

南華大學
休閒產業經濟學系
碩士論文

匯率失衡對韓國經濟成長的不對稱影響
—非線性模型分析

**The Asymmetric Effects of Exchange Rate
Misalignment on Korea's Economic
Growth by a Nonlinear Model**

指導教授：陳寶媛 博士

研究生：莊昭姑

中華民國壹零貳年陸月

摘要

亞洲四小龍的南韓，從1970年代起即以出口貿易導向為發展策略，因此出口擴張一直都是南韓經濟成長的主要動力，在2000年至2005年期間，韓國的出口平均每年增加12.1%，到了2010年其出口總金額高達4,664億美元，經濟成長率為6.2%。1997年的亞洲金融風暴及2008年的金融海嘯不但波及東亞各國的經濟安定與出口貿易的競爭力，也導致韓圓在金融海嘯期間(2008年8月~2009年3月)兌美元大幅貶值42%，但是在2010年9月韓圓兌美元的升值幅度高達10.6%。由於南韓是一個高度開放的經濟體，對外貿易是影響經濟成長的重要因素，但是進出口貿易又深受匯率波動的影響，故本文想以韓國為研究對象，探討自1976年第1季到2012年第1季這段期間，匯率失衡與經濟成長之間的關係。

本文根據MacDonald (1997, 2000), Di Bella, et al. (2007), Ricci, et al. (2008)等文之看法，選擇淨國外資產、生產力差異、政府消費、商品的貿易條件與貿易開放程度做為影響韓國長期均衡匯率的因素，並採用Clark and MacDonald (1999)的均衡匯率理論來估算韓國的實質匯率。

利用ADF、PP與KPSS三種單根檢定法得知各個變數皆是I(1)的序列，且由Johansen的共整合檢定得知各總體變數與實質匯率之間具有一組共整合向量，因此本文藉由實際匯率與長期均衡匯率之差額來衡量匯率失衡的水準值，進而利用Hiemstra-Jones非線性因果關係檢定來分析南韓的匯率失衡與經濟成長的關聯性。

由實證結果得知：韓國的實質匯率失衡與經濟成長之間存在有非線性的關係之外，實質匯率失衡的改變會影響實質經濟成長；但是實質經濟成長則對實質匯率失衡沒有影響。

關鍵字：貶值、經濟成長、均衡實質匯率、非線性、匯率失衡、貿易條件

Abstract

Korea is a deeply opened economy and her economic growth depends on international trade very much. Owing to the exchange rate volatility has strong impact on international trade, so we use the data submitted from 1976Q1 to 2012Q1 to investigate the relationship between misalignment of real exchange rate and economic growth.

According to the opinion suggested by MacDonald(1997, 2000), Di Bella, et al.(2007) and Ricci, et al.(2008), we choose 5 factors — net foreign assets, difference of productivity, government consumption, terms of trade of commodity, openness of trade as the determinants of Korea's long run equilibrium exchange rate. And we use the equilibrium exchange rate theory suggested by Clark and MacDonald(1999) to estimate Korea's real exchange rate.

First, we use ADF, PP and KPSS to test the stationarity of economic variables. The outputs show that all variables are I(1) series and there is a cointegration vector between real exchange rate and all macroeconomic variables verified by Johansen's cointegration test. Second, we use the difference between real exchange rate and long run equilibrium exchange rate as the proxy of misalignment of exchange rate. Third, we confirm the relationship between Korea's misalignment of real exchange rate and economic growth by nonlinear causality test suggested by Hiemstra and Jones.

The empirical research shows that there is a nonlinear relationship between the misalignment of real exchange rate and Korea's economic growth. The change of real exchange rate's misalignment will cause a nonlinear adjustment for Korea's economic growth. But the economic growth has no reaction to the change of real exchange rate's misalignment.

Keywords : depreciation, economic growth, equilibrium real exchange rate, nonlinear, misalignment, terms of trade

目 錄

	頁次
論文合格證明書.....	I
摘要.....	II
Abstract.....	III
目錄.....	IV
表目錄.....	V
圖目錄.....	V
1. 緒 論.....	1
1.1 研究動機與目的.....	1
1.2 研究架構.....	1
2. 文獻回顧.....	3
2.1 韓國匯率制度之演進.....	3
2.1.1 釘住美元時期之固定匯率制度.....	3
2.1.2 管理釘住一籃通貨的浮動匯率制度.....	3
2.1.3 市場機制的平均匯率制度.....	4
2.2 相關理論與實證研究回顧.....	4
3. 研究方法.....	6
3.1 單根檢定.....	6
3.1.1 ADF 檢定.....	6
3.1.2 PP 檢定.....	7
3.1.3 KPSS 檢定.....	7
3.2 共整合檢定.....	8
3.3 均衡實質匯率決定模型.....	9
3.3.1 均衡匯率理論.....	9
3.3.2 總體經濟變數之選定與定義.....	10
3.4 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定.....	11
4. 實證結果與分析.....	14
4.1 資料來源.....	14
4.2 資料處理與說明.....	14
4.3 敘述統計量.....	15
4.4 實證結果分析.....	15
4.4.1 單根檢定結果.....	19
4.4.2 共整合檢定結果.....	20
4.4.3 實質匯率失衡水準.....	20
4.4.4 非線性模型檢定.....	21
4.4.5 實質匯率失衡與經濟成長的 Hiemstra-Jones 非線性因果 關係檢定.....	22
5. 結論.....	23
參考文獻.....	24

表 目 錄

	頁次
表 4-1-1 變數檢索代碼、單位與資料來源一覽表.....	14
表 4-3-1 各變數的敘述統計量.....	15
表 4-4-1 各變數的單根檢定結果.....	19
表 4-4-2 共整合檢定結果.....	20
表 4-4-3 BDS 檢定.....	21
表 4-4-4 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定結果.....	22

圖 目 錄

	頁次
圖 4-4-1 韓國實質匯率的歷史趨勢圖.....	16
圖 4-4-2 韓國貿易條件的歷史趨勢圖.....	16
圖 4-4-3 韓國貿易開放程度的歷史趨勢圖.....	17
圖 4-4-4 韓國政府消費支出的歷史趨勢圖.....	17
圖 4-4-5 韓國生產力差異的歷史趨勢圖.....	18
圖 4-4-6 韓國淨國外資產的歷史趨勢圖.....	18
圖 4-4-7 韓國實質匯率失衡值之趨勢圖.....	21

1. 緒論

身為亞洲經濟四小龍的南韓，是以出口為主要經濟發展策略的小型經濟體，因此對外貿易是影響南韓經濟成長的重要因素。由於金融自由化與國際化的快速發展，使該國在經濟層面有不錯的表現。

在經濟方面，2005 年南韓的每人平均國內生產毛額(per capita GDP)高達 16,291 美元。在 2005 年亞洲經濟成長動能加速，提高該年的經濟成長步調，而亞洲第四大經濟體南韓，更是領先各國的佼佼者。從 2008 年的金融海嘯之後到 2010 年，南韓平均每年經濟成長還有 2.22%，經濟學家表示，南韓在投資、消費及出口成長的組合非常理想，使其表現較鄰國突出。尤其是南韓在文化內容產業、ICT 產業以及文化觀光產業發展蓬勃快速。

1.1 研究動機與目的

亞洲四小龍的南韓，從 1970 年代起即以出口貿易導向為發展策略，因此出口擴張一直都是南韓經濟成長的主要動力，在 2000 年至 2005 年¹期間，韓國的出口平均每年增加 12.1%，到了 2010 年其出口總金額高達 4,664 億美元，經濟成長率為 6.2%。1997 年的亞洲金融風暴及 2008 年的金融海嘯不但波及東亞各國的經濟安定與出口貿易的競爭力，也導致韓圓在金融海嘯期間(2008 年 8 月~2009 年 3 月)兌美元大幅貶值 42%，但是在 2010 年 9 月韓圓兌美元的升值幅度高達 10.6%。由於南韓是一個高度開放的經濟體，對外貿易是影響經濟成長的重要因素，但是進出口貿易又深受匯率波動的影響，故本文想以韓國為研究對象，探討匯率失衡與經濟成長之間的關聯性。

本文根據 MacDonal (1997, 2000), Di Bella, et al. (2007), Ricci, et al. (2008) 等文之看法，選取 1976 年第 1 季到 2012 年第 1 季這段期間的淨國外資產、生產力差異、政府消費、商品的貿易條件與貿易開放程度做為影響韓國長期均衡匯率的因素，並採用 Clark and MacDonal (1999) 的均衡匯率理論來估算韓國的實質匯率。

