

南華大學  
休閒產業經濟學系  
碩士論文

資本移動對均衡實質匯率的影響

The Impact of Capital Inflow to Equilibrium Exchange Rate  
Misalignment

指導教授：楊政郎 博士

研究生：簡希哲

中華民國 壹零貳 年 陸 月

## 摘要

本篇論文延伸 Razin and Collins (1997) 的理論模型, 加入資本移動的因素, 以此來觀察資本移動對於均衡匯率的影響。以台灣與韓國為實證對象, 分析1982至2012年間, 資本移動如何影響均衡實質匯率。實證結果發現貿易開放程度與均衡實質匯率呈現正向關係; 毛資本流入和毛資本流出, 對均衡實質匯率呈現正向關係; 直接投資淨額與均衡實質匯率無相關, 證券投資淨額和其它投資淨額對均衡實質匯率呈現反向關係; 股權型式之資本流入和債權型式之資本流入均衡實質匯率呈現反向關係。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、資本流出

## Abstract

This paper is to extend Razin and Collins' (1997) theoretical model, incorporating the factor of capital movement, which is used to observe the influence of capital movement on the equilibrium exchange rate. Taking Taiwan and South Korea as empirical subjects to analyze how capital movement influenced equilibrium exchange rate during 1982 to 2012. It was found from the empirical results that the degree of trade openness has positive correlation with equilibrium exchange rate; gross capital inflow and gross capital outflow have positive correlation with equilibrium exchange rate; net direct investment is no correlation with equilibrium exchange rate; net stock investment and other net investment have negative correlation with equilibrium exchange rate; capital inflow in form of equity and capital inflow in form of debt present a negative correlation.

Keywords: Unit Root Test, Cointegration Test, capital outflow

# 目錄

<b>1</b>	<b>前言</b>	<b>1</b>
1.1	研究計畫之背景 . . . . .	1
1.2	研究目的 . . . . .	2
1.3	章節架構 . . . . .	5
<b>2</b>	<b>文獻回顧</b>	<b>6</b>
<b>3</b>	<b>理論模型與研究方法</b>	<b>9</b>
3.1	理論模型 . . . . .	9
3.2	研究方法 . . . . .	10
3.2.1	單根檢定 . . . . .	14
3.2.2	共整合檢定 . . . . .	16
<b>4</b>	<b>實證結果論述</b>	<b>19</b>
4.1	基本資料說明 . . . . .	19
4.2	實證結果分析 . . . . .	23
4.2.1	單根檢定結果 . . . . .	23
4.2.2	台灣的共整合檢定結果 . . . . .	25
4.2.3	韓國的共整合結果 . . . . .	37

5 結論	40
參考文獻	41

# 第 1 章前言

## 1.1 研究計畫之背景

一直以來，監督匯率都是 IMF 的核心責任 (IMF, 2006)，因此 90 年代成立的匯率議題諮詢團 (Consultative Group on Exchange Rate Issues, *CGER*)，企圖從多邊的考量，提出不同的評估匯率的方式。由長期的觀點，IMF(2006) 提出三種互補的評估匯率方法：第一種是總體經濟平衡法 (macroeconomic balance approach)、第二種是均衡實質匯率法 (equilibrium real exchange rate approach)、第三種是外部持續性法 (external sustainability approach)。總體經濟平衡法是藉由經常帳和一組基本要素的關係，找出長期均衡的經常帳或稱為經常帳基準 (norm)，然後由經常帳基準與推測的經常帳之差決定必要的調整，在經常帳相對於實質匯率的彈性之下，轉換其成為實質匯率的調整值即為匯率失衡值。均衡實質匯率法是直接根據實質匯率和一組基本要素的關係找出中長期的均衡實質匯率值，將真實實質匯率減掉均衡實質匯率的差即為匯率失衡值。外部持續性法的做法與總體經濟平衡法相似，由一組基本要素<sup>1</sup>估計出貿易帳的基準，然後根據進口與出口彈性轉換其成需要調整的實質匯率值。然而，受限於資料取得的可行性，三種方法中，最常使用的是均衡實質匯率法 (Al Shehabi and Ding, 2008)，且被運用於個別國家的實證分析，例如冰島 (Iceland) (Tchaidze, 2007)、亞美尼亞 (Armenia) 和喬治亞 (Georgia) (Al Shehabi and Ding, 2008)、坦尚尼亞 (Hobdari, 2008)。

---

<sup>1</sup>在總體經濟平衡法、均衡實質匯率法及外部持續性法所採用的基本要素都不同。

再者, 在使用均衡實質匯率法估計均衡實質匯率時, 常採用的基本要素有: 淨國外資產部位 (net foreign asset position)、貿易部門與非貿易部門的生產力差距、貿易條件、政府消費與貿易開放程度或貿易限制。這些基本要素都與經常帳或國內吸納變數有關, 亦即藉由經常帳的調整來影響匯率, 而忽略了金融帳調整的因素, 這做法在資本管制嚴厲的 80 年代, 或許合理, 因為當時的經常帳餘額即反應國際收支帳餘額; 然而, 自從 1980 年代末期資本自由化 (capital liberalization) 的風潮蔓延全世界, 新興市場國家, 尤其是亞洲新興市場國家亦紛紛解除資本管制, 國際資本移動對於外匯供需的來源扮演著非常重要的角色。晚近的研究如 Bhagwati(1998)、Calvo and Mendoza(2000) 都指出: 大量且劇烈的資本移入與移出常引發通貨危機, 如 1994-95 之墨西哥披索危機, 1997-98 之東南亞金融風暴, 1999 之巴西金融危機等。因此, 採用均衡實質匯率法估計均衡匯率時, 沒有考慮到資本移動的因素顯然是不合時宜。

## 1.2 研究目的

本篇論文主要目的是延伸 Razin and Collins (1997) 的理論模型, 在均衡實質匯率法加入資本移動的因素, 據此觀察資本移動對於均衡匯率的影響。其次, 雖然資本自由化已經逐漸成爲趨勢, 但是國際資本自由移動是福或是禍依然沒有定論。根據 Goldstein (1995) 及 Agenor and Montiel (1999) 的解釋: 國際資本流入國內有二種原因, 一種是因為國內有相對優良的投資環境, 以致於國際資本被拉入 (pull) 本國; 另一種則是原投資國的經濟衰退或投資環境變差, 在國際資本移出原投資國後被推進 (push) 本國。因此, 是本國的經常帳赤字造成國際資本被拉入或是國際資本被推進造成本國經常帳赤字, 亦是學者爭論的重點 (Poole, 2001; Cooper, 2001; Obstfeld and Rogoff, 2006)。實證研究常在給定之控制變數下, 分析淨經常帳與淨資本移動的因果關係; 無論如何, Forbes and Warnock (2012) 指出: 早期的實證分析使用淨資本移動是可以理解的, 因為在 1990 年代中期之前, 毛資本移出 (capital outflow) 很

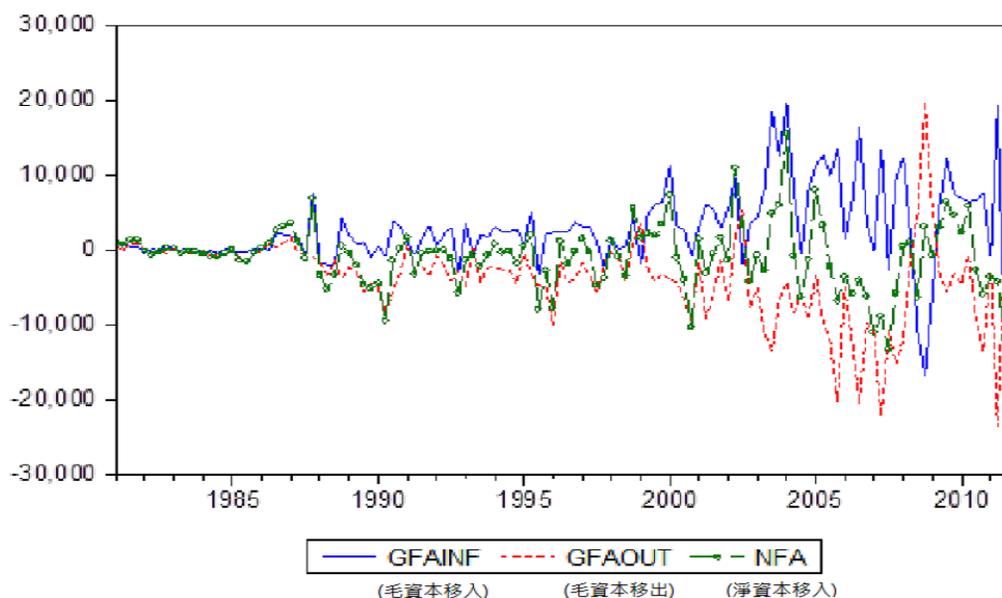


圖 1.1: 1981-2011 台灣資本移動時間序列圖

少，淨資本移入約等同毛資本移入。<sup>2</sup> 可是，近年來的現象大為不同，淨資本移動的值變化很小，但是毛資本移入與毛資本的移出的量與波動性卻非常的大，因此分析資本移動時，有必要將二者分開。

以台灣為例，圖 1.1 是 1981-2011 年台灣的淨資本移入（代號 NFA 之有圓圈的虛線），毛資本移入（代號 GFAINF 之實線）與毛資本移出（代號 GFAOUT 之虛線）的時間走勢圖。根據資本移動規模可以分成三個階段：第一個階段在 1981-1987 年間，此時淨資本流入約等於毛資本流入且相對而言規模較小；第二個階段是 1988-1998 年間，此時淨資本流入的變化並不大，但是已經可以明顯的看出毛資本流入與毛資本流出的差異性；第三個階段是 1999-2011 年間，我們可以發現毛資本流入與毛資本流出的差異性非常大，尤其是在 2003 年之後。因此，利用淨資本移動或毛資本移動來進行實證分析顯然會有不同的結果。

<sup>2</sup>淨資本移入等於毛資本移入減毛資本移出，亦即金融帳中的直接投資淨額加證券投資淨額與其它投資淨額。毛資本移入指的是金融帳中的資產 (assets) 項，毛資本移出指的是金融帳中的負債 (liabilities) 項。

