

歐肯法則之再檢驗—分量迴歸的實證分析

Re-examining Okun's law: Evidence from Quantile Regression Analysis

李政峯

國立高雄應用科技大學 企業管理系 教授

jflee@cc.kuas.edu.tw

張乃方

國立高雄應用科技大學 企業管理系 研究生

idreams24@gmail.com

摘要

過去對於歐肯法則的研究對象多以工業大國為主，在其他國家並無太多的研究文獻，因此本研究依照世界銀行按各國國民所得毛額分類為低、中、高收入國家，以最小平方法及分量迴歸方法估計歐肯係數值，並解釋下不同分量下係數值的變化關係。

本文根據 Okun(1962)所提出的兩大模型:差分模型與缺口模型進行再檢驗，從研究結果中發現，在差分模型與缺口模型中皆證實各國仍存在歐肯法則，而且兩模型中都以中收入國家中的係數絕對值最大，其次為高收入國家。以分量迴歸分析 44 個國家，可將國家分為對稱型、不對稱型，而不對稱型國家又可分為低分量及高分量。低分量國家的定義是分量值越小(愈接近 0.3~0.1)，其所對應的係數絕對值越大，高分量國家的定義是分量值越大(越接近 0.7~0.9)，其所對應的係數絕對值越大。屬低分量國家表示在面對負面衝擊(如:經濟蕭條)時，失業率攀升是導致經濟變差的重要原因，而在面對正面衝擊時(如:經濟繁榮)時，失業率降低對經濟成長率增加的影響性降低；屬高分量國家則表示在面對負面衝擊時，失業率降低對經濟成長率增加的影響性降低，而在面對正面衝擊時，失業率攀升會使經濟成長更為活絡。

在差分模型中，中、高收入國家多屬於不對稱型的低分量國家，低收入國多為不對稱的高分量國；在缺口模型中，中收入國家中以不對稱的高分量國家較多，低、高收入國家仍為不對稱的低分量國家為主，但整體而言，差分模型與缺口模型都以低分量國家為主。實證結果可在多數國家中得證，當景氣蕭條時，多數國家會推動拯救失業率的政策(如:增加公共建設、增加政府支出)，促使景氣回溫；在景氣繁榮時，鮮少國家會推行以降低失業率為主的政策，以促進景氣更為繁榮。

關鍵字：歐肯法則、單根檢定、分量迴歸

Keywords: Okun's law、unit root test、quantile regression

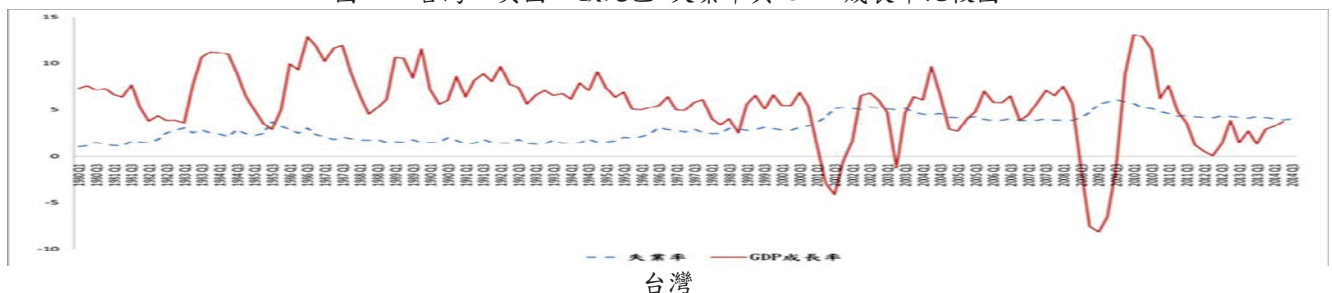
第一章 緒論

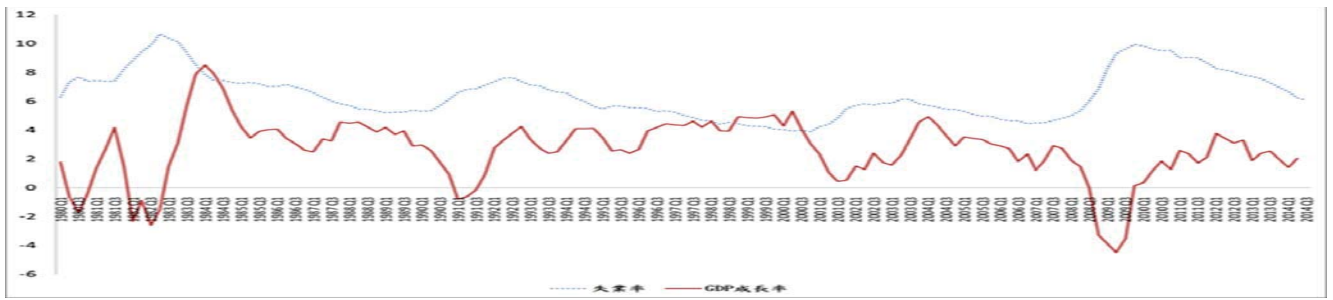
第一節 研究背景與動機

2008 年金融海嘯，美國次級房貸爆發使依附發行的衍生金融商品隨之崩解，讓全世界的經濟情況陷入低靡狀態，同年五月台股從九千兩百多點一路跌破四千點，許多工廠接不到訂單而大量裁員或採行無薪假，企業提供的職缺大減，使失業率快速飆高，為拯救失業率臺灣政府在 2009 年四月到 2011 年九月推行「大專畢業生至企業職場實習方案」就是俗稱的「22k 政策」，只要企業每聘用一位大專畢業生政府就補助一萬元。美國聯準會(The Federal Reserve System)為了降低金融海嘯帶來的衝擊推行第一次的「量化寬鬆政策」(Quantitative easing, QE)大量購買長期債券，為的是壓低長期利率、拉高債券價格及股價，讓人民手上的錢流入市場上刺激消費及大量投資，創造市場需求進而提高人民的就業率；大量印製鈔票使美元貶值、增加出口競爭力，使熱錢(Hot Money)迅速流入新興國家，美國聯準會分別在 2010 年和 2012 年再推行 QE2、QE3，聲明將在預期通貨膨脹率高於 2.5%和失業率低於 6.5%時，採取漸進式的 QE 退場模式，而在 2014 年 10 月底聯準會宣示，終止每月購債一百五十億美元，不再增加該計畫所收購的公債和房貸擔保證券 (Mortgage Backed Securities, MBS)，完全退出 QE3。

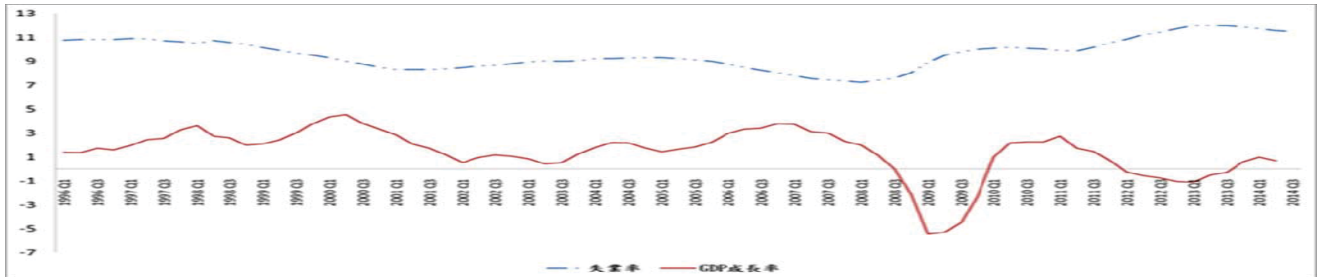
2009 年底由希臘(Greece)爆發債信危機，因公債舉債過高被債信公司降等，而需要向歐盟(EU)及國際貨幣基金組織(IMF)申請紓困，隔年愛爾蘭(愛爾蘭)、葡萄牙(葡萄牙)、義大利(義大利)、西班牙(西班牙)也相繼發生類似的債信事件，因歐豬五國(PIIGS)而開始重視這一連串在歐元區發生的歐債危機，歐洲各國為減緩金融海嘯對人民的衝擊，不惜舉債來提高失業救助金以提振景氣，光是歐豬五國所累積的債務就高達八兆美元之多，2009 年歐元區的平均失業率約為 7.66%，到 2013 年底歐元區的平均失業率升高約為 10.87%。

圖 1-1 台灣、美國、歐元區 失業率與 GDP 成長率比較圖





美國



歐元區

資料來源: 台灣(主計處)、美國(TEJ)、歐元區(TEJ)

從圖 1-1 可明顯看出，不論是台灣、美國和歐元區，當經濟成長率急速下降時，失業率也會出現急遽攀升的情形，金融海嘯後雖然經濟情況已有逐漸轉好的趨勢，但失業率仍是居高不下，下降速率緩慢。

在 2014 年九月，央行總裁彭淮南提出未來全球經濟將面臨六大不確定風險包括：高失業率、美國量化寬鬆(QE)退場對新興經濟體的外溢效應、歐元區的通縮陰霾、日本調高消費稅率及財政改革對民間消費的影響、大陸房市下跌對其經濟復甦的威脅及中東地緣政治等風險。而與人民最有感的就是痛苦指數(痛苦指數=失業率+通貨膨脹率)，高失業率再加上高通貨膨脹率只會讓痛苦指數急遽攀升，在各國都在努力拚經濟的同時，常常伴隨而來的就是高通貨膨脹的問題。全球經濟強國之首的美國所推行的貨幣量化寬鬆政策現已逐漸走入退場階段，而退場機制啟動後是否會影響其他國家的通貨膨脹率及經濟市場呢？本研究將以歐肯法則探討近年來經濟情況對未來的失業率關聯性及影響。