利用 ADF、PP 與 KPSS 三種單根檢定法得知各個變數皆是 I(1) 的序列，且由 Johansen 的共整合檢定得知各總體變數與實質匯率之間具有一組共整合向量，因此本文藉由實際匯率與長期均衡匯率之差額來衡量匯率失衡的水準值，進而利用 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定來分析南韓的匯率失衡與經濟成長的關聯性。

1.2 研究架構

本文共分為五個部分，第一章為緒論，說明研究動機與目的以及研究架構。第二章闡述相關的理論與實證文獻。第三章說明本文探討匯率失衡對經濟成長的不對稱影響所使用的計量方法與實證模型。第四章為實證結果與分析，詳細敘述變數的定義與

¹ 2005 年新台幣兌美元匯率為 32.17，韓圓兌美元匯率為 1024。2012 年新台幣兌美元匯率為 29.575，韓圓兌美元匯率為 1133.4。

資料的來源，並對實證結果進行分析。第五章為結論，總結本文研究發現與未來研究方向。

2. 文獻回顧

2.1 韓國匯率制度之演進²

南韓匯率制度之沿革與轉變，同樣需考慮到外部環境之經濟衝擊、內部環境的經濟穩定以及金融自由化的趨勢。早期南韓政府多次干預外匯市場使韓圜貶值，目的不外是維持出口貿易競爭力，改善貿易收支逆差。1955年至1972年在布列敦森林體系下，國際貨幣制度是維持單一可調整的固定匯率制度，南韓如同多數國家採取相同制度。1970年代初期，韓圜有五次的官方匯率貶值，以維持韓圜的購買力平價（purchasing power parity），主要是因為第一次石油危機，石油價格上漲4倍，造成停滯性通貨膨脹（stagflation），韓國國內物價水準上漲的壓力，迫使韓圜不得不貶值。1971年美元兌換韓圜（Korea won）的匯率從1比326升至1比370；1972年韓圜再次貶值為1比400；1974年再將韓圜貶值到1比484.35；1997年暴發亞洲金融風暴，韓圜對美元的匯率跌幅達36%；而在金融海嘯期間（2008年8月~2009年3月）韓圜對美元則大幅貶值42%。

2.1.1 釘住美元時期之固定匯率制度

1973年至1979年期間，南韓匯率制度轉為釘住美元之固定匯率，主要是為了因應1973年布列敦森林體系瓦解後，國際上主要先進國家的匯率制度均轉為浮動匯率制之故，但是南韓的匯率制度，仍持續釘住其最大的貿易伙伴—美國的匯率水準。上述兩時期的匯率政策目標主要是對內維持物價穩定，反通貨膨脹；對外則以貨幣貶值，刺激出口與振興經濟。1979年發生第二次石油危機，造成南韓國內雙位數的物價膨脹，且國際收支更加惡化，為控制物價的急速膨脹與改善國際收支赤字，韓圜於1980年再次貶值，美元兌換韓圜之匯率由1比480升至1比580，同時韓國並將匯率制度改為管理的浮動匯率制度，此時匯率是釘住一籃通貨，不再單一釘住美元。

2.1.2 管理釘住一籃通貨的浮動匯率制度

1980年代中期以後，韓國境內的物價已獲得控制，國際上的石油價格亦下跌。此時南韓最大的貿易伙伴美國，因長期處於貿易赤字，於1985年促使美元大幅貶值，以改善貿易赤字。美國為改善對韓國的貿易逆差，於1987年使韓圜大幅升值。韓國在亞洲金融風暴中受傷慘重，當年韓圜對美元匯率曾經由900貶值到1800，隨著經濟實力恢復、回歸常軌，韓圜兌換美元的匯率走勢相對穩定，配合景氣與國際局勢而波動，十多年來升貶互見。

在全球金融海嘯期間，韓圜曾經從大約900韓圜兌換一美元大幅貶值到1577（2009/3/2），直到2009年3月初各國紛紛介入干預匯市，金融情勢才由谷底逆轉翻升，韓圜才止跌回升。在2009年到2010年12月期間，韓圜對美元的走勢呈現升值走勢。

² 本小節之內容摘自陳美姛、黃雅婷、郭祐禎、張櫻齡與楊怡芬(2007)，PP.42-43。

2.1.3 市場機制的平均匯率制度³

在1990年以後，由於韓圓之匯率變動有加大之現象，因此南韓改採平均匯率制度（market average rate system），以確保匯率的穩定性，減緩匯率過度波動對經濟產生不利之影響。1995年，韓國境內物價水準上漲，促使韓元升值，但是因為南韓為了加入經濟合作暨發展組織（Organization for Economic Cooperation and Development, OECD），必需符合國民所得不能低於美金10,000元之要求，故當時南韓政府採取不干預韓圓匯率措施，結果造成出口貿易下降，外匯存底減少。

總結南韓匯率制度的變化，除因應國內外環境變化外，亦重視出口貿易的價格競爭力。1970年代早期，南韓政府透過韓圓貶值來維持出口貿易競爭力；兩次石油危機均為韓國帶來停滯性的通貨膨脹，當時韓國的政策目標是以貨幣貶值來調節其國內的通貨膨脹。1980年後，從釘住美元的固定匯率制度，改為釘住一籃通貨的浮動匯率制度，以平衡經常帳為目標。1980中期後因應美國改善貿易赤字的壓力，促使韓圓大幅升值。直至1990年後採用市場機制的平均匯率制度，以維持穩定的實質匯率水準為目標。

2.2 相關理論與實證研究回顧

林明旻（2003）藉由Agenor(1991)的理論模型與Johansen的共整合檢定來研究台灣與南韓的實質匯率變動對產出的影響。該文發現在工業化國家貶值對產出有擴張的效果；而在發展中國家，是緊縮的效果。而其對台灣在1970年第一季至2002年第四季進行實證分析，實證顯示台灣在這段期間內，新台幣的實質貶值對產出是具有擴張的效果。

王泓仁（2005）利用一個包含八個經濟與金融變數的結構式向量自我迴歸模型，來探討新台幣匯率對我國經濟成長的影響，其採用台灣從1989年5月至2003年12月，共計176筆的月資料。其實證結果發現，新台幣貶值對於產出的影響，大約在12個月以後會出現正向的衝擊反應，但是此一效果在統計上並不顯著；貿易餘額在匯率貶值的初期有明顯增加，代表新台幣貶值有利於出口。另外估計結果顯示，匯率波動的增加，將不利於本國商品的出口。

方文碩、張倉耀、賴奕豪（2007）採用八個亞洲國家分別對美國出口的月資料，探討匯率貶值及匯率風險對出口影響的淨效果，取樣期間為1979年2月至2003年4月。實證結果發現：實質匯率貶值的出口效果顯著為正，與傳統觀點一致，但對出口成長貢獻則不若預期顯著；除了韓國，其他七個樣本國家出現或正、或負且顯著的匯率風險估計係數，其中日本、新加坡、台灣、泰國四個國家的風險效果顯著為負；馬來西亞與菲律賓匯率風險與匯率變動淨效果皆顯著為正；日本、新加坡、台灣與泰國四個國家，匯率風險導致負的出口淨效果。

³ 市場機制的平均匯率制度，即韓元兌美元匯率採前一日銀行間兌美元交易之加權平均匯率，惟實際上韓元匯價仍以釘住美元為主，匯率浮動區間小。

徐千婷 (2006) 討論匯率對產出及通貨膨脹的影響。其實證結果發現，新台幣升值之後，產出將於第2季開始減少，而新台幣升值將透過匯率的轉嫁效果，使得進口品之新台幣價格下跌，從而可抑制輸入型的通貨膨脹。

3. 研究方法

3.1 單根檢定

早期的經濟學家在運用時間序列計量模型進行統計推論時，經常假設所有的變數為定態序列 (stationary series)，所以就直接利用最小平方法 (least-squares method) 對變數進行迴歸分析。然而，Granger and Newbold (1974)、Nelson and Plosser (1982) 等文皆指出：經濟及統計上有許多重要的變數都存在著非恆定 (non-stationary) 的現象，所以若直接將非恆定的時間序列變數拿來進行迴歸分析，將產生假性迴歸 (spurious regression) 的現象⁴。Phillips (1987) 也曾指出：在最小平方迴歸分析中，若迴歸變數非恆定，則所估計的參數將不會隨樣本數增加而收斂 (converge)，且 t 統計量的分配將發散 (diverge)⁵。

