

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*

田慧琦**

摘要

基於失業與產出的動向將影響未來的通膨情勢，攸關央行貨幣政策的釐訂，惟近來國內經濟成長回升，似乎未明顯帶動失業率下降，為此本文嘗試透過實證分析，檢視台灣產出變動與失業率變動二者的關聯性與影響兩者互動的可能因素。實證結果顯示，台灣整體失業率與產出的變動關係大致合乎歐肯法則，惟二者互動關係，可能受到經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣循環與外籍勞工引進等因素，對失業率的影響而有所改變。在輸出入占GDP比例提高、工業比重下滑、外籍勞工占就業人數比例上升與景氣趨緩等因素的綜合影響，台灣總體產出變動與失業率的互動關係有轉弱的現象。實證結果之政策意涵：一、景氣收縮時，產出減少對映失業率上升幅度顯著擴大，藉由擴張性的財政政策與貨幣政策，或有助於舒緩此一現象。二、隨經濟開放程度提高，在注重資本密集的高科技出口產業之餘，若輔以扶植中小型企業與內需型服務業，應有助於失業情勢改善。三、產業結構轉變引起的結構性失業，可能導致產出與失業率互動關係下降，為緩解結構性失業的問題，可透過教育及職工訓練等方式，促進勞動力在各部門間的流動。

* 本文初稿完成於99年5月，經匿名審稿人細心審閱，99年8月修正完稿。作者撰稿期間，承蒙楊副總裁金龍、嚴處長宗大、林副處長宗耀、吳研究員兼科長懿娟、侯稽核德潛、彭副研究員德明、陳專員琬如、李專員怡萱及陳證吉等央行同仁提供諸多寶貴意見，在此一併致謝。本文觀點純屬個人看法，與服務單位無涉，如有錯誤亦由作者負責。

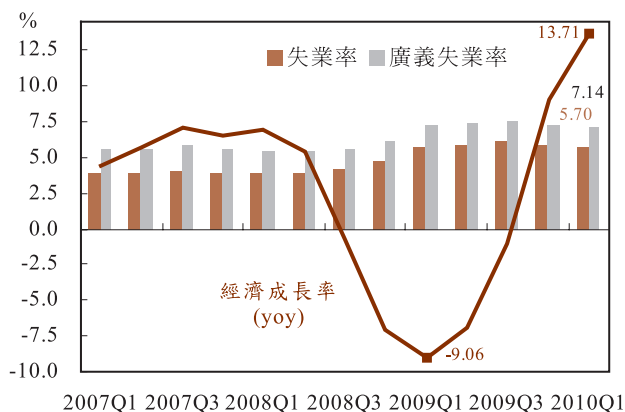
** 作者為中央銀行經濟研究處三等專員。

壹、前言

2008年下半年因全球金融風暴衝擊國際經濟景氣，台灣經濟成長遽降，失業率大幅攀升(見圖1)，失業問題與失業率的動向倍受關切。隨著2009年年中以來，國內外景氣步入復甦階段，台灣實質國內生產毛額(GDP)已於2009年第4季回復正成長9.06%^{註1}。根據行政院主計處2010年8月國民所得的統計，2010年第1季經濟成長高達13.71%，除因比

較基期偏低的影響外，主要仍顯示國內經濟景氣持續增溫，實質經濟活動轉趨活絡。雖然失業率亦從2009年第3季的高峰逐漸回降，惟2010年第1季失業率仍高達5.70%，若將「想工作而未找工作且隨時可以開始工作者」併入失業率的計算^{註2}，廣義失業率更超過7%，顯示目前失業率水準仍屬偏高，失業率下降速度仍緩。

圖1 近年台灣經濟成長率與失業率表現



註：2010Q1經濟成長率為2010年8月主計處之統計。

學理上，總體產出的變化與失業率的動向關係密切。根據Okun(1962)提出的失業率與產出關係式，產出變動與失業率變動二者互呈反向關係^{註3}。惟近來國內經濟成長回升，似乎未明顯帶動失業率下降，產出與失業率的動態關係成為各界關注的焦點之一。由於失業與產出的動向將影響未來通膨的走勢，並攸關央行貨幣政策的釐訂，為此，本文嘗試透過實證分析，檢視台灣產出變化與

失業率變動間的關聯性，並探討影響二者動態關係變化的可能原因，俾瞭解二者間的互動情形。

本文章架構除第一節前言外，第二節，失業率變動與產出變化之關聯程度，係觀察歷年台灣經濟成長率與失業率變動的概況，以圖形及統計相關係數初步檢視二者間的關聯程度，第三節，歐肯法則實證分析^{註4}，係建構「動態一階差分模型」與

「缺口模型」估計不同樣本期間之產出變動與失業率變動的關係，並透過滾動迴歸分析，檢視二者之互動關係依時變化的情形，第四節，探討影響產出與失業率關聯性改變

的可能原因，包括經濟結構、產業(就業)結構、景氣循環及勞動市場制度面因素，第五節，結論與檢討。

貳、台灣失業率變動與產出變化之關聯程度

觀察歷年台灣經濟成長與失業率情況，由表1與圖2顯示，在1995年以前，台灣的經濟成長力道強勁，平均經濟成長率達7%以上，失業率水準低且變動相對平穩，除在1982年至1986年間，受到能源危機與國際經濟不景氣的影響，平均失業率超過2%以外，其他期間失業率大抵維持在2%以下。

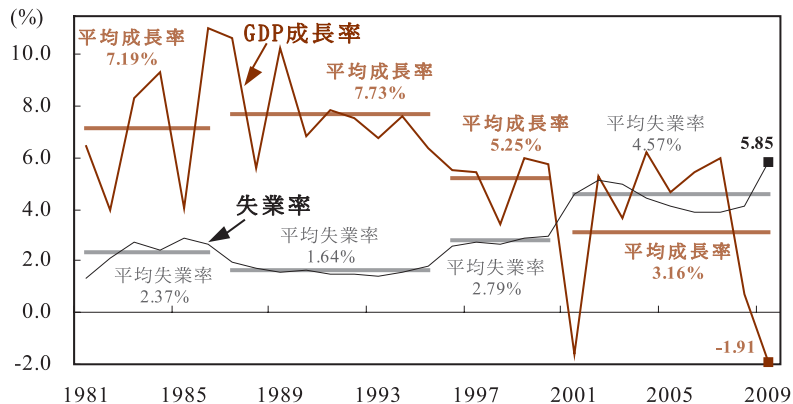
1990年代中期後，經濟成長明顯減緩，失業率逐漸呈現上升趨勢，失業問題亦自此浮現。1996年至2000年期間，平均經濟成長率降為5.25%，平均失業率上升至2.79%。繼IT網路泡沫破滅後，在國際經濟景氣驟降與國內需求不振等不利因素影響下，2001年經濟轉呈衰退，成長率下降為-1.65%，失業率

表1 台灣經濟成長率與失業率表現

期間(年)	1981-1986	1987-1995	1996-2000	2001-2009
平均經濟成長率(%)	7.19	7.73	5.25	3.16
平均失業率(%)	2.37	1.64	2.79	4.57

