

南華大學
管理經濟學系經濟學碩士班
碩士論文

單根檢定與結構性改變-調查與運用
Unit Root Test and Structure Break- Survey and
Application

指導教授：楊政郎 博士

研究生：謝韶娟

中華民國一零一年六月

南 華 大 學
管理經濟學系經濟學碩士班
碩 士 學 位 論 文

單根檢定與結構性改變-調查與運用
Unit root test and Structure break-Survey and Application

研究生：謝如娟

經考試合格特此證明

口試委員：阮俊英

陳寶媛

楊政郎

指導教授：楊政郎

系主任(所長)：董復生

口試日期：中華民國 101 年 5 月 28 日

謝辭

由於姐姐的助緣，來到佛教團體所創辦的學校讀書，感恩佛菩薩，感恩三寶。論文的順利完成感謝指導教授楊政郎老師的指導，也感謝口試委員陳寶媛老師的意見。常在研究室的政寬、慧印在我的電腦操作使用上的幫忙，在此一併致謝。

摘要

在本論文中, 我們回顧了5種實證上常使用的單根檢定方法並且利用其來檢驗經常帳的跨期平衡理論是否會成立。實證結果顯示, 就台灣而言, ADF (1979) 與 Zivot and Andrews (1992) 的單根檢定結果支持經常帳具有跨期平衡, 然而 Phillips and Perron (1988)、Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點與 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定結果並不支持經常帳跨期平衡理論; 而韓國的實證結果發現, 不論是實質經常帳或是經常帳佔 GDP 的比率, 5種單根檢定幾乎都不支持經常帳具有跨期平衡。台灣與韓國的經常帳不具有跨期平衡的特性, 可能的原因為台灣與韓國都是經常帳持續有大量盈餘的國家, 因此累積了大量的外匯準備, 由於經常帳尚未到達向下調整的階段, 導致跨期平衡不成立。

關鍵字: 單根檢定, 經常帳, 跨期平衡

Abstract

In this paper, we review the five different kinds of unit root test methods, which frequently used in the empirical studying, to test whether the current account satisfy the expected intertemporal balance. The empirical results show that base on the unit root test methods suggested by ADF (1979) and Zivot and Andrews (1992), they support the current account of intertemporal balance in Taiwan case studying. However, according to the unit root test of Phillips and Perron (1988), Lee and Strazicich (2004), and Lee and Strazicich(2003), the current account does not support the intertemporal equilibrium theory; In the case of South Korea, the empirical results show that current account do not support the intertemporal balance theory regardless of the real term or as the ratio of GDP. Why Taiwan and South Korea's current account does not support the intertemporal balance? We reckon that currently Taiwan and South Korea have large surplus of current account. Because the current account have not yet reached the stage of downward adjustment, they lead to the violation of intertemporal equilibrium.

Keywords: Unit root test, Current account, Intertemporal balance

目錄

1	緒論	1
1.1	研究動機與目的	1
1.2	研究架構與流程	2
2	文獻回顧	3
3	理論與實證模型	6
3.1	跨期經常帳平衡模型	6
3.2	單根檢定實證模型	8
3.2.1	Augmented Dickey and Fuller (1979)	8
3.2.2	Phillips and Perron (1988)	9
3.2.3	Perron (1989) 外生結構性改變點	10
3.2.4	Zivot and Andrews (1992)	11
3.2.5	Lee and Strazicich (2003,2004)	12
4	實證結果分析	14
4.1	資料搜集與分析	14
4.2	單根檢定結果	15
4.2.1	ADF (1979) 單根檢定結果	15
4.2.2	Phillips and Perron (1988) 單根檢定結果	17

4.2.3	Zivot and Andrews (1992) 單根檢定結果	18
4.2.4	Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點的單根檢定結果 . .	20
4.2.5	Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定結果 . .	21
5	結論	23
	參考文獻	24

第 1 章緒論

1.1 研究動機與目的

在古典的簡單迴歸模型中，要求所有變數都必須要為穩定的序列且殘差的期望值為 0，殘差的變異數為有限值。Granger and Newbold (1974) 指出，若是將 2 個不穩定的序列直接執行迴歸分析，可能產生虛假迴歸 (spurious regression) 的結果¹；亦即迴歸結果存在高度的 R^2 且 t-統計量 (t-statistics) 非常顯著，實證者會判斷二變數顯著存在相關性，但是實際上彼此之間並沒有任何相關性。為了避免虛假迴歸的結果發生，在 1980 年代，許多的計量經濟學家投注很多精力於單根檢定上，文獻上，有許多關於單根檢定的實證文章。

在時間序列分析上，單根檢定是非常重要的技巧，其可做為共整合分析的前哨站，亦可用來驗證經濟理論，例如：在國際金融議題上，可以用單根檢定來檢驗購買力平價學說是否會成立，或者經常帳的跨期平衡假說是否成立，甚至亦被用到股票報酬分析等多種不同的議題上。然而，當 Perron (1989) 提出：當你在做單根檢定時，不可忽略序列存在著結構性改變的重要性。在這論點之後，單根檢定獲得更多的關注。在 90 年代，單根檢定的問題，已經擴展到結合結構性改變。在文獻上，有系列的整理與介紹單根檢定與結構性改變的文章並不多，因此本篇論文最主要的動機與目的是想整理與介紹不同的單根檢定方法，並且將結構性改變的問題納入單根檢定中。結構性改變又可以區分成外生的結構性改變 (改變點已知) 與內生的結構性改變 (改變點內生決定)，和單一結構性改變與多個結構

¹所謂的虛假迴歸，舉例來說 X 與 Y 二者沒有直接的因果關係，但是卻錯誤的被推論二者有相關，其原因可能為有一個被忽略的因素 Z 同時與 X 和 Y 有關係。例如，當游泳池的溺水人數越多，冰淇淋的銷售量越高，因此推論冰淇淋的銷售量與溺水人數隱含著虛假的相關性。

性改變,因此我們採用考慮了結構性改變的單根檢定來檢驗經常帳的跨期平衡假說是否會成立。資料的選取係採用台灣 1981 年至 2011 年的季資料及韓國 1976 年至 2011 年的季資料,選擇台灣與韓國的主要原因是這二個國家都經歷過亞洲金融風暴,然而韓國受創嚴重,台灣則相對輕微,可以就兩國的實證結果互相比較。