所以，本文在進行時間序列資料的實證研究前，先以單根檢定來確認變數是否為穩定序列。茲將單根檢定法介紹如下：

3.1.1 ADF 檢定

Dickey and Fuller (1979) 所提出的單根檢定，僅適用於 AR(1)，而且假設殘差必須符合白噪音 (white noise) 的特性。但殘差通常存在自我相關的現象，為了解決這問題，Said and Dickey (1984) 乃在原 DF 檢定法中加入變數的遲滯項 (lagged term)，進而發展出 Augmented Dickey—Fuller (ADF) 檢定，其檢定模型如下：

$$\Delta Y_t = rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \zeta \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \zeta \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \delta T + \sum_{i=2}^p \zeta \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

$$H_0 : r = 0 \quad (3.1.4)$$

(3.1.1) 式表示不含漂浮項與時間趨勢項的隨機漫步，(3.1.3) 式表示含漂浮項但不含時間趨勢項的隨機漫步，(3.1.5) 式表示含漂浮項與時間趨勢項的隨機漫步。ADF 單根檢定的虛無假設為 (3.1.4) 式，若拒絕虛無假設，即拒絕單根存在，表示序列 Y_t 為一穩定數列；反之，若無法拒絕虛無假設，即無法拒絕單根的存在，表示序列 Y_t 為一非穩定數列，此時，將 Y_t 此變數的時間序列資料進行一階差分，再執行上述的單根

⁴ 假性迴歸 (spurious regression) 乃指迴歸的結果出現判定係數 R^2 很高， t 統計量也很顯著的現象，此易造成統計推論上的偏誤。

⁵ 參閱吳中書 (1992)。

檢定，重覆以上步驟，直到所探討的變數為穩定序列。

3.1.2 PP 檢定

由於 ADF 檢定是以殘差為對等獨立分配 (identically and independently distribution) 為基礎，但是有關匯率或股價等實證文獻經常指出：迴歸殘差具有明顯的序列相關與隨時間變動的異質現象。所以，Phillips (1987) 與 Phillips and Perron (1988) 提出以函數化的中央極限定理 (functional central limit theorem) 之非參數法來修正殘差項所產生的序列相關與異質性的問題。Phillips and Perron (1988) 檢定

$$Y_t = \mu^* + \lambda^* Y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (3.1.5)$$

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\alpha} \left(t - \frac{T}{2} \right) + \tilde{\lambda} Y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t \quad (3.1.6)$$

此二迴歸式中的 λ^* 與 $\tilde{\lambda}$ 是否顯著異於一。(3.1.7) 與 (3.1.8) 式的虛無假設為 Y_t 具有單根，也就是 $H_0: \lambda^* = 1$ 或 $H_0: \tilde{\lambda} = 1$ ，而對立假設則為 Y_t 是恆定的時間序列，也就是 $H_1: \lambda^* < 1$ 或 $H_1: \tilde{\lambda} < 1$ 。

3.1.3 KPSS 檢定

Kwiatkowski、Phillips、Schmidt and Shin (1992) 依據 Phillips and Perron (1988) 提出修正的 LM 檢定統計量，稱之為 KPSS 單根檢定法。其 KPSS 的檢定統計量為：

$$\phi = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{C_t^2}{\sigma_p^2}, \quad C_t = \sum_{i=1}^t d_i, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1.7)$$

$$\text{而 } C^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T d_t^2 + 2T^{-1} \sum_{t=1}^{\ell} Z(j, \ell) \sum_{t=j+1}^T d_t d_{t-j}, \quad Z(j, \ell) = 1 - \frac{j}{1 + \ell}$$

其中 d_t 為變數 Y 對一常數迴歸的殘差值， p 為落遲期數， T 為總樣本數。其虛無假設為此序列不具有單根現象，因此若檢定結果為顯著拒絕虛無假設，表示此序列存在單根現象；其臨界值參考 Kwiatkowski、Phillips、Schmidt and Shin (1992) 所提供的表。

以上單根檢定的結果，若原始序列不具有單根現象，代表此變數資料為 $I(0)$ 序列，反之則表示此變數資料為非定態，此時須將原始變數資料進行一階差分，然後再重新執行上述的單根檢定，若原始變數資料經過一階差分後為定態，則稱之為 $I(1)$ 序列。

3.2 共整合檢定

在 Granger and Newbold (1974) 提出非恆定(non-stationary)變數之間，可能出現假性迴歸的現象後，有關時間序列計量方法的研究開始重視非恆定時間序列的研究。但是 Engle and Granger (1987) 發現：在非恆定變數的迴歸關係中，若變數之間存在共整合(co-integration)關係，則此迴歸關係仍然具有經濟意義。共整合就是指所有非恆定時間序列變數在具有相同整合階次的前提下，其線性組合為定態序列，而共整合經常被詮釋為變數之間存在長期的均衡關係。

關於共整合的檢定，Engle and Granger (1987) 提出兩階段估計法 (two-step method)。Johansen (1988) 及 Johansen and Juselius (1990) 則利用最大概似估計法來修正 Engle and Granger (1987) 兩階段估計法之缺失。Johansen (1988) 提出兩種檢定共整合向量個數的檢定統計量：

1. 軌跡檢定(trace test)，又稱為概似比統計量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.2.1)$$

H_0 : 至多有 r 個共整合向量

H_1 : 多於 r 個共整合向量

2. 最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.2.2)$$

H_0 : 有 r 個共整合向量

H_1 : 有 $(r+1)$ 個共整合向量

其中， T 為總樣本數， $\hat{\lambda}_i$ 為係數矩陣中第 i 個特性根的估計值， r 為共整合向量的個數。

本文將同時採用軌跡檢定法(trace test)與最大特性根檢定法(maximum eigenvalue test)來判斷變數之間所存在共整合向量的個數。⁶

⁶ 軌跡統計量與最大特性根統計量之臨界值可參考 Johansen and Juselius (1990) 統計表。

3.3 均衡實質匯率決定模型

3.3.1 均衡匯率理論

本文在此採用 Clark and MacDonald (1999)的均衡匯率理論來估算韓國的實質匯率。實質匯率的定義式表示如下

$$Q = E_{WON/USD} \times \frac{P_{U.S.A}}{P_{Korea}} \quad (3.3.1)$$

其中， $E_{WON/USD}$ 代表韓圓與美元的兌換比率，即一美元可兌換到的韓圓數量； $P_{U.S.A}$ 代表美國的物價指數； P_{Korea} 代表韓國的物價指數； Q 代表實質匯率。上式亦可以用對數型式表示如下：

$$q_t = e_t - p_t + p_t^* \quad (3.3.2)$$

其中， q_t 為取對數後的實質匯率($= \ln Q$)； e_t 為取對數後的名目匯率[$= \ln(E_{WON/USD})$]； p_t 為取對數後的韓國物價指數[$= \ln(P_{Korea})$]； p_t^* 為取對數後的美國物價指數[$= \ln(P_{U.S.A})$]。實質匯率就是本國商品與外國商品兌換的比率，在此乃指一單位的美國商品可以兌換多少單位的韓國商品。

由於長期的實質匯率會受到市場上總體基本經濟變素的影響，故可把長期實質匯率與基本的總體經濟變素之關係以下列的方程式表示：

$$q_t = S_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.3.3)$$

其中， S_t 為總體經濟變素所形成的 $T \times k$ 矩陣； β 是 $k \times 1$ 的係數向量； T 為樣本個數； k 為總體經濟因素的個數； ε_t 是隨機誤差項。

實際的實質匯率常會偏離其自身的長期均衡值，故 Clark and MacDonald (1999) 乃將實際的實質匯率與長期的均衡匯率之間的差額定義為總失調(total misalignment, tm)，以數學式表示如下：

$$tm_t = q_t - \bar{S}_t \beta \quad (3.3.4)$$

其中， \bar{S}_t 是總體經濟變數的長期均衡值。

所以總失調可表示為：

$$tm_t = S_t \beta + \varepsilon_t - \bar{S}_t \beta = \beta(S_t - \bar{S}_t) + \varepsilon_t \quad (3.3.5)$$