註：平均經濟成長率與平均失業率係以簡單平均計算。

圖2 歷年台灣失業率與經濟成長率概況



則快速竄升至4.57%。俟後，失業率雖有回降，但相較2000年以前仍然偏高，似乎顯示結構性失業率上升的問題^{註5}。及至2009年，受到國際經濟衰退的衝擊，台灣經濟成長再度下降至-1.91%，失業率進一步向上攀升為5.85%，達到歷年最高水準。整體而言，觀察過去三十年台灣的經濟活動與勞動市場表現，呈現經濟成長率逐步下降，失業率節節上升的情勢。

一、失業率變動與經濟成長率之相關分析

表2的相關係數計算結果顯示，台灣的經濟成長率與失業率變動大致呈反向關係，

1980年至2009年間，失業率變動與經濟成長率的相關係數約-0.6。其中，

(一) 1980年至1989年間及2000年至2009年間，失業率變動與經濟成長率相關係數均大於0.5，表示這兩段期間失業率變動與產出變化的負相關程度明顯。

(二) 1990年至1999年間，失業率變動與經濟成長率的相關係數明顯偏低。檢討原因，可能與這段期間經濟成長表現仍佳，但失業率除1996年至1997年間，有明顯上升之外，其他期間的失業率變動幅度相對較小，因此在對映產出成長幅度較大的情況下，失業率變動與經濟成長率的相關性減弱。

表2 台灣失業變動與經濟成長率之相關係數

樣本期間	1980-1989	1990-1999	2000-2009	1980-2009 (全樣本)
失業率變動 vs 經濟成長率	-0.7	-0.2	-0.7	-0.6
季調後失業率變動 vs 季調後經濟成長率	-0.7	-0.2	-0.7	-0.6

註：1. 季調後失業率變動與季調後經濟成長率均以相對上年同期(year on year)計算，而非以季變動率折年率。

2. 粗體字之相關係數接近-0.5，代表變數之間呈中度負相關。

二、經濟成長率、失業率與失業率變動之時差相關性

利用簡單相關係數分析，觀察經濟成長率與不同領先及落後期失業率及失業率變動的負相關性，圖3顯示，經濟成長率與失業率的負相關程度在當季較小(相關係數約

為-0.39)，在未來2-3季達到最大(相關係數約介於-0.69 ~ -0.73)，表示當季經濟成長率上升時，當季失業率雖會下降但並不明顯，而是在未來第2季至第3季時，失業率下降情形最明顯，亦即經濟成長率上升一段期間後，失業率才會逐漸下降，大致驗證失業率屬景氣活動落後指標。

其次，當季經濟成長率上升，未來6季失業率可望持續下降，惟當季經濟成長率與1年後失業率的負相關程度轉弱，且在第4季後失業率下降情形將隨時間明顯遞減。對應圖3的失業率在經濟成長率上升後約2至3

季下降最為明顯，圖4經濟成長率與失業率變動的時差關係顯示，當經濟成長率上升時，失業率下降的幅度在未來1至2季達到最大，之後下降幅度亦將明顯隨時間縮減。

圖3 經季調後之經濟成長率和不同領先及落後期數失業率之相關係數

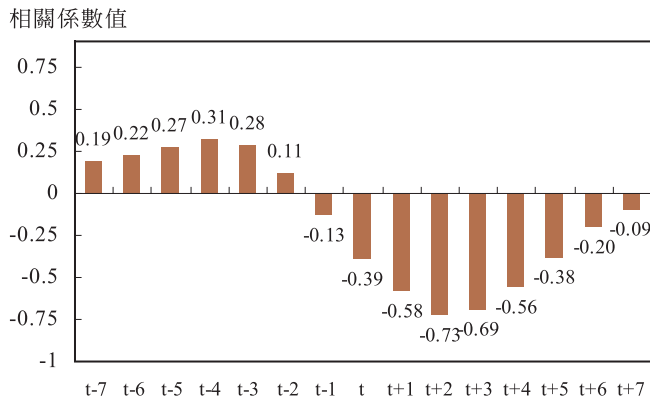
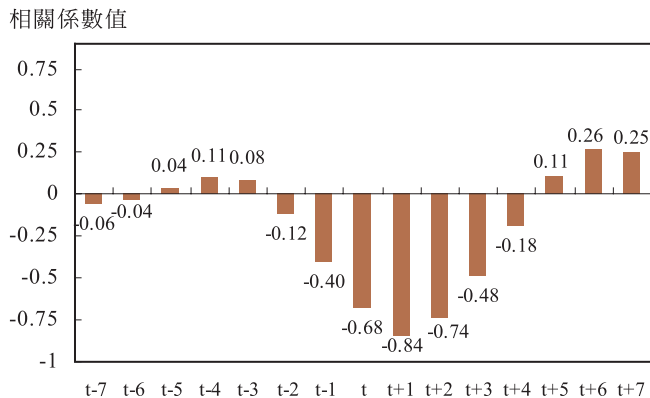


圖4 經季調後之經濟成長率和不同領先及落後期數失業率變動之相關係數圖



參、歐肯法則實證分析

根據初步的相關係數分析結果顯示，台灣失業率與產出成長互為反向變動，此一關係頗合乎總體經濟之歐肯法則理論，惟二者間的關聯性在不同時期或有差異，因此本節將實證分析台灣失業率變動與產出變化的關係，以瞭解其間的互動在近年是否有明顯改變的情形。

一、歐肯法則回顧

Okun(1962)提出兩種衡量產出與失業率之間互動的(實證)關係式，分別為差分模型(如(2)式)與缺口模型(如(3)式)，其中，Y為季失業率變動，X為季GNP變動率，gap為產出缺口，U為失業率缺口(即實際失業率－自然失業率)，Okun 假設自然失業率為4%。

$$Y = 0.3 - 0.3X \quad (r=0.79) \quad (2)$$

$$U = 3.72 - 0.36\text{gap} \quad (r=0.93) \quad (3)$$

Okun根據(2)式推論GNP相對上季額外上升1%，失業率下降0.3個百分點，假設其他條件不變時，此關係式相當於失業率每上升1個百分點，GNP減少3.3%。另外，根據(3)式顯示，失業率額外上升1個百分點，產出相對潛在產出將減少2.8%。

回顧過去歐肯法則的相關實證文獻發現，歐肯法則的研究對象以歐美國家居多，包括Schnabel (2002)、Perman and Tavera (2005)及Malley and Molana (2008)等均以估

計歐肯法則來探討不同國家之失業率變動與產出變化之間的關係。Knotek (2007)與IMF(2010)並進一步利用歐肯法則的估計結果預測失業率的動向。由附表6與附表7跨國實證研究結果顯示，大部分國家的歐肯關係在統計上是成立的，但不同經濟體的產出與失業率抵換比率則存在差異。1991年至2000年間，歐美主要國家的失業率變動與實質產出成長率大致呈現反向變動；其中，美國的歐肯係數估計值(產出變動1個百分點對映失業率變動的百分點)約-0.44，歐元區約-0.67，日本約-0.21。根據IMF(2010)實證結果發現，1990年迄今，先進國家產出變動對映失業率變動明顯提高。

其次，實證文獻亦指出失業與產出的關係取決於勞動市場、人口及產業結構，與法規和制度面等因素，當這些因素發生變動時，將可能改變歐肯法則之係數估計值。IMF(2010)最近的實證結果發現，當經濟衰退時，一國的就業保護程度愈小、臨時勞工比例與失業救濟金愈高，產出減少所對映的失業率上升幅度愈大。

再者，產出變動對失業率變動的影響，也可能受到經濟體系處於景氣擴張期或收縮期的狀態不同而有所差異，當景氣不佳時，經濟成長下降，失業上升的幅度有擴大的現象，加重失業問題惡化的程度，惟此一論點