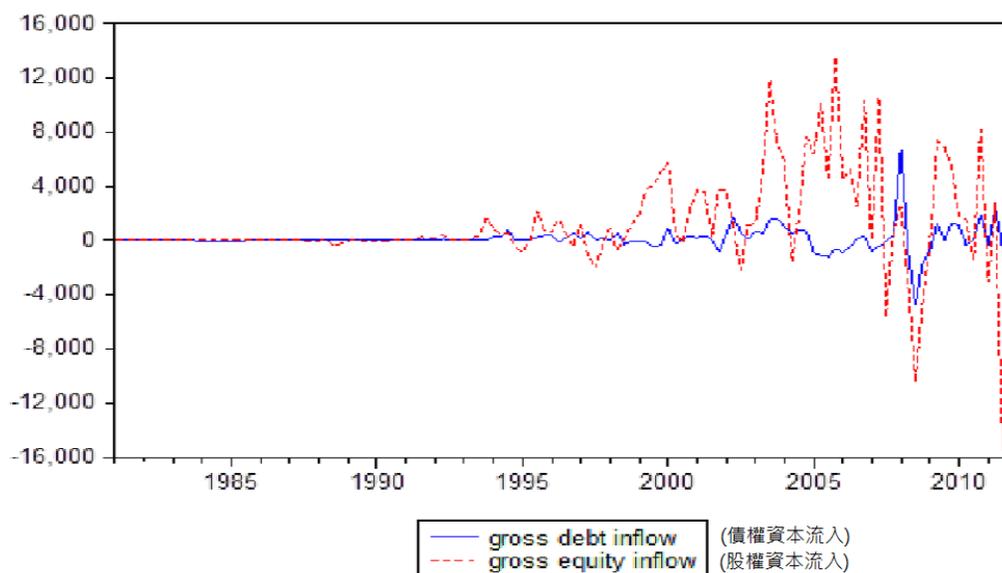


圖 1.2: 台灣的股權資本與債權資本之時間序列圖

另外，國際資本是以何種類型移入亦很重要，一般而言，對於股權型式 (equity-typed) 的資本流入對經濟成長與匯率有正面的影響，對於債權型式 (debt-typed) 之資本流入則有不利經濟成長的效果。圖 1.2 是台灣的股權資本與債權資本之時間序列，由於台灣之金融市場開放時間較晚，因此可以看出股權型式的資本流入金額在 2003 年 10 月外資投資股市全面開放後，大幅的增加且波動性很大，而債權型式的資本流入金額相對的較小且較穩定。

由於國內投資者與國外投資者對於相同的政策會有不同的反應，政策制定者對於起因於國內或者起因於國外的資本移動，會有不同的因應政策。例如，在美國推出第二輪量化寬鬆政策時，央行為了限制熱錢炒作空間而實施了不同的管控措施，包括限制外資匯入不得存放定存、外資新台幣活存準備金提高至 90%、外資購買公債不得超過匯入資金的三成等。因此在分析資本移動對於均衡匯率的影響時，有必要進一步的細分資本移動的型式。

### 1.3 章節架構

本篇文章的其餘章節如下, 第二章是相關文獻回顧。第三章是理論模型與研究方法。第四章是實證結果論述, 我們會說明資料來源、資料描述、實證結果與經濟涵義。第五章則是簡單的結論。

## 第 2 章文獻回顧

IMF(2006) 針對評估匯率的方式提出三種互補的評估匯率方法：第一種是總體經濟平衡法、第二種是均衡實質匯率法、第三種是外部持續性法，此三種方法敘述如下：

### 1. 總體經濟平衡法

重於強調均衡實質匯率與經濟體內部、外部平衡一致，是藉由經常帳和一組基本要素的關係，找出長期均衡的經常帳或稱為經常帳基準，然後由經常帳基準與推測的經常帳之差決定必要的調整，在經常帳相對於實質匯率的彈性之下，轉換其成為實質匯率的調整值即為匯率失衡值。而內部平衡指個別國家已達充分就業或潛在產出的水準，外部平衡則是指達到中長期可持續存在的經常帳水準。

### 2. 均衡實質匯率法

直接根據實質匯率和一組基本要素的關係找出中長期的均衡實質匯率值，而經濟基要包括淨國外資產部位、貿易財和非貿易財、生產力差異與貿易條件等，此法的匯率調整是將真實實質匯率減掉均衡實質匯率的差即為匯率失衡值。

### 3. 外部持續性法

做法與總體經濟平衡法相似,由一組基本要素估計出貿易帳的基準,運用計量方法取得基本面經濟變數與實質匯率間的關係,然後根據進口與出口彈性轉換其成需要調整的實質匯率值。

吳中書 (1999) 利用國際收支均衡條件來探討台灣的匯率與資本移動的關聯性。以 1984 年第一季及 1997 年第四季,台灣與美國消費者物價指數及新台幣兌換美元匯率,央行的淨對外投資以及淨資產組合投資,在加入金融帳中的淨對外投資與證券投資淨值代表長短期流動的資本,利用共整合檢定觀察長、短期資本移動對台幣相對於美元的名目匯率和實質匯率的影響,實證發現長期資本移動使台幣相對於美元升值呈負相關,短期資本移動卻有相反效果為正相關。

余麗珠 (2003) 採用 MacDonald (1995) 國際收支平衡分析模型,再加入央行干預與美元對日圓匯率的波動,分別以 Granger Causality 因果關係檢定、Johansen 共整合檢定與誤差修正模型,檢測我國的匯率與資本移動的長期均衡關係與短期動態調整,其實證結果顯示,不管在金融風暴發生前或後,資本移動的確會對匯率的變動具有相當的影響力。

郭旻瑋 (2012) 文中參考 Yan and Yang(2012) 模型並加入資本移動變數來估計台灣 1981 至 2008 年間的實質匯率,透過單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析以及預測誤差變異數分解、因果關係檢定等實證方法,探討資本移動對於實質匯率影響的變動情形,結果顯示由於資本流入的控管方式和開放早晚的不同,因此不同分類方式的資本移動對匯率之影響效果亦會出現差異。

田慧琦 (2001) 應用 GARCH 模型檢視我國整體資本帳的管制對資本移動數量與波動度之影響,並檢定其對股、匯市波動的抑制效果。結果顯示資本帳管制雖對直接投資無顯著影響,卻顯著抑制證券投資類資本移動;而對整體資本移動淨額的影響,結果並不顯著,其原因可能是受到資金流入、流出相互抵消導致使資本帳管制的效果不易顯現。

黃惠君 (2008) 採用動態 GMM 追蹤資料模型與 1996 年新版 AREAER 中將資本管制區分為 13 細項的定義方式, 探討 1995 年到 2006 年 125 個樣本國家資本管制類型與經濟成長率、成長率波動的關係。結果顯示在小型開放經濟體的內生成長模型下, 實質利率是決定實質資本或金融資本管制是否有利於成長率的關鍵。

王宣惠 (2005), 主要是探討本國匯率、資本移動與國內外其他相關經濟變數之間的關聯性, 實證方法利用單根檢定、Johansen 共整合檢定及誤差修正模型。結果顯示, 匯率、兩國利率差距、兩國相對物價、兩國相對工業指數、國際收支餘額、淨外人投資、淨資產組合投資、淨其它投資, 變數間存在 3 組共整合關係。在共整合效應中發現兩國相對物價、兩國相對工業指數、國際收支餘額、淨外人投資、淨資產組合投資、淨其它投資均對匯率呈現反向關係。

## 第 3 章理論模型與研究方法

### 3.1 理論模型

我們延伸 Razin and Collins (1997) 的理論模型設定, 假設一個生產單一財貨的開放經濟體系, 總合需求由實質匯率和實質利率決定, 均衡由財貨市場與貨幣市場同時決定。假設產出供給、貨幣供給和國內需求是隨機過程 (stochastic process) 且為相同獨立分配 (identical independent distribution), 如同標準的 Mundell-Fleming 的 IS-LM 模型設定, 模型可以在不同的資本移動程度之下求解。我們定義實質匯率如下 :

$$q_t = s_t + p_t - p_t^* \quad (3.1)$$

其中,  $q_t$  為取對數的實質匯率;  $s_t$  為取對數的名目匯率 (以本幣計價的外國貨幣價格);  $p_t$  為取對數的國內物價 (domestic price level);  $p_t^*$  為取對數的國外物價 (foreign price level); 下標  $t$  為代表時間。在完全資本移動 (perfect capital mobility) 和完全資本管制 (full capital control) 之下, 均衡匯率的解可以寫成外生變數加上隨機衝擊的組合函數。

1. 完全資本移動:

$$q_t = g_1(y_t^s, d_t, i_t^*, \varepsilon_{1t}) \quad (3.2)$$

2. 完全資本管制:

$$q_t = g_2(y_t^s, d_t^x, \varepsilon_{2t}) \quad (3.3)$$

其中,  $y_t^s$  為產出供給,  $i_t^*$  為世界利率,  $d_t$  為總合需求的外生變數, 且  $\varepsilon_t$  為隨機衝擊。

方程式 (3.2) 顯示：在完全資本移動之下, 實質均衡匯率由產出供給、總合需求的外生變數、世界利率及隨機衝擊所決定; 由方程式 (3.3) 則可看出, 在完全資本管制之下 (總合需求被分成國內吸納額 (domestic absorption) 和貿易帳), 實質均衡匯率由產出供給、代表淨出口需求的外生變數 ( $d^x$ ) 及隨機衝擊所決定。而延伸這個模型, 我們可以推論, 在資本不完全移動的情況之下, 實質均衡匯率則會受到產出供給、總合需求的基本要素、資本移動因素及隨機衝擊所決定。

### 3.2 研究方法

根據理論模型均衡解的縮減式 (reduced-form), 可以建立迴歸方程式:

$$q_t = X_{1t}\alpha + X_{2t}\beta + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

其中,  $q_t$  是取對數的實質匯率;  $X_{1t}$  代表第一組基本要素 (傳統的基要變數);  $X_{2t}$  代表第二組基本要素 (資本移動相關變數);  $\varepsilon_t$  代表誤差項, 包含其它衝擊或未觀察到的基本要素。

第一組的基本要素選擇, 我們跟隨相關文獻的做法 (Faruqee, 1995; Mac Donald, 1997, 2000; Clark and Mac Donald, 1999; IMF, 2006; Iossifov and Loukoianova, 2007; Ricci et al., 2008), 選擇六個變數分別為:

#### 1 實質匯率 (Real Exchange Rate, $Q$ )

實質匯率上升代表本國貨幣貶值,  $Q$  可以想成一單位美國財貨組合可以換多少單位的台灣財貨組合,  $Q$  越高表示一單位美國財貨組合可以換更多單位的台灣財貨