式(3.4.5)中的 $\beta(S_t - \bar{S}_t)$ 是描述當期總體經濟變素偏離其長期均衡值的幅度，故實際的

實質匯率與長期的均衡匯率之間的差額可分解成兩個效果，一是當期總體經濟變素偏離其長期均衡值的幅度；二是隨機的干擾。

3.3.2 總體經濟變數之選定與定義

由於影響長期均衡匯率的總體經濟變數很多，因此本文根據 MacDonald (1997, 2000), Di Bella, et al. (2007), Ricci, et al. (2008)等文之看法，選擇淨國外資產、生產力差異、政府消費、商品的貿易條件與貿易開放程度做為影響韓國長期均衡匯率的因素，茲將各變數的定義描述如下：

1. 實質匯率(real exchange rate; $q_t = \ln Q$)：實質匯率是代表以共同貨幣單位來表示的外國物價與本國物價之比率與名目匯率的乘積，本文在此採用消費者物價指數(CPI)來計算實值匯率，並以對數型式表示，如(3.3.2)式。
2. 淨國外資產(net foreign assets; NFA_t)：淨國外資產乃是指本國持有的國外資產扣除外國持有的本國資產所剩下的差額。由於國際收支帳採複式簿記，故國際收支永遠平衡(balance)。在國際收支平衡下，經常帳餘額恰好等於負的資本帳餘額與金融帳餘額之和，此時若資本帳餘額與金融帳餘額之和為正，則代表淨國外資產為負，亦即本國有負債，相對的經常帳的餘額為負，為了調節此一失衡現象，該國央行可採用貨幣貶值政策來改善經常帳的逆差失衡。

由於國際收支為一流量的概念，但資產的衡量卻是屬於存量的概念，故本文在此以經常帳餘額之累計值佔國內生產毛額的比重來衡量淨國外資產。其計算式如下所示：

$$NFA_{t+n} = \frac{\sum_{i=0}^n CA_{t+i}}{GDP_{t+n}} \quad (3.3.6)$$

其中， $\sum_{i=0}^n CA_{t+i}$ 為經常帳餘額的累加； GDP_{t+n} 為 $(t+n)$ 期的國內生產毛額； NFA_{t+n} 為 $(t+n)$ 期的淨國外資產，因為其值可能為負，故不取對數。

3. 生產力差異(productivity differential; $ltnt_t$)：根據 Balassa-Samuelson 效果，當貿易財部門的生產力大於非貿易財部門的生產力時，會造成非貿易財價格高於貿易財價格，此時的實質匯率會下降，本國貨幣實質升值，所以生產力差異和實質匯率呈負向關係，有關生產力差異的定義如下所示：

$$ltnt_t = \ln CPI_t - \ln WPI_t \quad (3.3.7)$$

其中， $\ln CPI_t$ 為取對數後的消費者物價指數，以它代表貿易財價格； $\ln WPI_t$ 為取對數後的躉售物價指數，以它代表非貿易財價格。

4. 政府消費(government consumption ; lgc_t) : De Gregorio, et al., (1994), Ricci, et al., (2008)指出：政府消費增加會使實質匯率下降，本國貨幣實質升值，因為政府消費的增加會增加對非貿易財的需求，因此使非貿易財的相對價格上升。本文以政府消費支出佔國內生產毛額的比重來衡量，其對數型式表示如下：

$$lgc_t = \ln\left(\frac{GC_t}{GDP_t}\right) \quad (3.3.8)$$

其中， GC_t 代表政府消費支出； GDP_t 代表名目的國內生產毛額。

5. 商品的貿易條件(commodity terms of tradeltott ; $ltot_t$) : 由(3.4.2)式 $q_t = e_t - p_t + p_t^*$ 得知：在其他條件不變下，本國物價與外國物價之差額($p_t - p_t^*$)與實質匯率成反向變動。本文在此以出口品的物價指數代表本國物價，以進口品的物價指數代表外國物價，故本國物價與外國物價之差額($p_t - p_t^*$)即代表商品貿易條件，其公式如下所示：

$$ltot_t = \ln EXP_t - \ln IMP_t \quad (3.3.9)$$

其中， $\ln EXP_t$ 代表取對數後的本國出口品物價指數； $\ln IMP_t$ 代表取對數後的進口品物價指數； $ltot_t$ 代表商品貿易條件，它與實質匯率具有反向的關係。

6. 貿易開放程度(trade openness ; $lopen_t$) : 本文以進出口的貿易總值占國內生產毛額的比重來代表貿易的開放程度，茲以下列方程式表示：

$$lopen_t = \ln(EX_t + IM_t) - \ln GDP_t \quad (3.3.10)$$

其中， EX_t 代表本國的出口值； IM_t 代表本國的進口值； $lopen_t$ 代表貿易開放程度，貿易開放程度愈高代表貿易障礙愈少，經常帳餘額提高，使得本國面臨匯率下降、貨幣升值的壓力。

綜合以上之討論，我們可將各總體變數與實質匯率的關係表示如下：

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 NFA_t + \alpha_2 ltnt_t + \alpha_3 lgc_t + \alpha_4 ltot_t + \alpha_5 lopen_t \quad (3.3.11)$$

3.4 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定

在檢定總體經濟變數之間是否存在有非線性的因果關係時，其步驟有二：首先，利用，Brock et al.(1987)所提出的 BDS 殘差檢定，對向量自我迴歸模型(VAR model)中的殘差進行 i.i.d. 測試，若是殘差非 i.i.d.，則進行非線性的因果關係檢定。

Hiemstra and Jones (1994)所提出的非線性因果關係檢定法，其做法是令 $F(X_t | I_{t-1})$ 代表在 I_{t-1} 的訊息集合之下 X_t 的條件機率分配，在這個訊息集合之下，包含著落遲 L_x 期的 X 向量和落遲 L_y 期的 Y 向量。假設將落遲 L_y 期的 Y 從 I_{t-1} 的訊息集合中移除，並不會影響到 X 的條件機率分配，則我們稱 Y 不會影響 X 。上述說明如同在檢定以下的虛無假設：

$$H_0 : F(X_t | I_{t-1}) = F(X_t | I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y}) \quad (3.4.1)$$

其中， $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 代表由 $t-L_y$ 期開始向前領先 L_y 期的 Y 向量集合，Hiemstra and Jones (1994)將上述的虛無假設換成另外一種寫法，如下所示：

$$\begin{aligned} & P(\|X_t^m - X_s^m\| < \varepsilon \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \varepsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \varepsilon) \\ & = P(\|X_t^m - X_s^m\| < \varepsilon \mid \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \varepsilon) \end{aligned} \quad (3.4.2)$$

在此， $P(A|B)$ 代表在 B 已知的條件之下， A 的機率值。 $\|\cdot\|$ 代表 supremum norm，對於一個 d 維度(d -dimensional)的 X 向量 $\chi = (\chi_1, \dots, \chi_d)^T$ ，其 $\|\chi\| = \sup_{i=1}^d |\chi_i|$ 。方程式 (3.4.2)代表的是多加入了任意二個落遲 L_y 的 Y 向量其差的 supremum norm 是在 ε 之內的條件，對於任意二個領先 m 期的 X_t 向量，其差的 supremum norm 也是在 ε 的距離內的條件機率並不會有所改變。為了簡化符號，我們假設

$$\begin{aligned} & C_1(m + L_x, L_y, \varepsilon) \\ & = P(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < \varepsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \varepsilon) \\ & C_2(L_x, L_y, \varepsilon) \\ & = P(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \varepsilon, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < \varepsilon) \end{aligned} \quad (3.4.3)$$

$$\begin{aligned} & C_3(m + L_x, \varepsilon) \\ & = P(\|X_{t-L_x}^{m+L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < \varepsilon) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & C_4(L_x, \varepsilon) \\ & = P(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < \varepsilon) \end{aligned}$$

方程式 (3.4.3) 可以被表示成

$$\frac{C_1(m + L_x, L_y, \varepsilon)}{C_2(L_x, L_y, \varepsilon)} = \frac{C_3(m + L_x, \varepsilon)}{C_4(L_x, \varepsilon)} \quad (3.4.4)$$

Hiemstra and Jones 證明出

$$U_{statistics} = \sqrt{n} \left[\frac{C_1(m + L_x, L_y, \varepsilon)}{C_2(L_x, L_y, \varepsilon)} - \frac{C_3(m + L_x, \varepsilon)}{C_4(L_x, \varepsilon)} \right] \sim N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, \varepsilon)) \quad (3.4.5)$$

$U_{statistics}$ 統計量的漸近分配會趨近於平均數為 0，變異數為 $\sigma^2(m, L_x, L_y, \varepsilon)$ 的常態分配。因此，如果檢定統計量值很大，則拒絕 Y 不會影響到 X 的虛無假設，反之亦然。