在實證上尚無定論^{註6}。

至於國內學者針對台灣失業率與實質產出二者變動關係的研究結果顯示，歐肯法則在台灣實證上是成立的，如吳中書、林金龍(2004)、江靜儀(2006)萬哲鈺、高崇瑋(2008)和林淑敏(2010)等，惟歐肯係數估計值的大小受估計方法與樣本期間而略有差異。

二、實證模型設定說明

本文根據Okun(1962)建議之失業率與實質產出二者關係的縮減式，並參酌Schnabel(2002)、Knotek(2007)及吳中書、林金龍(2004)^{註7}等相關實證研究，分別建構「動態一階差分模型」與「缺口模型」進行台灣歐肯法則實證分析。實證模型設定為(4)式與(5)式，並說明如后^{註8}。

(一) 動態一階差分模型

$$\Delta u_t = \alpha + \beta \cdot y_t + \gamma_1 \cdot \Delta u_{t-1} + \gamma_2 \cdot \Delta u_{t-2} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中，「 u_t 」代表失業率、「 Δ 」為差分運算元、「 Δu_t 」代表失業率變動，「 y_t 」代表實質GDP變動^{註9}，「 ε_t 」代表干擾項(white noise)，「 β 」代表當期失業率的產出彈性，亦即產出變動1個百分點，對映失業率變動的百分點^{註10}，「 $\frac{\beta}{1-r_1^*-r_2^*}$ 」係衡量經濟成長率對失業率變動的長期影響結果。

(二) 缺口模型

$$ugap_t = \alpha^* + \beta^* \cdot ygap_t + \gamma_1^* \cdot ugap_{t-1} + \gamma_2^* \cdot ugap_{t-2} + v_t \quad (5)$$

其中，「 $ugap_t$ 」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，「 $ygap_t$ 」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^{註11}和HP Filter平滑後的實質GDP二種方法推估而得，「 v_t 」代表干擾項，「 β^* 」代表當期失業率缺口與產出缺口的關係，「 $\frac{\beta^*}{1-r_1^*-r_2^*}$ 」係衡量產出缺口對失業率缺口的長期影響。

基於影響失業率變動的因素不僅只有經濟成長率，因此在實證分析時，本文加入落後期的失業率變動值，以綜合其他變數對當期失業的影響^{註12}。根據動態的模型設定，本文以季節調整後之失業率取年變動，和季節調整後實質GDP相對上年同期的變動率二個時間數列資料，作為實證變數進行估計^{註13}，資料來源為行政院主計處資料庫。樣本期間為1980年第1季至2010年第1季。

三、估計結果^{註14}

(一) 全段樣本與分段樣本

將全段樣本與分段樣本的歐肯法則的係數估計值結果歸納於表3^{註15}。迴歸估計結果，以全樣本期間來看，不論是動態一階差分模型或是缺口模型，產出變數之係數估計值均顯著小於0，且模型的配適度相當高(Adj. R²約0.90)，此結果顯示，失業率變動與產出變動二者呈反向關係之歐肯法則理論在台灣實證上是成立的。

根據差分模型的全樣本實證結果，平

均而言，當期產出上升1個百分點，當期失業率可額外下降約0.04個百分點；若同時考慮失業率調整的落後效果，則衡量經濟成長率對失業率變動的長期影響結果，產出上升1個百分點，失業率約額外下降0.15個百分

點，此與吳中書、林金龍(2004)發現所得成長1%，長期約降低失業率0.13%，以及林淑敏(2010)的實證結果發現，經濟成長率成長1%，長期累積可使失業率下降約0.10~0.16個百分點的結果相當接近。

表3 差分模型與缺口模型之歐肯法則係數估計值結果比較

解釋變數	調整後樣本期間	1982:1-1989:4	1990:1-1999:4	2000:1-2009:4	1982:1-2010:1 (全樣本)
y_t		差分模型			
當期係數估計值(β)		-0.081***	-0.020	-0.045***	-0.041***
長期係數估計值(β^l)					
$(\frac{\beta}{1-r_1-\gamma_2})$		-0.242***	-0.051	-0.186***	-0.150***
$ygap_t$		缺口模型-產出缺口推估採生產函數法			
當期係數估計值(β^*)		-0.049***	0.001	-0.038***	-0.038***
長期係數估計值(β^{*l})					
$(\frac{\beta^*}{1-r_1^*-r_2^*})$		-0.159***	—	-0.159***	-0.159***
$ygap_t$		缺口模型-產出缺口推估採HP Filter法			
當期係數估計值(β^*)		-0.070***	-0.019	-0.048***	-0.052***
長期係數估計值(β^{*l})					
$(\frac{\beta^*}{1-r_1^*-r_2^*})$		-0.184***	-0.092	-0.199***	-0.195***

註：「***」，「**」與「*」分別表示在1%、5%和10%顯著水準下，係數估計值顯著異於0。長期係數估計值係根據Wald檢定結果。

至於用缺口模型估計的結果顯示，當期產出相對潛在產出上升1個百分點，預估當期失業率缺口將下降0.04~0.05個百分點，而產出缺口上升對失業率缺口的長期影響效果，將使失業率缺口下降約為0.15~0.20個百分點。在其他情況不變下，若根據此產出缺口與失業率缺口的長期關係反推，失業率缺口下降1個百分點，產出缺口上升約5~6.7個百分點，則此結果與江靜儀(2006)發現，失業率缺口下降1個百分點，產出缺口上升約

5.2~7.8個百分點的結論差異不大。

其次，在分段樣本估計結果方面，差分模型與缺口模型的估計結果均顯示，1990年代台灣產出變動對失業率變動的關聯並不顯著，至於2000年後產出變動對失業率變動的影響係數雖顯著為負，但當期產出變動之係數估計值(絕對值)低於1980年代。此結果呼應前述相關係數的分析結果。

檢討實證結果可能原因之一是，自2000年以來，台灣經濟成長率由大企業與高科

技產業帶動的現象益趨明顯，而勞動密集產業或中小企業對經濟成長的貢獻不如1980年代，因而使得經濟成長率上升1個百分點，但反映在失業率下降的幅度，較1980年代的幅度小^{註16}。另一方面，也可能係反映結構性失業的問題，是以當經濟成長率上升，但對映的失業率下降幅度變小。

