

東 海 大 學 經 濟 學 系
碩 士 論 文

亞洲重要經濟體系之歐肯係數的比較

The Comparison of Okun's Coefficients in Some Important
Asian Economies

指導教授：王宜甲 博士

研究生：蔡弘毅

中 華 民 國 一 百 零 一 年 五 月

謝詞

兩年的碩士生生涯轉眼飛逝，在這七百多個日子裡，衷心感謝指導教授王宜甲老師的鞭策與鼓勵，老師總是不厭其煩的替我解惑，常常給我建議讓我能夠朝著正確的方向前進，使我無論在學術研究方法或做研究態度上，都有明顯的進步，也特別感謝兩位口試委員靜宜大學鄧嘉宏教授以及逢甲大學陳麗如教授，於百忙之中給予論文寫作過程的寶貴意見，才能讓我完成這篇論文。

論文寫作真的是一件需要毅力與充滿決心的態度才能完成的任務，很高興的我終於能體會到苦盡甘來的滋味，回想兩年前剛進研究所一無所知，在平時修課時，承蒙系上陳文典教授、羅台雄、劉仲戎、廖培賢、廖恩愛、林佳慧、廖國宏以及賀惠玲教授的苦心教導，為論文紮下堅實的基礎，加上指導教授王宜甲老師一年多以來的努力教導與付出，才能使論文順利完成，在此對於您們的付出，表達最誠摯的謝意。更要感謝在同個指導老師下的研究所同學佩璇與雨真，在論文上互相扶持與砥礪，惠文、嘉樺、詠丞、裕文、馨芸、亞璇以及涵汝在課業上互相勉勵，在生活上快樂與悲傷的分享，也非常感謝系上的佩雯助理、雅嵐及曉惠助教在我們碩士生活上無私的付出與協助。

最後，要感謝我的父母，全心全力的支持我，當我背後的支柱，讓我無後顧之憂的完成碩士學業，非常感謝。

蔡弘毅 謹致

東海大學經濟系研究所

中華民國一百零一年六月

摘要

歐肯法則為失業率與經濟成長率之間的抵換關係，如有一經濟體系，其失業率與實質 GDP 成長率之間有顯著的負相關，則代表歐肯法則在此經濟體系是成立的。本篇論文針對東南亞六個重要經濟體系（台灣、香港、新加坡、南韓、日本與中國），以一階差分與缺口模型估計各經濟體系的歐肯係數值，樣本期間為 1970 年代前後至 2011 年，除了在實證分析中對中國使用年資料外，其他經濟體系均有季資料可作分析。我們的實證結果發現，除了失業率外，固定資本形成毛額對實質產出亦有顯著的影響，如果遺漏此變數，會有低估失業率對實質產出影響的情況。由於本篇論文涵蓋的六個經濟體系之樣本期間均包含了 2008 年的金融海嘯，因此我們的實證模型還可進一步探討經過金融海嘯衝擊過後，各經濟體系的歐肯係數是否會受到影響。實證結果顯示，新加坡以缺口模型估計出的歐肯係數，以及南韓以一階差分模型估計出的歐肯係數，經過金融海嘯後，歐肯係數會有顯著的改變，但其他四個經濟體系則無顯著變化。

關鍵字：歐肯法則、失業率、實質產出、金融海嘯

JEL codes: C2; E24; E32

Abstract

Okun's law states the negative relationship between unemployment and economic growth. The slope coefficient in the regression involving these two variables determines the existence of Okun's Law. This paper estimates Okun's coefficients in some important Asian economies using two distinct models: first-difference model and gap model. Our sample covers the period from early 1970s to 2011 for the following Asian economies, Taiwan, Hong Kong, Singapore, South Korea, China, and Japan. Our evidence shows that, in addition to the rate of unemployment, gross fixed capital formation also significantly affects the gap or the growth rates of real GDP in these economies. Without the inclusion of gross fixed capital formation in a regression, Okun's coefficients will be underestimated. Moreover, the 2008 financial crisis affects the estimation of Okun's coefficients only in Singapore and South Korea.

Keywords: Okun's Law, Unemployment; Real GDP; Financial crisis

JEL codes: C2; E24; E32

目錄

第一章 緒論與文獻回顧.....	1
第一節 緒論.....	1
第二節 文獻回顧.....	3
第二章 計量方法.....	5
第一節 歐肯法則之一階差分模型與缺口模型.....	5
第二節 Hodrick–Prescott 過濾法.....	5
第三節 單根檢定 (Unit Root Test)	6
第三章 數據描述.....	9
第一節 數據描述.....	9
第二節 變數說明.....	11
第四章 實證結果.....	14
第一節 一階差分模型、缺口模型與單根檢定.....	14
第二節 台灣地區的實證結果.....	17
第三節 香港地區的實證結果.....	22
第四節 南韓地區的實證結果.....	26
第五節 新加坡地區的實證結果.....	30
第六節 中國地區的實證結果.....	34
第七節 日本地區的實證結果.....	37
第八節 其他實證比較與結論.....	41
第九節 金融海嘯前後的歐肯係數.....	43
第五章 結論.....	45
附錄：東南亞重要經濟體系歐肯模型之樣本變數單根檢定.....	47
參考文獻.....	53

表目錄

表 1：變數符號說明.....	9
表 2：台灣、香港、新加坡、南韓、中國與日本的資料來源.....	10
表 3：台灣歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	18
表 4：解釋變數間之相關係數.....	20
表 5：台灣歐肯法則實證與各文獻的比較.....	21
表 6：香港歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	23
表 7：解釋變數間的相關係數.....	25
表 8：南韓歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	27
表 9：解釋變數間的相關係數.....	28
表 10：新加坡歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	31
表 11：解釋變數間的相關係數.....	33
表 12：中國歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	35
表 13：日本歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果.....	38
表 14：解釋變數間的相關係數.....	39
表 15：歐肯係數之相關文獻比較.....	41
表 16：金融海嘯前後各經濟體系歐肯係數的變動.....	43

圖目錄

圖 1：各經濟體系實質 GDP 成長率（單位：百分比）比較圖	11
圖 2：各經濟體系的失業率（單位：百分比）比較圖	12
圖 3：台灣地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	17
圖 4：台灣地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	17
圖 5：香港地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	22
圖 6：香港地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	22
圖 7：南韓地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	26
圖 8：南韓地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	26
圖 9：新加坡地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	30
圖 10：新加坡地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	30
圖 11：中國地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	34
圖 12：中國地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	34
圖 13：日本地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性	37
圖 14：日本地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性	37

第一章 緒論與文獻回顧

第一節 緒論

2000 下半年開始，台灣失業率日漸嚴重，經濟成長也有下降趨勢，這兩者之間的相關性，在 1962 年歐肯已有實證觀察得知，然而有關歐肯法則的跨國比較之文獻，大多是歐美國家的實證結果比較，東南亞地區的經濟體系並無歐肯法則的相關文獻，故本文便以貼近台灣周遭的重要經濟體系，來做歐肯法則的驗證並比較。

我們研究的目的是探討東南亞重要經濟體系是否有歐肯法則的存在，比較各經濟體系之間的歐肯係數，並與相關文獻互相比較，來確定樣本期間與模型設定的不同會不會對最後的歐肯係數估計結果有影響，由於本篇論文樣本涵括了 2008 年金融海嘯，因此進一步分析，金融海嘯是否會對各經濟體系的歐肯係數造成顯著影響。

在 1962 年，歐肯 (Arthur M. Okun) 提出實質產出與失業率之間長期的關係，後世稱為「歐肯法則 (Okun's Law)」。此一法則主要是一個經驗觀察的現象，歐肯所觀察到景氣循環所造成的失業變動與實質產出變動之間具有實證上的負向關係，但並無具體的理論模型說明此一現象。根據歐肯對美國的數據觀察，在充分就業的情況下，失業率約為 4% (此即「自然失業率」)。在美國戰後時期，當平均失業率高於 4% 一個百分點 (即 5%) 時，會使實質產出的成長率下降約 3%，因此，隨後的經濟學家將經濟成長率會受到失業率變動的百分點稱為「歐肯係數 (Okun's Coefficient)」，以此例而言，歐肯係數為-3。然而，歐肯係數的大小，在不同樣本與時期所得到的結果並不相同。例如 Lee (2000) 及 Freeman (2001) 研究工業國家在戰後實質產出與失業率之間的抵換關係，發現在大部分國家中，歐肯法則是成立的，但歐肯係數的估計值在每個國家地區有相當大的差異，而這個差異，又會因為所使用的解釋變數不同而有所改變。

在估計歐肯係數的實證模型中，以台灣地區為樣本文獻並不多，例如江靜儀 (2006) 與田慧琦 (2010)。而本篇論文將沿用江靜儀 (2006) 所用來估計歐肯係數的兩個模型，一階差分 (first difference) 模型與缺口 (gap) 模型，並做了部分修正。這些修正包括樣本期間的增加以及解釋變數的選擇上。除此之外，本篇論文將會以修正過後的一階差分及缺口模型，同時估計

亞洲四小龍（台灣、香港、新加坡與南韓）、中國大陸與日本的歐肯係數，分析實證結果的跨國差異，並與近年文獻做一比較。

本篇論文所使用數據主要為跨國的長期時間序列資料，因此我們必須透過 Said and Dickey (1984) 的單根檢定，判斷一階差分模型與缺口模型所使用的迴歸變數是否為定態 (stationary)，以避免遭遇虛假迴歸 (spurious regression) 的可能性。此外，本篇論文亦以解釋變數之間的相關係數，檢驗它們的相關性，避免解釋變數的共線性問題。

隨後，本篇論文以一階差分模型與缺口模型來估計歐肯係數的估計值，我們使用前述六個經濟體系的實質國內生產毛額 (real Gross Domestic Product (GDP)) 作為被解釋變數，解釋變數則包括：固定資本形成毛額 (gross fixed capital formation)、就業人口數 (number of employed workers) 與失業率 (unemployment rate)，數據涵蓋年間，台灣為 1978Q1 至 2011Q2；日本為 1980Q1 至 2011Q2；香港為 1981Q4 至 2011Q2；新加坡為 1986Q1 至 2011Q2，但因新加坡官方統計就業人口數並無統計季資料，故本文無法使用此變數來做分析；南韓為 1982Q2 至 2011Q2；而中國因中國官方並無統計季資料，故以 1950 年至 2009 年的年資料替代，數據來源為各國的官方統計資料庫和 Datastream 資料庫。

若迴歸方程式只使用失業率來解釋經濟成長率的話，本篇論文發現這六個經濟體系裡除了中國地區以外，亞洲四小龍和日本均有顯著且符合法則的歐肯係數。然而，若加入其他解釋變數之後，失業率與經濟成長率的歐肯法則將不存在於部分國家。實證結果顯示，日本歐肯係數值為正，台灣歐肯係數與新加坡相距不大且小於香港，南韓歐肯係數最小，反映出當失業率下降 1% 時，南韓的經濟成長會上升最少；日本可能為負成長。

本篇論文所得到的主要結論，若與較近的實證文獻作比較的話，有非常大的差異。行政院主計處林淑敏 (2010) 以滾動估計法估計出的動態歐肯係數的倒數，這是因為林淑敏 (2010) 是以失業率為被解釋變數，而經濟成長率為解釋變數，這與 Okun (1962) 或其他文獻的迴歸模型，在解釋變數與被解釋變數間剛好相反。因此本文將林淑敏 (2010) 所估計出的動態歐肯係數轉換為與本文一致的歐肯係數，發現本文所估計的歐肯係數值取絕對值後，遠比林淑敏專員所估計的結果小，亦即失業率每下降一點百分點時，經濟成長增加的幅度都比林淑敏專員的結果小。最後，本篇論文比較金融海嘯前後各國歐肯係數有無變動，發現只有新加坡的一階差分模型與南韓的缺口模型所估計出來的歐肯係數有顯著的差異，表示台灣、香港、日本與中國大

陸的歐肯係數，並不受到金融海嘯的影響。

在過去的文獻中，歐肯法則的實證研究大部分著重於歐美國家，歐肯係數的跨國比較也以歐美國家的比較居多。與以往的文獻不同，本篇論文為首篇針對東南亞六個重要經濟體系的歐肯係數估計並比較的文章。本文主要沿用江靜儀 (2006) 的一階差分與缺口模型，並將各經濟體系資料期間擴充為 1965 年左右至 2011Q2，而這六大經濟體系為亞洲四小龍 (台灣、香港、新加坡與南韓)，以及東亞兩大開放經濟體系的中國與日本，在本篇論文實證結果最後，與其他文獻做一比較外，我們更進一步的探討了 2008 金融海嘯前後歐肯係數是否改變，這也是本篇論文的一大貢獻之一。

第二節 文獻回顧

歐肯法則一直被認為是一個實證上的規律，是描述景氣循環所造成的失業率變動與實質產出變動之間的負相關程度，是一種經驗法則，並無理論支持，在總體經濟學中被視為具有一貫性的經濟關係。

然而，每個經濟體系有其特殊的經濟結構以及文化，因此 Okun (1962) 的實證研究中，失業率與實質產出成長間 1 比-3 的抵換關係並非在所有經濟體系都適用，例如 Lee (2000) 研究 OECD 中 16 個開放經濟體系國家，以及 Freeman (2001) 研究 10 大工業國在戰後，失業與實質產出之間的關係，其實證結果為歐肯法則皆成立，但歐肯係數的估計值在每個國家之間不盡相同，表示在不同的經濟體系之下，所估計出來的歐肯係數也並不相同。

歐肯法則也並不是一個不變的實證規律，在美國 1970 年代的原油衝擊之後，持續性的高失業低成長、女性勞動參與率提高、以及生產力與工資成長減緩等，這些原因使學者相信失業與實質產出之間的關係已經發生結構性改變，歐肯法則的適用性開始令人難以信服。

我們從許多實證研究發現，當迴歸模型設定上的差異、變數樣本期間的不同以及所使用的解釋變數的不同，皆會影響估計歐肯係數的結果。Prachowny (1993) 沿用 Adams and Coe (1989) 季資料與 Gordon (1984) 的季資料，並加入勞動工作時數 (週工作時數)、生產力與勞動供給等

變數，來探討美國的歐肯係數，其實證結果發現，當失業率缺口下降 1%，實質產出缺口僅上升 0.67%，比歐肯估計美國失業率與實質產出之間抵換關係 1 比-3 還小，表示加入其他可能影響實質產出的變數時，會影響我們估計的歐肯係數值。江靜儀 (2006) 與田慧琦 (2010) 皆使用一階差分模型與缺口模型來估計台灣的歐肯係數值，江靜儀 (2006) 使用一階差分模型所得到的歐肯係數值為-2，而缺口模型所得到的歐肯係數值為-7 至-5.2，田慧琦 (2010) 沿用江靜儀 (2006) 的一階差分與缺口模型，一階差分模型得到的歐肯係數值分別為-9，而缺口模型則得到-6.7 至-5 的歐肯係數值，這兩篇文獻的結果顯示出，變數樣本期間的不同會影響歐肯係數的估計結果。

