性 ARDL 模型，與檢定能力較佳之計量方法藉以分析匯率變動對 GDP 長期之關係。

第一節 資料來源

本研究以經濟合作暨發展組織 (OECD) 中 10 個會員國為主要之研究對象，分別是加拿大 (Canada)、丹麥 (Denmark)、法國 (France)、日本 (Japan)、韓國 (Korea)、紐西蘭 (New Zealand)、挪威 (Norway)、瑞典 (Sweden)、英國 (United Kingdom)、美國 (United States)，研究期間因為各國時間序列資料起訖時間不一致，如表 4-1-1 呈現，以季資料為主，實證分析以 EViews 9.5 統計軟體進行探討，審視變數之間是否存在長期均衡關係。資料來自於 AREMOS IMF 國際金融統計 (以 IFS 簡稱，即 International Financial Statistics) 資料庫，分別是 OECD 10 個國家之名目國內生產毛額 (GDP)、名目有效匯率指數、名目政府支出、名目貨幣供給量包含 M1、M2、M3、M4 和物價指數 (CPI)，以及來自於美國聯邦準備銀行 FRED 經濟資料庫 (Federal Reserve Economic Data) 的西德州原油 (WTI) 現貨價格資料，實質工資則是來自於 OECD iLibrary。

表 4-1-1 OECD 國家資料彙整表

經濟合作暨發展組織 (OECD) 10 個會員國			
國家	變數名稱	資料起訖時間	資料來源
 Canada 加拿大	GDP, m1, g, rex, op, w	1968Q4~2017Q1	1.AREMOS IMF 國際金融統計 資料庫 2.FRED 經濟資料庫 3.OECD iLibrary
 Denmark 丹麥	GDP, m3, g, rex, op, w	1994Q4~2017Q1	
 France 法國	GDP, m2, g, rex, op, w	1978Q3~1998Q4	
 Japan 日本	GDP, m1, g, rex, op, w	1961Q1~2016Q4	
 Korea 韓國	GDP, m2, g, rex, op, w	1971Q1~2017Q1	
 New Zealand 紐西蘭	GDP, m3, g, rex, op, w	1988Q2~2016Q4	
 Norway 挪威	GDP, m2, g, rex, op, w	1999Q1~2017Q1	
 Sweden 瑞典	GDP, m3, g, rex, op, w	1980Q4~2017Q1	
 United Kingdom 英國	GDP, m4, g, rex, op, w	1982Q4~2017Q1	
 United States 美國	GDP, m2, g, rex, op, w	1961Q1~2017Q1	

註：在貨幣供給量每個國家衡量不一致，故有 M1、M2、M3、M4。

由於國內生產毛額 (GDP)、有效匯率指數、政府支出、貨幣供給量包含 M1、M2、M3、M4 以及原油價格的資料性質皆為名目變數，因此將上述 5 個變數除以物價指數轉換為實質變數；如表 4-1-2，且對所有變數均取對數 (log) 進行實證分析。

表 4-1-2 變數定義表

變數名稱	代號	定義
實質 GDP	y	Ln (各國的名目國內生產毛額 (GDP) / 各國的物價指數 (CPI))
實質貨幣供給量	m	Ln (各國的名目貨幣供給量 / 各國的物價指數 (CPI))
實質政府支出	g	Ln (各國的名目政府支出 / 各國的物價指數 (CPI))
實質有效匯率指數	rex	Ln (各國的名目有效匯率指數 / 各國的物價指數 (CPI))
實質油價	Op	Ln (西德州原油(WTI)現貨價格 / 各國的物價指數 (CPI))
實質工資	w	Ln (各國的實質工資)

註：ln 表示對變數取對數

第二節 實證結果分析

欲確保資料之性質，在進行共整合檢定之前，將收集來的時間序列資料先進行單根檢定，確定時間序列資料檢測出來的結果為 $I(0)$ 恆定 (stationarity) 或 $I(1)$ 非恆定 (non-stationarity)，方能進行下一步-共整合檢定。本研究根據學者在驗證匯率變動與 GDP 之關係的實證方法，建立可觀察各國的長期均衡關係之共整合模型，在藉由向量誤差修正模型 (VECM) 中的變異數分解和衝擊反應函數與完全修正普通最小平方法 (FMOLS)，以判斷貶值效果和變數之間的動態關係。本文運用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定與 Pesaran et al. (2001) 提出的邊界共整合檢定法 (bounds test)，驗證變數之間是否具長期關係，在建立 VECM 與 FMOLS 加以估計與判斷。