1.2 研究架構與流程

本篇文章其餘的章節編排如下。第二章為文獻回顧,介紹單根檢定的方法與結構性改變的相關文獻;第三章為傳統的單根檢定方法與考慮結構性改變之下的單根檢定的理論模型與跨期經常帳理論模型之介紹;第四章為實證結果,說明資料來源,敘述統計量與實證結果的說明與分析;第五章為結論,將各種單根檢定的結果做一整理。

第 2 章文獻回顧

Nelson and Plosser (1982) 提及：我們所使用的總體經濟變數，其時間序列幾乎都具有單根，換言之為不穩定的序列。一個穩定的序列因其變異數為有限常數並與時間沒有相關性，因此，序列會圍繞其長期平均值波動。若是一個序列具有單根，在長期之下，序列發散，亦即不會有回到長期平均值的趨勢。一般常用的單根檢定方法為 Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1979) 檢定，其為 Dickey and Fuller (1979) 提出的方法，而後 Said and Dickey (1984) 延伸成為擴大的 Dickey-Fuller 檢定，來解決殘差具有高階自我相關的問題，其實際的作法是在原本的 DF 檢定式中，加入應變數的落遲項 (lagged term)，將其做為解釋變數來消除迴歸估計式的殘差具有自我相關的情況。ADF(1979) 檢定法假設殘差必須符合白雜訊 (white noise)，然而 Phillips and Perron (1988) 認為殘差沒有異質變異的假設並不合理，因此在殘差具有異質變異的條件之下，利用無母數的方法計算出檢定統計量，形成所謂的 Phillips and Perron (1988) 檢定統計量。其亦證實，Phillips and Perron (1988) 檢定統計量與 ADF (1979) 的檢定統計量具有相同的漸近分配。

傳統的單根檢定法均假設現在的衝擊 (shock) 只會有暫時性的效果，長期之下，序列的移動是不會受到衝擊的影響。這個觀點受到 Perron (1989) 的質疑，其主張：當序列具有結構性改變時，利用 ADF (1979) 單根檢定所得到的實證結果常常會傾向不拒絕序列具有單根的虛無假設，亦即序列是穩定的，但是檢定的結果卻是具有單根。Perron (1989) 提出，大部份的總體經濟序列是沒有單根的，由於罕見的巨大衝擊導致序列持續的偏離均衡軌跡，但是在一些頻繁且微小的衝擊後，又回復到長期趨勢值，因此序列是穩定的，偏離的結果是起因於結構性改變。

Perron (1989) 的模型的方法與概念雖然很好, 但是它的缺點是結構性改變點需要事前給定, 亦即為外生 (exogenous) 且已知的。另外當沒有結構性斷點時, 其模型的檢定力會比 ADF (1979) 檢定力低。Perron (1989) 的模型是在 ADF (1979) 的單根檢定方法中, 加入一個外生的虛擬變數 (dummy variable) 來當做已知 (或外生) 的結構性改變點。Zivot and Andrews (1992) 針對這個主張提出批評。其主張在現實生活上, 我們很難去判斷那一些是重大且罕見的衝擊, 因此外生給予結構性改變點並不合適, 應該由資料本身內生決定。

Zivot and Andrews (1992) 的做法是: 利用順序檢定 (sequential test) 法, 將全部的資料點都視為可能的結構性改變點, 然後在每一個可能的結構性改變點都加入虛擬變數, 再依序去做加入結構性改變後的 ADF (1979) 單根檢定, 並記錄下所有的 t-統計量, 其中最小 t-統計量 (通常為負值) 所對應的點即為資料的結構性改變點, 此做法的結構性改變點為資料本身所決定, 因此又被稱為內生的結構性改變的單根檢定。

Zivot and Andrews (1992) 單根檢定方法的缺點是虛無假設設立的問題, 由於在虛無假設中並沒有允許具有結構性改變, 因此根據虛無假設所推論出的臨界值 (critical value), 可能會潛在的造成檢定結果的偏誤。Lee and Strazicich (2003) 證明: 利用這些內生化的結構性單根檢定, 研究者或許會判定序列是具有趨勢的穩定 (trend stationary), 然而, 事實上是不穩定且有結構性改變。為了修正上述可能存在的問題, Lee and Strazicich (2003, 2004) 利用極小化的 Lagrange Multiplier (LM) 單根檢定, 考慮到一個結構性改變點與多個結構性改變點的情況, 不但內生的決定結構性改變點, 且避免上述問題。

除了單根檢定的方法論文獻介紹之外, 我們亦回顧了將單根檢定運用到跨期經常帳模型的例子。關於經常帳是否具有跨期持續性, 文獻上有許多相關的文章。Wu et al. (1996) 利用美國與加拿大二個工業化國家 (industrial countries), 進行實證分析, 以探討經常帳的赤字是否具有持續性, 研究時間為 1973 年第一季到 1994 年第四季, 所有的變數以實質來表示, 經常帳的赤字以出口減進口後佔國內生產毛額的比例來衡量。實證結果發現經常

帳赤字不具有持續性。

Wu (2000) 利用縱橫性資料單根 (panel unit root) 檢定的方法驗證經常帳是否具有回復到平均數 (mean reversion) 的特性, 其主張暫時性的經常帳赤字並非壞事, 因為這代表資本移到其它更有生產力的地方, 然而持續不斷的經常帳赤字可能是一個很嚴重的問題, 爲了吸引資本移入, 可能需要提高國內的利率。經常帳如果具有回復到平均數的特性, 則表示赤字是一個短暫的現象, 長期之下會回復到平衡。實證上, 我們以單根檢定來測試經常帳是否爲穩定的序列。再者, 因爲經常帳赤字而累積的外債會使得利息支付增加, 造成後代的負擔。

Wu (2000) 利用 1977 年第一季到 1997 年第四季の季資料, 選取 10 個 OECD 的國家, 分別爲加拿大, 日本, 法國, 德國, 義大利, 荷蘭, 西班牙, 澳大利亞, 美國與英國。變數是以經常帳佔國內生產毛額的比率來表示。在 ADF (1979) 單根檢定結果中, 發現經常帳是非穩定的序列, 這個實證結果與既存文獻相同。然而, Shiller and Perron (1985) 指出 ADF (1979) 單根檢定在樣本期數少的情況之下會有低檢定力 (lower power) 的問題。爲了增加檢定力, 因此 Wu (2000) 利用 Im, Pesaran and Shin (1997) 的縱橫資料單根檢定法重新驗證經常帳的穩定性, 實證結果發現 G7 國家的資料支持經常帳跨期模型。