江靜儀 (2006) 使用一階差分模型、缺口模型之 Beveridge-Nelson 分解法與 Hodrick-Prescott 過濾法，使用資料期間為 1961 至 1999 台灣年資料，以失業率、固定資本生產力、勞動力以及實質產出等變數來估計台灣歐肯係數，並說明在台灣經濟體系下歐肯係數的變動，以及歐肯法則是否成立。江靜儀使用一階差分模型估計台灣歐肯係數時，歐肯係數為顯著的負值，其值為-2，表示當失業率下降 1% 時，實質產出會上升 2%，使用缺口模型之 Beveridge-Nelson 分解法以及 Hodrick-Prescott 濾淨法來估計台灣歐肯係數時，所得到的結果歐肯係數分別為-7 及-5.2，且皆為顯著，表示缺口模型的估計下，當失業率每下降 1 個百分點時，實質產出會上升 5.2 至 7 個百分點，歐肯法則在台灣成立，這實證結果也間接驗證了 Okun (1962)，其失業率與實質產出成長之間為 1 比-3 的抵換關係，在台灣經濟體系並不適用。相較之下台灣歐肯係數高於歐美國家，與日本卻有相似的估計值，江靜儀推估台、日相似之處為勞動市場工作保障程度與特徵相似所致。

第二章 計量方法

第一節 歐肯法則之一階差分模型與缺口模型

Okun (1962) 以實質產出成長率與失業率之間所建立的兩大實證模型，分別為一階差分模型跟缺口模型來估計失業率對實質產出成長率的影響。其一階差分模型如下所示：

$$\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t, \quad \beta_1 < 0, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

其中 Δ 為差分運算因子， y_t 為實質產出， u_t 為失業率， ε_t 為白噪音干擾項， T 為樣本數， β_0 為截距項， β_1 為 Δu_t 的係數，我們稱為一階差分模型的歐肯係數。

其二歐肯所建議的缺口模型如下所示：

$$y_t - y_t^* = \alpha_1 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t, \quad \alpha_1 < 0 \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2)$$

其中 y_t^* 為潛在產出， $y_t - y_t^*$ 代表產出缺口； u_t^* 為自然失業率， $u_t - u_t^*$ 代表失業率缺口，又稱為循環性失業率，由於自然失業率與潛在產出 (u_t^* 與 y_t^*) 並無直接可取得的數據，因此本篇論文使用了 Hodrick–Prescott 過濾法，將潛在產出與自然失業率由可觀察到的數據直接分離出來。

第二節 Hodrick–Prescott 過濾法

Hodrick–Prescott 過濾法由 Hodrick and Prescott (1997) 提出，為一個靈活的非線性趨勢方法，是將原始數據的時間序列過濾出其經濟週期與時間趨勢。Hodrick–Prescott 過濾法的主要概念，是隨著時間過程，將變數的隨機趨勢平滑化，且將變數分離出循環項的部份，其隱含著趨勢值的最大可能變動下，將變數的波動極小化。其方法是找出 τ_t ($t = 1, 2, \dots, T$) 來極小化下式：

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \quad (3)$$

其中 y_t 為原始的時間序列，其週期性部分為 $y_t - \tau_t$ 。 λ 為一個加權權數，第一部分為衡量時間序列適當性，為 $y_t - \tau_t$ 平方的總合；第二部分為衡量平滑部分，為二階差分後的趨勢項，加入 λ 主要是限制趨勢的波動以及區別循環波動，當資料為年資料時， $\lambda = 100$ ；資料為季資料時， $\lambda = 1600$ 。

第三節 單根檢定 (Unit Root Test)

本篇論文驗證亞洲重要經濟體系的歐肯係數，所使用的變數資料均為時間序列數據，當我們利用時間數列模型來做統計分析時，首先必須確定變數是否為定態 (stationary)，如果變數非不定態 (non-stationary) 時，將此變數放入迴歸模型可能會有虛假迴歸的問題。所謂定態，是指一時間數列資料雖為隨機過程 (stochastic process)，但此一隨機過程之機率分配不隨時間之改變而改變；反之，則此一時間數列稱之為非定態時間數列。一時間數列若為穩定，它所面臨外來的衝擊反應是短暫的，隨著衝擊的消失，該時間序列也會重回長期均衡；而非定態的時間序列恰好相反，即使衝擊消失，對於時間序列的影響永遠存在，表示該時間序列有長久的記憶特性。

傳統的迴歸模型中，要求變數的時間序列在各種的統計推論前，應先檢定該數列是否為定態之型態，然而，事實上樣本資料卻不一定為定態的序列，Granger and Newbold (1974) 發現，對獨立非定態變數進行迴歸分析時，傳統之 t 與 F 檢定會過度拒絕虛無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，推論迴歸分析之結果會有很高的 R-squared 值與 t 統計量，但會產生 Dubin-Watson 值偏低及虛假迴歸的問題，最小平方估計值將使分析產生錯誤的統計推論。

因此，在採用資料來進行分析前，必須保證資料具穩定性，而這種檢定就稱為單根檢定，經由單根檢定，可以確定時間序列的整合級次，藉以判斷其定態與否。若時間序列 X_t 的一階和二階動差隨時間而異，意即有趨勢 (trend) 的特性，為非定態，必須將其經過 d 次差分方能維持定態，則整合級次變確定為 d ，表示為 $X_t \sim I(d)$ (integrated of order d)；若時間序列 X_t 的一階及二階動差不因時間而改變，符合定態時間序列的條件，便可確定其整合級次為 0，以

$X_t \sim I(0)$ 表示之。

一般而言，單根檢定的方法大致上有兩種：Dickey-Fuller (DF) 檢定法，以及之後由 DF 檢定法演變成的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法，ADF 檢定法較 DF 檢定法較為完整，因 ADF 檢定法考慮到一階差分後的該變數之自我相關的可能性。

1. Dickey-Fuller (DF) 單根檢定

DF 單根檢定是由 Dickey and Fuller (1979) 所提出，為單根檢定中最基本的方法。首先利用最小平方法 (OLS) 歸類了三條自我迴歸模式，分別為標準模式、截距模式、截距與時間趨勢模式，各適用於不同性質的時間序列資料，其假設有下列三種基本模式：

(一) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(二) 含截距項 a_1 ：

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(三) 含截距項 a_1 與時間趨勢 bt ：

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + bt + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中 Δ 為差分運算分子， a_1 為截距項， ε_t 為一白噪音過程， t 為時間趨勢。檢定的目的在於確定落後一期的變數 y_{t-1} 的係數值 γ 是否為 0，若此虛無假設無法被拒絕，代表原始的時間序列可能為差分定態 (difference stationary)，衝擊對 y_t 有永久的影響，亦即單根存在必須對數列做一次差分，在進行一次單根檢定，直到拒絕虛無假設為止。相反地，若初次的單根檢定即能拒絕虛無假設，代表原始時間序列為定態，不具單根。

2. Augmented Dickey–Fuller (ADF) 檢定

前面介紹的 DF 檢定，是用最小平方法來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，會影響到估計出來的迴歸係數性質。特別是當非定態變數不一定為一階自我迴歸 AR(1) 的模型時，原來的 DF 檢定就可能會有問題，為了避免數列在高階自我迴歸 AR(p) 仍利用該單根檢定法而造成誤差項自我相關現象，在原迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項 (Δy_{t-i})，以消除殘差項的自我相關，這就是 Said and Dickey (1984) 所發展出 ADF 檢定，其所歸類的三個模型如下：

(一) 不含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

(二) 含截距項 a_1 ：

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

(三) 含截距項 a_1 與時間趨勢 bt ：

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

(7) 至 (9) 式中， p 為遞延期數。ADF 的檢定假設與 DF 相同，皆是對落後一期的變數 y_t 係數進行檢定，若該係數不顯著異於 0，則代表該時間序列具有單根的存在，必須將其差分後再進行單根檢定，直到拒絕虛無假設。上述兩種時間數列檢定法中，ADF 單根檢定較為完整，故本研究採用 ADF 單根檢定法，來進行各經濟體系樣本變數的單根檢定。

第三章 數據描述

第一節 數據描述

本篇論文所欲驗證歐肯法則的經濟體系包括台灣、香港、新加坡、南韓、日本和中國，會選擇這些經濟體系的原因是因為這些經濟體系都屬於東南亞經濟體系，其經濟體系較為相似，因此在驗證歐肯法則與比較歐肯係數上具有相當的意義。

本篇論文所需要的變數包含實質國內生產毛額 (real Gross Domestic Product (real GDP))，本文以 y 表示、失業變數為失業率 (unemployment rate)，本文以 u 表示；可從生產理論得知，產出受生產投入的使用量與技術水準影響，因此產出除了受失業影響外，勞動供給、勞動生產力與資本投入皆可能影響產出變化，而這些變數也可能與失業率有所相關，因此遺漏這些變數可能會導致歐肯係數的估計值有偏誤現象，但侷限於跨國資料的紀錄時間太短或難以取得，故除了失業率外，其他影響產出的變化的變數中，本文僅考慮勞動雇用量與固定資本形成毛額，勞動雇用量變數為就業人口數，以 em 表示；固定資本形成毛額以 i 表示，可從表 1 得到總覽。

表 1：變數符號說明

變數符號	變數說明	單位
y	實質國內生產毛額	百萬美元 (基期 2006 年)
i	固定資本形成毛額	百萬美元 (基期 2006 年)
em	就業人數	千人
u	失業率	百分比

在表 1 中的變數可以透過各個國家或者大型數據庫所獲得，例如台灣數據來自於台灣行政院主計處資料庫，香港來自於香港政府統計處，日本來自於日本內閣府資料統計，中國、新加坡與南韓來自 Datastream 資料庫。數據涵蓋年間，台灣為 1978Q1 至 2011Q2、日本為 1980Q1 至 2011Q2、香港為 1981Q4 至 2011Q2、新加坡為 1986Q1 至 2011Q2、南韓為 1982Q2 至 2011Q2 而中國因無法取得季資料，則是 1950 年至 2009 年的年資料。有關這些國家的資料來源與數據涵蓋年間，可由表 2 得到總覽。

表 2: 台灣、香港、新加坡、南韓、中國與日本的資料來源

國家	資料來源	資料涵蓋期間
台灣	台灣行政院主計處 > 統計資料庫 http://www.dgbas.gov.tw/	1978Q1–2011Q2
香港	香港特別行政區政府統計處 (香港統計資料) http://www.censtatd.gov.hk/home/index_tc.jsp	1981Q4–2011Q2
新加坡	Datastream 資料庫	1986Q1–2011Q2
南韓	Datastream 資料庫	1982Q1–2011Q2
日本	日本內閣府 (統計調查) 與 Datastream 資料庫 http://www.cao.go.jp/index.html	1980Q1–2011Q2
中國	Datastream 資料庫	1950 年–2009 年

第二節 變數說明

本篇論文使用實質國內生產毛額作為衡量一國景氣好壞的指標，每個經濟體系的基期雖然有所不同，但以各經濟體系資料庫所提供的 GDP 平減指數，我們可將各經濟體系調整至一致的基期為 2006 年，各經濟體系實質 GDP 季成長率（中國為年成長率）可由圖 1 得到總覽。

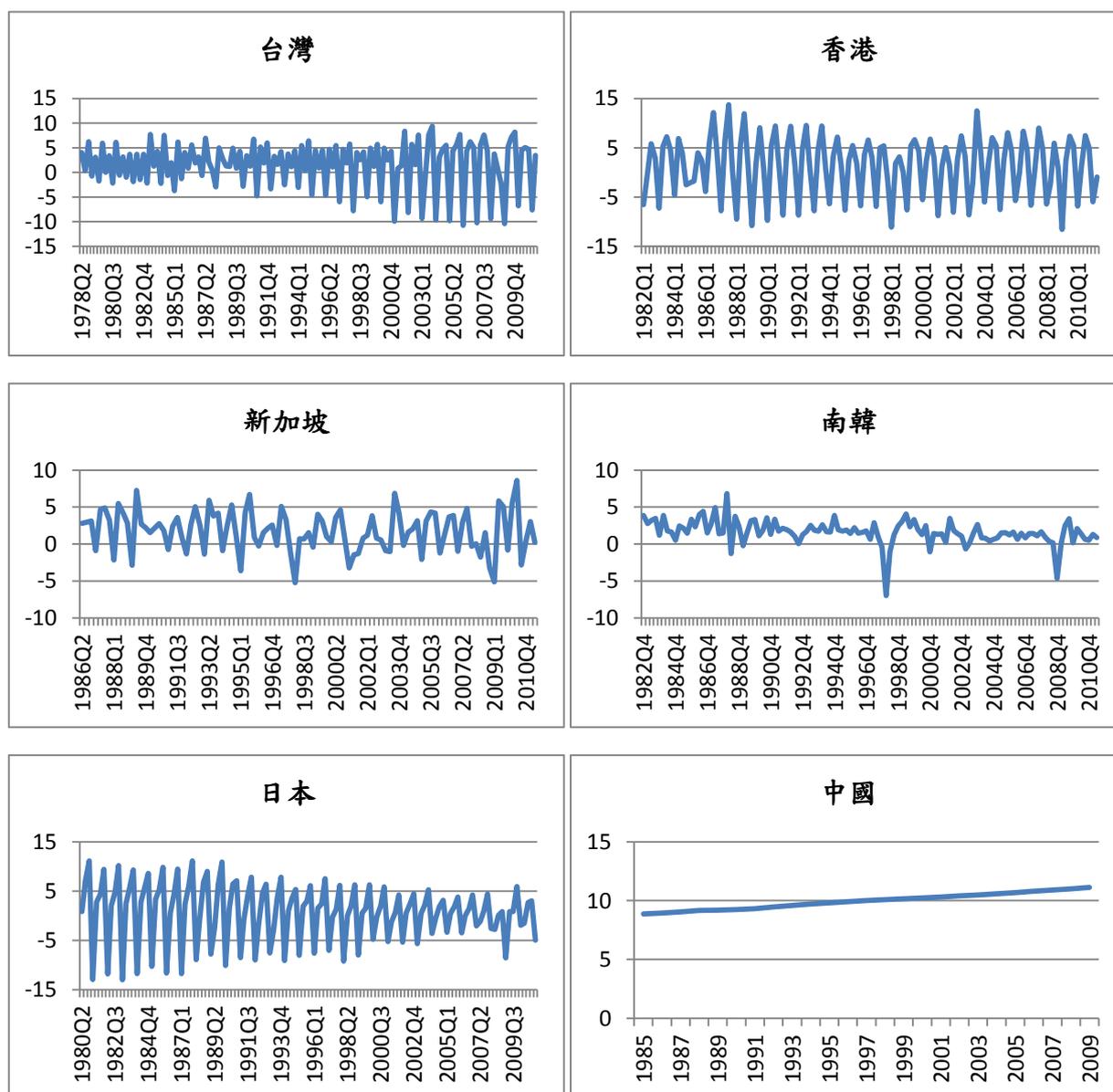


圖 1：各經濟體系實質 GDP 成長率（單位：百分比）比較圖

從圖 1 我們可以得知，亞洲四小龍與日本的季實質 GDP 成長率有季節性循環的部分在，我們發現，在 1997 年，香港、新加坡與南韓經濟成長率跌至谷底，主因在於 1997 年爆發亞洲