表 4-2-1 為 OECD 10 個會員國，實質 GDP、實質貨幣供給量、實質政府支出、實質有效匯率指數、實質油價和實質工資共六個變數，進行 ADF 單根檢定和 bounds test 共整合檢定之結果。ADF 單根檢定能控制殘差項中可能出現的序列自我相關，結果顯示這 10 個國家的時間序列資料均為 $I(1)$ ，無法拒絕具有單根的虛無假設檢定，藉由單根檢定之結果得知資料皆為非恆定性質，而本研究探討經濟合作暨發展組織 (OECD) 國家的匯率對 GDP 長期之關聯性，故需進行共整合檢定。

首先進行 bounds test 邊界共整合檢定，結果顯示，在 5% 顯著水準下，加拿大、丹麥、法國、日本、韓國、紐西蘭、挪威、瑞典、英國、美國，皆具有共整合關係，進入下一步之實證分析。

表 4-2-1 各國變數 ADF 單根檢定與 bounds test 邊界共整合檢定表

國家	GDP	m	g	rex	op	w	估計模型	bounds test
Canada	-2.83 (0.19)	-0.62 (0.98)	-2.69 (0.24)	-1.24 (0.90)	-2.54 (0.31)	-1.10 (0.93)	ARDL(1, 4, 6, 2, 5, 0)	4.91*
Denmark	-2.38 (0.39)	-2.04 (0.57)	-2.03 (0.58)	-1.27 (0.89)	-2.71 (0.23)	0.08 (1.00)	ARDL(1, 2, 3, 3, 3, 3)	4.75*
France	-2.89 (0.17)	-2.55 (0.30)	-2.14 (0.52)	-2.36 (0.40)	-2.63 (0.27)	-0.73 (0.97)	ARDL(1, 4, 4, 4, 4, 4)	5.54*
Japan	-3.07 (0.12)	-2.68 (0.25)	-0.80 (0.96)	-0.63 (0.98)	-2.78 (0.21)	-2.93 (0.16)	ARDL(1, 4, 2, 0, 1, 1)	3.83*
Korea	-1.40 (0.86)	0.28 (1.00)	-1.09 (0.93)	-2.34 (0.41)	-2.12 (0.53)	-0.55 (0.98)	ARDL(1, 2, 4, 0, 1, 4)	10.35*
New Zealand	-2.67 (0.25)	-3.35 (0.063)	-1.93 (0.63)	-2.58 (0.29)	-2.36 (0.40)	-0.29 (0.99)	ARDL(4, 0, 1, 4, 1, 0)	5.77*

表 4-2-2 各國變數 ADF 單根檢定與 bounds test 邊界共整合檢定表(續)

國家	GDP	m	g	rex	op	w	估計模型	bounds test
Norway	-2.41 (0.37)	-2.55 (0.30)	-2.62 (0.27)	-0.90 (0.95)	-2.55 (0.30)	2.50 (1.00)	ARDL(4, 2, 4, 4, 4, 4)	6.65*
Sweden	-2.26 (0.45)	-0.83 (0.96)	-1.95 (0.62)	-1.44 (0.85)	-2.46 (0.35)	-0.34 (0.99)	ARDL(1, 1, 3, 3, 0, 4)	5.59*
United Kingdom	-1.19 (0.91)	-1.66 (0.76)	-1.14 (0.92)	-2.95 (0.15)	-2.67 (0.25)	-0.36 (0.99)	ARDL(5, 2, 2, 0, 4, 2)	4.28*
United States	-2.60 (0.28)	-2.66 (0.26)	-3.11 (0.11)	-0.71 (0.97)	-2.56 (0.30)	-1.18 (0.91)	ARDL(1, 0, 0, 4, 4, 1)	7.10*