組合, 因此台幣實質貶值。

實質匯率是將名目匯率排除物價變動影響後, 再予以綜合加權所得的值。換句話說, 實質匯率衡量了每多進口一單位國外商品, 所以須放棄的國內商品數量。公式可表示為

$$Q = \frac{NER \times FCPI}{CPI} \quad (3.5)$$

其中,  $NER$  為本國名目匯率 (Nominal Exchange Rate) 指一單位美元可以換多少單位的台幣;  $FCPI$  為外國消費者物價指數 (Foreign Consumer Price Index);  $CPI$  為本國消費者物價指數 (Consumer Price Index)。

## 2 政府消費 (Government Consumption, $GC$ )

我們使用政府支出 ( $G$ ) 相對於國內生產總值 (Gross Domestic Product,  $GDP$ ) 來代表政府消費, 公式可示為:

$$GC = \frac{G}{GDP} \quad (3.6)$$

在經濟邏輯推論上, 政府消費增加將會造成非貿易財的價格上升因此實質匯率上升。

## 3 淨國外資產 (Net Foreign Assets, $NFA$ )

淨國外資產指的是本國所持有的國外資產與外國所持有的本國資產的差額。我們以本國經常帳總和 (Sum of Current Account,  $SCA$ ) 除以國內生產總值來表示, 公式可以表示成如下:

$$NFA = \frac{SCA}{GDP} \quad (3.7)$$

在經濟邏輯推論上, 對於債務國, 匯率低估是降低其負債的方法之一, 相反地, 對於債權國獲得了升值貨幣的能力。Ricci et al. (2008) 指出淨外部資產通常伴隨實質貨幣升值。

4 貿易條件 (Terms of Trade,  $TOT$ )

在國際金融上, 貿易條件指的是出口品價格指數 (Export Price Index,  $EPI$ ) 相對於進口品價格指數 (Import Price Index,  $IPI$ ) 的比例來表示, 公式可以表示成如下:

$$TOT = \frac{EPI}{IPI} \quad (3.8)$$

在經濟邏輯推論上, 貿易條件的改善通常會造成國家的貨幣升值。

5 貿易開放程度 (Trade Openness,  $OPEN$ )

我們以出口值 (Export,  $EX$ ) 加上進口值 (Import,  $IM$ ) 佔國內生產總值 ( $GDP$ ) 的比例來代表貿易開放程度, 公式可以表示成如下:

$$OPEN = \frac{EX + IM}{GDP} \quad (3.9)$$

在經濟邏輯推論上, 一個貿易高度開放且較少貿易障礙的國家將吸引更多的國外資本移入造成貨幣的升值。

6 生產力差距 (Productivity Differential,  $PD$ )

在實證上, 我們利用消費者物價指數 ( $CPI$ ) 和躉售物價指數 (Wholesale Price Index,  $WPI$ ) 來代表生產力差距, 公式可以表示成如下:

$$PD = \frac{CPI}{WPI} \quad (3.10)$$

在經濟邏輯推論上, 根據 Balassa-Samuelson 效果, 當貿易部門的生產力大於非貿易部門的生產力, 則平均價格水準將會提高。因此, 實質國內貨幣將會升值。

第二組基本要素的選擇與資本移動有關, 我們依淨值、毛值及資本移動的類型分成四種, 分別為:

1 金融帳的淨額 (Financial Account,  $FA$ )

金融帳記錄本地居民與非本地居民之間的金融資產和負債的交易, 交易以淨額顯示, 意即記錄國外資產的淨增加或減少和對非本地居民欠債的淨增加或減少。 $FA$ 盈餘越多, 資本移入越多, 本國貨幣會升值。

2 直接投資淨額 (Direct Investment,  $FDI$ )、證券投資淨額 (Portfolio Investment,  $PI$ )、其它投資淨額 (Other Investment,  $OI$ )

直接投資淨額為外資來本國直接投資加上對國外直接投資的總和; 證券投資淨額為證券投資負債加上證券投資資產的總和; 其它投資淨額為其它投資負債加上其它投資資產的總和。

3 毛資本流入 (Gross Capital Inflow,  $FAI$ ) 與毛資本流出 (Gross Capital Outflow,  $FAO$ )

毛資本流入把外資來本國直接投資 (Foreign Direct Investment,  $FDI$ ) 加上證券投資的負債 (Portfolio Investment Liabilities,  $PIL$ ) 和衍生性金融商品負債 (Financial Derivatives Liabilities,  $FDL$ ) 還有其他投資的負債 (Other Investment Liabilities,  $OIL$ ) 加總總和; 毛資本流出 ( $FAO$ ) 則為對國外直接投資 (Direct Investment Abroad,  $DIA$ ) 和證券投資的資產 (Portfolio Investment Assets,  $PIA$ ) 和衍生性金融商品資產 (Financial Derivatives Assets,  $FDA$ ) 和其他投資的資產 (Other Investment Assets,  $OIA$ ) 總和。

4 股權類型之資本流入 (Equity Securities Investment,  $EQUIT$ ) 與債權類型之資本流入 (Debt Securities Investment,  $DEBT$ )

股權類型之資本流入是外資來本國直接投資 (Foreign Direct Investment,  $FDI$ ) 加證券投資的股權 (Equity Securities,  $ES$ ) 總和; 債權類型之資本流入為其他投資

(Other Investment, *OI*) 加證券投資的債權 (Debt Securities, *DS*) 總和。

根據二組變數我們可以將實證模型分成四種：

模型 1：基本模型

$$Q = Q(NFA, PD, GC, TOT, OPEN) \quad (3.11)$$

模型 2：基本模型加資本移入與移出

$$Q = Q(NFA, PD, GC, TOT, OPEN, FAO, FAI) \quad (3.12)$$

模型 3：基本模型加直接投資、間接投入與其它投資

$$Q = Q(NFA, PD, GC, TOT, OPEN, FDI, PI, OI) \quad (3.13)$$

模型 4：基本模型加股權與債權之資本

$$Q = Q(NFA, PD, GC, TOT, OPEN, EQUIT, DEBT) \quad (3.14)$$

### 3.2.1 單根檢定

在實證上顯示總體經濟變數普遍存在非穩定性的現象，所以經濟學家在進行總體經濟變數的時間序列分析時，都會先檢驗該序列是否為定態，以避免出現虛假迴歸 (spurious regression) 的結果，單根檢定的目的就是要確定這些時間序列的整合階次，以判定資料是否為定態，以下對本文所採用的單根檢定方法做概略性說明。

## ADF 檢定法 (Augmented Dickey Fuller Test)

單根檢定最早是由 Dickey and Fuller(1979) 提出, 其假設資料產生過程為自我相關迴歸過程。因 Dickey Fuller(1979) 檢定只限應用在一階自我迴歸過程, 而忽略了誤差項可能具有自我相關的現象, 且其殘差項經常存在高階序列相關而非白噪音 (white noise), 導致 DF(1979) 檢定法的檢定力受到限制, Said and Dickey(1984) 爲了改善此缺點提出了 Augmented Dickey Fuller(ADF) 檢定法, 在模型中加入應變數的落遲項 (lagged dependent variable) 以解決誤差項序列相關的問題, 使得殘差項符合白噪音。ADF 檢定法的迴歸模式依有無截距項或有無時間趨勢項, 可分爲以下三種:

A. 不含時間趨勢項與截距項 :

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

B. 含截距項 :

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

C. 含時間趨勢項與截距項 :

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + mT + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

其中  $\Delta$  爲一階落差因子 (operator);  $\alpha$  爲截距項;  $T$  爲時間趨勢項;  $\varepsilon_t$  爲殘差項。

單根檢定的虛無與對立假設檢定爲 :

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma \neq 0$$

若檢定結果拒絕虛無假設，則表示此序列不存在單根，為定態序列。反之，若無法拒絕虛無假設，則可以判定此時間序列存在單根，亦即為非定態序列，此時必須對此序列進行差分處理，直到序列呈定態為止。

### 3.2.2 共整合檢定

當時間序列為非定態序列時，以傳統的迴歸式來估計變數資料時會產生所謂虛假迴歸的問題，此時我們可利用共整合檢定。了解序列變數之間是否具有長期均衡關係，若是非定態的序列，在長期能因為共同存在某種線性組合，使得組合後的序列變數成為一定態序列稱之為共整合。在經濟學上，共整合存在視為長期之下存在均衡解。

一般常用的共整合檢定法有兩種:Engle and Granger( 1987) 二階段檢定法與 Johansen( 1988 )、Johansen and Juselius( 1990) 的最大概似估計檢定法 (Maximum Likelihood Estimator)。根據 Engle and Granger (1987) 指出：即使個別經濟變數為非定態時間序列，但若變數間存在共整合關係，則這些變數的線性組合在長期內必可藉由短期動態調整而回到長期均衡。Engle and Granger 所提出兩階段共整合分析法在實證操作上簡單易懂，但其檢定力卻受到許多批評，原因之一是變數間共整合關係可能不是唯一，當體系出現多變數時，可能存在一個以上的共整合關係，因此，在做多變數共整合檢定時，常採用 Johansen and Juselius (1990) 所提出的最大概似檢定法，以下我們將做簡易的介紹。

#### Johansen 最大概似估計檢定法

Johansen最大概似共整合檢定法，是以未受限制及含有高斯誤差 (Gaussian errors) 之高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian vector autoregressive model) 作為出發

點, 利用其所對應之誤差修正式作為最大概似估計法 (MLE) 之基礎, 利用跡檢定 (trace test) 與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test), 來確認共整合向量的個數。

根據 Brooks(2008) 教科書的說明, 假設有  $g$  個 ( $g \leq 2$ ) 的  $I(1)$  變數被認為可能存在共整合, 因此一個包含這  $g$  個變數且落遲  $k$  期的 VAR 模型可以寫成如下:

$$y_t = \begin{matrix} \beta_1 y_{t-1} & + & \beta_2 y_{t-2} & + \cdots + & \beta_k y_{t-k} & + & u_t \\ g \times 1 & g \times g & g \times 1 & & g \times g & g \times 1 & g \times 1 \end{matrix} \quad (3.18)$$

為了進行 Johansen 測試, 上述模型需要轉換成 VECM 模型:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (3.19)$$