第 3 章理論與實證模型

在理論與實證模型中，我們首先介紹跨期經常帳平衡模型，然後再介紹單根檢定模型。單根檢定模型包含 ADF (1979) 單根檢定、Phillips and Perron (1988) 單根檢定、Perron (1989) 的單根檢定、Zivot and Andrews (1992) 的單根檢定、Lee and Strazicich (2003,2004) 的單根檢定。

3.1 跨期經常帳平衡模型

在國際金融理論領域中，跨期經常帳平衡理論是否成立經常被討論，文獻上亦有許多相關文章，例如 Trehan and Walsh (1991), Milesi-Ferretti and Razin (1996) 及 Taylor (2002)。在底下，我們將運用相同的方法來推論經常帳的跨期平衡是否成立。

(A) 經濟體系沒有經濟成長

依照 Trehan and Walsh(1991) 的設定，預算恆等式如下：

$$S_t = (1 + r_t)S_{t-1} + Z_t \quad (3.1)$$

S_t 是在 t 期的期末未付負債的實質存量 (資產假如是負的), r_t 是 t 期的實質利率, Z_t 是 t 期淨利息赤字, 方程式 (3.1) 描述變數經常帳存量經由時間的演變。

我們將方程式 (3.1) 採取往後替代的方式 (backward substitution), 可以導出下列方程式

$$S_{t-1} = - \sum_{j=0}^{\infty} \rho_{t+j}^{-1} Z_{t+j} + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho_{t+j}^{-1} S_{t+j} \quad (3.2)$$

在此 $\rho_{t+j} = \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})$ 是由 t 到 $t + j$, j 期的折現因子, 跨期預算平衡要求最後一項需要為 0, 因此產生終端條件 (transversality condition), 如下所示:

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho_{t+j}^{-1} S_{t+j} = 0 \quad (3.3)$$

如同 Trehan and Walsh (1991) 的推論, 跨期預算平衡成立的條件要求是在 ρ_t 是一個隨機的過程且嚴格的小於 $1 + \delta$ ($\delta > 0$) 之下, $(1 - L)S_t$ 是一個穩定的過程, 意即跨期預算平衡是否成立可藉由檢定序列是否具有單根來判斷, 當有單根時, 序列不穩定, 跨期預算平衡不成立。

(B) 經濟體系有正的經濟成長

在考慮到經濟體系具有正的經濟成長的情況之下, 簡單的變數轉換可以得到相同的檢定條件。令 \tilde{Q}_t 代表 Q_t/Y_t 對於任意的變數 Q ; 因此, $\tilde{S}_t = S_t/Y_t$ and $\tilde{Z}_t = Z_t/Y_t$ 。假設經濟成長率為 g_t ($G_t = 1 + g_t$), 在此 $g_t > 0$ 且 $G_t > 1$ 。方程式 (3.1) $S_t = (1 + r_t)S_{t-1} + Z_t$ 可以改寫成

$$\tilde{S}_t = \frac{1 + r_t}{1 + g_t} \tilde{S}_{t-1} + \tilde{Z}_t \quad (3.4)$$

令 $\tilde{\rho}_{t+j} = \prod_{i=0}^j \left(\frac{1+r_{t+i}}{1+g_{t+i}} \right)$, 重複替代可以得到

$$\tilde{S}_{t-1} = - \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{\rho}_{t+j}^{-1} \tilde{Z}_{t+j} + \lim_{j \rightarrow \infty} \tilde{\rho}_{t+j}^{-1} \tilde{S}_{t+j} \quad (3.5)$$

跨期平衡條件要求

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \tilde{\rho}_{t+j}^{-1} \tilde{S}_{t+j} = 0 \quad (3.6)$$

與前面的例子相同，在考慮經濟成長之下，跨期預算平衡成立的條件要求是在 $\tilde{\rho}_t$ 是一個隨機過程且嚴格的限制小於 $1 + \delta$ ($\delta > 0$) 之下， $(S_t/Y_t - S_{t-1}/Y_{t-1})$ 是一個穩定的過程。

3.2 單根檢定實證模型

3.2.1 Augmented Dickey and Fuller (1979)

Fuller (1976) 和 Dickey and Fuller (1979) 首先注意到序列有非定態的形式，因此提出所謂的 Dickey and Fuller 單根檢定 (簡寫為 DF 單根檢定)，其模型如下：

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.7)$$

DF 檢定僅在隨機干擾項不具有序列相關的假設下有效，但是這個假設並不令人滿意。為了避免殘差具有序列相關的問題，Dickey and Fuller (1981) 將原本的 DF 單根檢定延伸成為具有 p 階自我迴歸的模型，成為所謂的 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，此方法常被簡稱為 ADF 檢定。ADF 檢定的模型可以分成三種：

(A) 不含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.8)$$

(B) 含截距項的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.9)$$

(C) 含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.10)$$

其中 Δ 表示一階差分, y_t 是被檢定的序列, T 是時間趨勢變數, ϵ_t 是殘差, 假設其為白雜訊 (white noise)。 $\sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i}$ 稱為 ADF 檢定的增廣項 (augmented part), 加入增廣項的目的是避免殘差存在自我相關性, 增廣項的最適落後期數 p 可利用資訊評選法則來選取, 常見的資訊評選法則有二種, 一是 Akaike 資訊評選準則 (Akaike information criteria, AIC), 另一是 Schwarz 資訊評選準則 (Schwarz information criteria, SIC), 不論是選擇 AIC 或是 SIC, 其數值都是越小越好。

在上述模型中, 單根檢定的虛無假設與對立假設分別為: $H_0 : \delta = 0$; $H_a : \delta \neq 0$, 拒絕虛無假設時, 代表原始序列是穩定的; 反之, 若是不拒絕虛無假設, 我們則可以對變數做一階差分, 再重新驗證差分後的序列是否為定態。

3.2.2 Phillips and Perron (1988)

Phillips and Perron (1988) 的單根檢定方法亦可以分成三個模型

(A) 不含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.11)$$

(B) 含截距項的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.12)$$

(C) 含截距項與時間趨勢的模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha T + \delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.13)$$