註 1. bounds test 邊界共整合檢定，5%顯著水準下，I0 為 2.62，I1 為 3.79。

2. ARDL 估計最大皆次為 4，但 Canada 和 United Kingdom 之 ARDL 估計最大皆次為 5，才具有共整合。

由於實際有效匯率的下降意味著貶值，對 d 的估計為負值，表示貶值擴張效果，亦即支持凱因斯的理論主張，藉由貶值來激勵國內的產出增加，使出口上升，進口下降；若對 d 的估計為正值，則表示貶值緊縮效果，則是對凱因斯的主張提出質疑，學者認為貶值政策會讓價格重新調整，使進口原料價格上漲，成本增加，讓總供給減少，實證結果經由表 4-2-2 即可得知因國而異。

表 4-2-2 為 OECD 10 個會員國進行線性 ARDL 實證分析，藉由向量誤差修正模型 (VECM) 中的變異數分解和衝擊反應函數與完全修正普通最小平方法 (FM-OLS)，以判斷貶值效果和變數之間的動態關係。實證結果顯示加拿大 (Canada)、丹麥 (Denmark)、紐西蘭 (New Zealand)、挪威 (Norway)、瑞典 (Sweden)、英國 (United Kingdom) 的 rex 為正，表示對凱因斯學派的主張提出質疑，具貶值緊縮效果，以下國家在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，將顯著影響實質 GDP 下降。

丹麥 (Denmark) 在實證中，rex 在 5% 顯著水準下皆為顯著。ARDL ECT 呈現實質有效匯率指數升值 1%，則顯著影響實質 GDP 下降 0.16%。FM-OLS 呈現實質有效匯率指數升值 1%，則顯著影響實質 GDP 下降 0.15%。因丹麥以食品及能源為出口的國家，故升值不利於出口，貶值緊縮效果成立。

挪威 (Norway) 在實證中，rex 在 5% 顯著水準下皆為顯著。ARDL ECT 呈現實質有效匯率指數升值 1%，則顯著影響實質 GDP 下降 0.28%。FM-OLS 呈現實質有效匯率指數升值 1%，則顯著影響實質 GDP 下降 0.21%。因挪威的自然資源十分豐富，2007 年，挪威的石油及天然氣占其出口總額的 45%，對 GDP 的貢獻率超過 20%。故升值不利於出口，貶值緊縮效果成立。

瑞典 (Sweden) 在實證中，ARDL ECT 呈現 rex 在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.1%。FM-OLS 呈現 rex 不顯著，實質有效匯率指數升值 1%，則實質 GDP 下降 0.06%。因為瑞典對外貿易依存度高，出口利潤佔 GDP 的 45%，故升值不利於出口，在 ARDL ECT 中貶值緊縮效果成立。

在表 4-2-2 中，法國和韓國兩個國家，實證結果顯示 rex 為負，表示支持凱因斯學派的主張，具貶值擴張效果，法國在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，將顯著影響實質 GDP 上升。

法國 (France) 在實證中，rex 在 5% 顯著水準下皆為顯著。ARDL ECT 呈現實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.18%。FM-OLS 呈現實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.19%。因為法國為世界第三大農產品出口國，故貶值利於出口，貶值擴張效果成立。

在表 4-2-2 中，美國和日本兩個國家，實證結果顯示 rex 的值正負都有，應衡量國家貿易狀況，才能準確判斷具貶值擴張效果還是貶值緊縮效果。美國在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數貶值(升值)1%，將顯著影響實質 GDP 上升(下降)。

美國 (United States) 在實證中，ARDL ECT 呈現 rex 為不顯著，實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 4.18%。FM-OLS 呈現 rex 在 5% 顯著水準下為顯著，實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.35%。因為美國雖然擁有豐富的礦產資源，但許多能源的供應都依賴於外國進口。同時美國也是全球最大的農業出口國之一，故貶值擴張效果成立。