其中  $\Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g$  和  $\Gamma_1 = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$  由於 Johansen 共整合深受落後期數所影響, 因此可用最小 AIC 或 LR 來選擇最適落後期數。Johansen 的共整合主要圍繞在  $\Pi$  矩陣,  $\Pi$  為長期的係數矩陣, 在長期均衡之下, 所有的  $\Delta y_{t-1}$  皆為 0, 且  $E(u_t)$  亦為 0, 因此會留下  $\Pi y_{t-k} = 0$ , 變數共整合可以藉由計算矩陣  $\Pi$  的秩 (rank) 來測試, 矩陣的秩等於其不為 0 的特性根 (eigenvalues) 的數目, 令  $\lambda_i$  為特性根, 如果變數間沒有存在共整合, 那  $\Pi$  矩陣的秩不會顯著異於 0, 亦即  $\lambda_i \approx 0, \forall i$ , 換句話說,  $\ln(1 - \lambda_i) \approx 0$  如果特性根  $i$  是非 0, 則  $\ln(1 - \lambda_i) < 0, \forall i > 1$ , 因此如果  $\Pi$  的秩為 1, 則最大的特性根將顯著異於 0, 其餘特性根將不顯著於 0。Johansen 共整合檢定有二種方法:

#### A 跡檢定量

跡檢定是一個聯合檢定, 其中虛無假設是共整合向量的數目小於或等於  $r$ , 對立假設為大於  $r$ , 或者可以寫成:

$H_0$ : 最多有  $r$  個共整合向量 ( $\text{rank}(\Pi) \leq r$ )

$H_1$  : 最少有  $r + 1$  個共整合向量 ( $\text{rank}(\Pi) > r$ )

其檢定統計量為 :

$$\lambda_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^q \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.20)$$

其中,  $T$  為觀察值的樣本數;  $\hat{\lambda}_i$  為第  $i$  個特性根的估計值。當特性根的絕對值愈大時, 則跡統計量就會愈大, 較容易拒絕虛無假設, 表示至少有  $r + 1$  個共整合向量存在。

### B 最大特性根檢定

最大特性根檢定是對個別特性根做測試, 虛無假設為共整合向量數目為  $r$ , 對立假設為共整合的向量數目為  $r+1$ , 或者可以寫成:

$H_0$  : 共整合向量數目為  $r$  個

$H_1$  : 共整合向量數目為  $r + 1$  個

檢定統計量為 :

$$\lambda_{Max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.21)$$

其中,  $T$  為觀察值的樣本數。當特性根的絕對值愈大時, 則最大特性根檢定統計量就會愈大, 較容易拒絕虛無假設, 表示至少有  $r + 1$  個共整合向量存在。二種共整合檢定方法的臨界值 (critical value) 可查 Osterwal-Lenum (1992) 所提供的臨界值表格。

## 第 4 章實證結果論述

### 4.1 基本資料說明

在實證研究上, 我們選擇了台灣 (Taiwan) 與韓國 (Republic of Korea) 來探討資本移動對均衡匯率的影響, 研究期間為 1982-2012 年季資料。所有的研究資料是由國際貨幣基金 (International Monetary Fund, IMF) 的國際金融統計 (International Financial Statistics, IFS) 資料庫獲取, 除了台灣的資料是來自於教育部 AREMOS 經濟統計資料庫。

表 4.1: 第一組變數的相關係數 (台灣)

	<i>LQ</i>	<i>NFA</i>	<i>LPD</i>	<i>LTOT</i>	<i>LGC</i>	<i>LOPEN</i>
<i>LQ</i>	1.00	0.23	0.04	-0.60	-0.56	0.67
<i>NFA</i>	0.23	1.00	0.63	-0.31	-0.61	0.53
<i>LPD</i>	0.04	0.63	1.00	0.13	-0.45	0.06
<i>LTOT</i>	-0.60	-0.31	0.13	1.00	0.51	-0.74
<i>LGC</i>	-0.56	-0.61	-0.45	0.51	1.00	-0.76
<i>LOPEN</i>	0.67	0.53	0.06	-0.74	-0.76	1.00
<i>FA</i>	0.05	-0.17	0.00	0.01	0.13	-0.21
<i>FDI</i>	-0.19	-0.61	-0.33	0.16	0.41	-0.50
<i>PI</i>	-0.33	-0.42	-0.12	0.36	0.46	-0.58
<i>OI</i>	0.34	0.29	0.15	-0.30	-0.32	0.35
<i>FAO</i>	-0.19	-0.36	-0.32	0.17	0.43	-0.41
<i>FAI</i>	0.23	0.23	0.32	-0.17	-0.34	0.25
<i>EQUIT</i>	0.25	0.12	0.29	-0.17	-0.20	0.11
<i>DEBT</i>	0.02	0.03	0.09	-0.03	-0.03	-0.02
Mean	3.35	2.34	-0.12	0.16	-1.92	-0.13
Med.	3.39	2.42	-0.05	0.22	-1.93	-0.18
Max.	3.57	4.49	0.09	0.36	-1.60	0.32
Min.	3.09	-0.07	-0.45	-0.21	-2.22	-0.41
Std.	0.15	1.05	0.16	0.14	0.14	0.18
Obs.	124	124	124	124	124	124

註：所有的數據統計來源為國際貨幣基金(IMF) 之國際金融統計 (IFS) 資料庫和取自台灣的教育部 AREMOS 經濟統計資料庫中。*LQ*代表實質匯率; *NFA*代表淨國外資產; *LPD*代表取對數的生產力差距; *LGC*代表取對數的政府消費; *LTOT*代表取對數的貿易條件; *LOPEN*代表取對數的貿易開放程度; *FA*代表金融帳的淨額; *FDI*代表直接投資淨額; *PI*代表證券投資淨額; *OI*代表其它投資淨額; *FAI* 代表毛資本流入; *FAO*代表毛資本流出; *EQUIT*代表股權型式之資本流入; *DEBT*代表債權型式之資本流入。

取對數的實質匯率與淨國外資產之相關係數為0.23, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與取對數的生產力差距之相關係數為0.04, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與取對數的貿易條件之相關係數為-0.60, 表示兩變數呈現負相關。取對數的實質匯率與取對數的政府消費之相關係數為-0.56, 表示兩變數呈現負相關。取對數的實質匯率與取對數的貿易開放程度之相關係數為0.67, 兩變數呈現正相關。

在敘述統計量方面取對數的實質匯率的平均數為3.35、中位數為3.39、最大值為3.57、最小值為3.09、標準差為0.15。淨國外資產的平均數為2.34、中位數為2.42、最大值為4.49、最小值為-0.07、標準差為1.05。取對數的生產力差距的平均數為-0.12、中位數為-0.05、最大值為0.09、最小值為-0.45、標準差為0.16。取對數的貿易條件的平均數為0.16、中位數為0.22、最大值為0.36、最小值為-0.21、標準差為0.14。取對數的政府消費的平均數為-1.92、中位數為-1.93、最大值為-1.60、最小值為-2.22、標準差為0.14。取對數的貿易開放程度的平均數為-0.13、中位數為-0.18、最大值為0.32、最小值為-0.41、標準差為0.18。

表 4.2: 第二組變數的相關係數 (台灣)

	<i>FA</i>	<i>FDI</i>	<i>PI</i>	<i>OI</i>	<i>FAO</i>	<i>FAI</i>	<i>EQUIT</i>	<i>DEBT</i>
<i>LQ</i>	0.05	-0.19	-0.33	0.34	-0.19	0.23	0.25	0.02
<i>NFA</i>	-0.17	-0.61	-0.42	0.29	-0.36	0.23	0.12	0.03
<i>LPD</i>	0.00	-0.33	-0.12	0.15	-0.32	0.32	0.29	0.09
<i>LTOT</i>	0.01	0.16	0.36	-0.30	0.17	-0.17	-0.17	-0.03
<i>LGC</i>	0.13	0.41	0.46	-0.32	0.43	-0.34	-0.20	-0.03
<i>LOPEN</i>	-0.21	-0.50	-0.58	0.35	-0.41	0.25	0.11	-0.02
<i>FA</i>	1.00	0.19	0.38	0.60	0.42	0.38	0.24	0.22
<i>FDI</i>	0.19	1.00	0.39	-0.31	0.33	-0.18	0.04	-0.15
<i>PI</i>	0.38	0.39	1.00	-0.50	0.27	0.03	0.37	0.23
<i>OI</i>	0.60	-0.31	-0.50	1.00	0.12	0.36	-0.08	0.05
<i>FAO</i>	0.42	0.33	0.27	0.12	1.00	-0.68	-0.53	-0.29
<i>FAI</i>	0.38	-0.18	0.03	0.36	-0.68	1.00	0.73	0.48
<i>EQUIT</i>	0.24	0.04	0.37	-0.08	-0.53	0.73	1.00	0.29
<i>DEBT</i>	0.22	-0.15	0.23	0.05	-0.29	0.48	0.29	1.00
Mean	-908	-680	-1,319	1,089	-3,779	2,868	1,192	109
Med.	-498	-438	-44.00	242	-2,828	2,078	92.50	19.50
Max.	15,551	1,178	7,307	16,606	19,946	19,732	13,627	6,784
Min.	-13,305	-4,834	-14,356	-10,224	-23,615	-16,810	-15,617	-4,738
Std.	4,388	892	3,681	4,727	5,570	5,459	3,606	970
Obs.	124	124	124	124	124	124	124	124

註：所有的數據統計來源為國際貨幣基金(IMF) 之國際金融統計 (IFS) 資料庫和取自台灣的教育部 AREMOS 經濟統計資料庫中。*LQ*代表實質匯率; *NFA*代表淨國外資產; *LPD*代表取對數的生產力差距; *LGC*代表取對數的政府消費; *LTOT*代表取對數的貿易條件; *LOPEN*代表取對數的貿易開放程度; *FA*代表金融帳的淨額; *FDI*代表直接投資淨額; *PI*代表證券投資淨額; *OI*代表其它投資淨額; *FAI* 代表毛資本流入; *FAO*代表毛資本流出; *EQUIT*代表股權型式之資本流入; *DEBT*代表債權型式之資本流入。

取對數的實質匯率與金融帳的淨額之相關係數為 0.05, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與直接投資淨額之相關係數為-0.19, 表示兩變數呈現負相關。取對數的實質匯率與證券投資淨額之相關係數為-0.33, 表示兩變數呈現負相關。取對數的實質匯率與其它投資淨額之相關係數為 0.34, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與毛資本流出之相關係數為-0.19, 表示兩變數呈現負相關。取對數的實質匯率與毛資本流入之相關係數為 0.23, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與以股權型式之資本流入之相關係數為 0.25, 表示兩變數呈現正相關。取對數的實質匯率與以債權型式之資本流入之相關係數為 0.02, 表示兩變數呈現正相關。