金融風暴，南韓受到最嚴重的衝擊，經濟成長率衰退到-8%，新加坡的經濟成長率也衰退到-5%，台灣並沒受到亞洲金融風暴的影響；在 2008 左右，各經濟體系的經濟成長率有高度的負成長，是因為 2008 年金融海嘯所導致，尤其是日本受創最嚴重，年成長率衰退 12.7%，創下 1974 年第一次石油危機（日本當時經濟成長率衰退 13.1%）以來的最大跌幅。但無論是 1997 年亞洲金融風暴或者 2008 年金融海嘯，唯獨中國的經濟成長率不受影響，一直都維持在 8% 以上的高成長率。再者，失業率為本篇論文另一個重要的變數，各經濟體系的失業率可以從圖 2 得到總覽。

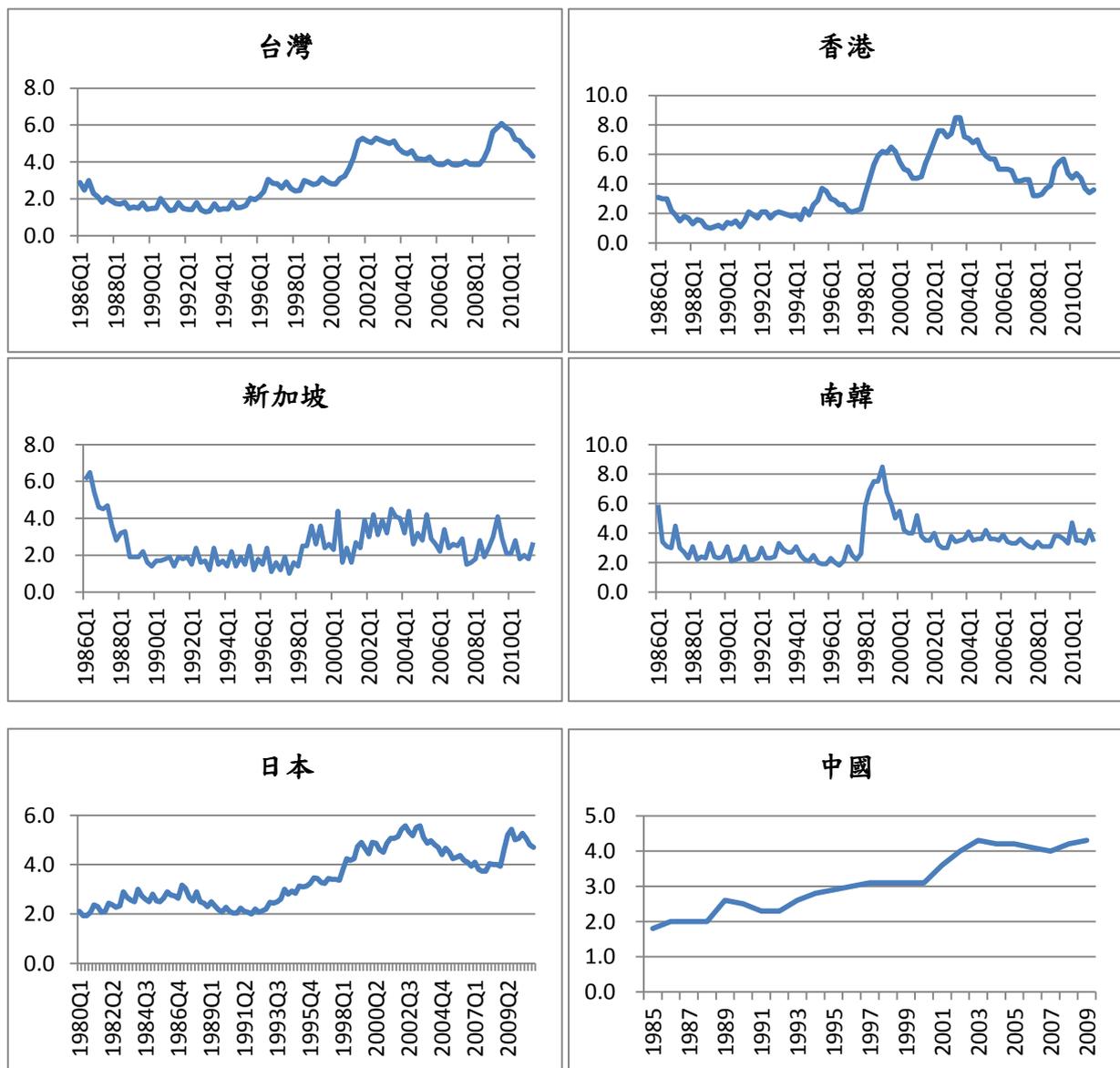


圖 2：各經濟體系的失業率（單位：百分比）比較圖

由圖 2 可以發現，約 1998 年開始，各經濟體系失業率開始攀升直至 1999 年才開始下降，原因在於 1997 年下半年度開始發生亞洲金融風暴直到 1998 年年底金融風暴結束失業率才開始慢慢下降；但可看到從 2008 年開始各國失業率都開始攀升，主要原因為 2007 至 2011 年發生的全球金融海嘯衝擊所致。然而較為特別的是香港於 2001 年開始失業率開始攀升達到最高峰，主因在於香港經濟成長的回落，美國 911 事件對香港影響逐漸顯現，香港本地 2001 年第二季生產總值增長的 0.8% 至第三季下跌為 0.3%，第四季跌幅擴大至 2.5%，這種增長速度顯示 1997 年亞洲金融風暴以來，香港經濟陷入第二次衰退期，經濟衰退反映至失業率的居高不下。1997 年亞洲金融風暴以及 2008 年金融海嘯，中國並不像其他經濟體系受到強烈衝擊而使失業率大幅度提升，中國失業率雖然一直攀升，但攀升幅度卻很小，且維持在 4% 左右的失業率。日本在 1990 年代初期經濟泡沫化後，失業率開始一路攀升，這十年間被稱為空白的十年，直到 2003 年日本失業率才開始慢慢回落，2008 金融海嘯又使日本失業率攀升到另一高峰。

第四章 實證結果

以一階差分模型與缺口模型檢驗歐肯法則，是本章所欲探討的。檢驗的對象主要針對數個亞洲重要的經濟體系，包括亞洲四小龍之台灣、香港、南韓、新加坡，以及日本與中國。在這兩大模型中，我們還會加入其他影響實質產出的解釋變數，進一步探討歐肯係數是否會因此而有所變化。最後，本章的實證結果可與主計處林淑敏 (2010) 以 2008 年前的數據所得到的實證結果做一比較，瞭解 2008 年經濟大衰退時期前後，這些亞洲重要經濟體系的歐肯係數有何改變。

本章的架構如下。在第一節我們將介紹用以檢驗歐肯法則的一階差分模型與缺口模型，並以單根檢定檢驗我們所使用的迴歸變數之穩定性。第二節至第七節，依序介紹亞洲六個重要經濟體系：台灣、香港、南韓、新加坡、日本與中國地區的實證結果，第八節將本篇論文結果與其他文獻作一比較並探討其差異，本章最後的第九節是探討 2008 年金融海嘯前後亞洲六個經濟體系的歐肯係數，是否會因金融海嘯的衝擊而有所變動。

第一節 一階差分模型、缺口模型與單根檢定

本文主要根據 Okun (1962) 建議之失業率與實質產出之間關係所建構的兩個模型，分別為一階差分模型與缺口模型。首先，以自然對數線性化之一階差分模型如下：

$$\Delta \ln y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta u_t + \pi_t \quad (10)$$

其中 y_t 為實質產出， u_t 為失業率， γ_1 為 Δu_t 的係數，又被稱為此模型的歐肯係數， γ_0 為截距項， π_t 則為此迴歸模型的殘差項。從生產理論得知，產出受要素投入的使用量與技術水準影響，因此產出除了受到失業影響外，勞動供給、勞動生產力與資本投入皆可能影響產出變化。因此，本文加入固定資本形成毛額 (i) 與就業人口數 (em)，作為除了失業率之外的解釋變數，建構出本文所使用的「一階差分模型」來進行亞洲重要六大經濟體系的歐肯法則實證分析。加入固定資本形成毛額和就業人口數後的一階差分模型如下。

$$\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中 y_t 為實質產出， u_t 為失業率、 β_{okun} 為 Δu_t 的係數，又稱為此模型的歐肯係數， i_t 為固定資本形成毛額， em_t 則為就業人口數。另外 β_{inv} 與 β_{em} 分別為 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 之係數，而 β_0 為截距項， ε_t 則為此迴歸模型的殘差項。

接下來，以失業率及實質產出二者關係所建構的自然對數線性化之缺口模型如下：

$$\ln y_t - \ln y_t^* = \sigma_0 + \sigma_1 (u_t - u_t^*) + \omega_t \quad (12)$$

其中 y_t^* 為潛在產出， u_t^* 為潛在的失業率， $\ln y_t - \ln y_t^*$ 為實質產出缺口百分比， $u_t - u_t^*$ 為失業率缺口， σ_1 為 $(u_t - u_t^*)$ 的係數，又稱為此模型的歐肯係數，而 σ_0 為截距項， ω_t 則為此迴歸模型的殘差項。然而誠如上述一階差分模型所述，影響產出的不只是失業率，還有其他變量，因此我們加入與一階差分相同的解釋變數：固定資本形成毛額缺口與就業人口數缺口，並建構出本文所使用的「缺口模型」來做歐肯法則實證分析，因此我們的缺口模型以下式表示：

$$\ln y_t - \ln y_t^* = \alpha_0 + \alpha_{okun} (u_t - u_t^*) + \alpha_{inv} (\ln i_t - \ln i_t^*) + \alpha_{em} (\ln em_t - \ln em_t^*) + \delta_t \quad (13)$$

其中 α_{okun} 為 $(u_t - u_t^*)$ 的係數，又稱為此模型的歐肯係數， i_t^* 為潛在的固定資本形成毛額， $\ln i_t - \ln i_t^*$ 為固定資本形成毛額缺口的百分比， em_t^* 為潛在的就業人口數， $\ln em_t - \ln em_t^*$ 為就業人口數的百分比，另外 α_{inv} 、 α_{em} 分別為 $(i_t - i_t^*)$ 、 $(em_t - em_t^*)$ 之係數， α_0 為截距項， δ_t 則為此迴歸模型的殘差項。然而潛在的趨勢變量 (y_t^* 、 u_t^* 、 i_t^* 、 em_t^*) 因無法由資料統計得知，故本文使用 Hodrick–Prescott 過濾法，估計出每個變數的趨勢，分離求得數列循環性的部分，此部分即為缺口，並將式 (13) 的缺口模型修改如下：

$$\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \delta_t \quad (14)$$

其中 $\ln y_t^{cycle}$ 為產出缺口百分比，其等同於 $\ln y_t - \ln y_t^*$ ； u_t^{cycle} 為失業缺口，其等同於 $u_t - u_t^*$ ， $\ln i_t^{cycle}$ 為固定資本形成毛額缺口百分比，其等同於 $\ln i_t - \ln i_t^*$ ， $\ln em_t^{cycle}$ 為循環性的就業人口數，等同於 $\ln em_t - \ln em_t^*$ 。

為了避免估計一階差分模型與缺口模型的歐肯係數時，迴歸變數因含有單根而導致虛假迴歸問題，本文使用 ADF 單根檢定，用以判斷一階差分模型與缺口模型的迴歸變數中是否為不含單根的穩定數列。我們可由附錄 1 可得知，除了中國以外，亞洲四小龍與日本的一階差分模型與缺口模型所使用的迴歸變數均不含有單根，因此確定所有變數皆為穩定數列，排除了實證時可能遇到虛假迴歸的問題。中國的變數在原始狀態下不含有單根，但一階差分與缺口模型的迴歸變數卻含有單根，因此中國迴歸估計時可能會是虛假迴歸，可能會造成估計結果偏誤或誤導，本文會在中國地區的實證結果進一步說明。

第二節 台灣地區的實證結果

台灣地區的總體經濟變數，大多可以透過行政院主計處取得，我們所使用的是季資料，資料期間從 1978Q1 至 2011Q2，並以一階差分模型與缺口模型來估計台灣在此樣本期間的歐肯係數值。一階差分模型主要探討實質 GDP 成長率與失業率的變動率兩者之間的關係，缺口模型則是探討實質 GDP 缺口與失業率缺口兩者之間的關係。在估計一階差分與缺口模型的歐肯係數前，我們可以先透過圖 3 與圖 4 來瞭解，實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口在台灣的相關性。