第二節 研究目的

Okun(1962)，研究美國戰後資料，發現失業率及實質產出兩者之間的變動存在著負相關，實證結果顯示出當失業率高於充分就業(4%)時，失業率每增加 1% 會使實質產出約下降 3%，稱之為歐肯法則(Okun's law)。

理論上歐肯法則結合菲利普曲線(Phillips curve)可推導出總供給曲線(Aggregate Supply Curve)，例如：當經濟成長快速使失業率下降，常導致通貨膨脹壓力，兩者環環相扣的連鎖效應為財政政策制定時重要判斷依據；又或是在預期未來經濟成長時，可由預測的失業率變動做為提撥失業津貼預算的規劃。歐肯法則在經濟政策制定時的評估時為重要的指標係數，利用歐肯係數的抵換(trade-off)大小，預估當失業率上升會導致勞動力及產能閒置衍生的產出損失程度，做為衡量高失業率時的經濟代價。分析歐肯係數的穩定性，能評估推行貨幣、財政政策的適當時機，當勞動市場或經濟環境等因素改變下，增加產出是否更有效能降低失業人口。雖然歐肯法則顯示產出與失業間長期的變動關係，也因二者的關聯具變動性，若謹慎判定歐肯係數亦可做為制定經濟政策的參考工具。

許多學者開始針對歐肯法則提出各種實證研究及分析，大多數國家的失業率及實質產出上存在著明顯的負向關係，在實證結果多數支持歐肯法則的成立，但歐肯係數的大小會為各種因素而有所不同，如：模型設定不同、模型中變數個數不同、計量方法不同、各國經濟結構及文化不同，產出成長與失業率的變化不同且先前實證研究多以美國地區為主。

本研究別於以往學者所使用的檢定方法，採用 Koenker and Bassett(1978)所提出的分量迴歸(quantile regression)，針對歐肯法則進行再檢驗，估計失業率對實質產出在不同分量上的影響程度。相較一般常用的普通最小平方方法(OLS)是自變數對因變數平均邊際效果，只能呈現因變數的平均行為；而分量迴歸可以解釋自變數對因變數在整個條件分配中不同的分量行為，為自變數對因變數在某特定分量下的邊際效果。

並參考 LEE, TSONG & LEE (2012) 分類方法，將世界各國分為低收入國家、中收入國家及高收入國家，以收入作為分類依據探討各國的歐肯關係。採計低、中、高收入國家的實質 GDP 與失業率，進行單根檢定及分量迴歸分析，檢視歐肯法則是否仍在不同收入國家中成立，並估計出各國的歐肯係數，提供跨國間的歐肯係數比較以作為政策實行前的參考。

第三節 研究流程

全文共分為五章進行探討：

第一章緒論，說明本文的研究背景、動機與目的及全文的研究架構。

第二章相關文獻回顧，回顧國內外歐肯法則的相關實證研究。

第三章研究方法，說明歐肯法則的定義後，分別介紹所使用的計量方法，包含主要的單根檢定及分量迴歸模型。

第四章 實證結果分析，利用計量模型所得到的實證結果加以整理及說明。

第五章結論，依據本研究結果做總結，並建議未來其他之可行方法。

第一節 國外文獻

1962年，Okun於美國統計學會所發表之論文，其利用美國資料研究產出成長與失業率變化關係，發現二戰後期失業率增減與經濟成長之抵換係數約為3%，且產出成長與失業率變動間呈現負向關係，即為歐肯法則。由於歐肯法則(實質產出與失業率)和菲利普曲線(失業率與通貨膨脹率)可推導總合供給曲線。當景氣由谷底逐漸攀升時，經濟的成長會使企業的獲利增加，所以企業將會雇用更多勞工投入生產；當景氣處於高峰時，市場處於充份就業，只有找不到人來工作而沒有失業問題，此時再提高經濟成長對失業率的改善程度有限，且失率率小於自然失業率時，會使經濟市場活絡而面臨物價上漲、通貨膨脹的問題，因此可透由歐肯法則進一步了解衡量產出、失業及通貨膨脹之間的關係。

在跨國比較方面，Moosa(1997)以G7國家1960~1995年資料來探討失業與產出之間的關係，其實證結果指出，大部份國家皆存在歐肯法則的抵換關係，但各國的歐肯係數皆不相同。Moosa認為因各國的市場僵固性不同，進而造成各國的歐肯係數有所差異。Lee(2000)採用HP濾淨法(filter)、Kalman濾淨法及Beveridge-Nelson(BN)分解法等三種分離趨勢的方法估計1955~1996年OECD中16國家之歐肯係數，其實證結果指出，缺口模型的歐肯係數在景氣收縮時期大於景氣擴張時期，但在差分模型中各國間的結果並不一致，芬蘭、日本、美國的係數值在景氣衰退大於景氣擴張；而加拿大、法國、荷蘭的係數值是景氣擴張大於衰退階段，並同時顯示1980年代(石油危機)造成許多國家發生結構轉變。Freeman(2001)採用panel data估計十大工業國家於1962~1995年之歐肯法則，其結果顯示出較小的歐肯係數是遺漏資本和勞動變數，會使估計值產生偏誤。

過去實證文獻中，有學者指出失業率的變動跟經濟成長會受到景氣循環的擴張期與衰退期而有所不同，使歐肯係數隨著景氣循環在不同階段有不同差異，即是失業率與經濟成長呈現非線性的關係。

IMF(2010)為了解金融海嘯後主要國家之經濟成長與失業率是否發生重大變化進行實證研究，以德國、挪威、日本、義大利、瑞士、荷蘭、比利時、葡萄牙、法國、紐西蘭、瑞典、希臘、奧地利、丹麥、加拿大、芬蘭、英國、美國、愛爾蘭以及西班牙，這20個國家為研究樣本，於2010年4月在全球經濟展望報告中發布，其研究發現此次衰退期間除德國外，其他國家之GDP變動率與失業率的變動皆呈現負向關係，實證結果顯示若就業保護政策越完善，使得企業更加不易解僱員工且對於新進員工的訓練成本相對提高，而造成在景氣波動時失業率的變化相對過去小。

第二節 國內文獻

目前相關文獻探討歐肯法則的多以歐美國家為主，亞洲地區除了日本之外，其他國家探討歐肯法則的並不多。台灣學者江靜儀(2006)、萬哲鈺與高崇璋(2008)、田慧琦(2009)、林淑敏(2010)、吳宜玲(2011)及王忠慶(2011)的相繼研究下，採用失業率變動和實質成長率之關聯性來探討台灣是否符合歐肯法則及歐肯係數在景氣循環時的變化，主要研究目的是為估計未來失業率的變動趨勢，若失業率與實質GDP成長率之間存在可估測的關聯性，則政府機構可根據所公布之經濟成長預估值來估測未來失業率之預測或政策目標值。

江靜儀(2006)採用1961~1999年的年資料來探討台灣的歐肯關係，產出變數為實質GDP(以1996年價格衡量)取自然對數再乘以100，而失業變數則為失業率，並以產出為被解釋變數，同時用一階差分模型(first-difference model)和缺口模型(gap model)進行分析，其中在缺口模型方面則以Beveridge and Nelson(BN, 1981)和Hodrick and Prescott(HP, 1997)來分離趨勢。

在第一階段先以產出變數和失業變數為基本模型來探討歐肯法則，第二階段則加入勞動力和資本生產力等其他變數進行分析，其模型如下：

兩變數模型

一階差分模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

缺口模型

$$y_t - y_t^* = \beta_1 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \tag{2}$$

其中 Δ 為差分運算因子， β_1 歐肯係數， y 為產出， u 為失業率， β_0 為截距項， ε_t 為白噪音干擾項， y_t^* 潛在產出(potential output)或是長期均衡趨勢水準， $y_t - y_t^*$ 循環性的產出水準或是產出缺口(output gap)， u_t^* 自然失業率(natural rate of unemployment)， $u_t - u_t^*$ 循環性失業率或是失業缺口(unemployment gap)。

加入其他變數型

一階差分模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \beta_2 \Delta k_t + \beta_3 \Delta l_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

缺口模型

$$y_t - y_t^* = \beta_1 (u_t - u_t^*) + \beta_2 (k_t - k_t^*) + \beta_3 (l_t - l_t^*) + \varepsilon_t \tag{4}$$

其中 k 為資本生產力， l 為勞動力。

結果如下：

所有迴歸的歐肯係數(β_1)估計值皆為負值，且在一般信賴水準下皆顯著，表示台灣存在著產出與失業呈現負向關係，歐肯法則在實證上成立。

資本生產力(k)與勞動力(l)變數對產出變數有獨立的影響，且資本生產力(k)與勞動力(l)對產出(y)皆為正相關，符合生產理論的預測。

若遺漏資本生產力(k)與勞動力(l)，將高估失業對產出(y)的影響。

為排除總體經濟模型中產出與失業可能皆為內生變數而具有某些聯立性，江靜儀改以兩階段最小平方法(two-stage least squares)估計歐肯係數，並與OLS估計值(以BN與HP模型)做比較，採用受雇員工每人平均月薪資為失業之工具變數，為求統計資料間期的一致性，而將樣本期間設定為1980~1999年，其結果指出內生性問題造成OLS稍微低估失業對產出的影響，並沒有明顯改變上述的估計結果。

該研究以1980年為分界點探討歐肯法則是否保持穩定性，在一階差分模型下，以Chow統計量於5%信賴水準下拒絕參數穩定，顯示歐肯關係在1980年發生結構改變，但在缺口模型中，無論是BN模型或HP模型並無證據顯示歐肯關係在1980年發生結構改變。