在敘述統計量方面金融帳的淨額的平均數為-908、中位數為-498、最大值為 15,551、最小值為-13,305、標準差為 4,388。直接投資淨額的平均數為-680、中位數為-438、最大值為 1,178、最小值為-4,834、標準差為 892。證券投資淨額的平均數為-1,319、中位數為-44、最大值為 7,307、最小值為-14,356、標準差為 3,681。其它投資淨額的平均數為 1,089、中位數為 242、最大值為 16,606、最小值為-10,224、標準差為 4,727。毛資本流出的平均數為-3,779、中位數為-2,828、最大值為 19,946、最小值為-23,615、標準差為 5,570。毛資本流入的平均數為 2,868、中位數為 2,078、最大值為 19,732、最小值為-16,810、標準差為 5,459。股權型式之資本流入的平均數為 1,192、中位數為 92.50、最大值為 13,627、最小值為-15,617、標準差為 3,606。債權型式之資本流入的平均數為 109、中位數為 19.50、最大值為 6,784、最小值為-4,738、標準差為 970。

## 4.2 實證結果分析

### 4.2.1 單根檢定結果

在實證分析方面, 我們對所有有關的變數來做單根檢定, 包含實質匯率取對數、生產力差距取對數、政府消費取對數、貿易條件取對數、貿易開放程度取對數及直接投資淨額、證券投資淨額、其它投資淨額、毛資本流入、毛資本流出、股權型式之

資本流入、債權型式之資本流入、淨國外資產，其結果置於表 4.3。

表 4.3: ADF 單根檢定結果

變數名稱	水準項 (台灣)	1階差分	水準項 (韓國)	1階差分
<i>LQ</i>	-1.34 (1)	-7.20 (0)***	0.17(1)	-13.62(0) ***
<i>NFA</i>	-0.78(10)	-2.15 (5) **	-1.21(7)	-3.55(6) **
<i>LPD</i>	-2.30 (0)	-9.50 (0)***	-0.01(2)	-8.71(1) ***
<i>LTOT</i>	-1.87 (0)	-10.60(0)***	1.94(2)	-8.90(0) ***
<i>LGC</i>	-0.84(10)	-4.78 (8)***	0.43(7)	-3.50(12) **
<i>LOPEN</i>	0.26 (9)	-4.68 (8)***	-0.03(12)	-2.63(11) *
<i>FDI</i>	-1.67(1)	-16.90(0)***	-1.47(3)	-5.33(9) ***
<i>PI</i>	-0.55(11)	-6.24(10)***	-4.48(11)	
<i>OI</i>	-2.21(7)	-8.93 (3)***	-5.59(1)	
<i>FAO</i>	-1.65(7)	-5.04 (7)***	-4.73(3)	
<i>FAI</i>	-1.60(8)	-5.34 (8)***	-6.22(0)	
<i>EQUIT</i>	-2.42(8)	-4.46 (8)***		
<i>DEBT</i>	-2.50(12)	-4.30(12)***		

註：ADF 括號 ( ) 中的數字為最適落遲項 (lag),ADF 單根檢定依據 AIC 選取最適落遲項。記號 (\*) 代表 10% 水準下顯著,(\*\*) 代表 5% 水準下顯著,(\*\*\*) 代表 1% 水準下顯著。*LQ*代表實質匯率; *NFA*代表淨國外資產; *LPD*代表取對數的生產力差距; *LGC*代表取對數的政府消費; *LTOT*代表取對數的貿易條件; *LOPEN*代表取對數的貿易開放程度; *FDI*代表直接投資淨額; *PI*代表證券投資淨額; *OI*代表其它投資淨額; *FAI* 代表毛資本流入; *FAO*代表毛資本流出; *EQUIT*代表股權型式之資本流入; *DEBT*代表債權型式之資本流入。

由表 4.3 的 ADF 單根檢定結果，我們發現台灣所有變數水準項在 5% 的顯著水準下皆無法拒絕具有單根的虛無假設，將所有的資料一階差分後再重新進行單根檢定，其結果顯示取對數的實質匯率、取對數的生產力差距、取對數的貿易條件、取對數的政府消費、取對數的貿易開放程度、直接投資淨額、證券投資淨額、其它投資淨額、毛資本流出、毛資本流入、股權型式之資本流入、債權型式之資本流入在一階差分後皆在 1% 的顯著水準下顯著異於 0，而淨國外資產在 5% 的顯著水準下顯著異於 0，由於台灣的所有變數皆為  $I(1)$ ，因此我們將以 Johansen 共整合檢定來檢測實質匯率是否有長期均衡。

表 4.3 是韓國的 ADF 單根檢定結果，我們發現韓國所有變數水準項在 5% 的顯

著水準下皆無法拒絕具有單根的虛無假設，將所有資料一階差分後，重新進行單根檢定，其結果發現取對數的實質匯率、取對數的生產力差距、取對數的貿易條件、直接投資淨額在 1% 的顯著水準下顯著異於 0；淨國外資產、取對數的政府消費在 5% 的顯著水準下顯著異於 0，取對數的貿易開放程度在 10% 的顯著水準下顯著異於 0，因此韓國所有的變數皆為  $I(1)$ ，接下來我們將以 Johansen 共整合檢定來檢測實質匯率是否有長期均衡。

#### 4.2.2 台灣的共整合檢定結果

根據資本移動的類型加上基本模型，我們將共整合模型設定分成四個，模型 1 是基本模型；模型 2 是基本模型加上資本移入 ( $FAI$ ) 與資本移出 ( $FAO$ )；模型 3 是基本模型加上直接投資淨額 ( $FDI$ )，證券投資淨額 ( $PI$ ) 與其它投資淨額 ( $OI$ )；模型 4 是基本模型加上股權型式之資本流入 ( $EQUIT$ ) 與債權型式之資本流入 ( $DEBT$ )。

模型 1

表 4.4: 基本模型共整合結果

$H_0$	跡檢定		最大特性根檢定	
	$\lambda_{Trace}$	$C.V.(5\%)$	$\lambda_{Max}$	$C.V.(5\%)$
$r = 0$	126.86**	95.75	49.11**	40.07
$r \leq 1$	77.74**	69.81	33.15	33.87
$r \leq 2$	44.59	47.85	17.54	27.58
$r \leq 3$	27.04	29.79	12.90	21.13
$r \leq 4$	14.13	15.49	10.43	14.26
$r \leq 5$	3.70	3.84	3.70	3.84

註: C.V. 代表在 5% 的顯著性水準下的臨界值。\*\*表示 5% 的顯著性水準。 $LQ$ 代表取對數的實質匯率； $NFA$ 代表淨國外資產； $LPD$ 代表取對數的生產力差距； $LGC$ 代表取對數的政府消費； $LTOT$ 代表取對數的貿易條件； $LOPEN$ 代表取對數的貿易開放程度。

在模型 1 中我們檢測基本模型的變數之間實質匯率是否具有長期均衡，Johansen (1988) 共整合檢定結果顯示在表 4.4，表 4.4 中我們發現五個變數最多會有 5 個共整

合方程式, 因此我們分別檢測  $r=0$ ,  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ ,  $r \leq 4$ ,  $r \leq 5$  的虛無假設, 在計算出方程式五個特性根後, 利用公式可以計算出  $\lambda_{Trace}$  與  $\lambda_{Max}$  的統計量分別為 126.86, 77.74, 44.59, 27.04, 14.13, 3.70 與 49.11, 3.15, 17.54, 12.90, 10.43, 3.70, 其在 5% 的顯著水準之下, 臨界值分別為 95.75, 69.81, 47.85, 29.79, 15.49, 3.84 與 40.07, 33.87, 27.58, 21.13, 14.26, 3.84, 因此由表 4.4 基本模型共整合檢定可得知, 在 5% 的顯著水準下, 跡檢定與最大特性根檢定兩者都顯示出變數之間至少存在有 1 組共整合向量, 表示實證模型的變數之間, 存在一條長期均衡穩定的關係, 所以可以寫出一條符合理論預期的長期均衡共整合方程式如下:

$$\begin{aligned}
 LQ = & 5.79 - 0.08 NFA + 1.05 LPD + 0.17 LTOT & (4.1) \\
 & (-3.80) & (5.35) & (1.05) \\
 & + 1.02 LGC + 1.33 LOPEN \\
 & (3.68) & (6.87)
 \end{aligned}$$

在方程式 (4.1) 中, 估計係數下方小括弧內的數字為 t 統計量。從方程式 (4.1) 可得知淨國外資產 ( $NFA$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以淨國外資產 ( $NFA$ ) 增加 1% 時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降 0.08%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 增加 1% 時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升 1.05%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 增加 1% 時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升 0.17%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 增加 1% 時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升 1.02%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 增加 1% 時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升 1.33%, 使得本國貨幣會貶值。

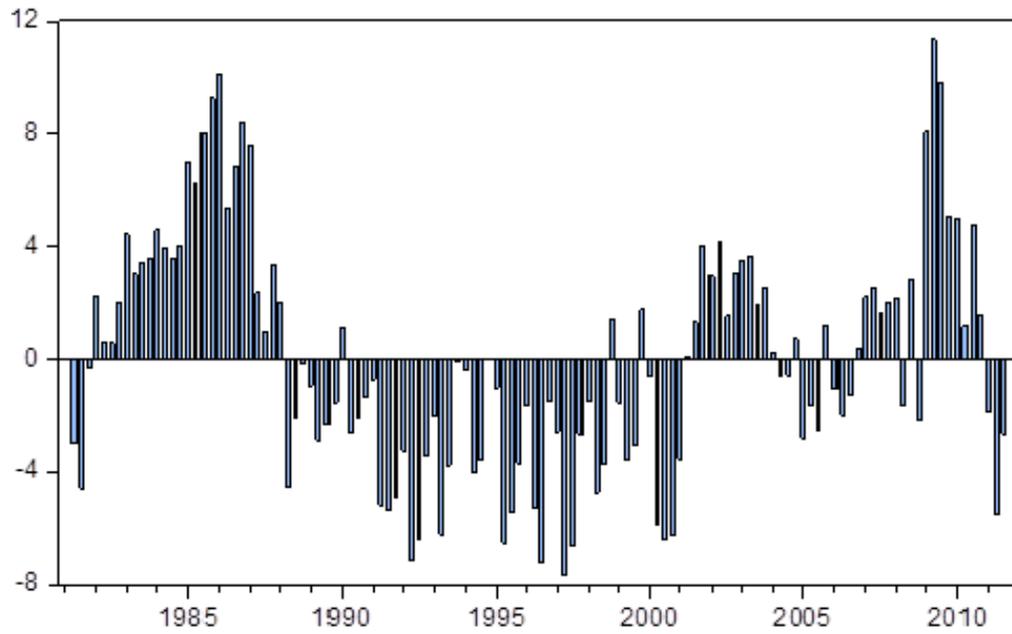


圖 4.1: 基本模型匯率失衡圖

圖 4.1 是利用基本模型所估計出的匯率失衡圖，由圖 4.1 可以看出台灣在 1987 年之前是處於匯率高估的情況，在 1987 到 2002 年之間是處於匯率低估的情況，而 2002 到 2010 年則大都處於高估的情況。