在方程式中, 其殘差或許不只存在序列相關, 亦可能存在異質性 (heteroskedastic)。Phillips and Perron (1988) 的方法是藉由修正 Dickey and Fuller 檢定統計量 (test statistics) 來矯正方程式中可能存在序列相關與異質性的問題。同樣的, 其模型的虛無假設與對立假設分別為: $H_0 : \delta = 0$; $H_a : \delta \neq 0$ 。在虛無假設為真之下, Phillips and Perron (1988) 的檢定統計量與 ADF (1979) 的 t-統計量具有相同的漸近分配。Phillips

and Perron (1988) 檢定比 ADF (1979) 檢定好的地方在於, 當殘差項 ϵ_t 具有異質性時, Phillips and Perron (1988) 檢定是具有頑強性的, 另外, Phillips and Perron (1988) 檢定亦不需要指定落後期數。

3.2.3 Perron (1989) 外生結構性改變點

當我們在執行單根檢定時, 如果序列具有結構性改變, 我們需要特別注意, 因為具有結構性改變的序列在進行單根檢定時會傾向於不拒絕具有單根 (nonrejection of a unit root)。因此, 在考慮結構性改變之下, Perron (1989) 收集了與 Nelson and Plosser (1982) 相同的總體變數來重新檢驗。Perron (1989) 的作法是在 ADF (1979) 的單根檢定模型中, 加入虛擬變數當作結構性改變點, 其虛擬變數可分成二種, 一為暫時性的變動, 一為永久性的變動。其迴歸模型的設立如下:

(A) 暫時性的變動

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 D_p + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.14)$$

在此 $D_p(1930) = 1$, 其它時間點則以 0 來取代之。

(B) 永久性的變動

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 D_L + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.15)$$

在此, $D_L = 1$, 代表從 1930 年之後的值皆為 1, 其餘時間點的值皆為 0。

在序列具有結構性改變之下, 此單根檢定之虛無假設與對立假設分別可以寫成爲 $H_0 : \delta = 0; H_a : \delta \neq 0$ 。

Perron (1989) 檢定的優點是: 在做單根檢定的過程中, 允許結構性斷點的可能存在, 至少有二個利益, 第一, 避免單根檢定的檢定結果偏誤的不拒絕單根的虛無假設。第二, 當結構性斷點存在時, 可以提供具有價值性的資訊來分析結構性斷點是否起因於特殊事件, 例如政府政策、經濟危機、制度改變或其他因素。

3.2.4 Zivot and Andrews (1992)

Perron (1989) 的單根檢定法最常被批評的是其假設結構性改變點為外生且已知，這個作法的缺點為很少能正確捕捉到真實的結構性改變點。許多既存文獻例如 Hayashi, N. (2005) 與 Byrne and Perman (2006) 也認為這個假設不合理。Zivot and Andrews (1992) 將迴歸模型設定為：

(A) 含截距項的模型

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta T + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.16)$$

(B) 含趨勢項的模型

$$\Delta y_t = \mu + \omega DT_i(\lambda) + \beta T + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.17)$$

(C) 含截距項和趨勢項的模型

$$\Delta y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \omega DT_i(\lambda) + \beta T + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.18)$$

其虛無假設和對立假設可寫成爲 $H_0 : \delta = 0; H_a : \delta \neq 0$

Zivot and Andrews (1992) 檢定的虛無假設是：資料生成過程中截距項沒有任何改變，對立假設是：在去趨勢後穩定過程有結構性斷點，結構性改變的時間點是內生的且漸近分配與結構性改變的時間點無關。Zivot and Andrews (1992) 的作法與 Perron (1989) 的作法最大的不同點在於如何找到結構性改變點，Zivot and Andrews (1992) 的作法為把每一個時間點都當作是可能的結構性改變點，然後利用順序檢定法先選擇出結構性改變點後，在此結構性改變點之下，進行單根檢定。

3.2.5 Lee and Strazicich (2003,2004)

Lee and Strazicich (2003) 與 Lee and Strazicich (2004) 分別提出允許時間序列的資料有二個斷點與允許有一個斷點的單根檢定模型, 由於一個斷點與二個斷點的模型差距不大, 因此我們只簡單的介紹一個斷點的模型。

Lee and Strazicich (2003) 假設資料的生成過程是根據一個無法觀察到的模型如下:

$$y_t = \sigma W_t + X_t, \quad X_t = \beta X_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.19)$$

在此 W_t 包含外生變數, 單根檢定的虛無假設是 $\beta = 1$ 。在 Lee and Strazicich (2003) 模型中, 考慮二種結構性改變 (structural change) 的模型

(A) Crash 模型

Crash 模型是在對立假設中, 允許有一次的截距項改變。因此在方程式 (3.19) 中, W_t 向量為 $W_t = [1, t, D_t]'$ 。在此, $D_t = 1$ 對於所有的 $t \leq T_B + 1$, 其它時間則為 0, T_B 是結構性改變點的時間。

(B) Trend Break 模型

Trend Break 模型是在對立假設中, 同時允許有截距項與時間趨勢改變的模型, 與 Crash 模型的差異在於 $W_t = [1, t, D_t, DT_t]'$ 。在此, $DT_t = t - T_B$ 對於所有的 $t \leq T_B + 1$, 其它時間則為 0。

根據 LM 原則, 單根檢定的統計量可以由下列的方程式獲得

$$\Delta y_t = \sigma' \Delta W_t + \phi \tilde{V}_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.20)$$

在此 $\tilde{V}_t = y_t - \tilde{\psi}_x - W_t \tilde{\sigma}$, $t = 2, \dots, T$; $\tilde{\sigma}$ 是 ΔW_t 對於 Δy_t 的迴歸係數, 且 $\tilde{\psi}_x$ 是受限之下, ψ 的最大概似估計值。Lee and Strazicich (2003) 單根檢定的虛無假設為 $H_0: \phi = 0$ 。爲了矯正殘差的自我相關性, 如同 ADF (1979) 檢定的做法, 我們加入了擴展項 (augmented terms) $\Delta \tilde{V}_{t-j}$ 且 $j = 1, \dots, k$, 落後期數項的選擇, 我們用一般的模型