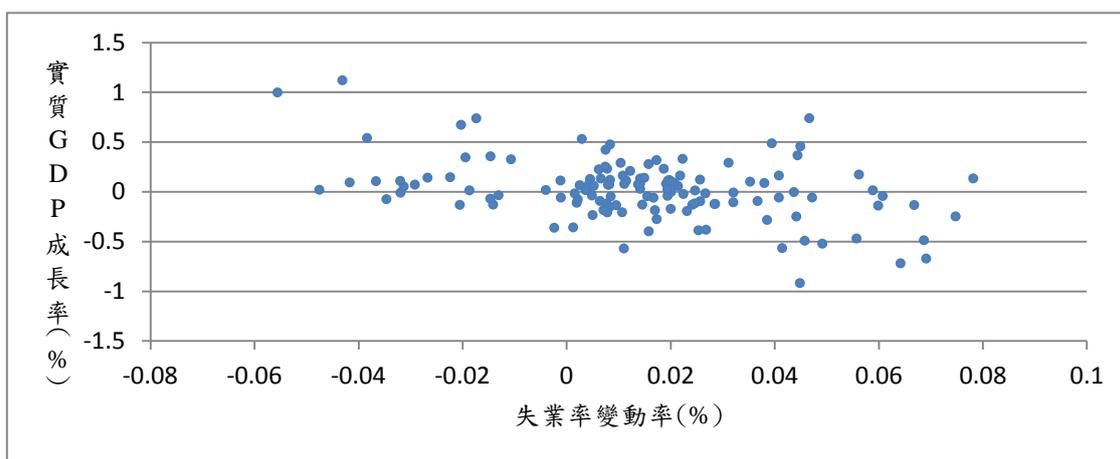


圖 3：台灣地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

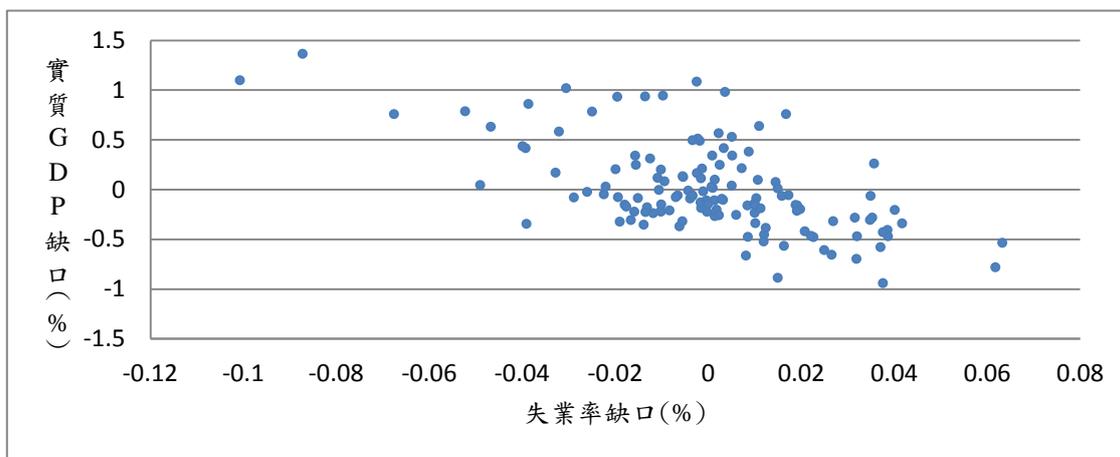


圖 4：台灣地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

我們從圖 3 可得知，實質 GDP 成長率與失業率的變動率大致上呈現負向關係。而透過圖 4 我們可得知，實質 GDP 缺口與失業率缺口也大略呈現負向關係，因此，當我們以一階差分模型與缺口模型估計歐肯係數時，我們預期歐肯係數為顯著的負值，這兩模型的估計結果如表 3 所示。

表 3：台灣歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t$					
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	β_{em}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0151 ^{***} (0.0020)	-0.0366 ^{***} (0.0068)			0.16
Model (2)	0.0133 ^{***} (0.0019)	-0.0199 ^{***} (0.0072)	0.1299 ^{***} (0.0272)		0.29
Model (3)	0.0162 ^{***} (0.0022)	-0.0375 ^{***} (0.0068)		-0.2708 (0.2217)	0.16
Model (4)	0.0119 ^{***} (0.0022)	-0.0169 ^{**} (0.0075)	0.1541 ^{***} (0.0292)	0.2326 (0.2203)	0.29
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \delta_t$					
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	α_{em}	\bar{R}^2
Model (5)	-0.0003 (0.0017)	-0.0342 ^{***} (0.0039)			0.36
Model (6)	0.0003 (0.0015)	-0.0131 ^{***} (0.0046)	0.1844 ^{***} (0.0268)		0.53
Model (7)	-0.0003 (0.0017)	-0.0347 ^{***} (0.0047)		-0.0458 (0.2479)	0.36
Model (8)	0.0129 ^{***} (0.0022)	-0.0191 ^{**} (0.0075)	0.1337 ^{***} (0.0292)	0.0826 (0.2203)	0.53

註: 1. *代表估計係數在有著 10% 的顯著水準, **代表估計係數在有著 5% 顯著水準, ***代表估計係數在有著 1% 顯著水準
2. 括號內表示估計值之標準差

在表 3 中，一階差分模型的四個子模型，Model (1) 至 Model (4)，四個子模型的被解釋變數為實質 GDP 成長率 ($\Delta \ln y_t$)，而這四個子模型差異在於包含的解釋變數不同，其中 Model (1) 僅包含失業率的變動率為解釋變數 (Δu_t)，Model (2) 則包含失業率的變動率 (Δu_t) 以及固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$)，Model (3) 則是包含失業率變動率 (Δu_t) 與就業人口數變動率 ($\Delta \ln em_t$)，Model (4) 包含了上述所有的解釋變數，即為 Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 。相同的在缺口模型中也有四個子模型，Model (5) 至 Model (8)，四個子模型的被解釋變數均為實質 GDP 缺口，不同在於子模型中所包含的解釋變數，Model (5) 包含失業率缺口 (u_t^{cycle})，Model (6) 則包含失業率缺口 (u_t^{cycle}) 與固定資本形成缺口百分比 ($\ln i_t^{cycle}$)，Model (7) 包含失業率缺口 (u_t^{cycle}) 以及就業人口數缺口百分比 ($\ln em_t^{cycle}$)，而 Model (8) 則包含了上述所有的解釋變數： u_t^{cycle} 、 $\ln i_t^{cycle}$ 以及 $\ln em_t^{cycle}$ 。

我們可從表 3 得知，不論是一階差分模型或者是缺口模型，其子模型均具有顯著的歐肯係數估計值，且均為負值，顯示台灣實質 GDP 成長率與失業率變動率以及實質 GDP 缺口與失業率缺口之間均有負向關係，因此一階差分模型與缺口模型的歐肯法則在台灣成立。

我們從表 3 可知，Model (2) 與 Model (6) 的 β_{inv} 與 α_{inv} 值均為顯著，顯示加入固定資本形成毛額的變動率或固定資本形成毛額缺口時，能分別對一階差分模型與缺口模型的歐肯係數有顯著的影響，我們比較一階差分模型中 Model (1) 與 Model (2)、以及缺口模型中的 Model (5) 與 Model (6) 的 \bar{R}^2 值可知，Model (2) 比 Model (1) 大且 Model (6) 比 Model (5) 大，顯示出不論是一階差分模型或缺口模型，加入固定資本形成毛額的變動率或固定資本形成毛額缺口時，均會使模型的解釋能力提升，一階差分模型與缺口模型的歐肯係數估計值也比未加入固定資本形成毛額的變動率或固定資本形成毛額缺口時大，因為實質 GDP 成長率與固定資本形成毛額變動率、以及實質 GDP 缺口與固定資本形成毛額變動率為正相關。然而 Model (3) 與 Model (7) 加入就業人口數變動率與就業人口數缺口時，其 β_{em} 與 α_{em} 估計值均不顯著，且 \bar{R}^2 值也無明顯變化，顯示對歐肯係數估計值並無顯著影響。

由上述可知，加入就業人口數變動率與就業人口數缺口時，並不顯著，因此我們認為 Model (2) 與 Model (6) 作為估計台灣歐肯係數的代表模型。我們比較 Model (2) 與 Model (6) 可看出，一階差分模型的歐肯係數 β_{okun} 與缺口模型的歐肯係數 α_{okun} ，但缺口模型的歐肯係數 α_{okun} 比一階模型的歐肯係數 β_{okun} 略為偏大，主要因為估計方法不同，在此方面上兩者較難以互相比較，但可從 Model (4) 與 Model (8) 發現台灣的歐肯係數在兩個模型上所估計的結果差異並不會太大，因此我們可以說目前台灣歐肯係數值介於-0.0169 至-0.0191 之間，換句話說就是台灣失業率上升 1% 時，實質產出將會下降 1.69% 至 1.91% 左右。

我們可藉由探討表 4 解釋變數間的相關係數，來得知當模型中加入一個新的解釋變數會對估計歐肯係數有何影響。

表 4：解釋變數間之相關係數

一階差分模型解釋變數 (Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$ 、 $\Delta \ln em_t$) 之相關係數			
	Δu_t	$\Delta \ln i_t$	$\Delta \ln em_t$
Δu_t	1.0000	-0.4876	-0.0219
$\Delta \ln i_t$	-0.4876	1.0000	-0.4821
$\Delta \ln em_t$	-0.0219	-0.4821	1.0000
缺口模型解釋變數 (u^{cycle} 、 $\ln i_t^{cycle}$ 、 $\ln em_t^{cycle}$) 之相關係數			
	u^{cycle}	$\ln i_t^{cycle}$	$\ln em_t^{cycle}$
u^{cycle}	1.0000	-0.6720	-0.5576
$\ln i_t^{cycle}$	-0.6720	1.0000	0.2211
$\ln em_t^{cycle}$	-0.5576	0.2211	1.0000

我們從表 4 得知，一階差分模型解釋變數 Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 三者之間關係皆負相關性，兩解釋變數之間為負相關時，會對估計結果有低估的情況；反之兩者為正相關時，會有高估的情況。我們從上述表 3 實證結果得知，一階差分模型加入固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$) 時， $\Delta \ln i_t$ 的估計值為顯著，因此未加入此解釋變數將會有低估失業率變動率對實質 GDP 成長率影響情況；實證結果顯示我們加入就業人口數變動率 ($\Delta \ln em_t$) 時， $\Delta \ln em_t$ 的估計值並不顯著，所以 Δu_t 與 $\Delta \ln em_t$ 之間為負相關並不會對估計歐肯係數值造成影響。

缺口模型中解釋變數 u^{cycle} 與另兩個變數 lni_t^{cycle} 與 $lnem_t^{cycle}$ 皆為負相關， lni_t^{cycle} 與 $lnem_t^{cycle}$ 為正相關性，我們從上述的歐肯係數實證結果得知，模型中加入固定資本形成毛額缺口 (lni_t^{cycle}) 時， lni_t^{cycle} 的估計值為顯著結果，表示未加入固定資本形成毛額缺口時，將會有低估失業率缺口對實質 GDP 缺口的影響情況；我們加入循環性的就業人口數 ($lnem_t^{cycle}$) 時，循環性的就業人口數估計值並不顯著，顯示 u^{cycle} 與 $lnem_t^{cycle}$ 為負相關性並不會對估計歐肯係數結果有影響。

我們可與過去文獻比較，江靜儀 (2006) 與田慧琦 (2010) 皆以一階差分模型與缺口模型估計台灣的歐肯係數值，由於每篇文獻所採用的變數不同，故我們以失業率為解釋變數，實質產出為被解釋變數所估計的歐肯係數值做比較。

表 5：台灣歐肯法則實證與各文獻的比較

	一階差分模型的歐肯係數	缺口模型的歐肯係數	樣本期間
本篇論文	0.037 ^{***}	0.034 ^{***}	1978Q1—2011Q2
江靜儀	0.043 ^{**}	0.079 ^{**}	1961 年—1999 年
田慧琦	0.041 ^{***}	0.052 ^{***}	1982Q1—2010Q1

註： 1. ^{*}代表估計係數在有著 10% 的顯著水準，^{**}代表估計係數在有著 5% 顯著水準，^{***}代表估計係數在有著 1% 顯著水準
2. 只以失業率為解釋變數估計台灣歐肯係數值

從表 5 我們發現，在一階差分模型中，各篇論文所得到的台灣歐肯係數值非常接近，但缺口模型差異非常大，由於使用的估計方法皆相同，所以影響缺口模型估計結果的差異主要為樣本期間所選擇的不同。

第三節 香港地區的實證結果

香港地區的總體經濟變數，可從香港特別行政區政府統計處中取得，本文以季資料做為討論分析的樣本時間數列，資料期間從 1981Q4 至 2011Q2。在估計香港的一階差分與缺口模型的歐肯係數前，我們透過圖 5 與圖 6 來瞭解，香港實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口相關性。

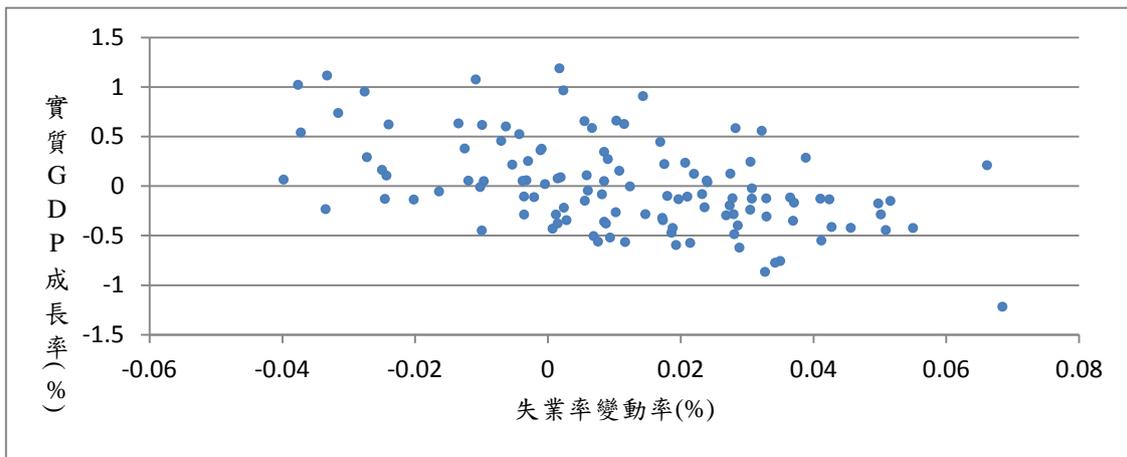


圖 5：香港地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

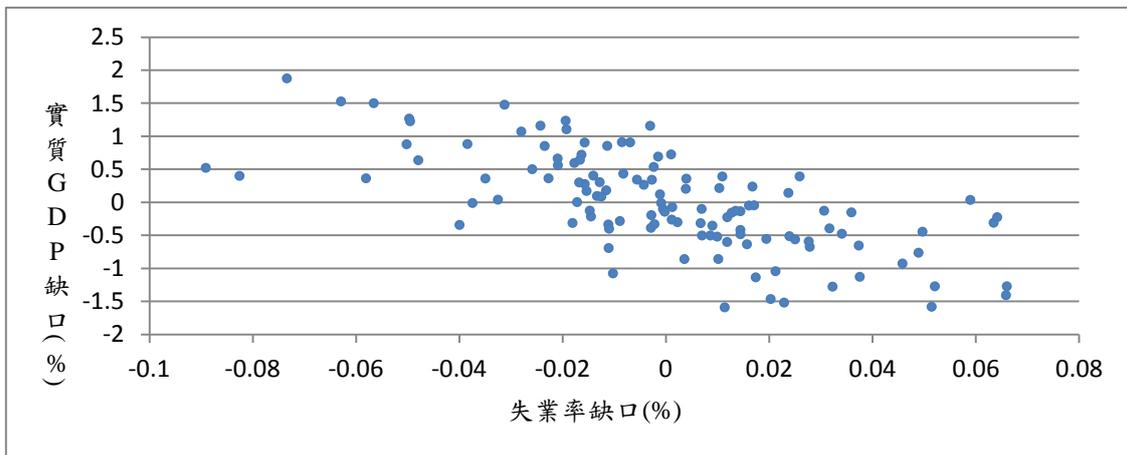


圖 6：香港地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

我們可由圖 5 與圖 6 可得知實質 GDP 成長率與失業率的變動率、及實質 GDP 缺口與失業率缺口相關性皆呈現負相關，因此，當我們以一階差分模型與缺口模型估計歐肯係數時，我們預期歐肯係數為顯著的負值，這兩模型的估計結果如表 5 所示。