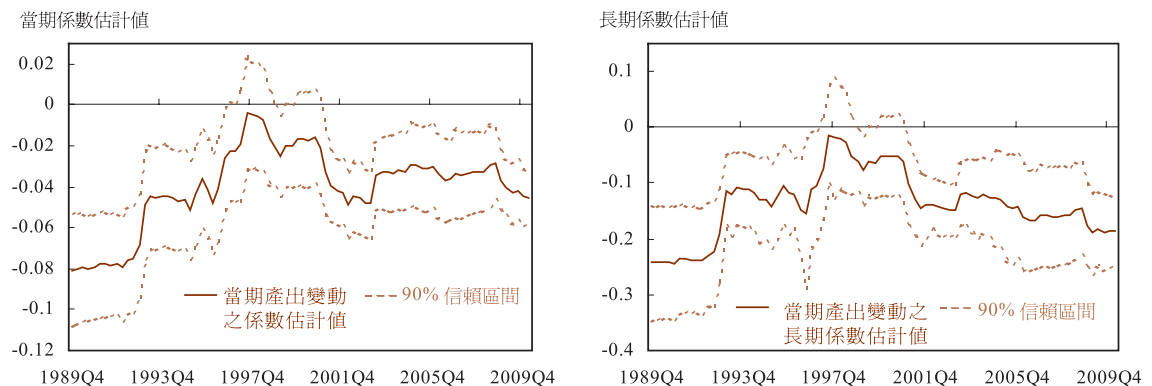
(二) 滾動迴歸分析－漸次移動樣本期間

為了瞭解產出變化與失業率變動之關聯性依不同時期改變的情形，本文進一步就差分模型採取移動樣本期間估計，進行滾動迴歸分析^{註17}。採用滾動迴歸分析的優點在於，樣本期間隨時間移動，估計時，可排除較早期間之樣本點的影響，實證變數對結構的改變較為敏感，估計結果較能反映估計期間的經濟結構，有利於觀察係數估計值依時變化的情形。雖然國內景氣擴張與收縮持續期間均不超過5年，惟為避免因自由度過低，造成模型估計結果不穩定，本文以10年作為滾動迴歸分析的移動樣本期間。其估計

作法，係以1980第1季至1989第4季作為第1個估計樣本期間，之後，每延長1個新樣本點，就同時剔除最初的樣本點，因此，第2個估計樣本期間為1980第2季至1990第1季，依此類推至最後1個估計樣本期間為2000年第2季至2010年第1季，並得到81個當期產出變動或產出缺口的係數估計值。其次，在進行滾動迴歸估計時，將剔除不顯著的失業率變動落後項 Δu_{t-2} 。

由圖5滾動迴歸實證結果發現，動態歐肯法則之產出變動係數估計值有所起伏，或可能顯示產出變動與失業率變動的負向關聯性並不固定^{註18}，特別是在1996年至1997年有明顯的跳動，檢討原因，可能與當時景氣雖處於衰退，但在政府擴張的財政政策支持下，經濟成長降幅不大，而就業市場卻受到1997年亞洲金融風暴的影響，失業率明顯上揚，造成失業率變動出現突峰而影響長期係數的估計值。

圖5 差分模型之滾動迴歸分析結果(移動樣本期間：10年)



就動態歐肯法則之產出變動係數估計值的趨勢觀察發現，1990年至2009年間，當期係數估計值與長期係數估計值，略呈現先升後降的走勢。其中，

1. 1990年至1999年間，產出變動對失業率變動的影響逐漸縮小，與先前相關係數分析發現，1990年代產出變動與失業率變動的負相關性偏低的結果一致。對於這段期間導致經濟成長率上升，但失業率下

降幅度變小，或甚至沒有下降的原因，或許是與1996年以後，結構性失業問題的浮現影響有關^{註19}。

2. 2000年以來，產出變動與失業率變動之間的關係略有提高，或可反映2000年後產出變動對映失業率變動的幅度有擴大的現象，是以當經濟成長率轉負時，失業率惡化情況益加明顯。

肆、長期係數估計值變動的原因

前述實證結果顯示，產出變動所對映的失業率變動可能有所轉變。由於經濟環境的變化、勞動市場結構，以及衝擊(shock)本質的不同，對產出與失業率的互動可能產生影響，而改變長期係數的估計值，因此本節嘗試從台灣的經濟結構、產業與就業結構、景氣循環與勞動市場制度面等層面，探討其他可能影響失業率變動的因素，並擴充前一節差分模型的設定進行實證分析，俾檢視影響台灣產出變動與失業率變動之關聯的可能原因。附錄1簡述台灣經濟結構、產業與就業結構、景氣循環與勞動市場制度面的發展概況，作為背景參考與實證變數選取依據。

一、影響產出與失業率互動關係改變的可能因素

(一) 經濟結構

經濟開放程度昇高，國內廠商較以往更容易受到國外經濟的衝擊，在國際化競爭壓力的影響所及下，廠商為了提昇競爭力，對勞動投入的調整可能較過去出現更明顯的反應動作；同時，隨著經濟開放程度提高(如加入WTO之後)，產業間的消長，或可能對勞動市場產生影響，進而改變總體產出與失業率之間的互動關係。

(二) 產業與就業結構

工業轉型至服務業為主是台灣經濟發展的趨勢之一，在工業部門的轉型與產業升級過程中，工業部門以使用更專精的技術生產商品，使得商品的附加價值得以提高，故在提昇技術層次的同時，將逐漸朝向資本與技術密集的產業發展，如機械、電子電機、資訊與運輸工具等製造業，而傳統勞力密集的製造業則逐漸萎縮，如：紡織業、食品業與

成衣業，因此導致關廠歇業的情形增加，以及加速勞力密集的產業外移或勞動力在部門間/內的移動，同時，隨生產技術的進步，國內勞動生產力提升，各產業的勞動集中度普遍下降，可能改變產出與就業間的關係，並間接影響產出變動與失業率變動的關聯性。同時，當工業部門就業機會減少而釋放出來勞動力，無法順利移轉至其他部門，或者是高科技與服務業等新創就業機會不足以吸納傳統工業釋出的勞力^{註20}，造成結構性失業提高，亦可能改變產出與失業率間的互動關係。

(三) 景氣循環

過去已有學者指出，經濟體系位於景氣擴張期或收縮期的不同，可能影響產出對失業率間的互動，而導致歐肯係數會隨景氣循環出現變化的原因，惟其變動方向並無定論。Virén(2001)認為，不同部門與區域內，因工作機會與失業者間無法契合，使經濟在出現快速下滑時，對失業的影響遠比其他時間來得劇烈。其次，由於雇主對於經濟預期的表現反應不一，使得經濟成長下滑時，在解僱勞動不受外在限制或法規影響下，僱主會以快速解僱員工的方式因應，但在面對經濟向上成長時，除非僱主能確定經濟成長可以繼續維持，否則不會輕易增加員工的僱用。不過，也有學者持不同的看法，認為制度性因素的影響，會讓雇主解僱勞動所受到的限制比其僱用勞動時為嚴格，致使失業受

經濟下滑的影響比經濟擴張時來得小。其次，由於訓練員工需耗費相當的成本，除非有必要，雇主不會輕易解僱員工。

(四) 勞動市場的法規與制度

關於台灣勞動市場的制度面因素，以下針對就業保護、外籍勞工，以及非典型就業三項，對於產出與失業間的互動關係可能產生的影響，說明如后。

1. 就業保護

理論上，就業保險或就業保護措施，會讓雇主解僱勞動所受到的限制變得比較嚴格，致使雇主因解僱員工的成本提高，而不會輕易裁員，因此降低經濟下滑對失業的影響，但另一方面，也可能讓僱主因為擔心未來解僱員工的成本提高而降低提供就業機會的意願，使得產出與失業率的互動關係下降。至於失業保險給付，可能引發失業者的道德風險，導致景氣衰退時，產出下降所對映的失業率上升幅度提高，抑或是景氣復甦時，產出上升所對映的失業率下降幅度縮小^{註21}。

2. 外籍勞工

我國自1990年代初期，為紓解短期國內基層勞力不足的問題，適時引進外籍勞工，惟外籍勞工的引進，雖然有助於企業擴大國內生產規模，對台灣的經濟成長有所貢獻，但若其就業影響國內基層勞工的工作機會^{註22}，或者無法促進國內企業增加本國勞動的僱用，則可能改變產出變動與失業率變動之間