選擇方法, 如 AIC 或 SBC 等。 T_B 的決定是搜尋每個可能的結構性改變點後, 找出最小的 t 檢定量所對應的時間點做為結構性改變點。

第 4 章實證結果分析

在實證結果分析中,4.1節是資料搜集與分析,簡單的描述資料來源與特性,4.2節是單根檢定的實證結果分析。

4.1 資料搜集與分析

檢定經常帳是否合乎跨期預算平衡理論,我們選取2個變數進行單根檢定,變數1是實質經常帳餘額,資料處理方式為經常帳餘額除以消費者物價指數,變數2是經常帳餘額佔國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 的比率,資料處理方式為經常帳餘額除以GDP。為了具有比較性,我們選取台灣與韓國進行實證分析。變數實質經常帳餘額之代號台灣的為 TRCA,韓國的為 KRCA,衡量單位為百萬美元。經常帳餘額佔國內生產毛額比率之代號,台灣的為 TYCA,韓國的為 KYCA。所有的資料來自於教育部統計資料庫 (AREMOS)。由於資料取得的限制,台灣的資料,我們選取的樣本期間為1981年第一季至2011年第三季。韓國的資料選取的樣本期間為1976年第一季至2011年第三季。而消費者物價指數原始資料為月資料,因此本文將三個月的資料加總後平均而成為季資料。國內生產毛額衡量單位為新台幣百萬元。

在表 4.1 中我們可以發現,在1981年到2011年之間,台灣實質經常帳餘額 (TRCA) 其平均數為4,316.89百萬美元,經常帳餘額最大值發生時間為2009年第一季為12,698.41百萬美元,極小值發生在1981年第一季為-1,352.94百萬美元,標準差為3,005.68百萬美元。經常帳餘額佔國內生產毛額比率 (TYCA) 之平均數為7.04%,極大值發生於1986年第三季為22.8%,極小值發生在1981年第一季為-7.02%,標準差為5%。由資料發現,不論

是實質經常帳餘額或是經常帳餘額相對於 GDP 的比例, 最小值都是在 1981 年第一季, 然而最大值卻不相同。另第四欄 (column) 的 KRCA 是韓國實質經常帳餘額, 其平均數為 21,989.85 百萬美元, 極大值發生於 1999 年第二季是為 967,866.20 百萬美元, 極小值發生在 1997 年第一季是為 -153,123.40 百萬美元, 標準差是 146,576.90 百萬美元。經常帳餘額佔國內生產毛額比率之平均數為 6.91%, 極大值發生時間為 1998 年第一季為 149.79%, 極小值發生在 1980 年第一季為 -115.79%, 標準差是 43.67%。

表 4.1: 原始序列之敘述統計量

	台灣		韓國	
	TRCA	TYCA	KRCA	KYCA
平均數	4,316.89	7.04	21,989.85	6.91
中位數	3,514.77	6.55	1,247.45	6.65
極大值	12,698.41	22.80	967,866.20	149.79
極小值	-1,352.94	-7.02	-153,123.40	-115.79
標準差	3,005.68	5.00	146,576.90	43.67
Obs.	123	123	143	143

註:TRCA 代表台灣實質經常帳餘額, TYCA 代表台灣經常帳餘額佔 GDP 的比率, KRCA 代表韓國實質經常帳餘額, KYCA 代表韓國經常帳餘額佔 GDP 的比率。TRCA 與 KRCA 衡量單位為百萬美元, TYCA 與 KYCA 衡量單位為百分比。Obs. 代表觀察值數目

4.2 單根檢定結果

在此部份, 我們介紹 ADF (1979)、Phillips and Perron (1988)、Zivot and Andrews (1992)、Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點模型與 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點模型的單根檢定結果。

4.2.1 ADF (1979) 單根檢定結果

表 4.2 是 ADF (1979) 單根檢定的結果, 其檢定可以分成三個模型, 模型 A: 同時包含時間趨勢與截距項, 模型 B: 只有包含截距項, 模型 C 是沒有截距項也沒有時間趨勢。首先, 台灣的實質經常帳餘額 (TRCA) 在水準項下, 模型 A 的檢定統計量為 -1.82, 模型 B

的檢定統計量為-1.22, 在模型 C 檢定統計量為 0.37, 利用最小 AIC 為準則選出的最適落後期數三個模型皆為 7 期, 在 5% 的顯著水準之下, 三個模型都拒絕 TRCA 為穩定的序列。對 TRCA 做一階差分並對差分後的序列進行單根檢定, 我們發現一階差分後的檢定統計量在模型 A 為-5.41, 在模型 B 為-5.43, 在模型 C 為-5.30, 在 AIC 最小的準則之下, 所選擇的最適落後期數皆為 6 期, 在 5% 的顯著水準之下, 三個模型皆顯示一階差分後的 TRCA 皆為穩定的序列, 因此 TRCA 合乎跨期預算平衡理論。

表 4.2: ADF (1979) 單根檢定結果

	模型 A		模型 B		模型 C	
	水準項	一階差分	水準項	一階差分	水準項	一階差分
TRCA	-1.82(7)	-5.41(6)**	-1.22(7)	-5.43(6)**	0.37(7)	-5.30(6)**
TYCA	-2.36(7)	-4.45(6)**	-2.21(7)	-4.47(6)**	-0.85(7)	-4.48(6)**
KRCA	-4.58(5)**		-4.55(5)**		-4.45(5)**	
KYCA	-3.99(0)**		-3.76(0)**		-3.66(0)**	

註: 模型 A 代表同時包含截距項與時間趨勢的模型, 模型 B 代表含截距項的模型, 模型 C 表示沒有截距項也沒有時間趨勢的模型。TRCA 為台灣實質經常帳餘額, TYCA 為台灣經常帳餘額佔國內生產毛額比率, KRCA 為韓國實質經常帳餘額, KYCA 為韓國經常帳餘額佔國內生產毛額比率。在模型 A 中、模型 B、模型 C 中, 5% 的顯著水準臨界值分別為 -3.44、-2.88、-1.94。**代表 5% 的顯著水準。

其次, 台灣的經常帳佔 GDP 的比率 (TYCA) 在模型 A、模型 B 與模型 C 的檢定統計量分別為-2.36、-2.21 與-0.85, 利用最小 AIC 為準則選出的最適落後期數皆為 7 期, 在 5% 的顯著水準之下, 都拒絕 TYCA 為穩定的序列。因此繼續對 TYCA 進行一階差分, 並對差分後的序列進行單根檢定, 一階差分後的檢定統計量在模型 A 為-4.45, 在模型 B 為-4.47, 在模型 C 為-4.48, 三個模型的最適落後期數皆為 6 期, 在 5% 的顯著水準之下, 一階差分後的 TYCA 皆為穩定的序列, 因此 TYCA 的原始序列為不穩定的序列, 一階差分後皆為穩定序列, 據此推論, TYCA 合乎跨期預算平衡理論。