在不對稱檢定方面，江靜儀以失業率變動大於0或小於0之虛擬變數的設定，估計不同狀態下的歐肯係數大小與變化，並以卡方統計量驗證歐肯係數非線性性質是否存在，其結果顯示在一般顯著水準下，一階差分模型的失業變化對產出成長呈現不對稱效果，但在缺口模型中，無論是BN模型或是HP模型並沒有發現有不對稱效果。

萬哲鈺與高崇瑋(2008)改以門檻模型來檢定、估計與分析台灣之歐肯法則，將門檻值視為已知數0的設定，異於江靜儀以失業缺口大於0或小於0，該研究有許多研究方法與江靜儀(2006)相同，如仍以產出為被解釋變數，並採用一階差分模型和缺口模型進行分析，在缺口模型方面亦以BN模型和HP模型來分離趨勢，而差異則在於其以季資料進行分析，另外產出變數和失業變數皆為內生變數，在解釋變數不具外生性之情形下，改以工具變數替代既有解釋變數，因採用門檻模型分析，故其歐肯法則之模型如下：

一階差分模型

$$\Delta q_t = \beta_0^1 - \beta_1^1 \Delta u_t + \varepsilon_t \quad \text{if } \varepsilon_{t-d} \leq \tau \quad (5)$$

$$\Delta q_t = \beta_0^2 - \beta_1^2 \Delta u_t + \varepsilon_t \quad \text{if } \varepsilon_{t-d} > \tau \quad (6)$$

缺口模型

$$q_t - q_t^* = \beta_0^1 - \beta_1^1 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad \text{if } \varepsilon_{t-d} \leq \tau \quad (7)$$

$$q_t - q_t^* = \beta_0^2 - \beta_1^2 (u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad \text{if } \varepsilon_{t-d} > \tau \quad (8)$$

其中 q_t^* 自然產出， $q_t - q_t^*$ 產出缺口， ε_{t-d} 門檻變數， τ 門檻值

當門檻變數 ε_{t-d} 小於等於門檻值 τ 時，歐肯係數為 β_1^1 ，反之則為 β_1^2 。若 $\beta_1^1 \neq \beta_1^2$ 成立時，則表示歐肯係數會因經濟狀態的改變而出現差異。其實證結果指出歐肯關係具有不對稱的門檻效果，歐肯係數在景氣衰退階段與擴張階段的大小及差異，與所使用之分析模型與門檻變數有關。

無論使用單一變數或較客觀之景氣領先指標與同時指標變化為門檻變數來反應經濟景氣的變化時，差分模型與BN缺口模型的估計結果都一致指出景氣衰退階段的歐肯係數大於景氣擴張，且多數結果顯示線性模型下的歐肯係數介於景氣衰退與擴張階段的水準之間，但HP缺口模型的結論則與使用之門檻變數不同而有所差異。

2010年IMF針對20個主要國家進行歐肯法則的實證研究，林淑敏(2010)亦採用IMF的研究方法，以失業率為被解釋變數，並使用靜態模型和動態模型分析，以滾動法(rolling, 滾動法)估計各期之動態歐肯係數來估計台灣各期之歐肯係數，其模型如下：

靜態模型

$$\Delta u_t = \alpha - \beta \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

動態模型

$$\Delta u_t = \alpha - \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

或邊階次設定： $p = 0$ 、 $q = 0$

因靜態模型僅描述當期之歐肯係數，為觀察GDP變動後失業率變化的過程，一般多是採用動態模型，為實質GDP增加1%對失業率變動之長期影響總和，可表示為動態歐肯係數(Dynamic Beta，簡稱DB)。

$$DB = \frac{\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j}{1 - \sum_{j=1}^{\infty} \gamma_j} \quad (11)$$

滾動法是將每個估計點往前(backward)採取固定樣本數(移動窗口，moving window)進行迴歸估計，依據IMF建議並為確保每次估計之樣本至少涵蓋2個景氣變動全循環，此研究採用60季(即15年)之移動窗口。實證結果其動態歐肯係數除了在1992~1998年之間較高外(1996年Q4為0.34)，其餘多介於0.10~0.16間，與IMF的實證結果相比結論如下：

與主要國家比較，台灣的動態歐肯係數相對較低。

根據研究結果顯示台灣的動態歐肯係數介於0.10~0.16之間，表示經濟成長率上升1%，長期累積下可使失業率約下降0.10~0.16%。因為台灣近年重視勞工權益，勞工政策保護日漸完善，加上政府積極推動就業輔導，可減緩衰退期之失業率惡化。金融海嘯導致經濟衰退期，雖然台灣也深陷其中，但因歐肯係數較其他國家低，相對在失業率攀升幅度較小。

田慧琦(2010)根據Okun(1962)建議之失業率與實質產出二者關係的縮減式，並參考Schnabel(2002)、Knotek(2007)以吳中書、林金龍(2004)等相關實證研究，建構「動態一階差分模型」和「缺口模型」進行台灣歐肯法則實證分析，其模型如下：

動態一階差分模型

$$\Delta u_t = \alpha + \beta y_t + \gamma_1 \Delta u_{t-1} + \gamma_2 \Delta u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中，「 Δu_t 」失業率變動；「 y_t 」實質GDP變動；「 β 」當期失業率的產出彈性，即產出變動1%對應失業率變動的百分比；「 $\frac{\beta}{1 - \gamma_1 - \gamma_2}$ 」是衡量經濟成長率對失業率變動的長期影響結果。

缺口模型

$$\Delta u_{gap_t} = \alpha^* + \beta^* \cdot y_{gap_t} + \gamma_1^* \Delta u_{gap_{t-1}} + \gamma_2^* \Delta u_{gap_{t-2}} + v_t \quad (13)$$

其中，「 u_{gap_t} 」代表失業率缺口，以失業率減掉經HP Filter平滑後的失業率來衡量；「 y_{gap_t} 」代表產出缺口，以 $\frac{\text{實際產出} - \text{潛在產出}}{\text{潛在產出}} \times 100$ 來衡量，實際產出為實質GDP，潛在產出以生產函數法和HP Filter平滑後的實質GDP二種方法推估而得；「 v_t 」干擾項、「 β^* 」當期失業率缺口即產出口關係；「 $\frac{\beta^*}{1 - \gamma_1^* - \gamma_2^*}$ 」衡量產出缺口對失業缺口的長期影響結果。

其樣本期間為1980年Q1至2010年Q1，從全段樣本的實證結果而言，在差分模型下當期產出上升1%，當期失業率將下降約0.04%，而長期的影響結果則是產出上升1%，失業率將下降0.15%，此與吳中書、林金龍(2004)實證結果發現所得成長1%，失業率的長期影響約降低0.13%及林淑敏之實證結果指出經濟成長成長1%，長期累積可使失業率下降約0.10~0.16%之結果相當接近，在缺口模型的實證結果則與江靜儀(2006)的結論差異不大。為了解影響長期係數估計值變動的原因，此研究加入「輸出入占GDP比重(XM)」代表經濟開放程度、「工業就業人數相對服務業就業人數的比例(ES)」代表就業市場結構的變化或作為代表產業結構改變的代理變數、「虛擬變數(Dcycle)」，Dcycle=0 代表景氣由谷底至高峰的階段，Dcycle=1 代表景氣由高峰至谷底的階段，用以捕捉經濟景氣的狀況、「外籍勞工相對就業人數的比例(FL)」代表外籍勞工的規模變化，以及「失業給付金額(UB)」，作為就業安全體系的代理變數，擴充後的模型其期間資料期間分為：1982Q1~2010Q1(不含制度因素)及1996Q4~2010Q4(包含制度因素)，其新模型如下：

$$\Delta u_t = \alpha + \beta y_t + \gamma_1 \Delta u_{t-1} + \gamma_2 \Delta u_{t-2} + k_1 \Delta XM_t + k_2 \Delta ES_t + k_3 D_{cycle} + k_4 \Delta FL_t + k_5 \Delta UB_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

由景氣循環因素實證結果發現，不論是全樣本或分段樣本的估計結果皆顯示存在歐肯法則的負向關係，以全樣本而言，比較原差分模型與擴充後的差分模型之經濟成長率的係數估計值發現，當期係數估計值由原來的-0.041上升至-0.033，而長期係數估計值由原來的-0.150上升至-0.106。此外實證結果也發現，失業率變動除受產出變動影響外，亦會受到經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣狀況與勞動市場制度面的影響。