表 6：香港歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t$					
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	β_{em}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0116*** (0.0018)	-0.0250*** (0.0041)			0.24
Model (2)	0.0112*** (0.0019)	-0.0241*** (0.0042)	0.0346 (0.0346)		0.24
Model (3)	0.0116*** (0.0020)	-0.0250*** (0.0041)		0.0563 (0.2209)	0.23
Model (4)	0.0114*** (0.0020)	-0.0245*** (0.0043)	0.0198 (0.0367)	0.0427 (0.2229)	0.23
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} \ln u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \varepsilon_t$					
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	α_{em}	\bar{R}^2
Model (5)	-0.0006 (0.0020)	-0.0284*** (0.0028)			0.47
Model (6)	-0.0004 (0.0020)	-0.0246*** (0.0034)	0.0851* (0.0437)		0.48
Model (7)	-0.0009 (0.0020)	-0.0270*** (0.0029)		0.3196 (0.2471)	0.46
Model (8)	-0.0007 (0.0020)	-0.0241*** (0.0035)	0.0702 (0.0455)	0.2419 (0.2508)	0.46

註： 1. *代表估計係數在有著 10%的顯著水準，**代表估計係數在有著 5%顯著水準，***代表估計係數在有著 1%顯著水準
 2.括號內表示估計值之標準差
 3.一階差分模型與缺口模型，所有子模型其解釋變數與被解釋變數皆如同本章第二節表 3

在表 6 中，一階差分模型與缺口模型的子模型分別為 Model (1) 至 Model (4) 及 Model (5) 至 Model (8)，這些子模型的解釋變數與被解釋變數皆如同第二節介紹台灣的實證結果相同，在此我們就不再加以敘述。從表 5 我們可以得知無論是一階差分模型或者缺口模型，其子模型中所估計歐肯係數估計值均為顯著的負值，顯示香港的實質 GDP 成長率與失業率變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口之間皆有負向關係，因此一階差分模型與缺口模型的歐肯法則在香港成立。

我們可從表 6 一階差分模型中的四個子模型得知，分別加入固定資本形成毛額變動率與就業人口數變動率的 Model (2)、Model (3) 以及包含這兩個解釋變數的 Model (4)，均得到 β_{inv} 與

β_{em} 估計值呈現不顯著的結果，且 \bar{R}^2 值也沒有因此而增加，故加入固定資本形成毛額變動率與就業人口數變動率，對一階差分的歐肯係數估計值並無顯著的影響。

在缺口模型的四個子模型中，加入固定資本形成毛額缺口的 Model (6)，顯示當我們加入此變數時，會對缺口模型的歐肯係數值造成顯著的影響。我們從 Model (5) 與 Model (6) 的比較可知，Model (6) 的歐肯係數值比 Model (5) 略大，這是因為固定資本形成毛額缺口與實質產出缺口呈現正相關。至於加入就業人口數缺口的 Model (7) 與加入固定資本形成毛額缺口及就業人口數缺口的 Model (8)，其模型的 α_{inv} 與 α_{em} 估計值並不顯著，顯示兩缺口模型的子模型加入的解釋變數，對歐肯係數的估計值無顯著的影響結果。

由上述可知一階差分模型中，加入固定資本形成毛額變動率與就業人口數變動率時並不顯著，缺口模型加入就業人口數缺口也呈現不顯著，因此我們認為 Model (1) 與 Model (6) 是作為估計香港歐肯係數的最佳模型，由第二節敘述得知，一階差分模型與缺口模型的歐肯係數值不同，主要在於估計方法不同，但我們從 Model (1) 與 Model (6) 可得知，香港歐肯係數在這兩模型上估計的結果差異不大，因此我們可以說目前香港歐肯係數值介於-0.0246 至-0.025 之間，也就是說香港失業率上升 1% 時，實質產出將會下降 2.46% 至 2.5% 左右。

我們再藉由探討表 7 解釋變數間的相關係數，來得知當模型中加入一個新的解釋變數會對估計香港歐肯係數有何影響

表 7：解釋變數間的相關係數

一階差分模型解釋變數 (Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$ 、 $\Delta \ln em_t$) 之相關係數			
	Δu_t	$\Delta \ln i_t$	$\Delta \ln em_t$
Δu_t	1.0000	-0.1923	-0.0953
$\Delta \ln i_t$	-0.1923	1.0000	0.1318
$\Delta \ln em_t$	-0.0953	0.1318	1.0000
缺口模型解釋變數 (u^{cycle} 、 li^{cycle} 、 lem^{cycle}) 之相關係數			
	u^{cycle}	li^{cycle}	lem^{cycle}
u^{cycle}	1.0000	-0.5763	-0.2495
li^{cycle}	-0.5763	1.0000	0.3025
lem^{cycle}	-0.2495	0.3025	1.0000

我們從表 7 得知，一階差分模型解釋變數 Δu_t 與另外兩變數 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 皆為負相關， $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 為正相關，但我們從上述歐肯係數實證結果得知，加入固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$) 與就業人口數變動率 ($\Delta \ln em_t$) 均不會對歐肯係數有顯著的影響，顯示不論這三者解釋變數呈現負相關或者正相關，均不會對歐肯係數值造成顯著的影響。缺口模型中，解釋變數 u^{cycle} 與另兩個變數 $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 皆為負相關， $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 為正相關，我們從實證結果得知，缺口模型加入固定資本形成毛額 ($\ln i_t^{cycle}$) 時，會對歐肯係數造成顯著的影響，由於 u^{cycle} 與 $\ln i_t^{cycle}$ 為負相關，因此未加入固定資本形成毛額缺口時，會有低估失業率缺口對實質 GDP 缺口的影響情況。

第四節 南韓地區的實證結果

近年南韓快速崛起，經濟成長率在過去甚至為亞洲四小龍之首，然而 2008 年金融海嘯嚴重受創，金融海嘯後南韓的歐肯係數有何變化為本節主要討論重點。南韓地區的總體經濟變數，皆來自 Datastream 資料庫，資料期間為 1982Q1 至 2011Q2。在估計南韓歐肯係數前，我們可先透過圖 7 與圖 8 大略了解實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口在南韓的相關性。

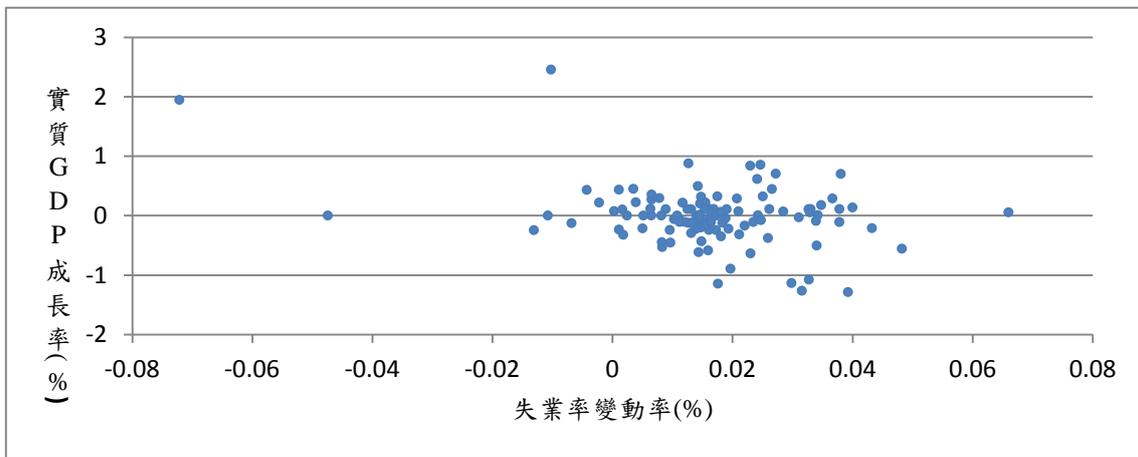


圖 7：南韓地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

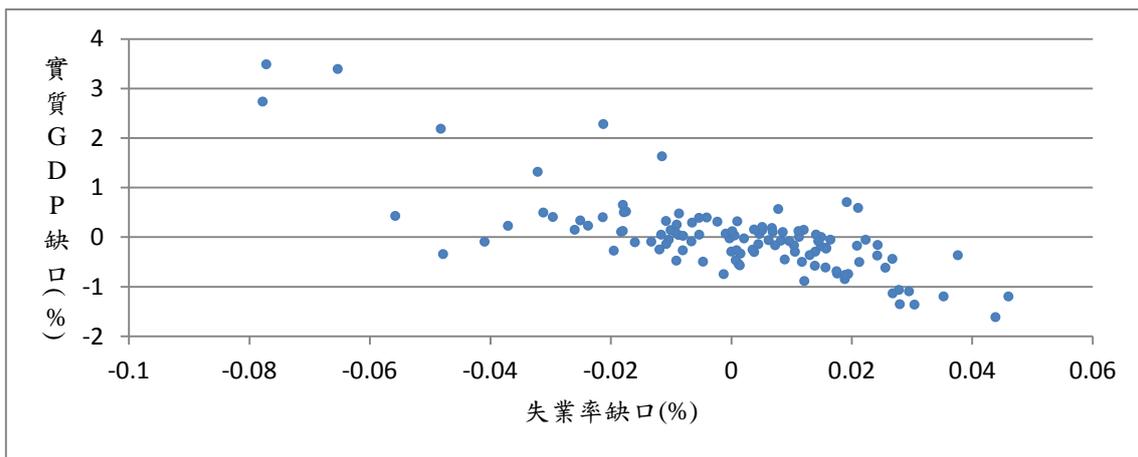


圖 8：南韓地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

從圖 7 我們無法明確判斷，實質 GDP 成長率與失業率的變動率之間的相關性，圖 8 實質 GDP 缺口與失業缺口的相關性呈現負相關，因此，當我們以一階差分模型與缺口模型估計南韓歐肯係數時，我們預期南韓的歐肯係數為顯著的負值，這兩模型的估計結果如表 8 所示。

表 8：南韓歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t$					
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	β_{em}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0160*** (0.0014)	-0.0112*** (0.0029)			0.11
Model (2)	0.0112*** (0.0012)	-0.0022 (0.0025)	0.3037*** (0.0355)		0.46
Model (3)	0.0165*** (0.0014)	-0.0158*** (0.0040)		-0.1210 (0.0714)	0.12
Model (4)	0.0114*** (0.0013)	-0.0037 (0.0034)	0.2997*** (0.0362)	-0.0350 (0.0574)	0.45
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \delta_t$					
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	α_{em}	\bar{R}^2
Model (5)	-0.0002 (0.0014)	-0.0212*** (0.0017)			0.56
Model (6)	0.0003 (0.0011)	-0.0086*** (0.0020)	0.2398*** (0.0282)		0.73
Model (7)	-0.0002 (0.0014)	-0.0223*** (0.0025)		-0.0521 (0.0868)	0.55
Model (8)	0.0003 (0.0011)	-0.0088*** (0.0025)	0.2359*** (0.0284)	-0.0099 (0.0683)	0.72

註： 1. *代表估計係數在有著 10% 的顯著水準，**代表估計係數在有著 5% 顯著水準，***代表估計係數在有著 1% 顯著水準
2. 括號內表示估計值之標準差
3. 一階差分模型與缺口模型，所有子模型其解釋變數與被解釋變數皆如同本章第二節表 3

從表 8 我們可以得知，不論一階差分模型或者缺口模型，其子模型歐肯係數估計值均為負值，除了 Model (2) 與 Model (4) 的歐肯係數估計值不顯著之外，其他子模型歐肯係數估計值均為顯著，顯示南韓的實質 GDP 成長率與失業率變動率，以及實質 GDP 缺口與失業率缺口之間均有負向關係，因此一階差分模型與缺口模型的歐肯法則在南韓也是成立的。

我們可從一階差分模型與缺口模型的子模型 Model (2) 與 Model (6) 觀察得知，當分別加入固定資本形成毛額變動率與固定資本形成毛額缺口時， β_{inv} 與 α_{inv} 值均為顯著，且 Model (6) 的歐肯係數值為顯著的負值， \bar{R}^2 值也有明顯提升，故缺口模型加入固定資本形成毛額缺口時，會有助於提升模型的解釋能力，且實質 GDP 缺口與固定資本形成毛額缺口呈現正相關，所以會造成歐肯係數值上升。雖然 Model (2) 的 β_{inv} 值為顯著，但其模型的歐肯係數值並不顯著，顯示一階差分模型中加入固定資本形成毛額變動率並無法提升此模型的解釋能力。我們從 Model (3) 與 Model (7) 可得知，當一階差分模型與缺口模型加入就業人口數變動率與就業人口數缺口時，其 β_{em} 與 α_{em} 值均不顯著，表示兩解釋變數並無法提升一階差分模型與缺口模型的解釋能力。

總結來說，加入固定資本形成毛額變動率時，會使一階差分模型歐肯係數估計值並不顯著，而就業人口數變動率與就業人口數缺口分別在一階差分模型與缺口模型中不顯著，因此我們認為 Model (1) 與 Model (6) 作為估計南韓地區歐肯係數的代表模型。因此我們可以說目前南韓歐肯係數值介於-0.0086 至-0.0112 之間，換句話說就是南韓失業率上升 1% 時，實質產出將會下降 0.86% 至 1.12% 左右。

我們可藉由探討表 9 解釋變數間的相關係數，來得知當模型中加入一個新的解釋變數會對估計歐肯係數有何影響。

表 9：解釋變數間的相關係數

一階差分模型解釋變數 (Δu_t 、 Δli_t 、 $\Delta lnem_t$) 之相關係數			
	Δu_t	Δli_t	Δlem_t
Δu_t	1.0000	-0.4184	-0.6805
Δli_t	-0.4184	1.0000	0.1642
$\Delta lnem_t$	-0.6805	0.1642	1.0000
缺口模型解釋變數 (u^{cycle} 、 lni_t^{cycle} 、 $lnem_t^{cycle}$) 之相關係數			
	u^{cycle}	li^{cycle}	lem^{cycle}
u^{cycle}	1.0000	-0.7313	-0.6939
lni_t^{cycle}	-0.7313	1.0000	0.4714
$lnem_t^{cycle}$	-0.6939	0.4714	1.0000