動的負向關聯仍然存在，歐肯法則的關係仍然成立。惟在控制經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣狀況與勞動市場制度面因素的影響後，產出變動對失業率變動的影響相對下降，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-0.041上升為-0.033，而長期係數估計值由-0.150上升為-0.106，歐肯係數的估計值的變動，隱含這些其他解釋變數對失業率變動的影響，可能造成產出與失業率互動關係的改變。

表4 納入其他解釋變數之歐肯法則係數估計值結果比較^{註28}

解釋變數	調整後樣本期間			
	1982:1-1989:4	1990:1-1999:4	2000:1-2009:4	1982:1-2010:1 (全樣本)
原差分模型				
y_t				
當期係數估計值(β)	-0.081***	-0.020	-0.045***	-0.041***
長期係數估計值(β')				
$(\frac{\beta}{1-r_1-\gamma_2})$	-0.242***	-0.051	-0.186***	-0.150***
擴充後的差分模型				
y_t				
當期係數估計值(β^*)	-0.075***	-0.004	-0.020***	-0.033***
長期係數估計值(β'^*)				
$(\frac{\beta^*}{1-r_1^*-\gamma_2^*})$	-0.203***	-0.018	-0.094***	-0.106***

註：同表3。

由分段樣本的估計結果亦顯示，擴充模型的產出變動對失業率變動的影響係數估計值均較原差分模型的係數估計值上升，並以2000年代為樣本期間的係數估計值上升較為明顯，其經濟成長率之當期係數估計值由-0.045上升為-0.020，而長期係數估計值由-0.186上升為-0.094。其次，在控制其他解釋變數後，1990年代產出變動對失業率變動的影響雖為負，但係數估計值仍不顯著，此結果與先前相關係數及滾動迴歸分析結論一致。且2000年代產出變動對失業變動的影響

更明顯低於1980年代，反映近年產出雖有成長，但對映失業率的降幅有限的現象。

此外，實證結果發現，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因素的影響。整體而言，當經濟開放程度提高、服務業的比重上升、景氣回升、外籍勞工比例下降時，失業率將下降。其中：

1. 輸出入占GDP比例提高，將使失業率下降。惟1980年代輸出入占GDP比例變動之係數估計值低於2000年代，隱含近年經濟

開放程度上升，對降低失業率的影響較過去小。此可能反映近年輸出入活動多集中於大企業與高科技廠商，由於大企業與高科技廠商屬於資本密集產業，其輸出入占GDP比例雖然提高，對經濟成長貢獻比重上升，但對降低失業率的效果可能不如過去勞動密集出口產業的效果大，以致於近年經濟開放程度提高對改善失業率的效果轉弱。

2. 工業就業人數相對服務業就業人數的比例對失業率的影響，除了在1990年代係數估計值顯著為負外，在其他分段樣本的估計結果並不顯著。由於1990年代是台灣產業結構變化最為明顯的階段，因此實證結果隱含產業結構轉變期間，將導致整體失業率的上升。

台灣自1990年代起，政府開始全力推動產業升級，並於1991年頒布「促進產業升條例」，之後，傳統製造業沒落，服務業產值持續擴增，至1996年後經濟結構轉型漸趨成熟，結果亦相當明確，即以服務業與高科技業為主。在這波產業升級的過程中，勞力密集的工業就業機會減少，但其釋放出來勞動力，因無法順利移轉至服務業部門，使得結構性失業率提高，導致整體失業率的上升，因此弱化產出變動與失業率變動間的關聯性。

3. 景氣趨緩，將使失業率上升幅度擴大。代表景氣的虛擬變數係數估計值顯著大於0，顯示當景氣處於下滑（高峰步入谷底）

階段，失業率的變動幅度提高。此隱含產出同樣變動1%，在景氣趨緩情況下所對映失業率變動的幅度，將大於景氣好轉的情況。

此或可進一步推論，近年台灣景氣不佳，經濟成長率下降，導致失業率跳升後，短期內，要再讓失業率再調整回復至原來較低的水準恐有困難。因為景氣好轉，經濟成長率上升1%，失業率下降的幅度，不及經濟成長率下降1%，失業率上升的幅度。從過去失業率的變化來看，1995年至1996年景氣下滑，失業率由1.79%跳升至2.6%，其後，持續維持在2%以上，直到2000年至2001年間，因IT網路泡沫破滅，景氣嚴重衰退，失業率由2.99%再度跳升至4.57%，至2008年，失業率大致維持在4%上下。美國近兩次經濟衰退也有類似的現象。

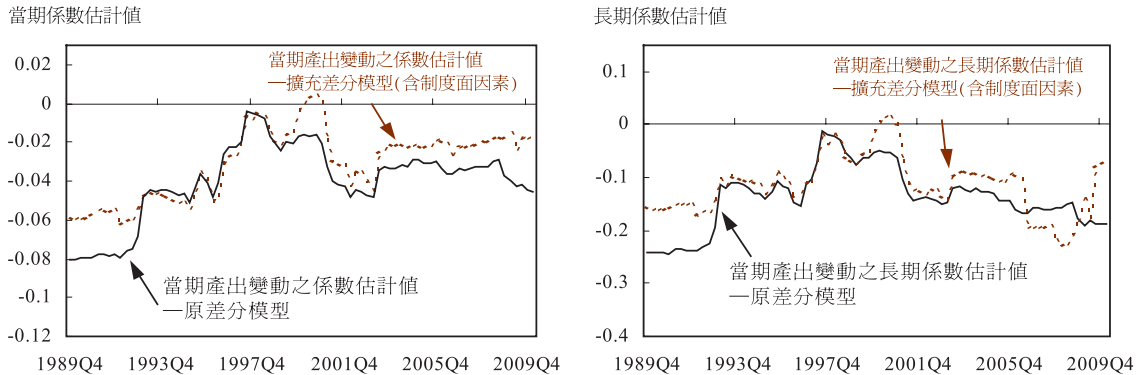
4. 外籍勞工相對就業人數的比例上升，失業率上升。外籍勞工比例變動的係數估計值顯著大於0，表示外籍勞工引進愈多，失業率亦隨之升高。此結果大致符合估計期間外籍勞工由基層勞動需求的補充性來源，轉成替代性來源的現象^{註29}，由於外籍勞工的勞動成本遠低於本國勞工的成本，外籍勞工的引進，可能排擠本國勞工的就業機會，而造成整體失業率的上升。

5. 失業給付規模的變動對失業率變動的影響並不顯著，由此結果或可推論失業給付尚未對產出與失業率之間的互動產生顯著影響。此與IMF(2010)以先進國家為實證對

象，發現失業救濟金支出，會影響產出變動與失業率變動的關係的結果並不相同。由於台灣的就業安全體系施實期間仍短，許多措施尚在研議中，而失業給付的條件與對象亦有更動，因此，就業安全體系或者失業給付規模對於失業率，以及對產出變動與失業率變動之間的關聯所產生的效應，仍待後續觀察與研究。

最後，由圖6滾動迴歸實證結果發現，產出變動與失業率變動的關聯性，會間接受到經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣循環與外籍勞工占就業人數比例等對失業率的影響而改變。在輸出入占GDP比例提高、工業比重下滑、外籍勞工引進與景氣趨緩等因素的綜合影響，產出變動與失業率互動關係可能轉弱。

圖6 擴充後的差分模型之滾動迴歸分析結果(移動樣本期間：10年)