為方便理解，將上述結果整理成表2-1。

表2-1 歐肯法則相關文獻整理

作者	實證對象及樣本期間	實證方法	實證結果
ImadA. Moosa (1997).	G7 國家、1960~1995	最小平方法、 滾動最小平方法、 SUR 迴歸	美國、加拿大的就業影響經濟成長的程度大於歐洲國家及日本，這與各國勞動力市場的彈性與僵固性有很大關聯
Jim Lee (2000).	16 個 OECD1 國家: 德國、挪威、日本、義大利、 瑞士、荷蘭、比利時、法國、 紐西蘭、瑞典、奧地利、丹 麥、加拿大、芬蘭、英國、 美國， 1955~1996	HP 濾淨法、 Kalman 濾淨法、 BN 分解法	在差分模型中，芬蘭、日本及美國的估計係數是衰退時期大於擴張階段；加拿大、法國、荷蘭的估計係數則是擴張階段大於衰退。缺口模型，估計係數在景氣衰退大於擴張階段
Freeman (2001)	十大工業國: 加拿大、美國、日本、澳洲、 法國、德國、義大利、荷蘭、 瑞典、英國，1962~1995	最小平方法	較小的歐肯係數是遺漏資本和勞動變數，會使估計值產生偏誤
江靜儀 (2006)	台灣， 1961~1999	一階差分、缺口模型	失業率降 1%，經濟成長率約增加 2.1%。在差分模型中，歐肯法則為非線性，估計係數在景氣擴張階段時大於衰退階段；而缺口模型不拒絕虛無假設，即模型呈線性
陳玉芳、林財川 (2007)	台灣， 1966~2002	線性參數估計、線性 檢定、非參數估計	符合非線性歐肯法則
萬哲鈺、高崇璋 (2008)	台灣， 1978Q1~2007Q1	一階差分、缺口模 型、門檻檢定	符合非線性歐肯法則，在差分模型中，景氣衰退大於擴張階段，在缺口模型則是隨著不同的門檻變數而有不同差異
田慧琦 (2010)	台灣， 1980Q1~2010Q1	動態一階差分模型、 缺口模型	符合非線性歐肯法則，經濟成長率上升 1% 對失業率約下降 0.04。估計係數在景氣衰退大於擴張階段
林淑敏 (2010)	台灣， 1970Q3~2010Q2	靜態模型、動態模 型、 滾動法	符合歐肯法則，台灣的動態歐肯係數介於 0.10~0.16 之間
吳宜玲 (2011)	台灣， 1970Q1~2010Q2	差分模型、缺口模 型、 門檻模型	符合非線性歐肯法則，差分模型及 HP 缺口支持景氣衰退時的估計係數大於擴張階段
王忠慶 (2011)	台灣， 1978Q1~2010Q4	一階差分模型、HP 過濾法、 兩階段最小平方法、 遞迴式 VAR 模型	符合歐肯法則， 經濟成長率上升 1% 對失業率的變動，當期約下降 0.04~0.06%，長期約下降 0.15~0.23%

資料來源：本研究整理

第參章 實證模型與研究方法

第一節 模型設定

在歐肯係數估計方面，Okun(1962)提出兩種建議，一是一階差分模型(first-difference model)，二是缺口模型(gap model)。過去研究以何種變數為解釋變數各有不同學者進行分析，本研究採用以產出為解釋變數，其模型為：

一階差分模型

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta u_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

其中， Δ 為差分運算元， y_t 實質產出， β_1 代表經濟的平均成長率， u_t 失業率， β_0 為歐肯係數， ε_t 白噪音干擾項。

缺口模型

$$y_t - y_t^* = \beta_1(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t \quad (16)$$

其中， y_t^* 是潛在產出(potential output)或長期均衡趨勢水準， $y_t - y_t^*$ 為循環性產出或是產出缺口(output gap, ygap)； u_t^* 是自然失業率(natural rate of unemployment)， $u_t - u_t^*$ 為循環性失業率或是失業缺口(unemployment gap, ugap)。

第二節 研究方法

一、單根檢定

使用時間序列的方法分析研究資料時，要先檢定各變數是否具有定態或是非定態的特性。當時間序列資料為定態時，表示資料若受到外來的隨機衝擊，衝擊所造成的影響會隨著時間而逐漸消失，使時間序列資料收斂至長期平均水準；為非定態，則表示資料受到隨機衝擊時，其衝擊效果會是永久持續的，時間序列資料無法收斂至原來狀態。陳旭昇在《時間序列分析》書中定義，趨勢(trend)是指時間序列資料具持續且長期性的移動，而時間序列資料則沿著它的趨勢上下波動。在時間序列分析中，有兩種趨勢可能使時間序列為非恆定：固定趨勢(deterministic trend)與隨機趨勢(stochastic trend)。

而非恆定數列又可分為兩種，一是趨勢恆定(trend stationary)，指在迴歸式中加入固定的時間趨勢項(deterministic trend)後，可使該數列在去除趨勢項後呈現恆定狀態；另一為差分恆定(difference stationary)，指的是對變數取一階差分時，可以去除其隨機趨勢(stochastic trend)，再檢定該數列使否已恆定，若仍不為恆定，則再取一次差分，反覆取到數列呈現恆定為止。

可以透過單根檢定(unit root test)看出時間序列變數是否為恆定，若時間序列變數具有單根，即變數資料產生過程(DGP)之特性根方程式其中一個解為 1，則此變數為非恆定(non-stationary)。假設時間序列具有單根而未將趨勢加以處理，並以普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)繼續分析，常會面臨以下問題：(1)以自我迴歸模型估計隨機趨勢序列，所得到的自我迴歸係數有小樣本向下偏誤(small-sample downward bias)。(2)誤用標準常態的 t 統計量(t 檢定)的臨界值其極限分配不為標準常態。(3)虛假迴歸(spurious regression)，亦即不相干的變數只因具有隨機趨勢，而會估計出一個不存在的相關性。故單根檢定(unit root test)可避免錯誤的統計推論。

Dickey and Fuller(1979)針對一階自我迴歸 AR(1)之時間序列資料提出 Dickey-Fuller 檢定，由於 Dickey-Fuller 檢定對干擾項 ε_t 的假設為白噪音(White Noise)，而實際上時間數列的殘差項常存在著自我相關(autocorrelation)或非齊質變異數的等問題，造成資料變數之間不具 $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ ，如果 DF 檢定其誤差不符合白噪音時，就會導致 DF 值不正確。為了修正這個問題，本研究採用 Said and Dickey(1984)修正之 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定法，允許干擾項為 ARMA 模型，加入 P 個落後期的差分項來消除誤差序列自我相關，使誤差為白噪音並仍符合 Dickey - Fuller 檢定統計量表的要求。其模型依照是否具有截距項與時間趨勢項，ADF 的模型區分下列三種：模型一：沒有截距項和時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

模型二：有截距項無時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

模型三：有截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

其中， Δ 為一階差分運算符， ε_t 殘差項， α 為截距項(drift term)、 y_{t-1} 為欲檢定變數的落後一期、 p 為使殘差項 ε_t 服從白噪音的最適落後期數，可利用 AIC 或是 BIC (SIC) 決定之， t 為時間趨勢項， $\varepsilon_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ 。

ADF 的虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ，對立假設 $H_1: |\gamma| < 1$ ，若拒絕 H_0 ，表示 y_t 沒有單根，為定態數列 I(0)；若無法拒絕 H_0 ，表示 y_t 具有單根，為非定態數列 I(1)。

二、分量迴歸

實證過程通常是觀察一組自變數透過某一函數模型解釋依變數，並透過估計參數、檢定參數，來論述變數之間的關係。傳統實證中有兩種普通估計方法，第一種為普通最小平方方法(ordinary least squares; OLS)，參數估計方法是藉由最小化殘差平方和，所得之參數為解釋變數對被解釋變數的平均邊際效果；第二種為最小絕對離差法(least absolute deviation; LAD)，透過最小化殘差絕對值和，所得之參數為解釋變數對被解釋變數的中央效果。條件平均數和中位數雖然在條件分配佔重要位置，但觀察到的只是中央趨勢或平均趨勢，並無法代表條件分配整體性的限制，因為條件分配具有異質性時，分配的兩端與條件平均數和中位數地不同會更為顯著。為了突破此限制，Koenker and Bassett (1978)所提出之分量迴歸(Quantile Regression)，是傳統最小平方迴歸的延伸，以最小絕對離差在不同條件分量下進行估計。相較於傳統上 OLS 估計之係數是解釋變數對被解釋變數的平均邊際效果，分量迴歸則能呈現解釋變數對被解釋變數某特定百分位的邊際效果；在進行分量迴歸前，先將所有變數平均數去除後再進行估計，迴歸截距項可用來衡量衝擊大小。

分量迴歸的模型表示如下：

$$y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i} \quad i=1, 2, \dots, n \quad (20)$$

$$Q_\theta(y_i | x_i) = \inf_{\beta} \{ \sum_{j=1}^n \rho_\theta(y_j - x_j' \beta) \} \theta = x_i' \beta_\theta \quad (21)$$

$$Q_\theta(\varepsilon_{\theta i} | x_i) = 0 \quad (22)$$

上式中 $Q_\theta(y_i | x_i)$ ，表示在向量 x_i 下，決定 y_i 在 $\theta_{(n)}$ 的條件分量位置； β_θ 是在估計不同 θ 值 ($0 < \theta < 1$) 下，未知參數的向量； $\varepsilon_{\theta i}$ 為誤差項，假設微分連續累積機率密度函數 $f_{\theta}(x)$ 且有一密度函數 $f_{\theta}(x)$ 。 $F_{\theta}(x)$ 為 y 的條件分配函數，可以藉由 0 到 1 不同 θ 值的設定，表現出在 x 條件之下， y 的整體分配。

假設一線性模型， $y_i = x_i' \beta_\theta + \varepsilon_{\theta i}$ ， $i=1, 2, \dots, n$ ，則迴歸參數 β_θ 之估計式如下：

$$\beta_\theta = \text{ArgMin} \left[\sum_{i: y_i > x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \quad (23)$$

在此模型下給予正、負絕對值誤差不同的參數，即可獲得分量迴歸估計式。

分量估計參數 β_θ 可以透過最小化之樣本對應函數求得，即給予正的誤差 θ 權重和負的誤差 $(1 - \theta)$ 權重之平均非對稱加總誤差總和最小化的解：

$$\begin{aligned} S_N(\beta; \theta) &= \frac{1}{N} \left[\sum_{i: y_i > x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \\ &= \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left[\theta - \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \text{sgn}(y_i - x_i' \beta) \right] (y_i - x_i' \beta) \right) \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \rho_\theta(y_i - x_i' \beta) \end{aligned} \quad (24)$$