## 模型2

表 4.5: 基本模型加上資本移入與移出共整合結果

$H_0$	跡檢定		最大特性根檢定	
	$\lambda_{Trace}$	$C.V.(5\%)$	$\lambda_{Max}$	$C.V.(5\%)$
$r = 0$	318.76**	159.52	133.53**	52.36
$r \leq 1$	185.22**	125.61	63.11**	46.23
$r \leq 2$	122.11**	95.75	41.02**	40.07
$r \leq 3$	81.08**	69.81	33.08	33.87
$r \leq 4$	47.99**	47.85	21.27	27.58
$r \leq 5$	26.72	29.79	13.93	21.13
$r \leq 6$	12.78	15.49	9.88	14.26
$r \leq 7$	2.89	3.84	2.89	3.84

註: C.V. 代表在 5% 的顯著性水準下的臨界值。 \*\*表示 5% 的顯著性水準。  $LQ$  代表取對數的實質匯率;  $NFA$  代表淨國外資產;  $LPD$  代表取對數的生產力差距;  $LGC$  代表取對數的政府消費;  $LTOT$  代表取對數的貿易條件;  $LOPEN$  代表取對數的貿易開放程度;  $FAI$  代表毛資本流入;  $FAO$  代表毛資本流出。

在模型 2 中我們檢測基本模型加上資本移入與移出之間是否具有長期均衡關係, Johansen (1988) 共整合檢定結果顯示在表 4.5, 由表 4.5 中我們發現七個變數最多會有 7 個共整合方程式, 因此我們分別檢測  $r=0$ ,  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ ,  $r \leq 4$ ,  $r \leq 5$ ,  $r \leq 6$ ,  $r \leq 7$  的虛無假設, 在計算出方程式七個特性根後, 利用公式可以計算出  $\lambda_{Trace}$  與  $\lambda_{Max}$  的統計量分別為 318.76, 185.22, 122.11, 81.08, 47.99, 26.72, 12.78, 2.89 與 133.53, 63.11, 41.02, 33.08, 21.27, 13.93, 9.88, 2.89, 其在 5% 的顯著水準之下, 臨界值分別為 159.52, 125.61, 95.75, 69.81, 47.85, 29.79, 15.49, 3.84 與 52.36, 46.23, 40.07, 33.87, 27.58, 21.13, 14.26, 3.84, 因此由表 4.5 基本模型加上資本移入與移出的共整合得知, 在 5% 的顯著水準下, 跡檢定與最大特性根檢定兩者都顯示出變數之間至少存在有 3 組共整合向量, 然而為了計算匯率失衡值, 我們只計算一條共整合方程式如下:

$$\begin{aligned}
 LQ = & -5.61 - 0.02 NFA + 0.59 LPD + 0.51 LTOT & (4.2) \\
 & (-2.16) & (5.15) & (6.70) \\
 & + 1.02 LGC + 1.57 LOPEN + 1.42 FAO + 3.86 FAI \\
 & (7.19) & (12.7) & (6.26) & (1.25)
 \end{aligned}$$

在方程式 (4.2) 中, 估計係數下方小括弧內的數字為  $t$  統計量。從方程式 (4.2) 可得知淨國外資產 ( $NFA$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以淨國外資產 ( $NFA$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降0.02%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升0.59%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升0.51%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升1.02%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升1.57%, 使得本國貨幣會貶值; 毛資本流出 ( $FAO$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以毛資本流出 ( $FAO$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升1.42%, 使得本國貨幣會貶值; 毛資本流入 ( $FAI$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以毛資本流入 ( $FAI$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升3.86%, 使得本國貨幣會貶值。

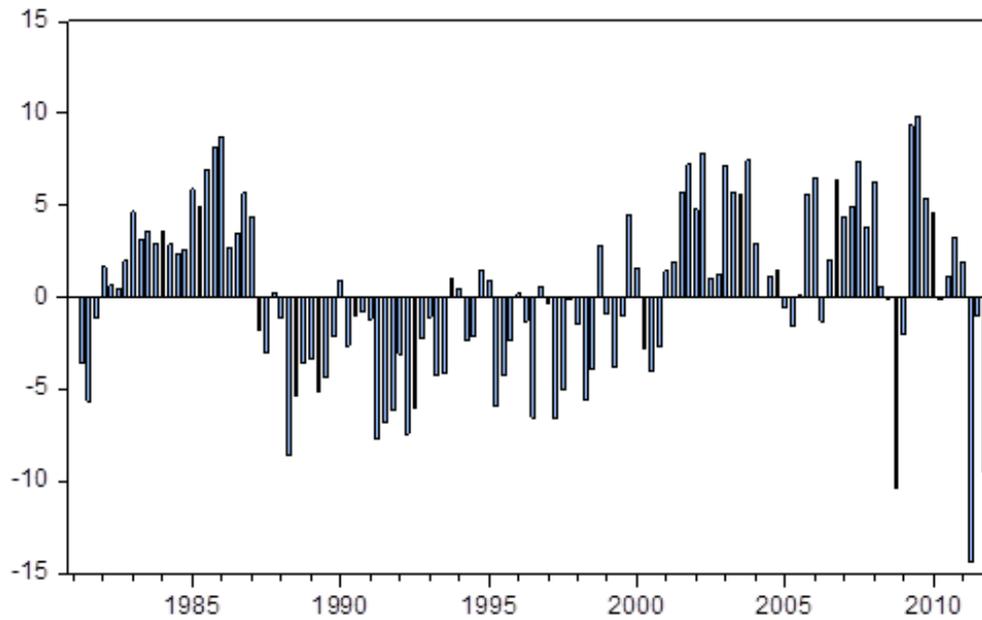


圖 4.2: 含資本移入與移出因素之匯率失衡圖

圖 4.2 是利用基本模型加上  $FAO$  與  $FAI$  所估計出的匯率失衡圖，由圖 4.2 可以看出台灣在 1986 年之前是處於匯率高估的情況，在 1986 到 2002 年之間是處於匯率低估的情況，而 2002 到 2010 年之間，除了 2008 到 2009 年金融大海嘯期間之外，其餘時間則大都處於高估的情況。

## 模型3

表 4.6: 基本模型加上  $FDI, PI, OI$  共整合結果

$H_0$	跡檢定		最大特性根檢定	
	$\lambda_{Trace}$	$C.V.(5\%)$	$\lambda_{Max}$	$C.V.(5\%)$
$r = 0$	284.54**	197.37	85.69**	58.43
$r \leq 1$	198.84**	159.52	71.01**	52.36
$r \leq 2$	127.83**	125.61	43.23	46.23
$r \leq 3$	84.59	95.75	26.16	40.07
$r \leq 4$	58.43	69.81	19.71	33.87
$r \leq 5$	38.71	47.85	14.70	27.58
$r \leq 6$	24.00	29.79	10.86	21.13
$r \leq 7$	13.14	15.49	7.47	14.26
$r \leq 8$	5.66	3.84	5.66	3.84

註: C.V. 代表在 5% 的顯著性水準下的臨界值。 \*\*表示 5% 的顯著性水準。  $LQ$  代表取對數的實質匯率;  $NFA$  代表淨國外資產;  $LPD$  代表取對數的生產力差距;  $LGC$  代表取對數的政府消費;  $LTOT$  代表取對數的貿易條件;  $LOPEN$  代表取對數的貿易開放程度;  $FDI$  代表直接投資淨額;  $PI$  代表證券投資淨額;  $OI$  代表其它投資淨額。

在模型 3 中我們檢測基本模型加上  $FDI, PI, OI$  等變數之間是否具有長期均衡關係, Johansen(1988) 共整合檢定結果顯示在表 4.6, 由表 4.6 中我們發現八個變數最多會有 8 個共整合方程式, 因此我們分別檢測  $r=0, r \leq 1, r \leq 2, r \leq 3, r \leq 4, r \leq 5, r \leq 6, r \leq 7, r \leq 8$  的虛無假設, 在計算出方程式的八個特性根後, 利用公式可以計算出  $\lambda_{Trace}$  與  $\lambda_{Max}$  的統計量分別為 284.54, 198.84, 127.83, 84.59, 58.43, 38.71, 24.00, 13.14, 5.66 與 85.69, 71.01, 43.23, 26.16, 19.71, 14.70, 10.86, 7.47, 5.66, 其在 5% 的顯著水準之下的臨界值分別為 197.37, 159.52, 125.61, 95.75, 69.81, 47.85, 29.79, 15.49, 3.84 與 58.43, 52.36, 46.23, 40.07, 33.87, 27.58, 21.13, 14.26, 3.84, 因此由表 4.6 基本模型加上  $FDI, PI, OI$  共整合檢定可得知, 在 5% 的顯著水準下, 跡檢定與最大特性根檢定兩者都顯示出變數之間至少存在有 2 組共整合向量, 然而為了計算匯率失衡值, 我們只計算一條共整合方程式, 其方程式如下:

$$\begin{aligned}
LQ = & -4.86 - 0.08 NFA + 0.89 LPD - 0.70 LTOT & (4.3) \\
& (-2.16) & (5.15) & (6.70) \\
& + 0.64 LGC + 0.09 LOPEN + 0.00 FDI - 1.11 PI - 4.13 OI \\
& (7.19) & (0.35) & (-7.23) & (-1.13) & (-5.56)
\end{aligned}$$

在方程式 (4.3) 中, 估計係數下方小括弧內的數字為  $t$  統計量。從方程式 (4.3) 可得知淨國外資產 ( $NFA$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 當淨國外資產 ( $NFA$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降0.08%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 因此取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升0.89%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 在取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降0.70%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 當取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升0.64%貿易開放, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升0.09%, 使得本國貨幣會貶值; 直接投資淨額 ( $FDI$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現無相關, 所以直接投資淨額 ( $FDI$ ) 對取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 沒有影響; 證券投資淨額 ( $PI$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以證券投資淨額 ( $PI$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 下降1.11%, 使得本國貨幣會升值; 其它投資淨額 ( $OI$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以其它投資淨額 ( $OI$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降4.13%, 使得本國貨幣會升值。