伍、結論與檢討

基於失業與產出的動向將影響未來的通膨情勢，攸關央行貨幣政策的釐訂，惟近來國內經濟成長回升，似乎未明顯帶動失業率下降，為此本文嘗試透過實證分析，檢視台灣產出變動與失業率變動二者的關聯性與影響兩者互動的可能因素。

歸納本文實證結果發現：

一、1980年至2009年間，經濟成長率逐步下降，失業率節節上升，二者同期相關係數約為-0.65。就二者時差相關性分析，經濟

成長率與失業率的負相關性在當季較小(相關係數約為-0.39)，在未來2-3季達到最大(相關係數約介於-0.73 ~ -0.69)。

二、迴歸分析顯示，台灣整體失業率與產出的互動型態合乎歐肯法則。平均而言，經濟成長率上升1個百分點，對失業率變動的當期效果將使失業率額外下降約0.04個百分點，長期效果將使失業率額外下降約0.15個百分點。當期產出相對潛在產出上升1個百分點，預估當期失業率缺口將下降

0.04~0.05個百分點，而產出缺口上升對失業率缺口的長期影響效果，將使失業率缺口下降約為0.15~0.20個百分點。

三、由分段樣本與滾動迴歸估計結果來看，1990年代台灣產出變動對失業率變動的關聯並不顯著，至於2000年後當期產出變動與產出缺口對失業率變動的影響雖顯著為負，但效果低於1980年代。

四、產出與失業率的互動關係，可能受到經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣循環與外籍勞工引進等對失業率的影響而產生變化。由於輸出入占GDP比例提高、工業比重下滑、外籍勞工占就業人數比例與景氣趨緩等因素的綜合影響，致使台灣總體產出變動與失業率的互動關係有轉弱的現象。

根據實證分析結果提出之政策意涵如下：

一、產出與失業率的互動關係會隨景氣循環出現變化，當景氣下滑，產出減少對映失業率上升的幅度，會大於景氣擴張，產出上升對映失業率下降的幅度，是以失業率跳升後，不易在短期內調整至原先較低的水準。因此，經濟收縮時，運用擴張性財政政策或貨幣政策，來縮小失業率上升幅度擴大的問題值得重視。

二、就小型開放經濟體的特性而言，出

口產業近幾年來成為台灣經濟成長的主要來源，惟目前出口產業多以資本密集的高科技產業居多，在降低失業的效果上，可能不如過去勞力密集的中小型企業。因此，政府在注重出口產業之餘，或應鼓勵民間中小型企業發展，如內需型服務業，或許對創造就業量較為有效，進而改善失業問題。

三、產業結構調整的過程所引發的結構性失業，可能使總體失業率上升，並導致產出與失業率的互動關係下降。擴張性的財政政策與貨幣政策雖可舒緩循環性失業的問題，但對降低結構性失業的效果較為有限。政府若能結合教育及職工訓練政策、產業政策及提升勞動市場彈性，應有助於緩解結構性失業問題惡化。

最後，本文的實證分析顯示，失業率與產出的變動關係可能受到經濟開放程度、產業(就業)結構、景氣循環與外籍勞工引進而發生改變。不過，根據Gordon(2010)最近的研究指出，美國在過去20年間，受到技術創新、資訊通訊科技投資激增、勞動市場彈性提高，以及就業市場的結構改變，可能讓產出與就業循環之間的時點偏離，並出現「無就業復甦(jobless recovery)」的現象，此一發現將值得作為後續研究的參考。

附錄一 影響台灣產出與失業率互動關係的可能因素

本附錄簡述台灣經濟結構、產業與就業結構、景氣循環與勞動市場制度面的發展概況，以觀察可能影響台灣產出變動與失業率變動二者互動關係的原因，並作為實證變數選取之參考依據。

一、經濟結構

附表1的經濟結構概況顯示台灣小型開放經濟的特性，輸出入相對GDP的比例相當高，且自2000年以來對外貿易持續擴張，2001年至2009年間，輸出入相對GDP的比例平均為117.57%，國外淨貢獻度平均為2.53%，占經濟成長率8成以上，二者均較

1981年至2000年間的平均值高出許多，顯示國內經濟體的開放程度提高。至於國內需求方面，受到民間消費不振與國內投資成長趨緩的影響，2001年以來國內需求占GDP比重平均約93.81%，對經濟成長的貢獻度平均不及1個百分點，相較過去均明顯下滑。

隨著經濟開放程度升高，與台灣經濟成長的主要貢獻來源，由國內部門轉為國外部門，顯示國內廠商較以往更容易受到國外經濟的衝擊，在國際化競爭壓力的影響所及下，廠商為了提昇競爭力，對勞動投入的調整可能較過去出現更明顯的反應動作，進而改變產出與失業率的互動關係。

附表 1 台灣經濟結構與失業率概況

單位：%，百分點

	經濟 成長率	國內需求 貢獻度	國外需求 貢獻度	國內需求 占GDP比重 ¹	輸出入 占GDP比重 ¹	失業率
1981-1990平均	7.65	7.68	-0.03	90.85	95.31	2.11
1991-2000平均	6.24	6.94	-0.70	97.87	90.68	2.18
2001-2009平均	3.16	0.63	2.53	93.81	117.57	4.57
2010Q1 ²	13.71	11.93	1.79	93.55	134.19	5.70

註：1. 根據主計處公布之當期(名目)金額，由作者自行計算。

2. 行政院主計處2010年8月19日公布之統計結果。

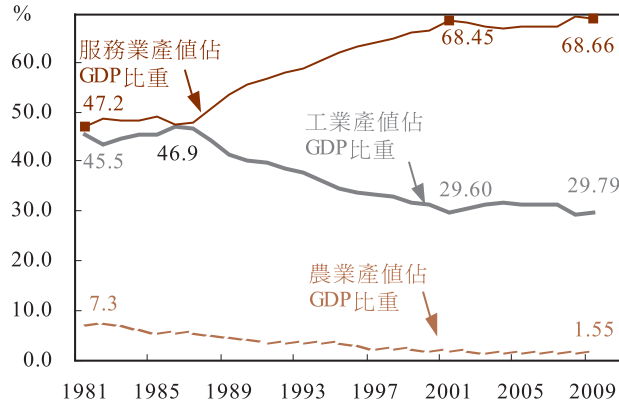
二、產業與就業結構

經濟活動與勞動市場的運作和變化密不可分。隨著台灣經濟的發展，產業結構已逐漸朝向服務業與高科技產業為主。根據附圖1所示，台灣整體經濟結構的調整過程中，農

業產值占GDP的比重，自1981年的7.3%持續下降至2009年的1.6%，工業與服務業二個產值的個別比重，在1980年代中期以前，相對平穩且差異不大，但之後，服務業產值的比重持續上揚，工業產值的比重則呈持續

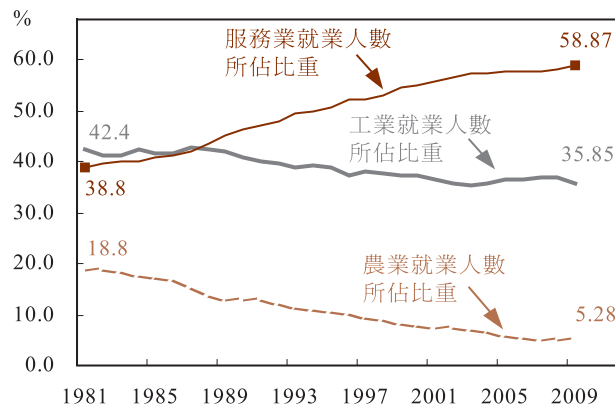
下降。其中，服務業產值的比重，由1985年47.5%上升至2001年68.4%後逐漸趨緩，並維持在68%上下波動，而工業產值的比重，則由1985年46.9%一路下降至2009年29.8%。