第三, 韓國的實質經常帳餘額 (KRCA) 在模型 A 中的檢定統計量為-4.58, 在模型 B 中的檢定統計量為-4.55, 在模型 C 中的檢定統計量為-4.45, 利用最小 AIC 為準則選出的最適落後期數皆為 5 期, 在 5% 的顯著水準之下, 三個模型均顯示 KRCA 為穩定的序列。

據此推論，韓國的實質經常帳餘額不合乎跨期預算平衡理論。

最後，韓國的經常帳餘額佔 GDP 的比率 (KYCA) 在模型 A、模型 B 與模型 C 的檢定統計量分別為-3.99、-3.76與-3.66，利用最小 AIC 為準則選出的最適落後期數為0期，在5%的顯著水準之下，三個模型均顯示 KYCA 為穩定的序列。因此韓國的經常帳餘額佔 GDP 的比率不合乎跨期預算平衡理論。

4.2.2 Phillips and Perron (1988) 單根檢定結果

表 4.3 是 Phillips and Perron (1988) 單根檢定的結果，模型 A 代表同時包含時間趨勢與截距項，模型 B 只有包含截距項，模型 C 是沒有截距項也沒有時間趨勢。首先，TRCA 在模型 A 的檢定統計量為-4.88，在模型 B 下其檢定統計量為-3.49，在模型 C 的檢定統計量為-0.76，可以發現在模型 A 和模型 B 的水準項中，5%的顯著水準之下，TRCA 皆為穩定的序列，而在模型 C 水準項下，拒絕 TRCA 為穩定的序列。因此就 TRCA 在模型 C 進行一階差分，並對差分後的序列進行單根檢定，在模型 C 一階差分後，檢定統計量為-14.06，可以得知在5%的顯著水準下，TRCA 在模型 C 一階差分後為穩定的序列。因此推論 TRCA 不合乎跨期預算平衡理論。

表 4.3: Phillips and Perron (1988) 單根檢定結果

	模型 A		模型 B		模型 C	
	水準項	一階差分	水準項	一階差分	水準項	一階差分
TRCA	-4.88**		-3.49**		-0.76	-14.06**
TYCA	-4.18**		-4.08**		-1.57	-13.68**
KRCA	-3.19	-21.19**	-3.21**		-3.21**	
KYCA	-4.21**		-3.91**		-3.81**	

註：模型 A 代表同時包含截距項與時間趨勢的模型，模型 B 代表含截距項的模型，模型 C 表示沒有含截距項也沒有時間趨勢的模型。TRCA為台灣實質經常帳餘額，TYCA 為台灣經常帳餘額佔國內生產毛額比率，KRCA 為韓國實質經常帳餘額，KYCA 為韓國經常帳餘額佔國內生產毛額比率。**代表5%的顯著水準。在模型 A 中、模型 B、模型 C 中,5%顯著水準的臨界值分別為 -3.44、-2.88、-1.94。

其次，TYCA 在模型 A 與模型 B 的檢定統計量分別為-4.18與-4.08，5%的顯著水準

之下, TYCA 皆為穩定的序列, 在模型 C 之檢定統計量為-1.57, 而在模型 C, 則在5%的顯著水準之下, 拒絕 TYCA 為穩定的序列。因此就 TYCA 在模型 C 進行一階差分, 然後再做單根檢定, 在模型 C 一階差分後之檢定統計量為-13.68, 可以得知在5%的顯著水準下, TYCA 於模型 C 一階差分後為穩定的序列。故 TYCA 不合乎跨期預算平衡理論。

第三, KRCA 在模型 A 下的檢定統計量為-3.19, 在模型 B 下的檢定統計量為-3.21, 在模型 C 下的檢定統計量為-3.21, 可以得知在模型 A 水準項下, 5%的顯著水準之下, 拒絕 KRCA 為穩定的序列, 而在模型 B 和模型 C 水準項中, KRCA 皆為穩定的序列。因此對 KRCA 在模型 A 進行一階差分後再做單根檢定, 在模型 A 一階差分後, 檢定統計量為-21.19, 在5%的顯著水準下, KRCA 在模型 A 一階差分後為穩定的序列。因此 KRCA 不合乎跨期預算平衡理論。

最後, KYCA 在模型 A、模型 B 與模型 C 之下的檢定統計量分別為-4.21、-3.91與-3.81, 三個模型在5%的顯著水準之下, 皆顯示 KYCA 為穩定的序列。因此 KYCA 不合乎跨期預算平衡理論。

4.2.3 Zivot and Andrews (1992) 單根檢定結果

表 4.4 是 Zivot and Andrews 單根檢定的結果, 與前面不同, 表 4.4 的模型 A 代表同時包含時間趨勢與截距項, 模型 B 代表只包含時間趨勢, 模型 C 代表只包含截距項。首先, 可以發現 TRCA 在模型 A 下, 其檢定統計量為-3.73, 在模型 B 下, 其檢定統計量為-3.58, 在模型 C 下, 其檢定統計量為-3.41, 在5%的顯著水準下, 三個模型都拒絕 TRCA 為穩定的序列。對 TRCA 進行一階差分後, 重新進行單根檢定, 發現一階差分後的檢定統計量在模型 A、模型 B 與模型 C 中分別為-6.22、-5.77和-6.23, 在5%的顯著水準之下, 三個模型一階差分後的 TRCA 皆為穩定的序列, 據此推論, TRCA 合乎跨期預算平衡理論。

其次, TYCA 在模型 A 下, 檢定統計量為-5.28, 在模型 B 下, 檢定統計量為-3.73, 在模型 C 下, 檢定統計量為-4.52, 在5%的顯著水準下, 三個模型皆拒絕 TYCA 為穩定的

表 4.4: Zivot and Andrews (1992) 單根檢定結果

	模型 A		模型 B		模型 C	
	水準項	一階差分	水準項	一階差分	水準項	一階差分
TRCA	-3.73	-6.22**	-3.58	-5.77**	-3.41	-6.23**
	2000:04	1987:04	1998:01	1989:03	1992:01	1987:04
TYCA	-5.28	-6.16**	-3.73	-5.70**	-4.52	-6.23**
	1987:04	1987:02	1995:02	1988:02	1987:04	1987:02
KRCA	-6.30**		-4.87**		-5.39**	
	1998:04		1999:02		1997:02	
KYCA	-4.68	-13.25**	-4.09	-13.02**	-4.45	-13.27**
	1983:02	1998:03	1986:04	1998:02	1983:02	1998:03