我們從表 9 得知，一階差分模型解釋變數 Δu_t 與另外兩變數 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 皆為負相關， $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 為正相關，但從上述歐肯係數實證結果得知，加入固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$) 時會造成歐肯係數不顯著，因此我們剔除此解釋變數，加入就業人口數變動率 ($\Delta \ln em_t$) 不會對歐肯係數有顯著的影響，因此 Δu_t 與 $\Delta \ln em_t$ 呈現負相關也不會對歐肯係數值造成顯著的影響。缺口模型中，解釋變數 u^{cycle} 與另兩個變數 $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 皆為負相關， $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 為正相關性，我們從實證結果得知，缺口模型加入就業人口數缺口 ($\ln em_t^{cycle}$) 時，並不會對歐肯係數有所影響，而加入固定資本形成毛額 ($\ln i_t^{cycle}$) 時，會對歐肯係數造成顯著的影響，由於 u^{cycle} 與 $\ln i_t^{cycle}$ 為負相關，因此未加入固定資本形成毛額缺口時，會有低估失業率缺口對實質 GDP 缺口的情況。

第五節 新加坡地區的實證結果

在各國遭受到 2008 年金融海嘯重創後，新加坡是在我們所選擇的國家中，以短時間內復甦的經濟體系，其更在 2010 年時首度登上瑞士洛桑管理學院 (IMD) 世界競爭力排名第一的寶座。這樣特別的一個經濟體系，當然也是本篇論文所要分析其歐肯法則是否成立的重要選擇。我們透過 Datastream 資料庫中取得新加坡地區的總體經濟變數，資料期間從 1986Q1 至 2011Q2。在估計香港的一階差分與缺口模型的歐肯係數前，我們透過圖 9 與圖 10 來瞭解，新加坡實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口相關性。

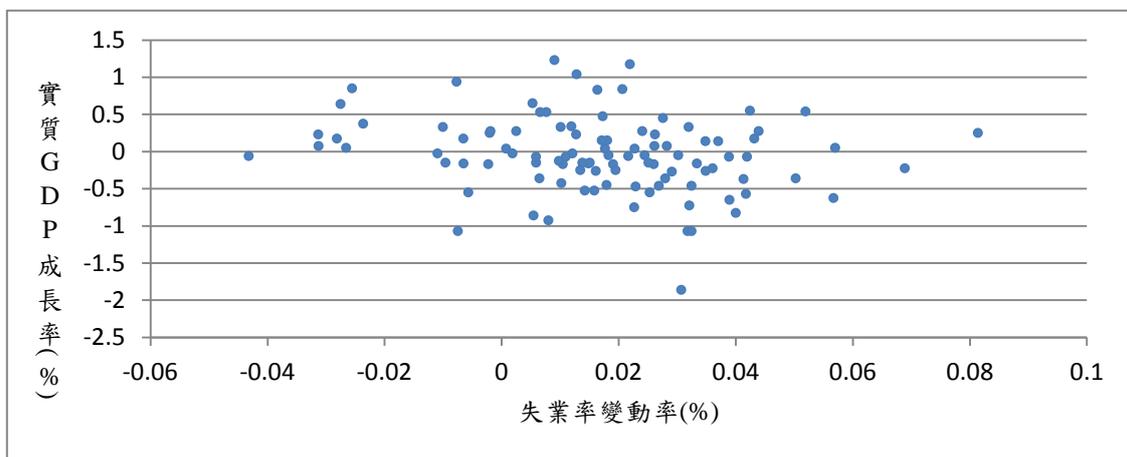


圖 9：新加坡地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

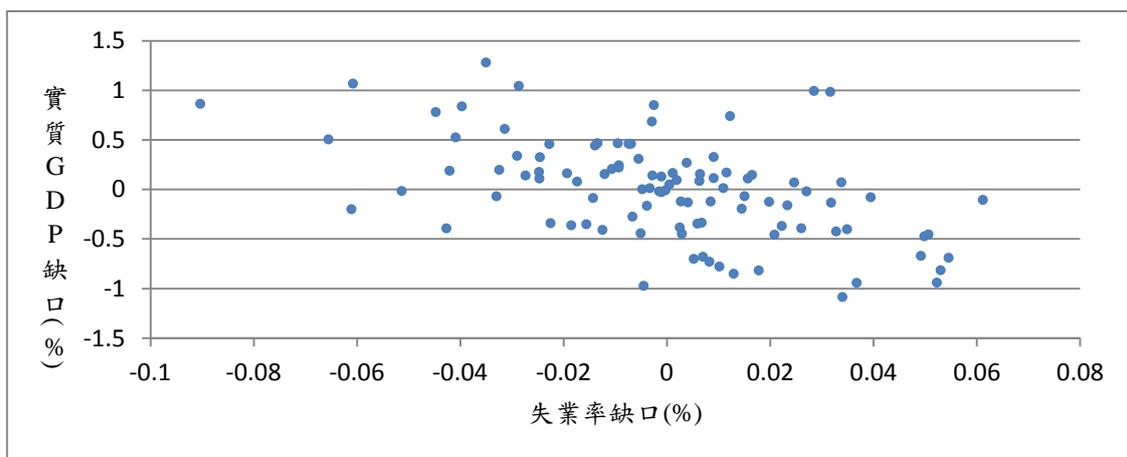


圖 10：新加坡地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

我們從圖 9 觀察到，實質 GDP 成長率與失業率的變動率之間相關性難以判別，圖 10 實質 GDP 缺口與失業率缺口則大致呈現負向關係，因此，當我們以一階差分模型與缺口模型估計歐肯係數時，我們預期新加坡的歐肯係數為顯著的負值，這兩模型的估計結果如表 10 所示。

表 10：新加坡歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \varepsilon_t$				
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0165 ^{***} (0.0021)	-0.0093 ^{**} (0.0029)		0.04
Model (2)	0.0162 ^{***} (0.0022)	-0.0090 ^{**} (0.0043)	0.0202 (0.0306)	0.03
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \delta_t$				
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	\bar{R}^2
Model (3)	-0.0004 (0.0024)	-0.0290 ^{***} (0.0049)		0.25
Model (4)	0.0000 (0.0023)	-0.0253 ^{***} (0.0049)	0.0943 ^{***} (0.0340)	0.30

註： 1. *代表估計係數在有著 10% 的顯著水準，**代表估計係數在有著 5% 顯著水準，***代表估計係數在有著 1% 顯著水準 2. 括號內表示估計值之標準差

表 10 一階差分中的子模型的子模型中，Model (1) 的被解釋變數為實質 GDP 成長率，解釋變數為失業率變動率，Model (2) 與 Model (1) 不同在於加入固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$)，缺口模型中的子模型。缺口模型中，子模型 Model (3) 的被解釋變數為實質 GDP 缺口，解釋變數為失業率缺口，Model (4) 則是加入固定資本形成毛額缺口。

在新加坡官方統計數據中，就業人口數只有統計年資料並無季資料，我們可從 4-2、4-3 與 4-4 節的三個經濟體系(台灣、香港、南韓)的實證觀察得知，加入就業人口數，對一階差分模型與缺口模型估計歐肯係數值均沒有顯著的影響， \bar{R}^2 也沒有明顯上升，表示加入此變數無法提升模型的解釋能力，由於這三個經濟體系加入此變數對歐肯係數沒有顯著的影響以及無法提升此模型的解釋能力，因此我們認為同樣為亞洲四小龍，經濟結構相似的新加坡，加入就業人口數後，對歐肯係數值也不會有顯著的影響，在缺乏此變數的季資料，年資料樣本數又不

足的情況之下，我們不加以納入考慮。

我們可從表 10 得知，一階差分模型或者是缺口模型中，其子模型的歐肯係數均為顯著的負值，顯示新加坡實質 GDP 成長率與失業率變動率以及實質 GDP 缺口與失業率缺口之間均有負向關係，因此一階差分模型與缺口模型的歐肯法則在新加坡成立。

我們從表 10 一階差分模型中可發現，Model (2) 加入固定資本形成毛額變動率後，其 β_{inv} 值並不顯著，顯示一階差分模型加入此解釋變數對歐肯係數估計值無顯著影響。缺口模型中，Model (4) 加入固定資本形成毛額缺口後，其 α_{inv} 為顯著，且 Model (4) 的 \bar{R}^2 值比 Model (3) 大，顯示缺口模型加入此解釋變數對歐肯係數估計值有顯著的影響，以及使模型解釋能力提升。從比較 Model (3) 與 Model (4)，我們可發現 Model (4) 的歐肯係數值比 Model (3) 大，因為實質 GDP 產出缺口與固定資本形成毛額缺口為正相關，所以加入固定資本形成毛額缺口會造成歐肯係數估計值的提升。

由上述可知，加入固定資本形成毛額變動率時，並不顯著，所以我們認為 Model (1) 與 Model (4) 可作為估計新加坡歐肯係數的最佳代表模型，因此我們可以說目前新加坡歐肯係數值介於-0.0253 至-0.0093 之間，換句話說就是新加坡失業率上升 1%時，實質產出將會下降 0.93%至 2.53%左右。我們比較 Model (1) 與 Model (4) 可發現，一階差分模型的歐肯係數 β_{okun} 遠比缺口模型的歐肯係數 α_{okun} 大，與台灣、香港和南韓的實證有所不同，這三個經濟體系雖然一階差分模型與缺口模型的歐肯係數不同，但歐肯係數都非常接近，會有這原因可能為金融海嘯後新加坡歐肯係數發生劇烈改變，詳細內容我們將在本章第九節探討

我們可藉由探討表 11 解釋變數間的相關係數，來得知當模型中加入固定資本形成毛額會對估計歐肯係數有何影響。

表 11：解釋變數間的相關係數

一階差分模型解釋變數 (Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$) 之相關係數		
	Δu_t	$\Delta \ln i_t$
Δu_t	1.0000	-0.0939
$\Delta \ln i_t$	-0.0939	1.0000
缺口模型解釋變數 (u^{cycle} 、 $\ln i_t^{cycle}$) 之相關係數		
	u^{cycle}	$\ln i_t^{cycle}$
u^{cycle}	1.0000	-0.2716
$\ln i_t^{cycle}$	-0.2716	1.0000

我們從表 11 得知，一階差分模型解釋變數 Δu_t 與 $\Delta \ln i_t$ 之間為負相關，但從上述可知，一階差分模型加入固定資本形成毛額變動率時，對歐肯係數估計值並無顯著的影響，表示 Δu_t 與 $\Delta \ln i_t$ 之間雖然為負相關，但對結果並沒有影響。缺口模型中解釋變數 u^{cycle} 與 $\ln i_t^{cycle}$ 為負相關，我們從上述的歐肯係數實證結果得知，模型中加入 $\ln i_t^{cycle}$ 時， $\ln i_t^{cycle}$ 的估計值為顯著結果，表示未加入固定資本形成毛額缺口時，將會有低估失業率缺口對實質 GDP 缺口的情況。

第六節 中國地區的實證結果

中國地區的總體經濟變數，主要從 Datastream 資料庫所獲得，由於中國官方統計資料以年為單位，並無季資料，故本節中國的迴歸變數我們以年資料作為我們的時間數列，資料期間為 1950 年至 2009 年，我們可以先透過圖 11 與圖 12 來瞭解，中國實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口的相關性。

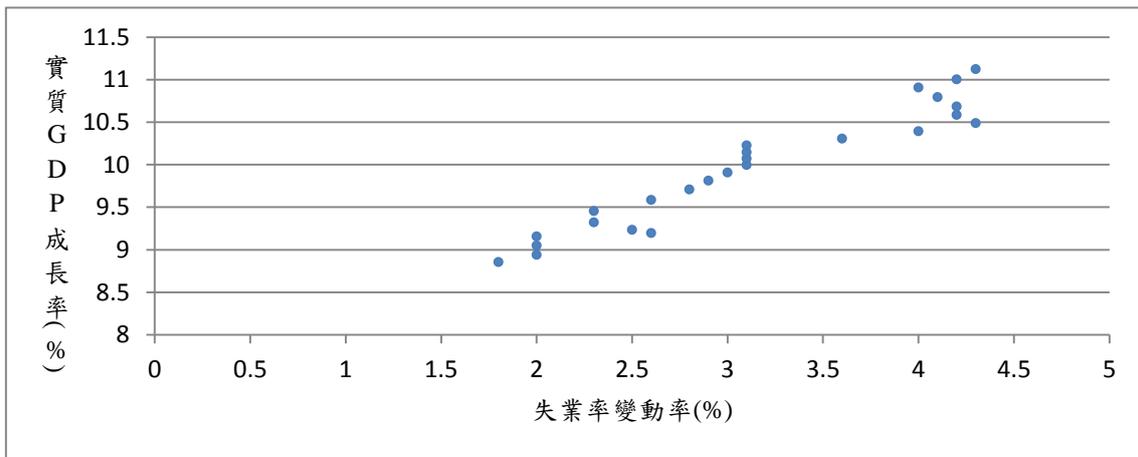


圖 11：中國地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

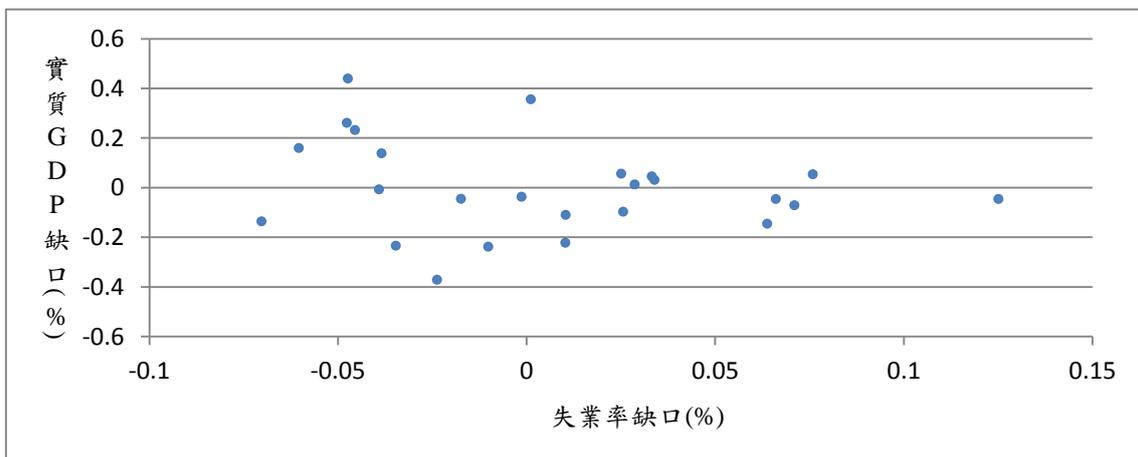


圖 12：中國地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

我們從圖 11 可發現，中國實質 GDP 成長率與失業率變動率呈現正相關，圖 12 我們難以判斷實質 GDP 缺口與失業率缺口為何種關係，這與第二節至第五節台灣、香港、南韓與新加坡的結果為完全不同的情況，因此我們預期一階差分估計歐肯係數結果為正值。中國一階差分模型與缺口模型的估計結果如表 12 所示。