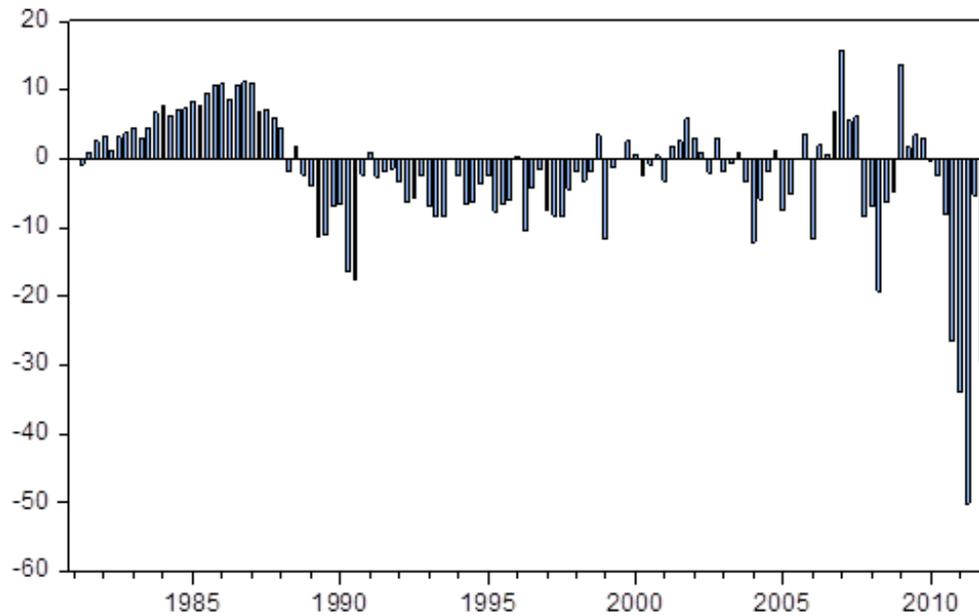
圖 4.3: 含  $FDI, PI, OI$  因素之匯率失衡圖

圖 4.3 是基本模型加上  $FDI, PI, OI$  所估計出的匯率失衡圖, 由圖 4.3 可以看出台灣在 1987 年之前是處於匯率高估的情況, 在 1987 到 2006 年之間是處於匯率低估的情況, 而 2006 到 2008 年則大都處於高估的情況, 2008 到 2009 年金融大海嘯時是處於低估的情況, 2009 到 2010 年大都處於高估的情況, 2010 年後處於匯率低估的情況。

## 模型4

表 4.7: 基本模型加上 *EQUIT,DEBT*共整合結果

$H_0$	跡檢定		最大特性根檢定	
	$\lambda_{Trace}$	$C.V.(5\%)$	$\lambda_{Max}$	$C.V.(5\%)$
$r = 0$	380.81**	159.52	130.13**	52.36
$r \leq 1$	250.67**	125.61	68.58**	46.23
$r \leq 2$	182.09**	95.75	60.87**	40.07
$r \leq 3$	121.22**	69.81	51.71**	33.87
$r \leq 4$	69.50**	47.85	31.58**	27.58
$r \leq 5$	37.92**	29.79	24.33**	21.13
$r \leq 6$	13.58	15.49	12.45	14.26
$r \leq 7$	1.13	3.84	1.13	3.84

註: C.V. 代表在 5% 的顯著性水準下的臨界值。 \*\*表示 5% 的顯著性水準。*LQ*代表取對數的實質匯率; *NFA*代表淨國外資產; *LPD*代表取對數的生產力差距; *LGC*代表取對數的政府消費; *LTOT*代表取對數的貿易條件; *LOPEN*代表取對數的貿易開放程度; *EQUIT*代表股權型式之資本流入; *DEBT*代表債權型式之資本流入。

在模型 4 中我們檢測基本模型加上 *EQUIT*與*DEBT*變數之間是否具有長期均衡關係, Johansen(1988) 共整合檢定結果顯示在表 4.7, 由表 4.7 中我們發現七個變數最多會有 8 個共整合方程式, 因此我們分別檢測  $r=0$ ,  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ ,  $r \leq 4$ ,  $r \leq 5$ ,  $r \leq 6$ ,  $r \leq 7$  的虛無假設, 在計算出方程式七個特性根後, 利用公式可以計算出  $\lambda_{Trace}$  與  $\lambda_{Max}$  的統計量分別為 380.81, 182.09, 121.22, 69.50, 37.92, 13.58, 1.13 與 130.13, 68.58, 60.87, 51.71, 31.58, 24.33, 12.45, 1.13, 在 5% 的顯著水準之下的臨界值分別為 159.52, 125.61, 95.75, 69.81, 47.85, 29.79, 15.49, 3.84 與 52.36, 46.23, 40.07, 33.87, 27.58, 21.13, 14.26, 3.84, 因此由表 4.7 基本模型加上 *EQUIT,DEBT*共整合檢定可得知, 在 5% 的顯著水準下, 跡檢定與最大特性根檢定兩者都顯示出變數之間至少存在有 6 組共整合向量, 然而為了計算匯率失衡值, 我們只計算一條共整合方程式如下:

$$\begin{aligned}
 LQ = & -8.02 - 0.11 NFA + 3.16 LPD - 0.97 LTOT & (4.4) \\
 & (-2.81) & (10.86) & (-3.56) \\
 & + 1.98 LGC + 1.57 LOPEN - 3.00 DEBT - 2.87 EQUIT \\
 & (7.16) & (14.81) & (-3.18) & (-9.17)
 \end{aligned}$$

在方程式 (4.4) 中, 估計係數下方小括弧內的數字為  $t$  統計量。從方程式 (4.4) 可得知淨國外資產 ( $NFA$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以淨國外資產 ( $NFA$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降0.11%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升3.16%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升0.97%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升1.98%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 上升1.57%, 使得本國貨幣會貶值; 債權型式之資本流入 ( $DEBT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以債權型式之資本流入 ( $DEBT$ ) 增加1%時, 對取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 下降3.00%, 使得本國貨幣會升值; 股權型式之資本流入 ( $EQUIT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以股權型式之資本流入 ( $EQUIT$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降2.87%, 使得本國貨幣會升值。

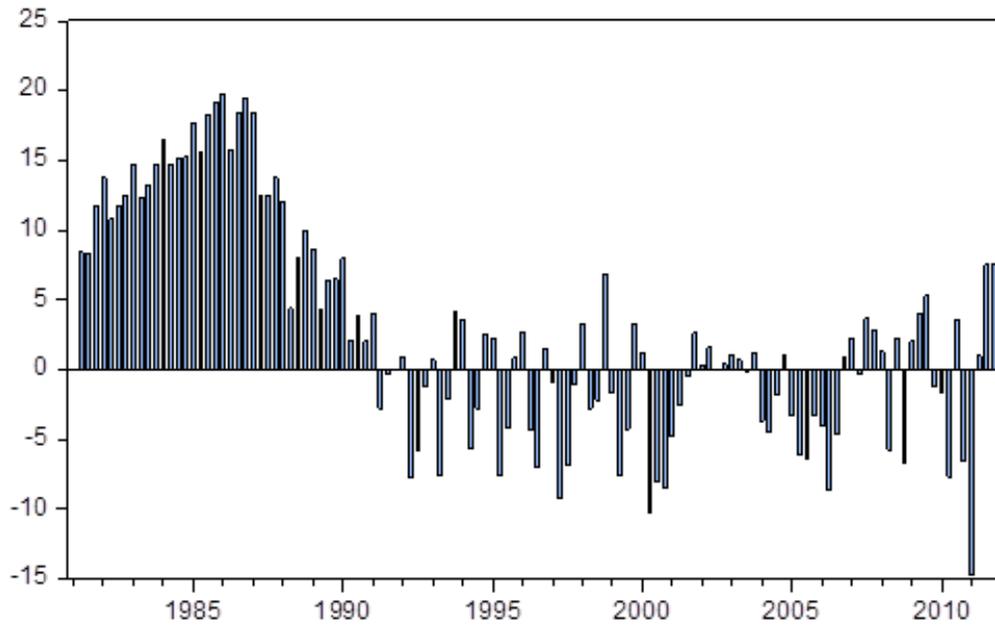
圖 4.4: 含 *EQUIT* 與 *DEBT* 之因素匯率失衡圖

圖 4.4 是基本模型加上 *EQUIT* 與 *DEBT* 等變數所估計出的匯率失衡圖，由圖 4.4 可以看出台灣在 1992 年之前是處於匯率高估的情況，台幣升值的情況較多，在 1992 年之後是處於匯率低估的情況，台幣貶值較多。

## 4.2.3 韓國的共整合結果

## 模型1

表 4.8: 基本模型共整合結果

$H_0$	跡檢定		最大特性根檢定	
	$\lambda_{Trace}$	$C.V.(5\%)$	$\lambda_{Max}$	$C.V.(5\%)$
$r = 0$	131.32**	95.75	51.02**	40.07
$r \leq 1$	80.30**	69.81	33.37	33.87
$r \leq 2$	46.92	47.85	22.40	27.58
$r \leq 3$	24.52	29.79	14.29	21.13
$r \leq 4$	10.22	15.49	7.79	14.26
$r \leq 5$	2.42	3.84	2.42	3.84

註: C.V. 代表在 5% 的顯著性水準下的臨界值。 \*\*表示 5% 的顯著性水準。  $LQ$  代表取對數的實質匯率;  $NFA$  代表淨國外資產;  $LPD$  代表取對數的生產力差距;  $LGC$  代表取對數的政府消費;  $LTOT$  代表取對數的貿易條件;  $LOPEN$  代表取對數的貿易開放程度。