表 4-2 3 各國變數線性 ARDL 比較表

國家	$LnY_t = \alpha + bLnM_t + cLnG_t + dLnREX_t + eLnOP_t + fLnW_t + \varepsilon_t$										
	ARDL ECT						FM-OLS				
	模型估計	m	g	rex	op	w	m	g	rex	op	w
Canada	ARDL(1, 4, 6, 2, 5, 0)	0.53 (0.51)	0.20 (0.92)	0.14 (0.89)	-0.70 (0.60)	-0.42 (0.81)	0.28* (0.00)	0.30* (0.05)	0.16 (0.07)	0.03 (0.20)	0.28* (0.00)
Denmark	ARDL(1, 2, 3, 3, 3, 3)	0.16 (0.09)	-0.35 (0.19)	0.16* (0.04)	0.05 (0.08)	0.47* (0.00)	0.07 (0.31)	0.18 (0.34)	0.15* (0.01)	0.04* (0.04)	0.27* (0.03)
France	ARDL(1, 4, 4, 4, 4, 4)	0.60* (0.01)	-0.02 (0.68)	-0.18* (0.00)	-0.20 (0.09)	-0.05 (0.75)	0.21* (0.01)	0.05* (0.00)	-0.19* (0.00)	0.01 (0.64)	0.21* (0.00)
Japan	ARDL(1, 4, 2, 0, 1, 1)	-0.12 (0.62)	0.40 (0.41)	-0.03 (0.89)	-0.06 (0.62)	0.06 (0.84)	0.12* (0.00)	0.29* (0.00)	0.04 (0.37)	-0.16* (0.00)	0.32* (0.00)
Korea	ARDL(1, 2, 4, 0, 1, 4)	0.21* (0.00)	0.32* (0.00)	-0.07 (0.34)	-0.07* (0.01)	0.15* (0.01)	0.12* (0.01)	0.40* (0.00)	-0.08 (0.27)	-0.09* (0.00)	0.18* (0.00)
New Zealand	ARDL(4, 0, 1, 4, 1, 0)	0.23 (0.06)	0.77* (0.00)	0.04 (0.40)	-0.09* (0.01)	-0.16 (0.14)	0.38* (0.00)	0.29* (0.03)	0.01 (0.65)	-0.01 (0.59)	0.00 (0.97)
Norway	ARDL(4, 2, 4, 4, 4, 4)	0.39* (0.00)	-1.52* (0.00)	0.28* (0.00)	0.18* (0.00)	1.92* (0.00)	0.50* (0.00)	0.26 (0.14)	0.21* (0.00)	0.18* (0.00)	-0.08 (0.72)
Sweden	ARDL(1, 1, 3, 3, 0, 4)	0.24* (0.01)	0.31 (0.07)	0.10* (0.01)	-0.01 (0.67)	0.30* (0.00)	0.21* (0.00)	0.39* (0.00)	0.06 (0.07)	-0.01 (0.73)	0.26* (0.00)
United Kingdom	ARDL(5, 2, 2, 0, 4, 2)	-0.02 (0.88)	0.54* (0.01)	0.03 (0.58)	-0.07 (0.05)	0.27* (0.01)	0.26* (0.00)	0.25* (0.00)	0.01 (0.86)	-0.03* (0.04)	0.11* (0.02)
United States	ARDL(1, 0, 0, 4, 4, 1)	0.31 (0.39)	-1.01 (0.45)	4.18 (0.29)	-0.09 (0.29)	4.83 (0.26)	0.23* (0.00)	0.51* (0.00)	-0.35* (0.01)	-0.05* (0.00)	-0.12 (0.42)

註：1. m, g, rex, op, w 值皆四捨五入到小數點第二位。

2. ARDL 估計最大皆次為 4，但 Canada 和 United Kingdom 之 ARDL 估計最大皆次為 5，才具有共整合。

表 4-2-3 為 OECD 10 個會員國進行 NARDL 實證分析，將升值以 POS 呈現，貶值以 NEG 呈現，更深入探討貶值效果和變數之間的動態關係。以下國家在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數貶值(升值)1%，將顯著影響實質 GDP 上升(下降)，具貶值擴張效果(貶值緊縮效果)。