4. 實證結果與分析

本文以韓國為研究對象，樣本期間自西元 1976 年第 1 季到 2012 年第 1 季，其資料型態為季資料，總共 124 筆。本文實證共分為兩部分，第一部分焦點是放在匯率失衡的估計；第二部分是放在匯率失衡對經濟成長的不對稱影響。

4.1 資料來源

本文的實證資料取自國際貨幣基金(International Monetary Fund; IMF)的國際金融統計資料庫(International Financial Statistics; IFS)。以季資料為主，樣本選取時間自 1976 年第 1 季到 2012 年第 1 季。選取的變數包含：韓圜對美元的名目匯率⁷、韓國的消費者物價指數、美國的消費者物價指數、韓國的出口物價指數與進口物價指數、韓國財貨與勞務的出口值與進口值、韓國的名目國內生產毛額、韓國的政府消費支出、韓國的躉售物價指數、韓國的經常帳餘額。

表 4-1-1 變數檢索代碼、單位與資料來源一覽表

變數名稱	檢索代碼	單位	變數名稱	檢索代碼	單位
韓國 名目匯率	Q542L00DE	韓圜	韓國進口值	Q542L98C	十億韓圜
韓國消費者 物價指數	Q542L64	指數	韓國名目 GDP	Q542L99B	十億韓圜
美國消費者 物價指數	Q111L64	指數	韓國 政府消費支出	Q542L91F	十億韓圜
韓國 出口物價	Q542L76	指數	韓國 躉售物價指數	Q542L63	指數
韓國 進口物價	Q542L76_X	指數	韓國 經常帳餘額	Q542L78ALD	百萬韓圜
韓國出口值	Q542L90C	十億韓圜			

註：1.所有資料皆摘錄自 IMF-IFS。2.所有指數資料皆以 2005 年為基期。

4.2 資料處理與說明

實質匯率就是本國商品與外國商品兌換的比率，在此乃指一單位的美國商品可以兌換多少單位的韓國商品。

淨國外資本定義為本國持有的國外資產與外國持有的本國資產的差額。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。本文在此以經常帳餘額之累計值佔國內生產毛額的比重來衡量淨國外資產。

⁷ 採直接報價法，即一美元可兌換的韓圜數量。

生產力差異在捕捉 Balassa-Samuelson 效果，本文以消費者物價指數代表貿易財價格；以躉售物價指數代表非貿易財價格，並以消費者物價指數佔躉售物價指數的比重來代表生產力差異。

政府消費支出增加將會造成非貿易財的價格上升且造成實質匯率上升。在實證研究上，本文使用政府消費支出佔 GDP 的比重來代表政府消費支出。

商品貿易條件的改善通常會造成國家的貨幣升值，本文以出口價格指數佔進口價格指數的比例來代表商品貿易條件。

貿易開放程度較高且貿易障礙較少的國家，比較容易吸引更多的國外資本移入，但是過多的外匯供給卻易造成本國貨幣的升值，本文在此以出口值加進口值佔 GDP 的比重來代表貿易開放程度。

4.3 敘述統計量

本節先對各個變數的原始資料(即未取對數之值)進行敘述統計量分析。本文的實證資料共有145個樣本，包含韓國的實質匯率、淨國外資產、生產力差異、政府消費支出、商品的貿易條件與貿易開放程度六個變數。

表 4-3-1 各變數的敘述統計量

變數 敘述統計量	實質匯率 (q)	淨國外資產 (NFA)	生產力差異 (tnt)	政府消費支出 (gc)	商品貿易條件 (tot)	貿易開放程度 (open)
平均數	1048.09	0.1610	0.8378	0.1252	1.3796	0.7194
中位數	1001.59	0.0957	0.8967	0.1221	1.4887	0.6958
最大值	1797.47	1.0653	1.0277	0.1677	1.9511	1.1639
最小值	813.153	-0.8220	0.5895	0.0796	0.6663	0.4916
標準差	159.747	0.5118	0.1544	0.0177	0.3362	0.1534
樣本數	145	145	145	145	145	145

由表 4-2 得知：韓國的平均實質匯率為 1048.09，標準差為 159.747；韓國淨國外資產的平均數為 0.161，其最大值為 1.0653，最小值為-0.822；韓國生產力差異的平均數為 0.8378，標準差為 0.1544；韓國政府消費支出的平均數為 0.1252，最大值為 0.1677，最小值為 0.0796，標準差為 0.0177；韓國商品的貿易條件其平均數為 1.3796，標準差為 0.3362；韓國貿易開放程度的平均數為 0.7194，最大值為 1.1639，最小值為 0.4916，標準差為 0.1534。

4.4 實證結果分析

本文的實證資料除了淨國外資產外，其餘變數皆以對數型式表示。本文在對各個變數進行單根檢定前，先就各項變數的歷史趨勢進行分析。

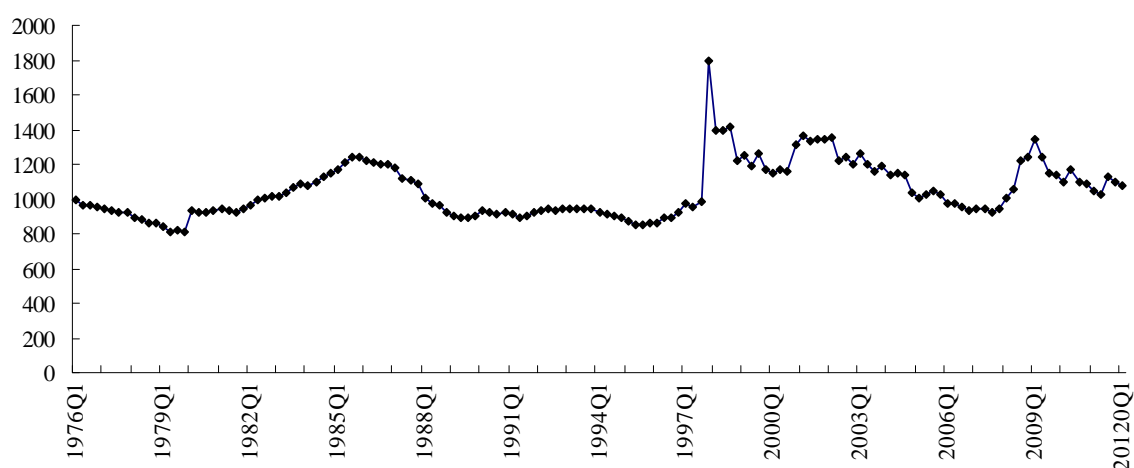


圖 4-4-1 韓國實質匯率的歷史趨勢圖

由圖 4-4-1 可知：從 1976 年開始到 1980 年，韓國的實質匯率逐年逐季下跌，代表在這段期間內，韓圓相對於美元升值。但從 1980 年之後，韓圓相對於美元一路貶值，直到 1986 起則持續升值。而在 1997 年亞洲金融風暴時，由於韓國受到重創故韓圓相對於美元在 1998 年大幅貶值，之後在 2008 年金融海嘯時也出現同樣走貶的趨勢。

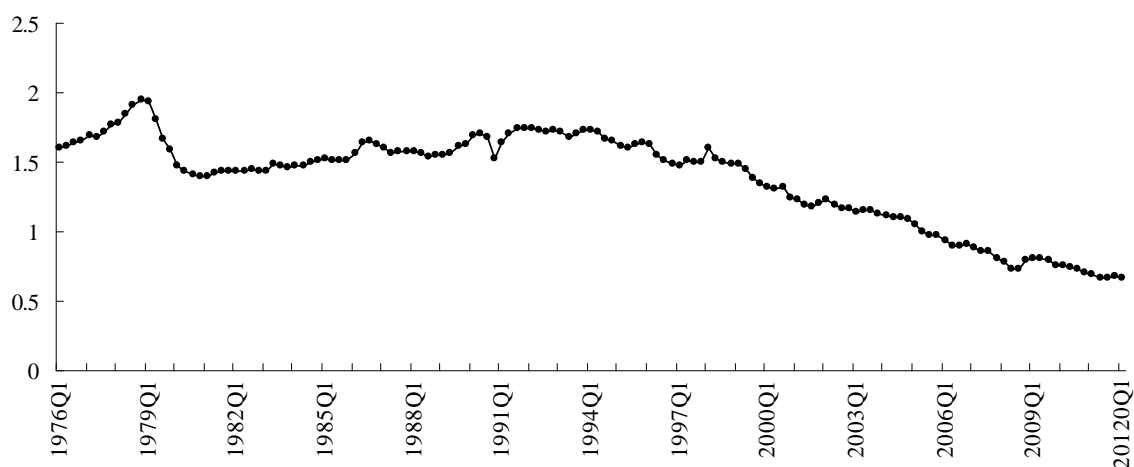


圖 4-4-2 韓國貿易條件⁸的歷史趨勢圖

由圖 4-4-2 可知：在 1979 年之前韓國的貿易條件呈現逐年上升的趨勢，代表韓國的物價相對高於美國的物價，但在 1979 年至 1981 年間卻逐年下降，不過差額仍為正，代表韓國的物價雖仍然高於美國，但是兩國物價之差額在下降，韓國的出口競爭力提高。而在 1981 年至 1998 年間，則呈上下微幅波動。但是從 1997 年亞洲金融風暴開始到 2012 年，韓國的貿易條件逐年逐季下滑，金融危機雖對南韓經濟產生了極大的破壞作用，但是受到 1997 年的危機衝擊，南韓政府於 1997 年底向國際貨幣基金