附圖1 歷年產業別之國內生產毛額比重



註：按當期價格計算各產業別的比重。

附圖2 歷年產業別之就業人口結構



註：按當期價格計算各產業別的比重。

由於產業結構的轉型，使得對映的勞動投入亦呈現相當的變化^{註30}。其中，隨著農業生產機械化、農產品精緻化，以及加入WTO逐漸開放進口的發展，農業就業者占全體就業者的比重持續下降，工業部門就業人數因自動化生產程度加深、勞力密集產業

衰退及企業外移等綜合因素的影響，就業者比重亦呈下滑，至於服務業則因國人生活水準提昇，對服務業的需求日益增強，及工業生產方式漸趨複雜對輔助性勞務的需求增多，就業人數比重持續上升。附圖2顯示服務業的就業人口持續穩定成長，占總就業人

數的比重明顯提高，至2009年已接近60%，而農、工業的就業人口比重則持續減少，至2009年分別下降至5.3%與35.8%。雖然服務業已成為創造就業機會的主要來源，但從服務業占總就業人口的比率仍明顯低於服務業產值占GDP的比重來看，似乎顯示服務業的新創就業效果不足。

另一方面，在產業結構轉變的期間，由於工業部門與傳統產業萎縮，導致因外移或關廠失業勞工增加，失業結構亦開始產生變化。由附表2、附圖3與附圖4來看，自1991

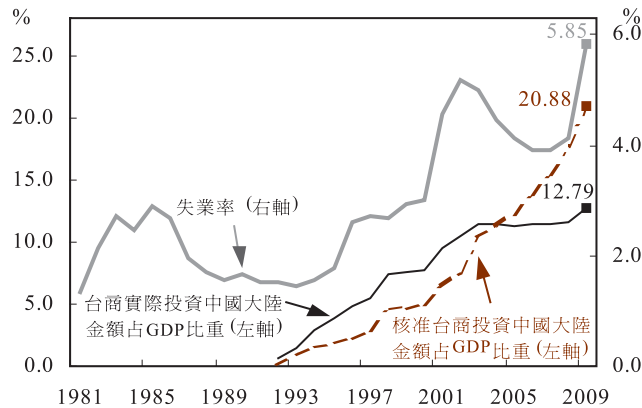
年至2001年，產業持續外移，特別是中國大陸地區，加上國內景氣趨緩^{註31}，工廠歇業及公司解散家數大幅增加，使得過去失業結構以初次尋職者及對原有工作不滿意者為主的情形逐漸下降，而因工作場所歇業或業務緊縮而導致失業的情形明顯增加，並成為失業的主因^{註32}，及至2009年受到全球金融風暴所引發的經濟緊縮影響，因工作場所業務緊縮或歇業的失業者占全體失業者的比重高達52.7%。

附表2 工廠與公司歇業及新登記概況

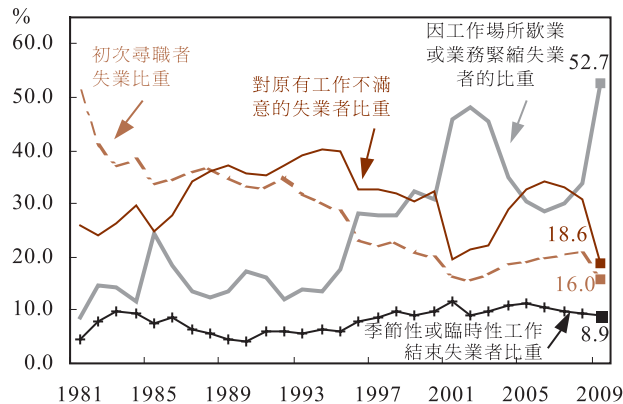
	工廠歇業家數	新登記工廠家數	公司解散撤銷廢止家數	新登記公司家數	新登記公司資本額(億元)	失業率(%)
1981-1990平均	3,493	7,421	7,594 ¹	29,980	318,144	2.11
1991-2000平均	5,362	7,153	22,681	45,897	621,180	2.17
2001-2009平均	4,658	4,884	38,112	37,766	301,651	4.57
2010Q1	761	676	6,825	8,266	51,794	5.70

註：1.因行政院經濟部資料統計自1985年開始，故以1985年至1990平均值計算。

附圖3 歷年失業率與台商投資大陸占名目GDP比重概況



附圖4 歷年失業結構—按失業原因區分



近幾年，不乏國內學者針對台灣產業結構轉變與失業率的關聯進行研究，其中，辛炳隆(2005)認為我國產業逐漸轉型至資本密集與技術密集的產業，造成原屬勞力密集產業的勞工無法找到合適的就業機會，進而使我國失業率上升。黃仁德與鍾建屏(2008)實證結果顯示，整體產業結構的改變會使失業率上揚，惟吳中書與林金龍(2010)認為，理論上，產業結構調整的確會影響失業率，不過實證結果顯示台灣失業率的大幅攀升是受到經濟成長的影響，產業結構調整並非主因。雖然學者對於產業結構的轉變是否會造成台灣失業率上升的看法不一，但由於工業轉型至服務業為主要是台灣經濟發展的趨勢之一，在工業部門的轉型與產業升級過程中，傳統勞力密集的製造業釋放出來勞動力，若無法順利移轉至其他部門，或者是高科技與服務業等新創就業機會不足以吸納傳統工業釋出的勞力，造成結構性失業提高，將可能影響產出與失業率間的互動關係。

三、景氣循環

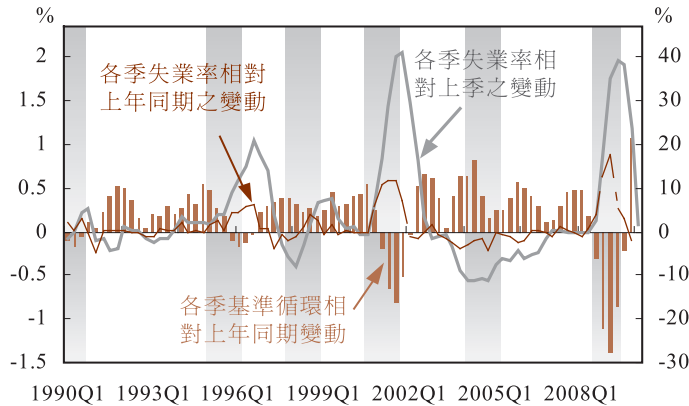
經濟體系位於景氣擴張期或收縮期的不同，可能影響產出對失業率間的互動，而導致歐肯係數會隨景氣循環出現變化的原因。觀察附圖5台灣失業率變動與行政院經濟建設委員會(以下簡稱經建會)所公布的景氣循環落點^{註33}發現，在景氣趨緩(由景氣高峰步入谷底)時，失業率的變動似乎較景氣復甦或景氣擴張時期更為明顯，特別是在2000年第3季至2001年第3季與2008年第1季至2009年第3季。此或許反映景氣減緩或衰退時，僱主壓縮勞動僱用的情形特別明顯，造成產出與失業率的互動情形提高。一方面是景氣不佳時，經濟成長下滑，廠商僱用勞動因而轉趨保守，加以公司解散、撤銷、廢止等因素的影響，有些工作永久性消失，使得產出下降造成失業率上升的幅度擴大。舉例來看，根據經濟部的統計，1993年至2000年間，公司解散、撤銷與廢止平均家