加拿大 (Canada) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為正，表示實質有效匯率指數升值 1%，則實質 GDP 上升 1.26%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 上升 0.98%。N-FM-OLS 呈現 POS 為正且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.4%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 上升 0.04%。

丹麥 (Denmark) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為正，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 上升 0.07%；NEG 為正，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 下降 0.06%。N-FM-OLS 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 0.01%；NEG 為正且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.19%。

法國 (France) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 1.14%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 上升 0.33%。N-FM-OLS 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 0.01%；NEG 為負且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.16%。

日本 (Japan) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 0.62%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 上升 0.05%。N-FM-OLS 呈現 POS 為負且在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.24%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 上升 0.04%。

韓國 (Korea, Republic) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 下降 0.10%；NEG 為正且在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.15%。N-FM-OLS 呈現 POS 為負且在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.12%；NEG 為正，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 下降 0.05%，同時具貶值緊縮效果與貶值擴張效果。

挪威 (Norway) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為正且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.40%；NEG 為正，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 下降 0.12%。N-FM-OLS 呈現 rex 在 5% 顯著水準下皆為顯著。POS 為正，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.21%；NEG 為正，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.23%。

瑞典 (Sweden) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為正，表示實質有效匯率指數升值 1%，實質 GDP 上升 0.08%；NEG 為正且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.09%。N-FM-OLS 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，則實質 GDP 下降 0.02%；NEG 為正且在 5% 顯著水準下顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 0.09%。

美國 (United States) 在實證中，NARDL ECT 呈現 POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，則實質 GDP 下降 9.31%；NEG 為正，表示實質有效匯率指數貶值 1%，實質 GDP 下降 3.57%。N-FM-OLS 呈現 rex 在 5% 顯著水準下皆為顯著。POS 為負，表示實質有效匯率指數升值 1%，顯著影響實質 GDP 下降 3.05%；NEG 為負，表示實質有效匯率指數貶值 1%，顯著影響實質 GDP 上升 0.58%。