⁸ 本文在此以本國物價與外國物價之差額 ($p_t - p_t^*$) 來代表商品貿易條件。

(International Monetary Fund; IMF)申請擔保貸款，進行了全方位的綜合性經濟改革，因此不但使韓國與美國的物價差距逐漸縮小，甚至在 2005 年之後，韓國的物價遠低於美國物價，使得其出口貿易更具競爭力。

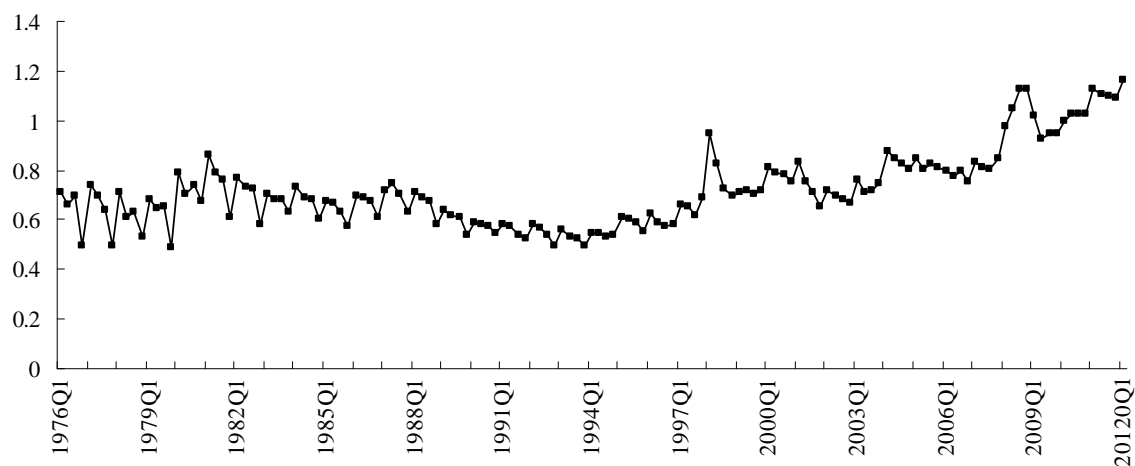


圖 4-4-3 韓國貿易開放程度⁹的歷史趨勢圖

由圖 4-4-3 可知：韓國進出口值佔其名目國內生產毛額的比重在 1980 年前波動幅度較大，而在 1980 年代後，貿易開放程度雖有提升，但是上下波動的程度比較小。但是在 1990 年之後開放程度呈現下降的趨勢，接著在 1994 年之後，則呈現上下震動並逐年上升的趨勢。雖然這期間曾在 1999 年、2001 年與 2009 年大幅削減貿易開放程度，但在 2009 年底起韓國的貿易開放程度更加放寬。

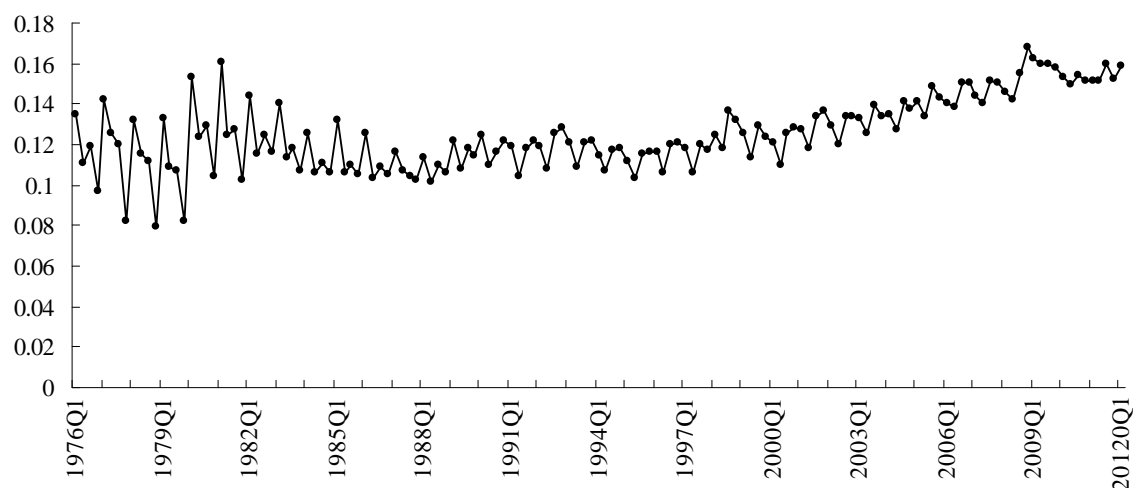


圖 4-4-4 韓國政府消費支出的歷史趨勢圖

⁹ 本文以進出口的貿易總值佔國內生產毛額的比重來代表貿易的開放程度。

南韓經濟發展主要是透過政府主導，由圖4-4-4可知：韓國政府消費支出佔名目國內生產毛額的比例一直持續維持穩定狀態。

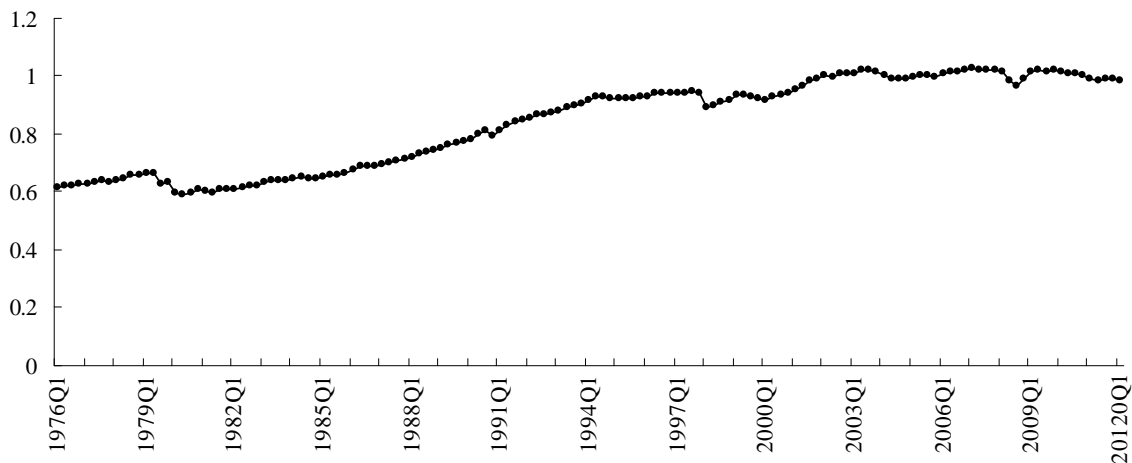


圖 4-4-5 韓國生產力差異¹⁰的歷史趨勢圖

由圖 4-4-5 可知：除了 1979 至 1980 年、1997 至 1998 年與 2008 至 2009 年這幾段期間因遭受國際重大事件衝擊而大幅下降外，歷年來韓國生產力差異呈現逐年逐季上升的趨勢。代表韓國貿易財的價格逐年高於非貿易財的價格。