其中 ρ_θ 為檢驗函數，當 $y_i > x_i' \beta$ 時 $\rho_\theta = \theta$ ， $y_i \leq x_i' \beta$ 時 $\rho_\theta = \theta - 1$ 。透過最小化便可求得 θ 分量的 β 估計值 $\hat{\beta}_\theta$ ，其意義為當 x_i 變動一單位時，被解釋變數 y_i 的第 θ 個分量會變動 $\hat{\beta}_\theta$ 個單位。但由於式中之二階條件不存在封閉解，且 S_N 在 $y_i = x_i' \beta$ 處無法微分，故無法立用傳統之數值方法求解，Koenker and D'Orey(1987)建議採用線性規劃法求解分量迴歸參數估計式。

隨後 Koenker and Machado(1999)指出以線性規劃法求解的分量迴歸參數也是以非對稱的拉普拉斯分配為基礎的最大似估計式。在適當的條件下，分量迴歸估計式 $\hat{\beta}_\theta$ 是真實參數 β_θ 的一致估計式，經標準化後具有極限常態分配：

$$\sqrt{T}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta) \xrightarrow{d} N(0, G(\theta)^{-1} \Sigma(\theta) G(\theta)^{-1}) \quad (25)$$

其中 $\Sigma(\theta) = \theta(1 - \theta) E(x_i x_i')$ ，較容易從樣本對應函數中求得； $G(\theta) = -E[x_i x_i' f_{\theta}(x_i | y_i)]$ 則比較難以估計，因

為其與誤差項 $e(\theta)$ 的條件機率密度函數 $f(e|\theta)$ 有關。然而分量迴歸法並未假設母體服從何種分配，因此 β 之漸進共變異矩陣較不易估計。一般常見較為方便估計機率密度之方法為自體重複抽樣(bootstrapping)，直接估計共變異數矩陣支元素值。在估計出變異數之後，便可以用來建構分量迴歸估計係數的信賴區間並進行假設檢定。

第四章 實證結果

本章闡述樣本資料來源和原始資料處理方式，檢視樣本的基本統計量，以了解資料之特性，且將取得的實質 GDP 與失業率進行單根檢定，檢視樣本是否為恆定(stationary)時間序列，最後將 OLS 方法與分量迴歸法相互比較並分析實質 GDP 與失業率之間的抵換關係。

第一節 資料來源與處理

本研究的參考 LEE,TSONG&LEE(2012)分類方法，將各國分為低收入國家、中收入國家及高收入國家，收入分類標準來自世界銀行(World bank)提出，以美元計算各國國民所得毛額(Gross National Income, GNI)，低收入國家為低於 1005，中收入國家是 1006~12275，高收入國家是高於 12275，作為分類依據探討各國的歐肯關係。資料來源取自 AREMOSE 資料庫，參考文章中列有 60 個國家，礙於樣本資料的可得性及過濾樣本資料的缺漏，本研究在低收入國有 3 國、中收入國家有 14 國、高收入國家有 27 國，共計 44 國家。各國樣本期間皆以樣本資料最長的期間為主，一來能更深入了解各國歐肯係數在長期的變化，其二是顧及研究結果的準確性，若樣本資料過少可能導致估計值發生偏誤，而不具代表性。

表4—1 各國樣本期間及樣本個數

國家	樣本期間	樣本個數
低收入國家		
巴西	2001Q4-2014Q1	50
埃及	2003Q1-2013Q4	44
摩洛哥	1996Q1-2013Q3	71
中收入國家		
阿根廷	2001Q4-2012Q2	39
保加利亞	2001Q1-2014Q1	49
智利	1996Q2-2014Q2	73
哥倫比亞	1994Q1-2010Q4	68
捷克	1994Q1-2014Q1	81
牙買加	2002Q2-2014Q1	48
拉脫維亞	1993Q1-2013Q4	84
馬來西亞	1998Q1-2014Q1	65
模里西斯	2004Q1-2013Q3	39
墨西哥	2000Q2-2012Q2	49
秘魯	2004Q1-2014Q1	41
波蘭	1995Q1-2013Q4	76
俄羅斯	1995Q1-2013Q4	76
土耳其	2000Q1-2013Q4	56
高收入國家		
奧地利	1988Q1-2011Q4	96
比利時	1993Q1-2011Q4	76
加拿大	1993Q1-2012Q2	78
香港	1992Q1-2014Q1	89
克羅埃西亞	2003Q1-2014Q1	45
丹麥	1993Q1-2014Q1	85

愛沙尼亞	1993Q1-2011Q4	76
芬蘭	1993Q1-2011Q4	76
法國	1992Q1-2011Q4	80
德國	1993Q1-2011Q4	76
匈牙利	1995Q1-2011Q4	77
愛爾蘭	1998Q1-2011Q4	56
以色列	1992Q1-2014Q1	89
義大利	1992Q1-2011Q4	80
日本	1993Q1-2012Q3	79
荷蘭	1992Q1-2011Q4	80
挪威	1980Q1-2013Q4	136
葡萄牙	1992Q1-2011Q4	80
新加坡	2003Q1-2013Q4	44
斯洛伐克	1994Q1-2011Q4	72
斯洛維尼亞	1997Q1-2011Q4	59
西班牙	1993Q1-2011Q4	76
瑞典	1991Q1-2014Q2	94
瑞士	1993Q1-2014Q1	85
台灣	1980Q1-2014Q2	138
英國	1992Q1-2014Q1	88
美國	1957Q1-2012Q3	223

第二節 單根檢定結果

為避免原始資料為非恆定，且在計量模型中產生虛假迴歸的結果，因此需對時間序列資料進行單根檢定。本研究檢定採用 Dickey and Fuller (1979) 之 ADF 檢定。本研究的原始資料為名目 GDP 及失業率，為求實質 GDP 而將名目 GDP 除以 2005 年為基期的國內生產毛額(GDP deflator)後，將其值取自然對數再乘 100，這為本文的實質 GDP。

首先將實質 GDP、失業率進行單根檢定，若實質 GDP、失業率皆為 I(1) 的數列，利用差分及 HP 過濾法去除單根。可從表 4-2 實質 GDP 與失業率之 ADF 單根檢定表看出，實質 GDP 及失業率在 5% 的顯著水準下，皆無法拒絕虛無假設，強烈顯示出兩變數具有單根性質，所以得進行去除單根的步驟。

在差分模型中，本研究將實質 GDP 與前一期相減，以 Δy 表示；失業率則直接與前一期相減，之後進行 ADF 單根檢定。在缺口模型中，將實質 GDP 和失業率以 HP 過濾法計算得之循環性的產出水準 ($\hat{y}_t - \bar{y}$, ygap) 及循環性失業率 ($\hat{u}_t - \bar{u}$, ugap)。

單根檢定結果由表 4-3 所示，可看出在無論是在差分模型或是缺口模型中，低、中、高收入國家的 Δy 、 Δu 、ygap、ugap 皆明顯拒絕虛無假設，表示 Δy 、 Δu 、ygap、ugap 皆不具單根，有定態性質。

表 4-2 實質 GDP 與失業率之 ADF 單根檢定表

國家	變數	t 檢定	p-value	I(0)/I(1)
低收入國家				
巴西	實質 GDP	-1.5161	0.8089	I(1)
	失業率	-0.6986	0.8361	I(1)
埃及	實質 GDP	-0.0660	0.9466	I(1)
	失業率	-0.8523	0.7936	I(1)
摩洛哥	實質 GDP	0.4154	0.9823	I(1)
	失業率	-1.8401	0.6740	I(1)

中收入國家				
保加利亞	實質 GDP	-1.9145	0.6297	I(1)
	失業率	-0.0570	0.6583	I(1)
哥倫比亞	實質 GDP	-0.7429	0.9653	I(1)
	失業率	-0.2671	0.5862	I(1)
牙買加	實質 GDP	0.8248	0.8864	I(1)
	失業率	-0.2136	0.6037	I(1)
模里西斯	實質 GDP	-2.6573	0.2594	I(1)
	失業率	-1.5133	0.5149	I(1)
高收入國家				
比利時	實質 GDP	-1.6927	0.7444	I(1)
	失業率	-1.1172	0.2376	I(1)
加拿大	實質 GDP	-1.5350	0.8087	I(1)
	失業率	-1.9584	0.3043	I(1)
香港	實質 GDP	-2.0746	0.5516	I(1)
	失業率	-0.6085	0.4510	I(1)
德國	實質 GDP	-2.7162	0.2334	I(1)
	失業率	-1.0623	0.2578	I(1)
匈牙利	實質 GDP	-0.8926	0.9508	I(1)
	失業率	-0.7566	0.3854	I(1)
愛爾蘭	實質 GDP	-0.2634	0.9898	I(1)
	失業率	0.6984	0.8634	I(1)
以色列	實質 GDP	-2.3828	0.3859	I(1)
	失業率	-1.1578	0.2235	I(1)
義大利	實質 GDP	-0.6651	0.9718	I(1)
	失業率	-0.9163	0.7779	I(1)
日本	實質 GDP	-1.6128	0.4712	I(1)
	失業率	-2.3233	0.1675	I(1)
新加坡	實質 GDP	-2.5702	0.2951	I(1)
	失業率	-1.6524	0.0923	I(1)
台灣	實質 GDP	-1.6465	0.0940	I(1)
	失業率	-2.0171	0.5863	I(1)

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下顯著。

第三節 分量迴歸

本研究以 Koenker and Bassett(1978)提出的分量迴歸法(Quantile regression)，估計各種條件分量之分量函數，本研究選定之分量係數為 0.1、0.2、0.3、0.4、0.5、0.6、0.7、0.8、0.9 共計九個分量，以下共分為三種實證步驟；第一，以最小平方方法 (OLS)估計差分模型及缺口模型中，失業率對各國實質 GDP 的歐肯係數；第二，以分量迴歸分析差分模型及缺口模型，在不同分量上失業率對各國實質 GDP 的歐肯係數；第三，比較 OLS 與分量迴歸之歐肯係數結果。