表 4-24 各國變數 NARDL 比較表

國家	$LnY_t = \alpha + bLnM_t + cLnG_t + dLnREX_t + eLnOP_t + fLnW_t + \varepsilon_t$														
	NARDL ECT							N-FM-OLS						Wald Test:	不對稱影響
	估計模型	m	g	POS	NEG	op	w	m	g	POS	NEG	op	w		
Canada	ARDL(1, 4, 6, 2, 1, 5, 0)	-1.69 (0.50)	1.67 (0.47)	1.26 (0.41)	-0.98 (0.53)	-0.39 (0.51)	-1.22 (0.57)	-0.12 (0.24)	0.45* (0.00)	0.40* (0.00)	-0.04 (0.64)	0.04* (0.04)	0.15* (0.05)	4.33* (0.00)	明顯
Denmark	ARDL(1, 2, 3, 1, 2, 3, 2)	0.04 (0.70)	-0.13 (0.71)	0.07 (0.46)	0.06 (0.54)	0.02 (0.44)	0.51 (0.21)	0.10 (0.08)	0.02 (0.89)	-0.01 (0.93)	0.19* (0.00)	0.02 (0.24)	0.80* (0.00)	-2.73* (0.01)	明顯
France	ARDL(1, 4, 1, 4, 4, 4, 4)	0.53 (0.13)	0.10 (0.26)	-1.14 (0.28)	-0.33 (0.09)	-0.34 (0.27)	0.72 (0.27)	0.20* (0.00)	0.02 (0.10)	-0.01 (0.92)	-0.16* (0.00)	0.00 (0.76)	0.04 (0.39)	4.06* (0.00)	明顯
Japan	ARDL(1, 0, 2, 1, 0, 1, 4)	0.42* (0.03)	0.87* (0.02)	-0.62 (0.06)	-0.05 (0.75)	-0.20* (0.00)	-0.46 (0.22)	0.22* (0.00)	0.53* (0.00)	-0.24* (0.00)	-0.04 (0.28)	-0.14 (0.00)	0.04 (0.53)	-4.66* (0.00)	明顯
Korea	ARDL(1, 2, 4, 3, 1, 0, 1)	0.20* (0.00)	0.75* (0.00)	-0.10 (0.11)	0.15* (0.04)	-0.02 (0.34)	0.03 (0.64)	0.20* (0.00)	0.54* (0.00)	-0.12* (0.05)	0.05 (0.48)	-0.02 (0.29)	0.12* (0.01)	-4.12* (0.00)	明顯
New Zealand	ARDL(4, 0, 1, 4, 0, 3, 0)	0.07 (0.69)	0.72* (0.05)	0.23 (0.10)	0.06 (0.44)	-0.06 (0.18)	-0.33 (0.06)	0.33* (0.00)	0.31* (0.02)	0.05 (0.33)	0.02 (0.56)	0.00 (0.83)	-0.03 (0.62)	0.66 (0.51)	
Norway	ARDL(4, 4, 4, 2, 4, 4, 4)	0.65* (0.00)	-1.01* (0.01)	0.40* (0.00)	0.12 (0.07)	0.20* (0.00)	0.55 (0.34)	0.50* (0.00)	0.27 (0.10)	0.21* (0.00)	0.23* (0.00)	0.18* (0.00)	-0.02 (0.94)	-0.22 (0.83)	
Sweden	ARDL(1, 1, 3, 3, 0, 0, 4)	0.24* (0.01)	0.33 (0.06)	0.08 (0.13)	0.09* (0.03)	-0.01 (0.70)	0.30* (0.00)	0.27* (0.00)	0.45* (0.00)	-0.02 (0.67)	0.09* (0.00)	-0.01 (0.72)	0.37* (0.00)	-2.62* (0.01)	明顯
United Kingdom	ARDL(5, 2, 2, 1, 0, 4, 2)	0.01 (0.97)	0.53* (0.01)	0.05 (0.41)	0.05 (0.53)	-0.07 (0.06)	0.24 (0.12)	0.26* (0.00)	0.28* (0.00)	0.01 (0.71)	0.03 (0.59)	-0.03* (0.02)	0.12 (0.18)	-0.33 (0.74)	
United States	ARDL(1, 1, 0, 3, 3, 2, 1)	1.97 (0.29)	-1.39 (0.52)	-9.31 (0.34)	3.57 (0.48)	0.12 (0.60)	3.67 (0.47)	0.53* (0.00)	0.36* (0.00)	-3.05* (0.00)	-0.58* (0.00)	-0.04* (0.00)	-0.40* (0.01)	-3.29* (0.00)	明顯

註：1. m, g, POS, NEG, op, w 值皆四捨五入到小數點第二位。

2. ARDL 估計最大皆次為 4，但 Canada 和 United Kingdom 之 ARDL 估計最大皆次為 5，才具有共整合。

第五章 結論

於 2008 年至 2012 年之間的全球金融危機、歐洲主權債務危機，更讓新台幣兌美元之匯率創下六十八個月來的新低，造成貿易一直萎靡不振全球經濟蕭條；經歷了全球金融危機之後，傳統貨幣政策已無法改善美國經濟問題，美國聯準會開始推動量化寬鬆政策（Quantitative easing，簡稱 QE，是一種貨幣政策）藉以重振經濟，卻也讓美元大幅貶值。同樣於 2018 年 3 月歐洲央行行長德拉吉在利率決議後的新聞發布會上表示，經濟成長將高於預期，潛在通膨率受抑制，仍有必要採取大規模貨幣刺激措施。今年，2018 年 4 月 IMF 表示受貿易成長以及美國財政的刺激，全球經濟將保持穩健成長，但川普政府仍認為，去年通過的共和黨減稅法案將使美國的 GDP 在數年內保持 3% 以上的成長，並同時預估美國預算赤字將在未來十年激增。台灣央行總裁楊金龍則是認為，基本工資及軍公教薪資調升，帶動薪資上揚，又預期國際原油等原物料行情上揚將導致國內物價上漲。藉由上述新聞佐證得知，貨幣政策、政府支出、匯率、油價、和工資，都會影響 GDP，進而影響全球經濟。