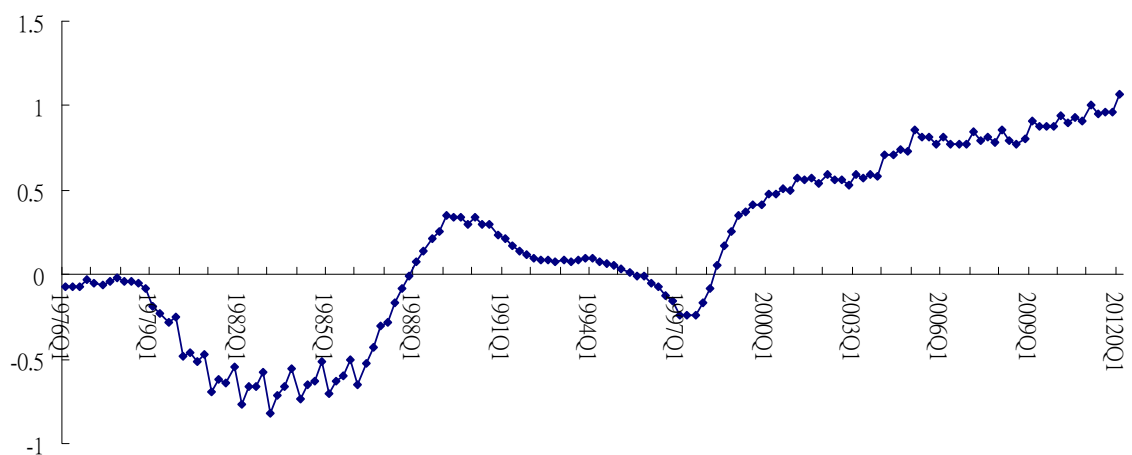


圖 4-4-6 韓國淨國外資產¹¹的歷史趨勢圖

由圖4-4-6可知：韓國淨國外資產的變化分為幾個區段，在1976至1979年間並沒有帶大幅度的變化，但從1979年起逐漸走滑，之後呈上下波動。而從1986後呈現走升趨勢，雖在1989年後又逐漸下滑，但其淨國外資產之值已大於往昔。雖因1997年的亞洲金融風暴，使得淨國外資產來到新的谷底，但是自此之後，韓國透過向國際貨幣基

¹⁰ 本文以貿易財價格與非貿易財價格的差額來代表生產力的差異。以取對數後的消費者物價指數代表貿易財價格；以取對數後的躉售物價指數代表非貿易財價格。

¹¹ 本文在此以經常帳餘額之累計值佔國內生產毛額的比重來衡量淨國外資產。

金、世界銀行(World Bank; WB)與亞洲開發銀行(Asian Development Bank; ADB)申請資金紓困，並積極落實經濟改革工作¹²，因此經濟穩健成長，淨國外資產逐年逐季增加。

4.4.1 單根檢定結果

在瞭解了各個變數的時間趨勢之後，本文接著對這些變數進行單根檢定，以判斷變數是否為恆定的時間序列。本文採用 ADF、PP 與 KPSS 三種檢定法來進行單根檢定。針對特定變數，只要有兩個方法得到的答案一致，本文即採用此答案。由表 4-4-1 發現除了貿易開放程度外，所有變數不管是採用哪一種檢定法，皆呈現原始水準值具有單根，但在一階差分後即達穩定的情況，故本文判定這些實證資料皆為 I(1) 序列。再就貿易開放程度而言，其水準值在 PP 檢定時，於 5% 的顯著水準下雖呈現穩定。但是 ADF 與 KPSS 檢定皆顯示貿易開放程度為一階差分後穩定的序列，故本文在此判定貿易開放程度亦為 I(1) 序列。

表 4-4-1 各變數的單根檢定結果

變數名稱	ADF		PP		KPSS	
	水準值	一階差分	水準值	一階差分	水準值	一階差分
實質匯率 (lq)	0.11(1) [0.716]	-14.6*** (0) [0.000]	0.07(6) [0.704]	-14.6*** (2) [0.000]	0.38* (9)	0.04 (6)
商品貿易條件 (ltot)	0.94(1) [0.996]	-8.36*** (0) [0.000]	1.92(0) [0.999]	-8.33*** (3) [0.000]	1.04*** (10)	0.60** (3)
貿易開放程度 (lopen)	-0.19(12) [0.936]	-3.0** (11) [0.035]	-3.01** (11) [0.037]	-26*** (10) [0.000]	0.85*** (9)	0.26 (12)
政府消費支出 (lgc)	-0.32(6) [0.918]	-5.93*** (5) [0.000]	-9.20(11) [0.000]	-49*** (13) [0.000]	1.01*** (10)	0.16 (14)
生產力差異 (ltnt)	-1.12(1) [0.707]	-9.53*** (0) [0.000]	-1.24(4) [0.656]	-9.54*** (3) [0.000]	1.32*** (10)	0.28 (4)
淨國外資產 (NFA)	-0.33(6) [0.916]	-4.33*** (5) [0.001]	-0.45(10) [0.896]	-15*** (10) [0.000]	1.13*** (10)	0.15 (10)

註：1.表中的值代表各種檢定的統計量。

2. ADF 統計量後()內之數字是依據 SBC 最小準則選擇的最適落遲期數。

3.[]內的值代表 MacKinnon (1996) one-sided p-values.

4.PP 統計量與 KPSS 統計量後()內的數字是使用 Bartlett kernel 所選取的 Newey-West Bandwidth。

5.ADF 與 PP 檢定的虛無假設為序列具有單根。

6.KPSS 檢定的虛無假設為序列沒有單根。

7.KPSS 檢定的漸近臨界值可參考 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)，10%、5%與 1%的臨界值分別為 0.347、0.463 與 0.739。

8.*、**與***分別代表在 10%、5%與 1%的顯著水準下拒絕虛無假設。

¹² 在所有的改革措施中，最深層的改革是金融市場的開放。為了促進外國資本的流入，南韓於 1997 年底開放了國內債券市場，並進一步完全開放國內股票市場和貨幣市場。1998 年 5 月完全中止了對外國股票投資者的投資上限限制。

4.4.2 共整合檢定結果

由於實質匯率(lq)、商品貿易條件(ltot)、貿易開放程度(lopen)、政府消費支出(lgc)、生產力差異(ltnt)與淨國外資產(NFA)皆為 I(1)序列，故本文接下來進行共整合分析。本文在此採用包含截距項(intercept)但是未含趨勢項(trend)的線性模型來進行檢定，由表 4-4-2 得知：無論是軌跡檢定(trace test)還是最大特性根(Maximum eigenvalue test)，皆顯示在 5% 的顯著水準下，上列變數之間存在有一條共整合方程式。

表 4-4-2 共整合檢定結果

The λ_{trace} Tests				
Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	λ_{trace} Statistic	5% Critical Value	Prob.
$r = 0$	$r > 0$	114.46*	95.75	0.0014
$r \leq 1$	$r > 1$	68.07	69.82	0.0684
$r \leq 2$	$r > 2$	35.44	47.86	0.4248
The $\lambda_{Max.}$ Tests				
Null Hypothesis	Alternative Hypothesis	λ_{trace} Statistic	5% Critical Value	Prob.
$r = 0$	$r = 1$	46.40*	40.08	0.0085
$r = 1$	$r = 2$	32.62	33.88	0.0700
$r = 2$	$r = 3$	21.39	27.58	0.2531

註：1. 整個系統的最適落遲期數為 4 期，系統中的殘差符合無自我相關且整個體系滿足 SBC 最小準則
 2. r 為共整合向量的個數。
 3. *代表在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設。
 4. Prob. 為 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)的 p-value。

4.4.3 實質匯率失衡水準

由 Johansen 共整合檢定結果得知：實質匯率(lq)、商品貿易條件(ltot)、貿易開放程度(lopen)、政府消費支出(lgc)、生產力差異(ltnt)與淨國外資產(NFA)這六個變數具有一條共整合方程式，其共整合方程式如下所示：

$$\bar{lq}_{t-1} = -3.164 + 0.893NFA_{t-1} - 0.688ltnt_{t-1} - 4.893lgc_{t-1} - 0.628ltot_{t-1} + 0.562lopen_{t-1} \quad (4.4.1)$$

由於實際的實質匯率常會偏離其自身的長期均衡值，故 Clark and MacDonald (1999) 乃將實際的實質匯率與長期的均衡匯率之間的差額定義為總失調(total misalignment, tm)，由方程式 (3.3.2) 與 (3.4.4) 得知，總失調可以表示如下：

$$\begin{aligned} tm_{t-1} &= lq_{t-1} - \bar{lq}_{t-1} \\ &= lq_{t-1} + 3.164 - 0.893NFA_{t-1} + 0.688ltnt_{t-1} + 4.893lgc_{t-1} + 0.628ltot_{t-1} - 0.562lopen_{t-1} \end{aligned} \quad (4.4.2)$$