一、以 OLS 法估計各國歐肯係數

根據表 4—4 及表 4—5 之 OLS 結果，差分、缺口的平均係數值各為 -2.55、-2.03。差分模型在低、中、高收入國家之平均係數分別為 -1.55、-4.657、-1.571，其中低收入國係數值範圍從 -0.18(摩洛哥)到 -3.24(埃及)，中收入國家的係數值範圍 -0.20(哥倫比亞)到 -9.24(保加利亞)，而高收入國家的係數則是由 -0.24(加拿大)到 -5.15(匈牙利)。以平均係數值來看，中收入國家之係數絕對值最大，且係數值範圍大於低、高收入國家，而低、高收入國家的係數值較為相近。

缺口模型中在低、中、高收入國家之平均係數分別為 0.16、-2.926、-1.812，其中低收入國的係數值範圍從 1.57(埃及)到 -1.36(巴西)，中收入國的係數值範圍從 -0.64(哥倫比亞)到 -5.37(模里西斯)，而高收入國家的係數值範圍從 -0.46(德國)到 -3.27(比利時)。以平均係數值來看，中收入國家之係數絕對值最大，且中收入國家的係數值範圍也大於低、高收入國家，其結果與差分模型相同。

其中，在差分模型中高收入國的新加坡之係數值為正，在缺口模型中低開發國家的埃及和摩洛哥之係數值也為正，而導致缺口模型的低度開發國家之平均係數值為正，造成與預期不符的偏誤結果。新加坡、埃及、摩洛哥在差分模型與缺口模型中的結果皆不同，這可能因資料樣本數過少而導致誤差，使結果與預期不相符。但整體而言，大多數國家經由 OLS 檢驗後，其結果在 10%顯著水準下多呈現顯著，且係數值為負，表示經濟成長率與失業率之間存在負向關係。

二、以分量迴歸估計各國歐肯係數

為更詳盡呈現失業率對產出的相關性，故將各分量之係數取絕對值以利觀察。在 0.1 到 0.9 分量可以分為對稱型、不對稱型兩種，對稱型定義為在相對分量(0.1、0.9 和 0.2、0.8)較為接近的係數值，而不對稱型又分為兩種。第一種是低分量(0.1~0.3)，定義是 0.1~0.3 分量的係數相較於其他分量的值要大，第二種是高分量(0.7~0.9)，則表示 0.7~0.9 的分量係數較其他分量係數大。

在表 4—4 可看出在差分模型中，沒有國家屬於對稱型國家；低分量國家有巴西、阿根廷、馬來西亞、模里西斯、墨西哥、斯洛伐克、波蘭、俄羅斯、土耳其、奧地利、加拿大、香港、克羅埃西亞、丹麥、芬蘭、德國、匈牙利、荷蘭、葡萄牙、斯洛維尼亞、瑞士、西班牙、拉脫維亞、捷克、日本、英國、美國等 27 個國家，以捷克為例：在低分量(0.1~0.3)為-8.97、-9.57、-8.44，在高分量(0.9~0.7)為-4.41、-4.35、-4.5，明顯在低分量時係數絕對值較大；而屬於高分量國家有：牙買加、埃及、摩洛哥、智利、比利時、愛沙尼亞、愛爾蘭、法國、義大利、挪威、瑞典、祕魯、以色列、新加坡、台灣、保加利亞、哥倫比亞等 16 個國家，以牙買加為例：在低分量(0.1~0.3)為-0.24、-0.24、-0.24，在高分量(0.9~0.7)為-0.35、-0.27、-0.33，明顯在高分量時係數絕對值較大。

從表 4—5 中可看出在缺口模型中屬於對稱型國家有：智利、波蘭、拉脫維亞、克羅埃西亞、愛沙尼亞、法國、瑞典、瑞士、日本等 9 個國家，以智利為例：在低分量(0.1~0.3)為-1.88、-1.69、-1.34，在高分量(0.9~0.7)為-1.77、-1.71、-1.4，其高低相對分量的係數絕對值相近，所以為對稱型國家；屬於低分量國家有：保加利亞、阿根廷、捷克、牙買加、比利時、巴西、加拿大、馬來西亞、奧地利、香港、丹麥、匈牙利、以色列、芬蘭、新加坡、台灣、美國、摩洛哥等 18 個國家，以馬來西亞為例：在低分量(0.1~0.3)為-8.68、-5.5、-4.99，在高分量(0.9~0.7)為-3.02、-4.92、-5.01，明顯在低分量時係數絕對值較大；而屬於高分量國家有：埃及、哥倫比亞、墨西哥、模里西斯、祕魯、土耳其、俄羅斯、德國、愛爾蘭、義大利、荷蘭、挪威、葡萄牙、斯洛伐克、斯洛維尼亞、西班牙、英國等 17 個國家，以義大利為例：在低分量(0.1~0.3)為-0.29、-0.3、-0.7，在高分量(0.9~0.7)為-1.32、-1.24、-1.29，明顯在高分量時係數絕對值較大。

綜合以上結果，可發現在差分和缺口模型中，對稱型國家數量最少，多為不對稱型國家，其中以低分量國家數量最多、高分量國家次之。

表 4—4 差分模型之分量迴歸分類表

	對稱型國家	非對稱型國家	
		低分量	高分量
低收入國家		巴西	埃及 摩洛哥
中收入國家	牙買加	馬來西亞 模里西斯 墨西哥 波蘭 俄羅斯	土耳其 捷克 拉脫維亞 阿根廷 智利 祕魯 保加利亞 哥倫比亞
高收入國家		奧地利 加拿大 香港 克羅埃西亞 丹麥 芬蘭 德國 匈牙利 荷蘭	葡萄牙 斯洛伐克 斯洛維尼亞 瑞士 西班牙 日本 英國 美國 比利時 愛沙尼亞 愛爾蘭 義大利 挪威 瑞典 新加坡 以色列 台灣 法國
總計	1	27	17

註：表 4—4 為參考表 4—6 編製而成

表 4—5 缺口模型之分量迴歸分類表

	對稱型國家	非對稱型國家	
		低分量	高分量
低收入國家		巴西 摩洛哥	埃及
中收入國家	智利 拉脫維亞 波蘭	阿根廷 捷克 牙買加 馬來西亞 保加利亞	哥倫比亞 模里西斯 祕魯 土耳其 俄羅斯 墨西哥
高收入國家	克羅埃西亞 愛沙尼亞 法國 瑞典 瑞士 日本	奧地利 比利時 加拿大 香港 丹麥 匈牙利	以色列 新加坡 台灣 美國 芬蘭
		愛爾蘭 義大利 荷蘭 挪威 德國	葡萄牙 斯洛伐克 斯洛維尼亞 西班牙 英國
總計	9	18	17

註：表 4—5 為參考表 4—7 編製而成

迴歸估計結果探討，首先觀察常數項在不同分量下的估計結果，常數項表示在第 τ 個分量下，平均成長率受到外在衝擊的影響程度，常數項為負號(正號)時，表示負面(正面)衝擊。在較高的分量下，常數項的分量係數值也會愈大。此外，在 0.5 分量時，摩洛哥、馬來西亞、智利、哥倫比亞、俄羅斯、墨西哥、法國、瑞士、日本、愛爾蘭、義大利、荷蘭、奧地利、加拿大、香港、匈牙利、以色列、新加坡、美國、芬蘭、德國、西班牙、英國等 23 個國家，在 10% 的顯著水準下其衝擊的影響顯著異於零，剩餘 21 個國家以埃及、拉脫維亞、模里西斯、祕魯這四國之衝擊最為分散，表示外在衝擊對平均成長率的影響並不明顯。

再來，觀察 β_1 在不同分量下的估計結果， β_1 表示在第 τ 個分量下，失業率對經濟成長率的影響程度， β_1 為負號時，表示負面(正面)衝擊。以下針對正面衝擊(positive shock)及負面衝擊(negative shock)做說明，在差分模型中，正面衝擊發生在多發生在高分量(0.7~0.9)，其國家有：低收入國的巴西和高收入國加拿大、香港、以色列、日本，表示這五國在面臨正向衝擊時，失業率上升(下降)會使該國景氣轉好(變差)，這結果與預期不符；而負面衝擊普遍呈現在低分量(0.1~0.3)，除了以色列和台灣之外，結果顯示失業率下降(上升)會使該國景氣轉好(變差)，與預期相符。在缺口模型中，正面衝擊發生在高分量(0.7~0.9)，只有埃及跟台灣兩國家，表示這兩國在面臨正向衝擊時，失業率上升(下降)會使該國景氣轉好(變差)，這結果與預期不符；而負面衝擊普遍呈現在低分量(0.1~0.3)，除了摩洛哥之外，整體結果顯示失業率下降(上升)會使該國景氣轉好(變差)，與預期相符。

歸納分量迴歸在差分與缺口模型中的估計結果，正面衝擊較不存在於各國之中，在負面衝擊下，當失業率上升時，會使該國景氣變差，其結果與預期相符，且負面衝擊時的 β_1 係數方向皆與 OLS 相同。