表 12：中國歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t$					
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	β_{em}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0969*** (0.0055)	-0.0232 (0.0247)			-0.005
Model (2)	0.0619*** (0.0063)	-0.0075 (0.0149)	0.1966*** (0.0305)		0.64
Model (3)	0.1071*** (0.0054)	-0.0368* (0.0208)		-0.4644*** (0.1382)	0.31
Model (4)	0.0734*** (0.0053)	-0.0191 (0.0111)	0.1723*** (0.0229)	-0.3300*** (0.0745)	0.81
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \delta_t$					
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	α_{em}	\bar{R}^2
Model (5)	0.0000 (0.0058)	-0.0292 (0.0313)			-0.006
Model (6)	-0.0046 (0.0053)	-0.0336 (0.0279)	0.1160*** (0.0147)		0.77
Model (7)	0.0047 (0.0085)	-0.0742 (0.0462)		-1.1044*** (0.3698)	0.26
Model (8)	-0.0040 (0.0044)	-0.0467* (0.0232)	0.1038*** (0.0126)	-0.6562*** (0.1918)	0.82

- 註: 1. *代表估計係數在有著 10% 的顯著水準, **代表估計係數在有著 5% 顯著水準, ***代表估計係數在有著 1% 顯著水準
 2. 括號內表示估計值之標準差
 3. 一階差分模型與缺口模型, 所有子模型其解釋變數與被解釋變數皆如同本章第二節表 3

從表 12 可知，中國不論一階差分模型或缺口模型，歐肯係數估計值均呈現不顯著的狀態，原因可能為中國官方的統計資料與其他世界各國統計資料的方法不同，中國失業率資料統計城鎮戶籍人口的登記失業率而不是目前各國所使用的調查失業率；調查失業率採用抽樣調查的方法，相比較登記失業率而言，其調查對象更為廣泛，包括城鄉常住人口的所有勞動力。2008 年底，中國社科院當時發佈的《社會藍皮書》稱中國城鎮失業率已經攀升到 9.4%，而人保部 2008 年第三季度末公佈的城鎮登記失業率僅有 4.0%，自 2002 年以來，中國失業率每年一直維持在 4% 左右，近幾年學者估計中國的真實失業率遠遠高於官方的登記失業率（最低估計為 8%，最高估計甚至達到 20%），因為中國失業率嚴重的失真影響到估計的結果呈現不顯著。

第七節 日本地區的實證結果

日本為本篇論文驗證歐肯法則最早成為已經開發國家的經濟體系，日本地區的總體經濟變數，從日本內閣府與 Datastream 資料庫獲得，資料年間為 1980Q1 至 2011Q2。在我們估計日本的一階差分與缺口模型的歐肯係數之前，我們可先透過圖 13 與圖 14 來瞭解，日本實質 GDP 成長率與失業率的變動率、以及實質 GDP 缺口與失業率缺口之間的相關性。

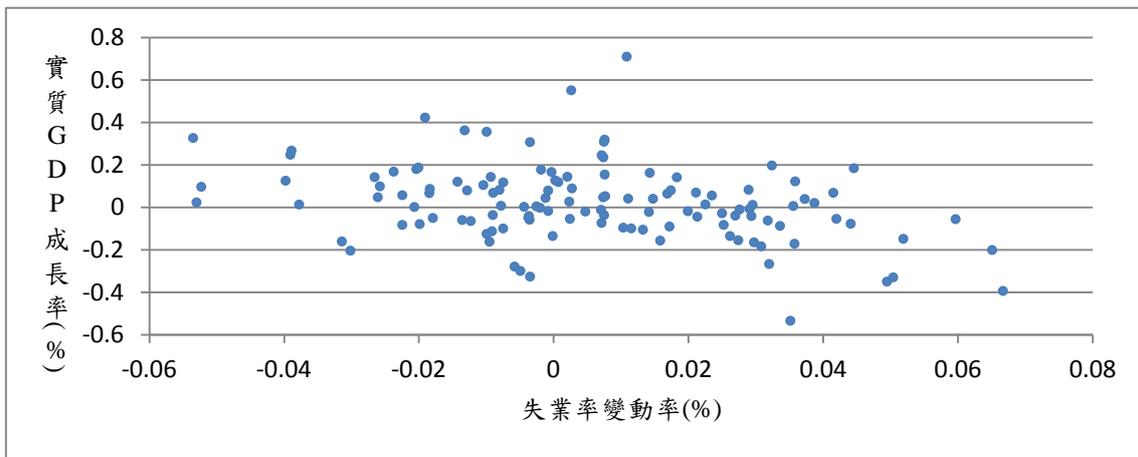


圖 13：日本地區實質產出成長率與失業率的變動率之相關性

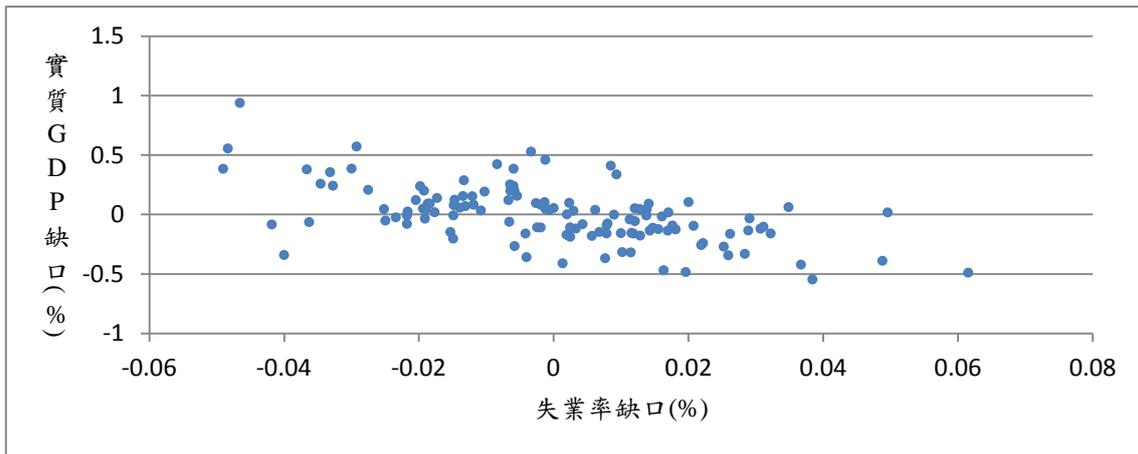


圖 14：日本地區實質產出缺口與失業率缺口之相關性

我們可由圖 13 得知實質 GDP 成長率與失業率的變動率，似乎存在負相關但並不明顯，圖 14 則可以明顯觀察到實質 GDP 缺口與失業缺口呈現負相關，因此，當我們估計日本歐肯係數時，我們預期歐肯係數為顯著的負值，這兩模型的估計結果如表 12 所示。

表 13：日本歐肯迴歸模型估計歐肯係數結果

一階差分模型: $\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \varepsilon_t$					
	β_0	β_{okun}	β_{inv}	β_{em}	\bar{R}^2
Model (1)	0.0065*** (0.0021)	-0.0482*** (0.0118)			0.11
Model (2)	0.0037*** (0.0011)	0.0178** (0.0074)	0.4888*** (0.0280)		0.75
Model (3)	0.0057** (0.0022)	-0.0417*** (0.0130)		0.5368 (0.4601)	0.12
Model (4)	0.0048*** (0.0012)	0.0120 (0.0074)	0.5131*** (0.0282)	-0.7515*** (0.2489)	0.76
缺口模型: $\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} \ln u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \varepsilon_t$					
	α_0	α_{okun}	α_{inv}	α_{em}	\bar{R}^2
Model (5)	-0.0003 (0.0015)	-0.0510*** (0.0065)			0.33
Model (6)	0.0003 (0.0023)	-0.0026 (0.0051)	0.4442*** (0.0300)		0.76
Model (7)	-0.0003 (0.0016)	-0.0516*** (0.0072)		-0.0766 (0.3979)	0.33
Model (8)	0.0003 (0.0009)	-0.0054 (0.0053)	0.4487*** (0.0299)	-0.3981* (0.2372)	0.76

註: 1.*代表估計係數在有著 10% 的顯著水準，**代表估計係數在有著 5% 顯著水準，***代表估計係數在有著 1% 顯著水準
2.括號內表示估計值之標準差
3.一階差分模型與缺口模型，所有子模型其解釋變數與被解釋變數皆如同本章第二節表 3

由表 13 一階差分模型我們可以發現，子模型 Model (2) 與 Model (4) 的歐肯係數值為正，這與上述幾節的實證結果不同，一階差分模型的歐肯法則在日本可能為不成立的。我們可從比較 Model (1) 與 Model (2) 得知，加入固定資本形成毛額變動率後，歐肯係數從顯著的負值變為顯著的正值，並不符合歐肯法則，當失業率增加時，日本的實質產出反而上升，因此我們猜測可能的原因為日本如果裁減低技術勞工保留高技術勞工，可能會造成失業率增加產出也跟著

增加，或者日本為出口為導向的國家，實質產出為民間消費、政府支出、資本投入、以及進口與出口所組成，當出超金額過於龐大，即時失業率增加，也可能造成實質產出增加的結果。Model (3) 加入就業人口數變動率後，其 β_{em} 值並不顯著， \bar{R}^2 無明顯增加，表示並無法提升迴歸模型的解釋能力，Model (4) 雖然 β_{inv} 與 β_{em} 值為顯著，卻造成歐肯係數不顯著，顯示 Model (4) 並不適合將這兩變數一起放入迴歸模型中。

缺口模型中，我們可從子模型 Model (6) 觀察得知，加入固定資本形成毛額缺口後，歐肯係數為不顯著，但 \bar{R}^2 值卻有明顯增加，這表示在日本，固定資本形成毛額影響實質產出可能比失業率來的更具影響力，但並不符合本篇論文主要為探討失業率影響實質產出，固在缺口模型中，放入此變數並不適當，Model (7) 加入就業人口數缺口，其 α_{em} 值並不顯著， \bar{R}^2 值也無明顯增加，表示加入此解釋變數，無法提升迴歸模型的解釋能力，因此我們認為 Model (2) 與 Model (5) 是作為估計日本歐肯係數的最佳模型，日本的歐肯係數介於 0.0178 至 -0.051 之間，換句話說當日本失業率下降 1% 時，實質產出會上升 -1.7% 至 5.1% 左右，取決於我們是否有加入其他的解釋變數，歐肯法則在日本可能為不成立的。

我們藉由探討表 14 解釋變數間的相關係數，來得知當迴歸模型中加入一個新的解釋變數會對估計日本歐肯係數有何影響。

表 14：解釋變數間的相關係數

一階差分模型解釋變數 (Δu_t 、 $\Delta \ln i_t$ 、 $\Delta \ln em_t$) 之相關係數			
	Δu_t	$\Delta \ln i_t$	$\Delta \ln em_t$
Δu_t	1.0000	-0.5127	-0.4252
$\Delta \ln i_t$	-0.5127	1.0000	0.4394
$\Delta \ln em_t$	-0.4252	0.4394	1.0000
缺口模型解釋變數 (u^{cycle} 、 $\ln i_t^{cycle}$ 、 $\ln em_t^{cycle}$) 之相關係數			
	u^{cycle}	$\ln i_t^{cycle}$	$\ln em_t^{cycle}$
u^{cycle}	1.0000	-0.6444	-0.4548
$\ln i_t^{cycle}$	-0.6444	1.0000	0.3546
$\ln em_t^{cycle}$	-0.4548	0.3546	1.0000

從表 14 我們可知，一階差分模型解釋變數 Δu_t 與另外兩變數 $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 皆為負相關， $\Delta \ln i_t$ 與 $\Delta \ln em_t$ 為正相關，一階差分模型加入固定資本形成毛額變動率 ($\Delta \ln i_t$) 時， $\Delta \ln i_t$ 的估計值為顯著，因此未加入此解釋變數將會有低估失業率變動率對實質 GDP 成長率影響情況；加入就業人口數變動率 ($\Delta \ln em_t$) 時， $\Delta \ln em_t$ 的估計值並不顯著，所以 Δu_t 與 $\Delta \ln em_t$ 之間為負相關並不會對估計歐肯係數值造成影響。

缺口模型中，解釋變數 u^{cycle} 與另兩個變數 $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 皆為負相關， $\ln i_t^{cycle}$ 與 $\ln em_t^{cycle}$ 為正相關性，我們從實證結果得知，缺口模型加入固定資本形成毛額 ($\ln i_t^{cycle}$) 時，會對歐肯係數造成顯著的影響，但會造成歐肯係數不顯著，因此我們需在缺口模型中剔除此解釋變數；加入就業人口數缺口 ($\ln em_t^{cycle}$) 時，其值為不顯著，因此並不會對估計歐肯係數有影響。

第八節 其他實證比較與結論

行政院主計處林淑敏專員在 2010 提出的我國歐肯法則實證研究，林淑敏專員以滾動估計法估計亞洲四小龍歐肯係數結果，滾動估計法是以失業率為被解釋變數，實質產出為解釋變數來估計我國動態歐肯係數值，其迴歸模型如下

$$\Delta u_t = \alpha - \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t \quad (15)$$

其動態歐肯係數估計結果顯示台灣歐肯係數為亞洲四小龍之末南韓歐肯係數則為亞洲四小龍最高，然則林淑敏專員使用的資料數據為 2008 年以前，即為經濟大衰退之前的數據，本文各國資料則皆採用到 2011 年第二季，其中涵括了金融海嘯時期，故我們將本篇論文所估計的歐肯係數值，與林淑敏專員 2008 金融海嘯前估計的亞洲四小龍動態歐肯係數值，兩者互相比較有何結果。我們將林淑敏專員估計的動態歐肯係數值轉變與本文一致以實質產出為被解釋變數；失業率為解釋變數的歐肯係數值，並配合林淑敏專員只探討實質產出與失業率之間的關係，故我們已未加入固定資本形成毛額與就業人口數之一階差分模型與缺口模型實證結果加以比較，如表 15。

表 15：歐肯係數之相關文獻比較

	台灣	香港	南韓	新加坡
本篇論文之一階差分	3.66	2.5	1.12	0.93
本篇論文之缺口模型	3.42	2.84	2.12	2.53
資料期間	1978Q1–2011Q2	1981Q4–2011Q2	1982Q1–2011Q2	1986Q1–2011Q2
林淑敏(2010)	9.09	4.35	2.86	5.88
資料期間	1995Q3–2008Q1	1995Q3–2008Q1	1995Q3–2008Q1	1995Q3–2008Q1