其中， tm_{t-1} 即為誤差修正項(error corrective term)，同時也代表韓國實質匯率失衡的水準，其歷史趨勢如圖 4-4-1 所示，本文即要探討此失衡的匯率水準與經濟成長之間的關係。

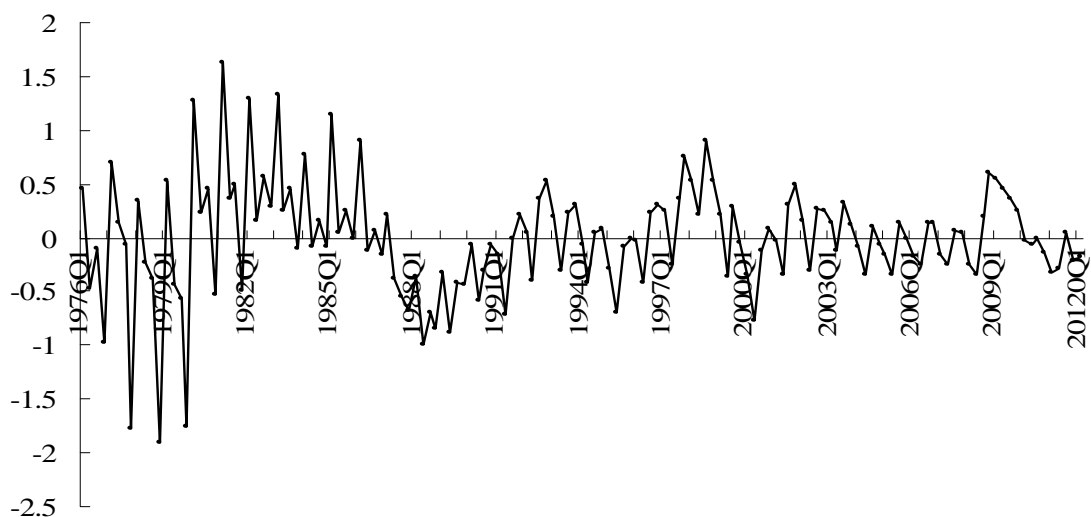


圖 4-4-7 韓國實質匯率失衡值之趨勢圖

4.4.4 非線性模型檢定

本文在此先對實質匯率失衡值與經濟成長率之間是否具有非線性關係進行檢定，首先以經濟成長率對實質匯率失衡值進行迴歸估計，估得的迴歸式如下所示：

$$DLRGDP_t = 0.016 - 0.169tm_t \quad (4.4.3)$$

(1.439) (-7.886)

其中， $DLRGDP_t$ 代表實質的經濟成長率、 tm_t 代表實質匯率失衡值，() 內的值代表 t 統計量。接著利用 Brock et al.(1987) 所提出的 BDS 殘差檢定法對對(4.4.3)式的殘差進行非線性檢定。由表 4-4-1 可知：無論(4.4.3)式的殘差項是落後四期、五期或六期，都拒絕殘差項為線性模型的虛無假設，故本文接下來以非線性模型來探討實質匯率失衡與經濟成長之間的關係。

表 4-4-3 BDS 檢定結果

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
4	0.031116	0.007643	4.071466	0.000**
5	0.048393	0.005821	8.313400	0.000**
6	0.050712	0.004104	12.35560	0.000**

註：**代表在 5% 的顯著水準之下，拒絕虛無假設 H_0 ：殘差項為線性模型。

4.4.5 實質匯率失衡與經濟成長的 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定

本文接下來以 Hiemstra and Jones (1994)所提出非線性因果關係檢定法來探討實質匯率失衡與經濟成長之間的關係，所估得的結果如表 4-4-2。

表 4-4-4 Hiemstra-Jones 非線性因果關係檢定結果

虛無假設	H-J 統計量	p-value
實質匯率失衡不會影響實質經濟成長率 (tm_t does not cause $DLRGDP_t$)	1.695	0.04**
實質經濟成長率不會影響實質匯率失衡 ($DLRGDP_t$ does not cause tm_t)	-0.109	0.46

註：**代表在 5%的顯著水準之下，拒絕虛無假設。

由表 4-4-4 得知：韓國的實質匯率失衡與經濟成長之間存在有非線性的關係之外，實質匯率失衡的改變會影響實質經濟成長；但是實質經濟成長則對實質匯率失衡沒有影響。

5. 結論

從2008年的金融海嘯之後到2010年，南韓平均每年經濟成長還有2.22%，亞洲經濟成長數據讓許多人大感驚訝。經濟學家表示，南韓在投資、消費及出口成長的組合非常理想，使其表現較鄰國突出。尤其是南韓在文化內容產業、ICT 產業以及文化觀光產業蓬勃發展。故本文以韓國為研究對象，探討自1976年第1季到2012年第1季這段期間，匯率失衡與經濟成長之間的關係。

本文根據MacDonald (1997, 2000), Di Bella, et al. (2007), Ricci, et al. (2008)等文之看法，選擇淨國外資產、生產力差異、政府消費、商品的貿易條件與貿易開放程度做為影響韓國長期均衡匯率的因素，並採用Clark and MacDonald (1999)的均衡匯率理論來估算韓國的實質匯率。

利用ADF、PP與KPSS三種單根檢定法得知各個變數皆是I(1)的序列，且由Johansen的共整合檢定得知各總體變數與實質匯率之間具有一組共整合向量，因此本文藉由實際匯率與長期均衡匯率之差額來衡量匯率失衡的水準值，進而利用Hiemstra-Jones非線性因果關係檢定來分析南韓的匯率失衡與經濟成長的關聯性。

由實證結果得知：韓國的實質匯率失衡與經濟成長之間存在有非線性的關係之外，實質匯率失衡的改變會影響實質經濟成長；但是實質經濟成長則對實質匯率失衡沒有影響。

參考文獻

- 方文碩、張倉耀、賴奕豪 (2007)，實質匯率變動與出口收益：亞洲證據，*經濟與管理理論叢*，3，67-96。
- 王泓仁 (2005)，台幣匯率對我國經濟金融活動之影響，*中央銀行季刊*，27，13-45。
- 林明旻 (2003)，實質匯率變動對產出之影響-以台灣與南韓為例，*成功大學政治經濟學研究所碩士論文*。
- 吳中書(1992)，政府的預測合乎“理性”嗎？，*經濟論文*，20(2)，411-436。
- 徐千婷 (2006)，匯率與總體經濟變數之關係：台灣實證分析，*中央銀行季刊*，28，13-42。
- 陳美姝、黃雅婷、郭祐禎、張櫻齡與楊怡芬 (2007)，貶值效應與經濟成長之關係－驗證台灣與南韓，*崑山科技大學 國際貿易學系 畢業專題*

二. 英文部分

- Agenor, P. R. (1991), Output, Devaluations and the Real Exchange Rate in Developing Countries, *Weltwirtschaftliches Archive*, 127, 18-41
- Brock, W. A., Dechert, W. D., Scheinkman, J. A. and LeBaron, B. (1996), A Test for Independence Based on the Correlation Dimension, *Econometric Reviews*, 15, 197-235
- Clark, P. B. and MacDonald, R. (1999), Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs, in: R. MacDonald and J. Stein (eds.), *Equilibrium Exchange Rates*, Amsterdam:Kluwer.
- De Gregorio, J., Giovannini, A. and Wolf, H. (1994), International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation, *European Economic Review*, 38, 1225-44.
- Di Bella, G., Lewis, M. and Martin, A. (2007), Assessing Competitiveness and Real Exchange Rate Misalignment in Low-Income Countries, *IMF Working Paper*, No. 201.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), Co-integration and Error Correction :

- Representation, Estimation, and Testing, *Econometrics*, 55, 251-276.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Hiemtra, C. and Jones, J, (1994), Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation, *Journal of Finance*, 49, 1639-1664
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co integration with Applications to The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 52, 169-210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and 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, 159-178.
- MacDonald, R. (1997), What Determines the Real Exchange Rates? The Long and Short of It, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 117-53.
- MacDonald, R. (2000), Concepts to Calculate Equilibrium Exchange Rates: An Overview, Deutsche Bundesbank Economic Research Group, *Discussion Paper 3/00*.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Phillips, P. C. B. (1987), Time Series Regression with a Unit Root, *Econometrica*, 55, 227-301
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346 .
- Ricci, L. A., 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 Dicky, D. A. (1984), Testing for Unit Uoots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, 71, 599-607.