三、比較 OLS 與分量迴歸

由迴歸結果可得知 OLS 估計值多介於分量迴歸 0.4~0.5 之間，比較 OLS 方法和分量迴歸差分模型，會發現巴西、埃及、摩洛哥、牙買加、愛爾蘭、以色列、義大利、日本、新加坡、台灣等 10 個國家，在 10% 顯著水準下皆不顯著，其餘 34 個國家皆為顯著，整體而言在差分模型中，OLS 與分量迴歸兩方法的結論雷同。再比較 OLS 和分量迴歸缺口模型，則發現埃及、摩洛哥等 2 國，在 10% 顯著水準下皆不顯著，其餘 42 個國家皆為顯著，整體而言在缺口模型中，OLS 與分量迴歸兩方法的結論一致。研究結果中發現，分量迴歸的估計係數符號未必與 OLS 法完全相同，可表示在不同分量下，失業率對經濟成長率的影響方向不完全一致。

比較差分模型與缺口模型之 β_1 ，發現係數絕對值是差分模型略大於缺口模型，且兩模型中都是以中收入國的係數絕對值最大，若將差分模型的平均 β_1 與缺口模型的平均 β_1 以國家最為分類，則是高收入國家的差異最小、第二為低收入國家，後是中收入國。代表高收入國家為經濟體穩定國家，景氣較不易受失業率波動的影響，而中收入國多為新興國家，其經濟易受他國處於較不穩定狀態，受失業率波動影響大，所以其係數絕對值也較大。

表 4—6 差分模型之 OLS 及分量迴歸分析表

$$\Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \varepsilon_t$$

分量(τ)

國家	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
低收入國家										
巴西										
β_1	-1.23	-2.79	-2.33	-1.98	-1.74	-1.68	-0.06	1.37	2.16	0.28
p-value	0.093	0.0001***	0.0010***	0.0127*	0.050	0.092	0.969	0.398	0.170	0.878
常數項	0.62	-2.70	-1.91	-1.48	-1.12	-0.40	1.47	2.65	4.05	5.31
p-value	0.1755	0.0000	0.0013	0.0211	0.1086	0.5913	0.1914	0.0185	0.0002	0.0000
埃及										
β_1	-3.24	-2.33	-2.45	-2.55	-2.96	-3.06	-3.70	-4.03	-4.88	-6.23
p-value	0.16	0.0265*	0.0149*	0.0324*	0.0439*	0.05	0.0393*	0.0205*	0.0029**	0.0014**
常數項	2.47	-4.01	-1.80	-1.52	-0.29	0.01	1.95	2.94	5.48	9.52
p-value	0.1038	0.0001	0.0482	0.1422	0.7878	0.9917	0.1120	0.0199	0.0007	0.0000
摩洛哥										
β_1	-0.18	0.35	0.32	-0.16	-0.41	-0.57	-0.42	-0.61	-0.25	-0.67
p-value	0.5831	0.1056	0.6062	0.7820	0.4034	0.1854	0.3156	0.1193	0.5478	0.1543
常數項	1.03	-1.51	-0.70	-0.03	0.61	1.21	1.60	2.00	2.72	3.64
p-value	0.014	0.000	0.131	0.931	0.084	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
中收入國										
保加利亞										
β_1	-9.24	-5.49	-11.40	-10.32	-11.60	-6.45	-7.23	-8.20	-6.73	-8.39
p-value	0.0000***	0.343	0.0003***	0.0009***	0.0006***	0.085	0.052	0.0259*	0.0396*	0.0132*
常數項	-0.07	-23.99	-13.01	-4.91	-0.98	5.88	7.10	8.75	11.79	14.65
p-value	0.9730	0.001	0.002	0.164	0.761	0.073	0.024	0.003	0.000	0.000

註：*、**、***分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 4-6 差分模型之 OLS 及分量迴歸分析表(續)

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln \tau + \varepsilon_t$$

國家	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
哥倫比亞										
β_1	-0.20	-0.20	-0.30	-0.36	-0.26	-0.34	-0.27	-0.28	-0.07	-0.03
p-value	0.1083	0.1189	0.0281*	0.0141*	0.1161	0.0560	0.1702	0.2347	0.7933	0.867
常數項	0.80	-0.49	0.01	0.26	0.47	0.83	0.98	1.36	1.85	1.98
p-value	0.0000	0.0170	0.9467	0.1550	0.0168 ^s	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸
牙買加										
β_1	-0.31	-0.24	-0.24	-0.21	-0.36	-0.14	-0.28	-0.33	-0.27	-0.35
p-value	0.0552	0.4548	0.4366	0.4855	0.2050	0.5819	0.2487	0.1557	0.1865	0.0605
常數項	0.13	-1.38	-0.91	-0.43	-0.21	0.37	0.52	0.91	1.06	1.21
p-value	0.4092	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0022 ⁸⁸	0.0976	0.4106	0.1250	0.0297 ^s	0.0003 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸
模里西斯										
β_1	-9.09	-8.40	-8.74	-9.34	-9.65	-7.86	-8.30	-4.86	-6.54	-9.09
p-value	0.0001	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0004 ⁸⁸⁸	0.0001 ⁸⁸⁸	0.2840	0.0158	0.0001 ⁸⁸⁸
常數項	0.86	-10.10	-3.61	-1.66	0.25	0.91	2.64	3.53	7.41	9.36
p-value	0.4779	0.0001 ⁸⁸⁸	0.0446	0.3893	0.8951	0.6391	0.165	0.0483 ^s	0.0057 ⁸⁸	0.0001 ⁸⁸⁸
高收入國										
德國										
β_1	-0.24	-0.21	-0.34	-0.24	-0.16	-0.18	-0.22	-0.27	-0.10	-0.01
p-value	0.0162*	0.2783	0.0129*	0.0282*	0.1040	0.0634	0.0162*	0.0038**	0.5022	0.9603
常數項	0.34	-0.34	-0.13	0.09	0.25	0.36	0.49	0.70	0.89	1.20
p-value	0.0004	0.0031 ^s	0.2145	0.3739	0.0121 ^s	0.0005 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸

註：*、**、***分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 4-6 差分模型之 OLS 及分量迴歸分析表(續)

$$\Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_1 + \epsilon_t$$

分量(τ)

國家	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
比利時										
β_1	-3.30	-1.84	-0.045	-0.31	-1.02	-4.21	-4.61	-4.21	-3.98	-3.35
p-value	0.0003***	0.2223	0.9727	0.8413	0.5313	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0010**
常數項	0.66	-5.60	-4.66	-3.79	-2.87	1.53	3.10	4.55	5.46	7.48
p-value	0.2758	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0010 ⁸⁸⁸	0.0200 ⁸	0.1470	0.002 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸
匈牙利										
β_1	-5.15	-2.13	-11.69	-11.88	-6.16	-4.36	-4.58	-4.58	-4.64	-0.82
p-value	0.0002***	0.6968	0.0000***	0.0000***	0.2250	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.8399
常數項	0.31	-12.83	-5.08	-3.18	1.78	2.85	3.61	4.02	5.84	8.62
p-value	0.7354	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.013 ⁸	0.294	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸
愛爾蘭										
β_1	-0.62	0.44	-0.90	-0.85	-0.92	-0.25	-0.56	-0.59	-0.93	-1.20
p-value	0.3807	0.7283	0.4278	0.4717	0.3742	0.7865	0.5275	0.4663	0.2054	0.0625
常數項	0.77	-3.41	-0.88	-0.28	0.41	1.47	1.94	2.36	3.25	3.95
p-value	0.0863	0.0014 ⁸	0.1700	0.653	0.488	0.008 ⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸
以色列										
β_1	0.51	0.73	0.53	0.26	0.15	0.51	0.64	0.96	0.63	0.91
p-value	0.1323	0.0371*	0.1182	0.4609	0.6931	0.2110	0.1812	0.0194*	0.0913	0.0202*
常數項	1.19	-1.36	-0.42	0.15	0.39	0.88	1.69	2.05	2.59	3.53
p-value	0.0000	0.0000 ⁸⁸⁸	0.141	0.600	0.185	0.004 ⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸

註：*、**、***分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 4-6 差分模型之 OLS 及分量迴歸分析表(續)

$$\Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_1 + \epsilon_t$$

分量(τ)

國家	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
義大利										
β_1	-0.33	0.07	0.02	-0.42	-0.19	-0.21	-0.20	-0.23	-0.35	-0.54
p-value	0.1258	0.8669	0.9526	0.0511	0.3218	0.2799	0.2825	0.1789	0.0742	0.0151*
常數項	0.41	-0.60	-0.30	0.22	0.27	0.41	0.54	0.69	0.96	1.25
p-value	0.0067	0.059	0.329	0.116	0.075	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000
日本										
β_1	-0.55	-1.91	-0.74	-0.29	0.36	0.61	0.45	0.78	-0.02	0.30
p-value	0.2975	0.2636	0.3688	0.7242	0.6611	0.4347	0.5529	0.2268	0.9833	0.6389
常數項	0.20	-1.15	-0.49	-0.18	0.08	0.32	0.50	0.72	1.09	1.33
p-value	0.1205	0.002 ⁸⁸⁸	0.007 ⁸	0.257	0.593	0.030	0.001 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸
新加坡										
β_1	0.10	-0.10	-0.28	0.06	0.56	0.21	0.28	-0.16	-0.22	0.32
p-value	0.7995	0.8708	0.6853	0.9344	0.4283	0.7361	0.6454	0.7963	0.6781	0.5597
常數項	1.57	-2.09	-0.88	-0.23	0.55	1.42	2.48	3.51	3.64	5.08
p-value	0.0012	0.004	0.224	0.744	0.444	0.045	0.001 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸
台灣										
β_1	0.51	0.53	0.37	-0.02	-0.47	-0.54	-1.29	-1.73	-1.99	0.51
p-value	0.4583	0.3471	0.5240	0.9763	0.4571	0.4012	0.0384	0.0031	0.0026	0.4583
常數項	-2.41	-1.60	-1.16	-0.57	-0.10	0.43	1.07	1.49	2.47	-2.41
p-value	0.000	0.000 ⁸⁸⁸	0.0000 ⁸⁸⁸	0.016	0.670	0.075	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸	0.000 ⁸⁸⁸