本研究探討長期均衡關係，藉由實證結果得知 OECD 中的 10 個國家時間序列資料皆為單根，且存在共整合關係，表示加拿大（Canada）、丹麥（Denmark）、法國（France）、日本（Japan）、韓國（Korea, Republic）、紐西蘭（New Zealand）、挪威（Norway）、瑞典（Sweden）、英國（United Kingdom）、美國（United States）的實質有效匯率指數與實質 GDP 之間存在長期均衡關係。

在實證分析 NARDL 之前，先執行 ARDL，實證結果顯示大部分國家存在長期貶值緊縮效果，分別是加拿大、丹麥、紐西蘭、挪威、瑞典、英國與美國，這 7 國當中，丹麥、挪威、瑞典在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數升值 1%，將顯著影響實質 GDP 下降。而法國、日本和韓國則是支持凱因斯的主張，存在長期貶值擴張效果，當中法國在 5% 顯著水準下為顯著，表示實質有效匯率指數貶值 1%，將顯著影響實質 GDP 成長，因為出口貿易依存度高，故貶值利於出口。為了讓實證結果更加豐富，納入 FM-OLS 與 ARDL 做比較，加拿大、丹麥、日本、紐西蘭、挪威、瑞典與英國，這 7 國當中，丹麥、挪威在 5% 顯著水準下為顯著，存在長期貶值緊縮效果。法國、韓國與美國存在長期貶值擴張效果，而法國與美國在 5% 顯著水準下具顯著性。藉由實證結果得知，丹麥、挪威、瑞典的實質有效匯率指數與實質 GDP 之間存在長期貶值緊縮效果，法國與美國的實質有效匯率指數與實質 GDP 之間存在長期貶值擴張效果。

最後將 OECD 10 個國家執行 NARDL 與 N-FM-OLS 做比較，更深入探討實質有效匯率指數與實質 GDP 之間的關聯性，原則上在 ARDL 與 FM-OLS 實證中，5% 顯著水準下存在顯著性之國家為丹麥、挪威、瑞典，同樣的於 NARDL 存在長期貶值緊縮效果，且明顯存在不對稱影響，因為出口佔 GDP 的比例較重，故升值不利於出口。而加拿大在 N-FM-OLS 中，5% 顯著水準下具顯著性，存在長期貶值緊縮效果，且明顯存在不對稱影響。韓國於 NARDL 中，5% 顯著水準下具顯著性，存在長期貶值緊縮效果；N-FM-OLS 則是存在長期貶值擴張效果，且明顯存在不對稱影響。法國和美國於 NARDL 中存在長期貶值擴張效果，且明顯存在不對稱影響，而日本在 N-FM-OLS 中，5% 顯著水準下具顯著性，存在長期貶值擴張效果，且明顯存在不對稱影響，因為日本以出口為大宗，故貶值有利於出口。

藉由實證分析之結果，為貿易出口為大宗的國家傾向於存在長期貶值擴張效果，雖然日本在 ARDL 存在長期貶值擴張效果；FM-OLS 存在長期貶值緊縮效果，皆不具顯著影響，但透過 N-FM-OLS，5% 顯著水準下，可以準確判斷存在長期貶值擴張效果。韓國在 ARDL 中為貶值擴張效果且不具顯著影響，但透過 NARDL，5% 顯著水準下，存在長期貶值緊縮效果；N-FM-OLS 存在長期貶值擴張效果。由此可知，透過 NARDL 之實證方法，讓我們能更深入了解貶值擴張效果與貶值緊縮效果是因國而異，且整體來說 OECD10 個國家明顯存在不對稱影響。