註： 1.一階差分模型與缺口模型均為以失業率解釋實質產出的模型，其歐肯係數值皆已取絕對值

本篇論文實證結果顯示亞洲四小龍的歐肯係數取絕對值後，遠比林淑敏專員所估計的結果小，台灣歐肯係數在取絕對值後為亞洲四小龍中最高、香港與新加坡次之，而南韓最小，除了一階差分模型的歐肯係數，南韓大於新加坡以外。這表示當失業率下降 1% 時，台灣的經濟成長上升最多。

當失業率下降 1% 時，亞洲四小龍經濟成長上升遠比金融海嘯前小，主要有兩種因素，模型設定的不同或樣本期間選擇不同所導致，如果是樣本期間不同，則表示亞洲四小龍遭受金融海嘯衝擊後，可能會使降低失業率造成的經濟成長幅度變小。因此，下一節我們將進一步修正各個經濟體系在先前小節中所得到的最適當之估計模型，用以探討金融海嘯前後歐肯係數在這些國家是否會有顯著的改變。

第九節 金融海嘯前後的歐肯係數

由於本篇論文所使用的資料數據涵括了金融海嘯前後，因此我們探討金融海嘯前後各國的歐肯係數有無變動，我們設立一個金融海嘯的虛擬變數 (d_t)，2008Q4 之前各期係數設為 0；2009Q1 後設為 1，修改前述各經濟體系的一階差分模型與缺口模型如下

$$\Delta \ln y_t = \beta_0 + \beta_{okun} \Delta u_t + \beta_{inv} \Delta \ln i_t + \beta_{em} \Delta \ln em_t + \beta_1 d_t + \beta_2 d_t \Delta u_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\ln y_t^{cycle} = \alpha_0 + \alpha_{okun} u_t^{cycle} + \alpha_{inv} \ln i_t^{cycle} + \alpha_{em} \ln em_t^{cycle} + \alpha_1 d_t + \alpha_2 d_t u_t^{cycle} + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中 β_1 為一階差分模型的虛擬變數 d_t 的係數， β_2 為虛擬變數 d_t 與失業率變動率 Δu_t 交乘項的係數； α_1 為缺口模型的虛擬變數 d_t 的係數， α_2 為虛擬變數 d_t 與失業率缺口 u_t^{cycle} 交乘項的係數，我們將加入金融海嘯虛擬變數的一階差分模型與缺口模型，估計各經濟體系的變動結果以表 16 所示：

表 16：金融海嘯前後各經濟體系歐肯係數的變動

		2009Q1 前 歐肯係數	金融海嘯虛 擬變數之係 數	2009Q1 後 歐肯係數	其他重要解 釋變數
台灣	一階差分模型	-0.0186**	不顯著	-0.0186**	$\Delta \ln i_t$
	缺口模型	-0.0109***	不顯著	-0.0109***	$\ln i_t^{cycle}$
香港	一階差分模型	-0.0234***	不顯著	-0.0234***	
	缺口模型	-0.0233***	不顯著	-0.0233***	$\ln i_t^{cycle}$
新加坡	一階差分模型	-0.0102***	不顯著	-0.0102***	
	缺口模型	-0.0196***	-0.0484***	-0.0680***	$\ln i_t^{cycle}$
南韓	一階差分模型	-0.0123***	0.0271*	0.0148*	
	缺口模型	-0.0088***	不顯著	-0.0088***	$\ln i_t^{cycle}$
日本	一階差分模型	0.0193***	不顯著	0.0193***	$\Delta \ln i_t$
	缺口模型	-0.0549***	不顯著	-0.0549***	
中國	一階差分模型	-0.0246	不顯著	-0.0246	
	缺口模型	-0.0489	不顯著	-0.0489	

註： 1.*代表估計係數在有著 10% 的顯著水準，**代表估計係數在有著 5% 顯著水準，***代表估計係數在有著 1% 顯著水準
2.其他重要解釋變數為模型中加入固定資本形成毛額與就業人口數後，其歐肯係數值為顯著，且固定資本形成毛額的係數估計值或就業人口數的係數估計值有顯著。

表 16 可以觀察到，加入金融海嘯虛擬變數後，除了中國以外的其他國家，在 2009Q1 以前的歐肯係數值皆為顯著，但在 2009Q1 後只有新加坡的缺口模型與南韓的一階差分模型，其金融海嘯虛擬變數之係數為顯著，這結果表示在金融海嘯後，只有新加坡與南韓的歐肯係數會有所改變，南韓地區經過金融海嘯後，一階差分模型的歐肯係數值比金融海嘯提升 0.0271，可與前述南韓地區實證結果相呼應，並且說明了南韓一階差分與缺口模型的歐肯係數差比台灣與香港略大的情形。新加坡金融海嘯過後缺口模型估計的歐肯係數值變動劇烈，缺口模型歐肯係數從-0.0196 變動為-0.0680，之間變動幅度達-0.0484，這也可說明前述新加坡地區的實證結果中，為何一階差分與缺口模型所估計出來的歐肯係數值有如此大的差異。

第五章 結論

本篇論文以台灣、香港、新加坡、南韓、日本與中國六個亞洲重要經濟體系為樣本，除了中國地區則因中國官方統計不存在季資料，致使我們以年資料代替外，其他經濟體系均以 1970 年代前後至最近 (2011Q2) 之季資料為樣本期間。我們使用一階差分模型與缺口模型，來驗證各經濟體系的歐肯法則是否成立，並與其他文獻的實證結果作一比較，探討樣本期間、模型設定及估計歐肯係數方法的不同，是否會影響歐肯係數的估計值。最後我們探討金融海嘯前後，各經濟體系的歐肯係數值是否會有顯著的結構性改變。

在本篇論文的實證結果中，歐肯法則在亞洲四小龍 (台灣、香港、新加坡與南韓) 是成立的。在模型的設定上，當我們加入固定資本形成毛額變動率時，僅有台灣地區的一階差分模型受到顯著的影響；而加入固定資本形成毛額缺口時，亞洲四小龍的缺口模型，在估計歐肯係數值上均有顯著的改變。不論一階差分模型或者缺口模型，歐肯係數的估計值取絕對值後，均比未加入固定資本形成毛額小，這表示如果一個模型沒有考慮到固定資本形成毛額時，歐肯係數將會被顯著的低估。

獨立於亞洲四小龍之外，在中國的實證結果上我們發現，歐肯係數均不顯著，而這很可能是因為 (如第四章第六節所述) 中國官方統計資料在統計方法上不一致且不真實。反觀日本的實證結果，當我們加入固定資本形成毛額變動率後，歐肯係數呈現顯著的正值，表示歐肯法則在日本可能為不成立的。會造成此結果可能是因為日本是一個有龐大出超的出口國，因此即使失業率上升，但龐大的出超帶動實質產出的大量攀升，才會有歐肯係數為正的結果。

本篇論文與林淑敏 (2010) 所做實證結果相比，不論一階差分模型或缺口模型，本文在亞洲四小龍的歐肯係數上均低於林淑敏 (2010) 的估計值，造成這結果可能是所使用估計的方法不同。樣本期間的不同也可能是造成歐肯係數的估計值有差異的原因。江靜儀 (2006)、田慧琦 (2010) 與本篇論文一樣使用一階差分模型與缺口模型估計台灣歐肯係數，但歐肯係數值皆不相同，表示當樣本期間不同時，估計的歐肯係數結果也不同。在本篇論文的估計上，在金融

海嘯前後歐肯係數的變動結果可知，只有南韓的一階差分模型與新加坡的缺口模型，其歐肯係數有顯著的變動的結果，表示經過 2008 年金融海嘯衝擊後，南韓與新加坡的歐肯係數有顯著的改變。

我們從實證結果得知，台灣、香港與新加坡這幾個小型開放經濟體系的歐肯係數取絕對值後，比南韓與日本這兩個已開發的國家來的大，表示當小型開放經濟體系的失業率下降 1% 時，對實質產出增加的幅度，比已開發的國家大，顯示出在一個國家逐漸邁入已開發國家時，失業率對實質產出影響的幅度可能會越來越低。我們可以從本文的日本實證結果發現，已開發的經濟體系失業率對實質產出影響大為降低，在日本的實證結果中，一階差分的歐肯係數甚至為正，表示歐肯法則在日本可能已經不成立了，可能原因為已開發國家重視有人力資本的勞工及科技技術，如果失業的為低技術的勞工，那麼這些低技術的勞工失業不會顯著的降低日本的實質產出。我們可從與以往文獻相比，歐肯係數比過去文獻較小，原因為樣本期間不同，我們猜測有這情況，是因為科技持續進步加上產業結構轉變，從以往的勞動密集產業轉型為技術密集產業，以機械代替人力，因此降低失業率對經濟成長的增加也逐漸縮小。

附錄：東南亞重要經濟體系歐肯模型之樣本變數單根檢定

台灣歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	5	8	5	5
外生變數	c, t	c, t	c, t	c
ADF 統計值	-2.2580	-2.0527	-1.9143	-1.1398
臨界值	-3.4453	-3.4462	-3.4453	-2.8841
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	4	8	4	4
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-7.0095	-4.0076	-5.1720	-5.6431
臨界值	-2.8841	-2.8849	-2.8841	-2.8841
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	8	8	4	5
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-6.0056	-5.3719	-6.1056	-4.3265
臨界值	-2.8847	-2.8847	-2.8839	-2.8841

註：c 為常數項，t 為時間趨勢項，樣本期間為 1978Q1–2011Q2。

香港歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	6	1	0	1
外生變數	$c \cdot t$	$c \cdot t$	$c \cdot t$	c
ADF 統計值	-1.3574	-1.9310	-2.0328	-2.0064
臨界值	-3.4504	-3.4487	-3.4494	-3.4487
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	5	0	0	0
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-5.7367	-14.6092	-12.6978	-8.978
臨界值	-2.8874	-2.8863	-2.8870	-2.8863
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	4	2	0	4
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-5.9930	-4.5822	-5.7819	-6.2271
臨界值	-2.8870	-2.8865	-2.8867	-2.8870

註： c 為常數項， t 為時間趨勢項，樣本期間為 1981Q1 至 2011Q2。

南韓歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	1	1	6	5
外生變數	$c \cdot t$	$c \cdot t$	$c \cdot t$	c
ADF 統計值	-3.6287	-2.0522	-2.1116	-2.7428
臨界值	-3.4497	-3.4497	-3.4515	-2.8879
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	0	0	5	4
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-8.2136	-7.5422	-5.5679	-5.2180
臨界值	-2.8870	-2.8870	-2.8882	-2.8879
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	1	1	8	4
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-5.2485	-4.2746	-4.4651	-5.9634
臨界值	-2.8870	-2.8870	-2.8887	-2.8877

註： c 為常數項， t 為時間趨勢項，樣本期間為 1982Q3 至 2011Q2。

新加坡歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	5	0		1
外生變數	$c \cdot t$	$c \cdot t$		c
ADF 統計值	-0.4437	-2.6166		-3.7905
臨界值	-3.4573	-3.4549		-2.8906
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	4	0		0
外生變數	c	c		c
ADF 統計值	-5.7174	-12.3690		-13.6208
臨界值	-2.8919	-2.8906		-2.8906
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	3	0		0
外生變數	c	c		c
ADF 統計值	-5.8294	-5.2779		-5.9069
臨界值	-2.8912	-2.8903		-2.8903

註： c 為常數項， t 為時間趨勢項，樣本期間為 1986Q1 至 2011Q2。

日本歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	8	4	4	4
外生變數	$c \cdot t$	$c \cdot t$	$c \cdot t$	c
ADF 統計值	-1.1524	-1.4275	-0.6843	-1.6261
臨界值	-3.4490	-3.4477	-3.4477	-2.8856
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	7	3	3	0
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-3.0545	-3.0915	-2.5564	-3.2397
臨界值	-2.8865	-2.8857	-2.8856	-2.8857
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	8	4	4	4
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-4.3925	-4.7181	-3.8147	-5.4825
臨界值	-2.8865	-2.8857	-2.8857	-2.8857

註： c 為常數項， t 為時間趨勢項，樣本期間為 1980Q1 至 2011Q2。

中國歐肯模型迴歸變數之 ADF statistics

原始狀態(in levels)的內生變數				
指定樣本	y_t	i_t	em_t	u_t
最適落後期數	0	0	5	2
外生變數	$c \cdot t$	$c \cdot t$	$c \cdot t$	c
ADF 統計值	7.7945	10.0304	-0.8689	-0.8676
臨界值	-3.6122	-3.6122	-3.6736	-3.0049
一階差分後(1 st difference)的內生變數				
指定樣本	Δy_t	Δi_t	Δem_t	Δu_t
最適落後期數	0	0	0	0
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	2.3788	3.1240	-4.6173	-4.0459
臨界值	-2.9981	-2.9981	-2.9981	-2.9981
循環性(cyclical)的內生變數				
指定樣本	y_t^{cycle}	i_t^{cycle}	em_t^{cycle}	u_t^{cycle}
最適落後期數	2	1	4	1
外生變數	c	c	c	c
ADF 統計值	-1.6662	-1.9256	-4.1188	-3.7497
臨界值	-3.0049	-2.9981	-3.0206	-2.9981

註：c 為常數項，t 為時間趨勢項，樣本期間為 1950 年至 2009 年。

參考文獻

- Adams, C. and D. T. Coe.** 1989. "A Systems Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment and Potential Output for the United States." *International Monetary Fund working paper*, 89.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller.** 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Freeman, D. G.** 2001. "Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries." *Economic Inquiry*, 39(4), 511-523.
- Gordon, R. J.** 1984. "Unemployment and Potential Output in the 1980s." *Brookings Papers on Economic Activity*, 15, 537-564.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold.** 1974. "Spurious regressions in econometrics." *Econometrics*, 2, 111-120.
- Hodrick, R. and E. C. Prescott.** 1997. "Post-War U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation." *Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.
- Lee, J.** 2000. "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries." *Journal of Macroeconomics*, 22, 331-356.
- Okun, A. M.** 1962. "Potential GNP: Its Measurement and Significance." *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association.*, 98-104.
- Prachowny, M. F. J.** 1993. "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revisited Estimates." *Economics and Statistics*, 75, 331-336.
- Said, S. E. and D. A. Dickey.** 1984. "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order." *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- 田慧琦.** 2010. "台灣失業率和產出之關聯及可能影響因素探討－歐肯法則(Okun's Law)實證分析*." *中華民國中央銀行季刊*, 32(3).
- 江靜儀.** 2006. "歐肯法則(Okun's Law)-台灣實證研究." *經濟論文*, 34(3), 355-389.
- 林淑敏.** 2010. "歐肯法則在我國之實證研究," 中華民國行政院主計處, 行政院主計處第三局,