註：*、**、***分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

表 4—7 缺口模型之 OLS 及分量迴歸分析表

$$Y_t - Y_t^* = \beta_1(Y_t - Y_t^*) + \epsilon_t$$

		分量(τ)									
國家	OLS	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
低收入國家											
巴西	-1.36	-2.90	-2.16	-1.09	-1.06	-1.06	-1.01	-1.48	-0.92	-1.73	
p-value	0.0173*	0.0355*	0.0433*	0.1416	0.1282	0.1212	0.1165	0.0356*	0.1679	0.0352*	
埃及	1.57	-5.78	-3.60	0.46	1.20	1.13	2.18	6.55	8.19	6.85	
p-value	0.3413	0.0441	0.2931	0.7608	0.4336	0.4839	0.2356	0.0156	0.0043	0.0044	
摩洛哥	0.27	0.68	0.19	0.33	0.40	0.45	0.53	0.39	0.28	0.00	
p-value	0.2901	0.1521	0.6078	0.3528	0.131	0.0593	0.0169	0.0623	0.2033	0.9924	
中收入國家											
保加利亞	-2.56	-3.18	-3.26	-3.52	-2.47	-3.63	-2.67	-2.26	-2.13	-1.72	
p-value	0.0011**	0.0297	0.0341	0.0083**	0.0461	0.0039**	0.0263*	0.0624	0.0606	0.0829	
哥倫比亞	-0.64	-0.56	-0.37	-0.41	-0.57	-0.68	-0.74	-0.75	-0.85	-1.07	
p-value	0.0003***	0.0423*	0.0294*	0.0199*	0.0020**	0.0006***	0.0003***	0.0002***	0.0000***	0.0000***	
牙買加	-1.13	-1.35	-1.05	-1.15	-1.26	-1.12	-1.14	-1.22	-1.08	-1.01	
p-value	0.0000***	0.0002***	0.0133*	0.0007***	0.0003***	0.0014**	0.0003***	0.0000***	0.0000***	0.0001***	
模里西斯	-5.37	-5.03	-4.56	-4.29	-5.96	-5.94	-5.97	-5.33	-5.62	-7.16	
p-value	0.0000***	0.0045**	0.0416*	0.0623	0.0004**	0.0005***	0.0002***	0.0005***	0.0000***	0.0216*	
高收入國家											
比利時	-3.27	-3.37	-3.10	-3.22	-3.55	-3.40	-3.47	-3.24	-3.51	-2.75	
p-value	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0005***	

表 4—7 缺口模型之 OLS 及分量迴歸分析表(續)

$$Y_t - Y_t^* = \beta_1(Y_{t-1} - Y_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

國家	OLS	分量(τ)									
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
德國	-0.46	-0.45	-0.48	-0.44	-0.40	-0.46	-0.45	-0.53	-0.54		
p-value	0.0000***	0.0004***	0.0002***	0.0002***	0.0006***	0.0001***	0.0001***	0.0000***	0.0000***	0.1219	
匈牙利	-1.53	-2.59	-2.52	-1.26	-1.92	-1.52	-1.59	-0.87	-1.13		
p-value	0.0144*	0.0130*	0.0083*	0.2278	0.0535	0.1238	0.0916	0.4083	0.2655		
愛爾蘭	-2.45	-2.64	-2.73	-2.59	-2.58	-2.60	-2.52	-2.52	-2.36		
p-value	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	
以色列	-1.94	-2.41	-1.86	-1.77	-1.80	-1.66	-1.68	-1.57	-1.75		
p-value	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0001***	0.0001***	0.0004***	0.0004***	0.0009***	0.0076***		
義大利	-0.88	-0.30	-0.70	-0.84	-0.95	-1.08	-1.29	-1.24	-1.32		
p-value	0.0002***	0.3537	0.0754	0.0227*	0.0069**	0.0001***	0.0000***	0.0000***	0.0002***		
日本	-3.07	-3.31	-3.53	-3.23	-3.08	-3.08	-3.19	-2.92	-2.89		
p-value	0.0000***	0.0012**	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	
新加坡	-1.87	-1.36	-1.72	-2.19	-1.61	-1.73	-1.96	-2.20	-1.62		
p-value	0.0036**	0.1695	0.0912	0.0189*	0.0851	0.0632	0.0196*	0.0028**	0.1104		
台灣	-1.38	-2.404	-2.63	-2.42	-1.76	-0.99	-0.66	-0.11	1.39		
p-value	0.0230***	0.0003***	0.0001***	0.0033***	0.1041***	0.3527	0.4854	0.8942	0.1176		

註：*、**、***分別表示在10%、5%、1%顯著水準下顯著。

第五章 結論

本研究共採計 44 個國家，主要以分量迴歸探討各國之歐肯法則是否存在與不同收入國家歐肯係數值的大小。經研究發現，無論在差分模型或是缺口模型中，失業率變動(循環性失業)與經濟變動(循環性產出)之間皆存在著負向關係，這表示各國均存在著歐肯法則。

以分量迴歸之對稱性分析，在差分模型與缺口模型中多數國家多屬不對稱型之低分量國家，表示這些國家在面對負面衝擊(如:景氣蕭條)時，失業率是造成景氣蕭條的重要主因，而在面對正面衝擊(如:景氣繁榮)時，減少失業率並不會使景氣更好。其所衍生出的政策涵義可解釋為，當出現逐年下降的失業率是景氣變差的徵兆，這時政府可使用擴張性的財政政策(減稅、增加政府支出推動建設以增加民間投資)或是擴張性的貨幣政策(降低重貼現率或法定存款準備、在公開市場操作贖回債券釋出資金)，政策開始奏效逐漸活絡市場後，就能創造更多的就業機會以降低失業率，當人民有工作就會有投資行為，這時景氣就能逐漸回溫。

根據 FREEMAN(2001)將過去學者與歐肯法則相關的研究之各國相關係數綜合列表與本研究比較，發現與 Current (1962-95)研究之係數值較為相近，Paldam (1948-85)研究之係數值過大，與多數研究不相符。最後本研究的研究限制為有二，第一是樣本資料的缺漏，而過濾掉多數國家，導致低收入國只採計三個國家；其二是各國樣本數不一致，不同國家收錄的資料期間並不相同，所採計的樣本個數也不同，歐肯法則為長期下失業率與經濟成長間的關係，若樣本數不足則可能無法完整解釋歐肯關係。

表 5—1 將本研究之歐肯係數與過去研究之比較表

	Current	Knoester	Paldam	Moosa	本研究之	本研究之
加拿大	-1.849	-	-3.226	-2.037	-0.24	-1.25
美國	-2.258	-2.128	-2.381	-2.193	-0.48	-1.72
日本	-3.922	-	-33.33	-	-0.55	-3.07
澳洲	-2.191	-	-4.348	-	-	-
法國	-1.908	-	-8.333	-2.755	-1.15	-1.57
德國	-1.166	-2.381	-5.263	-2.457	-0.24	-0.46
義大利	-1.045	-	-7.143	-5.435	-0.33	-0.88
挪威	-1.575	-5.263	-3.448	-	-4.13	-2.22
瑞典	-2.224	-	-7.143	-	-3.14	-1.17
英國	-1.300	-2.941	-2.778	-2.688	-0.57	-2.01
平均值	-1.970	-2.817	-5.210	-2.967	-2.552	-2.033

參考文獻

中文文獻

江靜儀(民 95)。歐肯法則(Okun's Law)-台灣實證研究。銘傳大學，台北市。

陳玉芳、林財川(民 96)。以非參數估計方法探討台灣地區奧肯法則。統計與資訊評論期刊，第九卷。

萬哲鈺、高崇璋(民 97)。不對稱歐肯法則之臺灣實證。中央研究院經濟研究所，臺灣經濟預測與政策 第三十九卷第一期，頁 1-31。

陳旭昇(民 98)。時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用。台北市。東華書局。

田慧琦(民 99)。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。中央銀行季刊，第三十二卷第三期。

林淑敏(民 99)。歐肯法則在我國之實證研究。行政院主計處。

吳宜玲(民 100)。台灣歐肯法則之非線性的探討。中山大學，高雄市。

王忠慶(民 100)。台灣歐肯法則之探討。東吳大學，台北市。

英文文獻

- Moosa, I. A. (1997), "A Cross-Country Comparison of Okun's Coefficient," *Journal of Comparative Economics*, 24, 335-356.
- Moosa, I. A. (1999), "Cyclical output, cyclical unemployment, and Okun's coefficient. A structural time series approach," *International Review of Economics and Finance*, 8, 293-304.
- Lee, J. (2000), "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries," *Journal of Macroeconomics*, 22, 331-356.
- Freeman, D. G. (2001), "Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries," *Economic Inquiry*, 39, 511-523.
- S Mussard, B Philippe (2009), "Okun's law, creation of money and the decomposition of the rate of unemployment," *Economics Letters* 102, 7-9.
- IMF (2010), "Unemployment Dynamics during Recessions and Recoveries: Okun's Law and beyond," *World Economic Outlook*, 69-107. Apr. 21.
- J Villaverde, A. Maza (2009), "The robustness of Okun's law in Spain, 1980-2004 Regional evidence." *Journal of Policy Modeling*, 31, 289-297.
- LEE, C. C. · TSONG, C. C. & LEE, C. F. (2012). Testing for the efficient market hypothesis in stocks prices: International evidence from nonlinear heterogeneous panels. *Macroeconomic Dynamics*, 1-16.