註：模型 A 代表同時包含截距項與時間趨勢的模型，模型 B 代表只包含時間趨勢的模型，模型 C 表示只包含截距項的模型。TRCA 為台灣實質經常帳餘額，TYCA 為台灣經常帳餘額佔國內生產毛額比率，KRCA 為韓國實質經常帳餘額，KYCA 為韓國經常帳餘額佔國內生產毛額比率。在模型 A 中、模型 B、模型 C 中，5% 顯著水準的臨界值分別為 -5.08、-4.42、-4.80。**代表 5% 的顯著水準。

序列。因此對 TYCA 進行一階差分後進行單根檢定，我們發現模型 A、模型 B 與模型 C 的檢定統計量分別為 -6.16、-5.7 和 -6.23，結構性改變點分別為 1987 年第二季、1988 年第二季與 1987 年第二季，與 TYCA 的極大值 1987 年第二季相同，據此，TYCA 合乎跨期預算平衡理論。

第三，KRCA 在模型 A 中，其檢定統計量為 -6.30，在模型 B 下，其檢定統計量為 -4.87，在模型 C 下，其檢定統計量為 -5.39，在 5% 的顯著水準下，KRCA 於三個模型皆為穩定的序列且結構性改變點分別為 1998 年第四季、1999 年第二季與 1997 年第二季。據此，KRCA 不合乎跨期預算平衡理論。

最後，KYCA 在模型 A 下，檢定統計量為 -4.68，在模型 B 下，檢定統計量為 -4.09，在模型 C 下，檢定統計量為 -4.45，在 5% 的顯著水準下，皆拒絕 KYCA 為穩定的序列。因此對 KYCA 再進行一階差分，然後再進行單根檢定，在模型 A 一階差分後發現，檢定統計量為 -13.25，在模型 B 一階差分後，檢定統計量為 -13.02，在模型 C 一階差分後，檢定統計量為 -13.27，在 5% 的顯著水準下，由單根檢定結果可以知道，三個模型一階差分後的

KYCA 皆為穩定的序列, 結構性改變點分別為 1998 年第三季、1998 年第二季和 1998 年第三季。據此, KYCA 合乎跨期預算平衡理論。

4.2.4 Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點的單根檢定結果

表 4.5 是 Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點的單根檢定結果, 其單根檢定可分成二個模型, 模型 A 為 Crash 模型和模型 B 為 Trend Break 模型。首先, TRCA 在模型 A 中, 檢定統計量為-4.78, 斷點發生在 1991 年第四季, 在模型 B 下, 其檢定統計量為-6.1, 斷點發生在 1992 年第二季, 在 5% 顯著水準下, 二個模型皆顯示 TRCA 為穩定的序列。據此, TRCA 並不合乎跨期預算平衡理論。

表 4.5: Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點的單根檢定結果

	模型 A		模型 B	
	水準項	一階差分	水準項	一階差分
TRCA	-4.78** D(1991:04)		-6.10** D(1992:02) DT(1992:02)	
TYCA	-2.44 D(2008:03)	-10.60** D(1995:02)	-5.52** D(1987:04) DT(1987:04)	
KRCA	-4.51** D(1999:01)		-4.02 D(1997:04) DT(1997:04)	-9.47** D(1999:02) DT(1999:02)
KYCA	-4.00** D(1983:01)		-4.23 D(1989:04) DT(1989:04)	-13.11** D(1980:02) DT(1980:02)

註: 模型 A 為 Crash 模型, 允許截距項具有結構性改變。模型 B 為 Trend Break 模型, 同時允許截距項與時間趨勢且有一次性的結構性改變。TRCA 為台灣實質經常帳餘額, TYCA 為台灣經常帳餘額佔國內生產毛額比率, KRCA 為韓國實質經常帳餘額, KYCA 為韓國經常帳餘額佔國內生產毛額比率。**代表 5% 的顯著水準。在模型 A 中, 5% 的臨界值 (critical value) 為 -3.56, 在模型 B 中, 5% 的臨界值為 -4.50。

TYCA 在模型 A 中檢定統計量為-2.44, 斷點發生在 2008 年第三季, 在模型 B 下檢定統計量為-5.52, 斷點發生在 1987 年第四季, 在 5% 顯著水準下, TYCA 在模型 A 中為不穩

定的序列, 在模型 B 中, TYCA 為穩定的序列, 結構性改變點為 1987 年第四季。一階差分後, 單根檢定結果在模型 A 中檢定統計量為-10.6, 斷點發生在 1995 年第二季, 在 5% 顯著水準下, 一階差分後的 TYCA 為穩定的序列。

第三, KRCA 在模型 A 中, 檢定統計量為-4.51, 斷點發生在 1999 年第一季, 在 5% 顯著水準下, KRCA 為穩定的序列, 在模型 B 下, 其檢定統計量為-4.02, 斷點發生在 1997 年第四季, 在 5% 顯著水準下, 在模型 B, 拒絕 KRCA 為穩定序列。因此繼續對 KRCA 進行一階差分, 一階差分後之單根檢定結果, 模型 B 的檢定統計量為-9.47, 斷點發生在 1999 年第二季, 在 5% 顯著水準下, KRCA 為穩定的序列。

最後, KYCA 在模型 A 下檢定統計量為-4.00, 斷點發生在 1983 年第一季, 在 5% 顯著水準下, KYCA 為穩定的序列。在模型 B 水準項下檢定統計量為-4.23, 斷點發生在 1989 年第四季, 在 5% 顯著水準下, 拒絕 KYCA 為穩定的序列。對 KYCA 進行一階差分, 單根檢定結果發現模型 B 的檢定統計量為-13.11, 斷點發生在 1980 年第二季, 在 5% 顯著水準下, KYCA 為穩定的序列。

4.2.5 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定結果

表 4.6 是 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定結果, 其依然可以分成二個模型, 分別為模型 A 是 Crash 模型和模型 B 為 Trend Break 模型。首先, TRCA 在模型 A 中, 檢定統計量為-5.35, 斷點發生在 1991 年第四季和 2008 年第三季, 在模型 B 下, 檢定統計量為-7.78, 斷點發生在 1987 年第三季和 2000 年第三季, 在 5% 的顯著水準下, TRCA 於二個模型中皆為穩定的序列。據此, TRCA 並不合乎跨期預算平衡理論。