在模型 1 中我們檢測基本模型變數之間是否具有長期均衡實質匯率關係, Johansen (1988) 共整合檢定結果顯示在表 4.8, 由表 4.8 我們可知五個變數最多會有 5 個共整合方程式, 因此我們分別檢測  $r=0$ ,  $r \leq 1$ ,  $r \leq 2$ ,  $r \leq 3$ ,  $r \leq 4$ ,  $r \leq 5$  的虛無假設, 在計算出方程式五個特性根後, 利用公式可以計算出  $\lambda_{Trace}$  與  $\lambda_{Max}$  的統計量分別為 131.32, 80.30, 46.92, 24.52, 10.22, 2.42 與 51.02, 33.37, 22.40, 14.29, 7.79, 2.42, 在 5% 的顯著水準的臨界值分別為 95.75, 69.81, 47.85, 29.79, 15.49, 3.84 與 40.07, 33.87, 27.58, 21.13, 14.26, 3.84, 因此由表 4.8 基本模型共整合檢定可得知, 在 5% 的顯著水準下, 跡檢定與最大特性根檢定兩者都顯示出變數之間至少存在有 1 組共整合向量, 為了計算匯率失衡值, 我們計算一條共整合方程式如下:

$$\begin{aligned}
 LQ = & 20.40 - 0.24 NFA + 0.94 LPD + 5.04 LTOT & (4.5) \\
 & \quad \quad \quad (-0.92) \quad \quad (1.38) \quad \quad (6.39) \\
 & + 6.11 LGC + 5.30 LOPEN \\
 & \quad \quad \quad (4.68) \quad \quad (6.09)
 \end{aligned}$$

在方程式 (4.5) 中, 估計係數下方小括弧內的數字為  $t$  統計量。從方程式 (4.5) 可得知淨國外資產 ( $NFA$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現負相關, 所以淨國外資產 ( $NFA$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會下降0.24%, 使得本國貨幣會升值; 取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的生產力差距 ( $LPD$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 的變動率明顯加大上升0.94%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的貿易條件 ( $LTOT$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升5.04%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 所以取對數的政府消費 ( $LGC$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升6.11%, 使得本國貨幣會貶值; 取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 和取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 呈現正相關, 當取對數的貿易開放程度 ( $LOPEN$ ) 增加1%時, 取對數的實質匯率 ( $LQ$ ) 會上升5.30%, 本國貨幣會貶值。

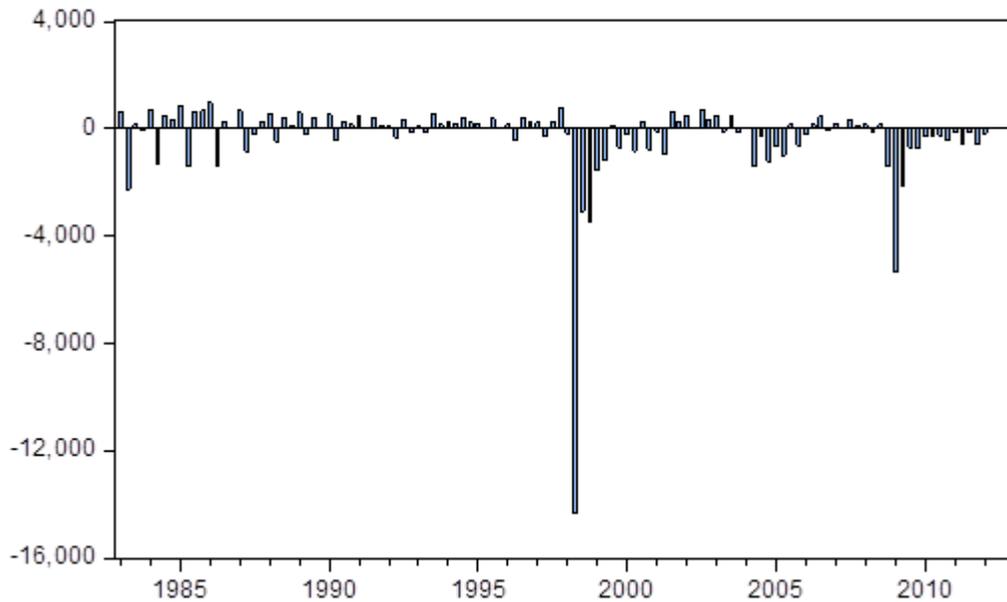


圖 4.5: 基本模型匯率失衡圖

圖 4.5 是基本模型所估計出的匯率失衡圖，由圖 4.5 來看韓國的例子，在 1997、1998 年亞洲金融風暴時受創嚴重，因此大幅貶值，而其它年代的效果並不明顯，整體而言在 2008 年之後韓圓漸漸貶值，與近幾年來韓國採貶值救經濟的政策有關。

## 第 5 章結論

本篇論文主要是延伸 Razin and Collins (1997) 的理論模型, 在均衡實質匯率法加入資本移動的因素, 以此來觀察資本移動對於均衡匯率的影響。選擇台灣與韓國, 探討 1982 至 2012 年間, 透過資本移動相關變數與總體經濟基要變數來觀察對均衡實質匯率的影響。首先將所有相關變數進行單根檢定後, 透過 Johansen 共整合檢定估計出均衡實質匯率方程式。為了比較不同類型的本移動, 我們分成四個不同模型, 如下: 模型 1 為基本模型; 模型 2 為基本模型含資本移入與移出的模型; 模型 3 為含直接投資、間接投入與其它投資的模型; 模型 4 為含股權與債權中的模型。實證結果整理如下: 淨國外資產在 4 個模型中均對匯率呈現反向關係; 生產力差距在 4 個模型中均對匯率呈現正向關係; 貿易條件在模型 1 模型 2 中對匯率呈現正向關係, 在模型 3 模型 4 中則對匯率則呈現反向關係; 政府消費在 4 個模型中均對匯率呈現正向關係; 貿易開放程度亦在 4 個模型中均對匯率呈現正向關係; 毛資本流入和毛資本流出在模型 2 中對匯率呈現正向關係; 在模型 3 中直接投資淨額與匯率呈現無相關, 證券投資淨額和其它投資淨額對匯率呈現反向關係; 在模型 4 中股權型式之資本流入和債權型式之資本流入對匯率呈現反向關係。

由此可知資本移動方式不同會對實質匯率產生的影響效果也會不同。

## 參考文獻

- Agenor, P-R and Montiel, P.(1999), “Chapter 14: The Deb Crisis of the 1990s,” in *Development Macroeconomics* , Princeton University Press, 2nd edition, 45-574.
- Al Shehabi, O and Ding, S.(2008), “Estimating Equilibrium Exchange Rates for Armenia and Georgia,” *IMF Working Paper*, WP/08/110.
- Bhagwati, F.(1998), “The Capital Myth: the Difference between Trade in Widgets and Dallars,” *Foreign Affairs*, 77, p1-7.
- Brooks, C. (2008), “Introductory Econometrics for Finance,” *Cambridge University Press*.
- Calvo, G.A. and Mendoza, E.G.(2000), “Capital-Markets Crises and Economic Collapse in Emerging Markets: An Informational-Frictions Approach,” *The American Economic Review*, 90(2), p59 - 64.
- Clark, P.B. and Macdonald, R.(1999), “Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs ,” *IMF working paper*, No. 98/67.
- Cooper, R.N.(2001), “Is the U.S. Current Account Deficit Sustainable ? Will it be Sustained ?,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, p217-226.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A.(1979). “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistics Associa-*

- tion*,74, p427-431.
- Engle, R.E. and Granger C.W.J.(1987),“Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, p251-276.
- Faruquee, H.(1995),“Long-Run Determinants of the Real Exchange Rate: A Stock-Flow Perspective,” *IMF Staff Papers*,42, p80-107.
- Forbes, K.J. and Warnock, F.E.(2012), “Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment,” *Journal of International Economics*, 88, p235-251.
- Goldstein, M.(1995), “Coping Too Much of a Good Thing: Policy Responses for Large Capital Inflows in Developing Countries,” *Policy Research Working Paper*, No. 1507, World Bank.
- Hobdari, N.(2008),“Tanzania’s Equilibrium Real Exchange Rate,” *International Monetary Fund*, No.08/138.
- IMF(2006), “Methodology for CGER Exchange Rate Assessments,” *IMF Research Department*.
- Iossifov, P. and Loukoianova ,E.(2007), “Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana,” *IMF Working Paper*, No.155.
- Johansen, S.(1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2, p231-54.
- Johansen, S.and Juselius, K.(1990).“Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand of Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,52,P169-210.
- MacDonald, R.(1995),“Long-Run Exchange Rate Modeling : A Survey of the Recent Evidence,” *IMF Working Paper*,P437-452.

- Mac Donald, R.(1997), “What Determines the Real Exchange Rates? The Long and Short of It,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, p117-53.
- Mac Donald, R.(2000), “Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview,” *Deutsche Bundesbank Economic Research Group*, Discussion Paper 3/00.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K.(2006), “The Unsustainable US Current Account Position Revisited,” *NBER Working Paper*, No. 10869.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, P461-472.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. and Smith, R.J.(1996), “Testing for the Existence of a Long-Run Relationship,” *DAE Working Paper*, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M. H. and Shin, Y.(1999), “Long-run Structural Modeling,” *Econometric Reviews*, 21, P49-87.
- Poole, W.(2001), “Does the United States Have a Current Account Deficit Disorder,” *Business and Community Leaders Luncheon*.
- Razin, O. and Collins, S.M.(1997), “Real Exchange Rate Misalignment and Growth,” *NBER Working Paper*, No. 6174.
- Ricci, L.A. and Milesi-Ferretti, G.M. and Lee, J.(2008), “Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective,” *IMF Working Paper*, No.08/13.
- Said, S.E. and Dickey, D.A.(1984), “Testong for Unit Root in ARMA(p,q) Model

- with Unknow p and q,” *Biometrika*, 71, P599-607.
- Tchaidze, R.(2007), “Estimating Iceland’s Real Equilibrium Exchange Rate,” *IMF Working Paper* No. 07/276.
- Yan, H.D.and Yang, C.L.(2012), “Does An Undervalued Currency Merit Economic Growth?: Evidence from Taiwan,” *Panoeconomicus*, 59(1)P37-57.
- 王宣惠 (2005),「我國匯率、資本移動與總體經濟指標關係之研究」, 朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
- 田慧琦 (2001),「資本帳管制對我國資本移動與股、匯市波動之影響」,中央銀行季刊, 第23 卷第2 期, 第61-80頁。
- 吳中書 (1999),「台灣匯率與資本移動關聯性之探討」,中央銀行季刊, 第21卷, 第2 期, 第48-68 頁。
- 余麗珠 (2003),「匯率決定因素之探討」, 國立中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 郭旻璋 (2012),「資本移動對台灣均衡實質匯率影響之研究」, 逢甲大學經濟學研究所碩士論文。
- 黃惠君 (2008),「資本管制對經濟成長的影響」, 國立成功大學經濟學系碩士論文。
- 陳佩玗、田慧琦 (2012),「影響中長期新台幣實質有效匯率因素的探討」,中央銀行季刊, 第三十四卷第二期, 第46-47頁。