參考文獻

英文部分

- Agenor, P.-R. (1991). Output, devaluation and the real exchange rate in developing countries. *Review of World Economics*, 127(1), 18-41.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- Akaike, H. (1978). A Bayesian analysis of the minimum AIC procedure. *Annals of the Institute of Statistical mathematics*, 30(1), 9-14.
- Akhtar, M. A., & Hilton, R. S. (1984). *Exchange rate uncertainty and international trade: some conceptual issues and new estimates for Germany and the United States*.
- Alejandro, C. F. D. (1963). A Note on the Impact of Devaluation and the Redistributive Effect. *Journal of Political Economy*, 71(6), 577-580.
- Alexander, S. S. (1952). Effects of a Devaluation on a Trade Balance. *Staff Papers*, 2(2), 263-278.
- Arize, A. C. (1995). The effects of exchange-rate volatility on US exports: an empirical investigation. *Southern Economic Journal*, 34-43.
- Arize, A. C. (1998). The effects of exchange rate volatility on US imports: an empirical investigation. *International Economic Journal*, 12(3), 31-40.
- Arize, A. C., Osang, T., & Slottje, D. J. (2000). Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 10-17.
- Bahmani-Oskooee, M., Chomsisengphet, S., & Kandil, M. (2002). Are devaluations contractionary in Asia? *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(1), 69-82.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*, 42(3), 519-530.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M., & Miteza, I. (2003). Are devaluations expansionary or contractionary? A survey article. *Economic Issues Journal Articles*, 8(2), 1-28.
- Blanchard, O. (2000). What do we know about macroeconomics that Fisher and Wicksell did not? *De Economist*, 148(5), 571-601.
- Cheong, C., Mehari, T., & Williams, L. V. (2005). The effects of exchange rate volatility on price competitiveness and trade volumes in the uk: A disaggregated approach. *Journal of Policy Modeling*, 27(8), 961-970.
- Choudhry, T. (2005). Exchange rate volatility and the United States exports: evidence from Canada and Japan. *Journal of the Japanese and International economies*, 19(1), 51-71.
- Cushman, D. O. (1983). The effects of real exchange rate risk on international trade. *Journal of international Economics*, 15(1-2), 45-63.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Doroodian, K. (1999). Does exchange rate volatility deter international trade in developing countries? *Journal of Asian Economics*, 10(3), 465-474.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Frankel, J. A. (2005). *Contractionary currency crashes in developing countries*. Retrieved from
- Gylfason, T., & Schmid, M. (1983). Does devaluation cause stagflation? *Canadian Journal of Economics*, 641-654.
- Hardouvelis, G. A. (1987). Optimal wage indexation and monetary policy in an economy with imported raw materials. *Journal of International Money and Finance*, 6(4), 419-432.
- Hooper, P., & Kohlhagen, S. W. (1978). The effect of exchange rate uncertainty on the prices and volume of international trade. *Journal of international Economics*, 8(4), 483-511.
- Hurvich, C. M., & Tsai, C.-L. (1989). Regression and time series model selection in small samples. *Biometrika*, 76(2), 297-307.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kamin, S. B., & Rogers, J. H. (2000). Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico. *Journal of development economics*, 61(1), 85-109.
- Kandil, M., & Mirzaie, A. (2002). Exchange rate fluctuations and disaggregated economic activity in the US: theory and evidence. *Journal of International Money and Finance*, 21(1), 1-31.
- Kappler, M., Reisen, H., Schularick, M., & Turkisch, E. (2013). The macroeconomic effects of large exchange rate appreciations. *Open Economies Review*, 24(3), 471-494.
- Kikuchi, T. (2004). The impact of exchange rate volatility on bilateral exports in East Asian countries. *Graduate School of Systems and Information Engineering, University of Tsukuba, Thailand*.
- Kohler, M., Manalo, J., & Perera, D. (2014). Exchange rate movements and economic activity. *RBA Bulletin, March*, 47-54.
- Krugman, P., & Taylor, L. (1978). Contractionary effects of devaluation. *Journal of international Economics*, 8(3), 445-456.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lai, C.-c. (1990). Efficiency wages and currency devaluation. *Economics Letters*, 33(4), 353-357.
- Manalo, J., Perera, D., & Rees, D. M. (2015). Exchange rate movements and the Australian economy. *Economic Modelling*, 47, 53-62.

- Marston, R. C., & Turnovsky, S. (1983). Imported materials prices, wage policy, and macroeconomic stabilization: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314): Springer.
- Yang, J., Zhang, W., & Tokgoz, S. (2013). Macroeconomic impacts of Chinese currency appreciation on China and the Rest of World: A global CGE analysis. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 1029-1042.