其次, TYCA 在模型 A 下, 檢定統計量為-2.67, 斷點發生在 1991 年第四季和 2008 年第三季, 於模型 A 下, 拒絕 TYCA 為穩定序列, 在模型 B 下, 檢定統計量為-7.74, 斷點發生在 1987 年第三季和 2000 年第三季, 在 5% 的顯著水準下, 模型 B 顯示 TYCA 為穩定序列。對 TYCA 進行一階差分後進行單根檢定, 在模型 A 中, 檢定統計量為-11.23, 斷點發生在 1987 年第四季和 1998 年第一季, 在 5% 的顯著水準下, TYCA 一階差分後為穩

表 4.6: Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定結果

	模型 A		模型 B	
	水準項	一階差分	水準項	一階差分
TRCA	-5.35**		-7.78**	
	D1(1991:04)		D1(1987:03)	
	D2(2008:03)		D2(2000:03)	
TYCA	-2.67	-11.23**	-7.74**	
	D1(1991:04)	D1(1987:04)	D1(1987:03)	
	D2(2008:03)	D2(1998:01)	D2(2000:03)	
KRCA	-4.56**		-6.00**	
	D1(1995:03)		D1(1996:02)	
	D2(1999:02)		D2(1999:04)	
KYCA	-4.31**		-4.78	-13.16**
	D1(1986:01)		D1(1989:01)	D1(1980:02)
	D2(1989:04)		D2(1997:03)	D2(1988:03)

註: 模型A為 Crash 模型, 允許截距項具有結構性改變。模型 B 為 Trend Break 模型, 同時允許截距項與時間趨勢且有二次性的結構性改變。TRCA為台灣實質經常帳餘額, TYCA 為台灣經常帳餘額佔國內生產毛額比率, KRCA 為韓國實質經常帳餘額, KYCA為韓國經常帳餘額佔國內生產毛額比率。**代表5%的顯著水準。在模型 A 中, 5%的臨界值 (critical value) 為 -3.56, 在模型 B 中, 5%的臨界值為 -4.50。

定的序列。

第三, KRCA 在模型 A 與模型 B 中, 檢定統計量分別為-4.56與-6.00, 結構性改變點分別發生在1995年第三季與1999年第二季及1996年第二季與1999年第四季, 在5%的顯著水準下, 顯示 KRCA 為穩定的序列。據此推論, KRCA 不合乎跨期預算平衡理論。

最後, KYCA 在模型 A 下, 檢定統計量為-4.31, 斷點發生在1986年第一季和1989年第四季, 在5%的顯著水準下, KYCA 為穩定序列, 在模型 B 中, 檢定統計量為-4.78, 斷點發生在1989年第一季和1997年第三季, 在5%的顯著水準下, 拒絕 KYCA 為穩定序列。因此對 KYCA 在模型 B 進行一階差分後做單根檢定, 其檢定統計量為-13.16, 斷點發生在1980年第二季和1988年第三季, 在5%的顯著水準下, 顯示 KYCA 為穩定的序列。

第 5 章結論

經常帳是否合乎跨期預算平衡理論已被廣為討論，本篇文章重新針對此議題，利用 ADF (1979)、Phillips and Perron (1988)、Zivot and Andrews (1992)、Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點與 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定方法重新驗證跨期預算平衡理論是否會成立。依據實證結果，我們發現台灣在 ADF (1979) 與 Zivot and Andrews (1992) 的單根檢定方法的單根檢定結果支持經常帳具有跨期預算平衡，然而 Phillips and Perron (1988)、Lee and Strazicich (2004) 單一結構性改變點與 Lee and Strazicich (2003) 二個結構性改變點的單根檢定方法並不支持跨期經常帳平衡理論；韓國的實證結果發現，在 5 種單根檢定的方法，不論是實質經常帳或是經常帳佔 GDP 的比率幾乎都不支持經常帳具有跨期平衡。在本論文中，回顧了 5 種實證上常使用的單根檢定方法並且利用其來檢驗經常帳的跨期平衡理論是否會成立。雖然實證結果顯示，台灣與韓國的經常帳並不支持跨期平衡理論，我們提出可能的合理解釋為台灣與韓國都是經常帳持續有大量盈餘的國家且累積大量的外匯準備，經常帳尚未到達向下調整的階段，導致跨期預算平衡不成立。

參考文獻

- Byrne, J.P. and R. Perman (2006), “Unit Roots and Structural Breaks: A Survey of the Literature,” *Working Paper*.
- Dickey, D. A. and W.A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D.A and W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autogressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1057-72.
- Fuller, W.A. (1976), “Introduction to Statistical Time Series,” *New York: Wiley*.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), “ Spurious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, No. 2, 111-120.
- Hayashi, N. (2005), “Structural Changes and Unit Roots in Japan’s Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?” *Japan and the World Economy*, 17, 239-259.
- Im, K.S., H.M. Pesaran, and Y. Shin (1997), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” Discussion Paper, Universit of Cambridge.
- Lee, J. and M.C. Strazicich (2003), “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks,” *The Review of Economics and Statistics*, 85, No.4, 1082-1089.

- Lee, J. and M.C. Strazicich (2004), "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break," *Working Paper*.
- Milesi-Ferretti, G.M. and A. Razin (1996), "Current Account Sustainability," *Princeton Studies in International Finance*, 81, October.
- Nelson, C. and C. Plosser (1982), "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
- Said, S.E. and A. Dickey (1984), "Testing for Unit Root in Autoregressive Moving Average Model of Unknown Order," *Biometrics*, 7, 599-607.
- Shiller, R.J. and P. Perron (1985), "Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation," *Economics Letters*, 39, 381-386.
- Taylor, A.M. (2002), "A Century of Current Account Dynamics," *NBER Working Paper*, No. W8927.
- Trehan B. and C.E. Walsh (1991), "Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U.S. Federal Budget and Current Account Deficits," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, No.2, 206-223.
- Wu, J.L. (2000), "Mean Reversion of the Current Account: Evidence From the Panel Data Unit-Root Test," *Economics Letters*, 66, 215-222.
- Wu, J.L., F. Stilianos, and S.L. Chen (1996), "Testing for the Sustainability of the Current Account Deficit in Two Industrial Countries," *Economics Letters*, 52,

193-198.

Zivot, E. and D.W.K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, No3, 251-270.