數為24,945家，2001年至2008年平均家數為39,250家，成長率高達57.3%。

另一方面，也可能是產業結構轉變後，大企業與資本密集產業在景氣好時會過度投

資，以致於在景氣減緩或衰退時，受到競爭壓力與成本考量，壓縮勞動僱用的情形特別明顯，造成產出下降反映在失業率上升的幅度擴大。

附圖5 台灣歷年各季失業率變動與景氣循環



註：1. 灰色區域為歷年台灣景氣循環高峰至谷底的階段。
2. 最近一次景氣循環高峰為2008年3月，谷底仍待經建會召開學者專家會議討論後決定。

四、勞動市場的法規與制度

根據IMF(2010)的報告，近年經濟衰退期間，不同先進經濟體的產出變動與失業率變動之間的抵換關係，存在明顯的差異^{註34}，此現象與勞動市場的制度和規範有密切關係，包括就業保護程度、臨時勞工比例與失業救濟金的支出等。關於台灣勞動市場的制度面因素，以下針對就業保護、外籍勞工，以及非典型就業三項發展情形，對於產出與失業間的互動關係可能產生的影響，說明如后。

(一) 就業保護

台灣就業保護措施肇始於1999年開始實

施之「勞工保險失業給付實施辦法」^{註35}，於勞工保險中新增失業給付之給付項目，惟該階段僅屬消極的給予失業勞工基本生活保障。一直到2003年開始實施的「就業保險法」涵蓋失業保險、就業服務及職業訓練三項就業措施後，才算是具備完整的就業保險制度。

根據行政院勞工委員會(以下簡稱勞委會)的統計，附表3為就業保險法施行迄今之歷年保險給付概況顯示，失業率提高，失業給付金額明顯增加，但提早就業獎助津貼和職業訓練生活津貼的給付金額相對上卻增加有限。此現象可能與近年景氣不佳就業機會

減少，或是失業者退出勞動力的情形增加有關。另一方面，也可能顯示隨著就業保險法給付項目的增加、給付水準的提高^{註36}，讓原本性質上屬於社會保險之制度，被失業者

視為一種社會福利，抱持著「不領白不領」的心態，造成就業保險轉變成單純發放給付，而積極促進就業功能漸漸喪失所致。

附表3 歷年失業率與就業保險之保險給付概況

單位：%，新台幣百萬元

	失業率	失業給付	提早就業 獎助津貼	職業訓練 生活津貼	合計
2003	4.99	5,459	195	204	5,858
2004	4.44	3,680	447	203	4,330
2005	4.13	4,406	656	219	5,282
2006	3.91	4,958	808	214	5,980
2007	3.91	5,353	953	261	6,568
2008	4.14	6,646	1,016	255	7,916
2009	5.85	20,825	1,790	827	23,442
2010Q1	5.70	3,124	378	124	3,626

資料來源：行政院勞委會資料庫。

就業保險制度的立意是，為了提供非自願性失業者於失業期間金錢資助，維持勞工原有的生活水準，並進一步透過就業促進或職業訓練等措施，幫助失業勞工儘速重返職場。理論上，就業保險或就業保護措施，會讓雇主解僱勞動所受到的限制變得比較嚴格，致使僱主因解僱員工的成本提高，而不會輕易裁員，因此降低經濟下滑對失業的影響，但另一方面，也可能讓僱主因為擔心未來解僱員工的成本提高而降低提供就業機會的意願，使得產出與失業率的互動關係下降。至於失業保險給付，可以讓失業者得以

延長尋覓新的工作的期間，且當失業津貼給付金額高時，失業者的保留工資(reservation wage)也較高，因此可能影響勞工就業願意，以領取失業津貼替代賺取就業薪資，換言之，當就業保險的道德風險提高時，失業給付反而可能降低促進就業的功能，並影響產出與失業率間的互動關係，讓景氣衰退時，產出下降所對映的失業率上升幅度提高，抑或是景氣復甦時，產出上升所對映的失業率下降幅度縮小。

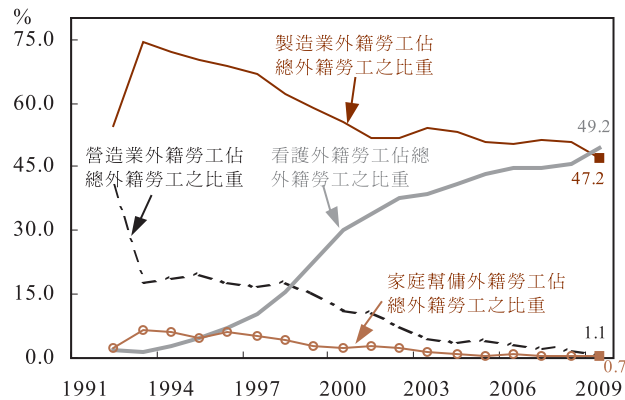
(二) 外籍勞工

我國自1990年代初期，為紓解短期國內

基層勞力不足的問題，適時引進外籍勞工^{註37}。自引進後，外籍勞工在台人數不斷昇高，由附圖6外籍勞工之結構顯示，外籍勞工引進之初，主要以製造業和營造業為主，自1996年後，營造業外籍勞工所佔比重逐漸下降，而重大投資與看護工之外籍勞工所佔比重逐漸昇高，目前，外籍勞工的結構已轉變為以製造業的勞工和服務業的看護工為主。附圖7顯示，外籍勞工占受僱人員比例，自1993年1.62%快速攀升至2000年4.84%，同期

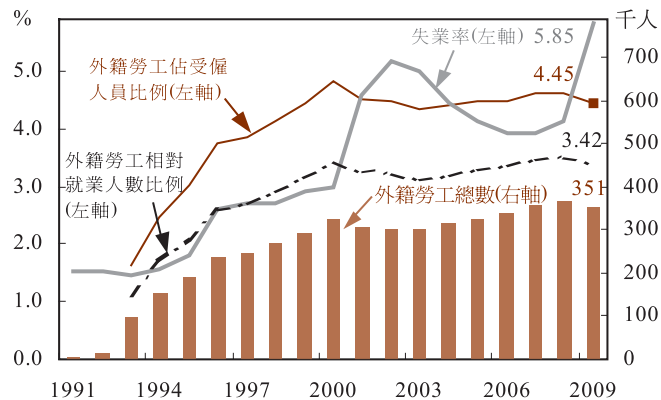
間，台灣的失業率亦有逐漸升高的現象。由於這段期間新增的失業者多來自於製造業、商業與營造業，並以「生產有關工人、機械操作工及體力工」為主，顯示外籍勞工的引進與國內部分勞工的就業已產生互動影響。有鑑於此，勞委會數度採取緊縮政策，並於2001年5月全面凍結外籍勞工引進，致使外籍勞工人數開始減少，相對就業人數的比例不再提高。

附圖6 歷年外籍勞工之結構－按產業別區分



註：因外籍勞工受僱農林漁牧業者比重微小，故未予圖中列示。

附圖7 歷年失業率與外籍勞工規模



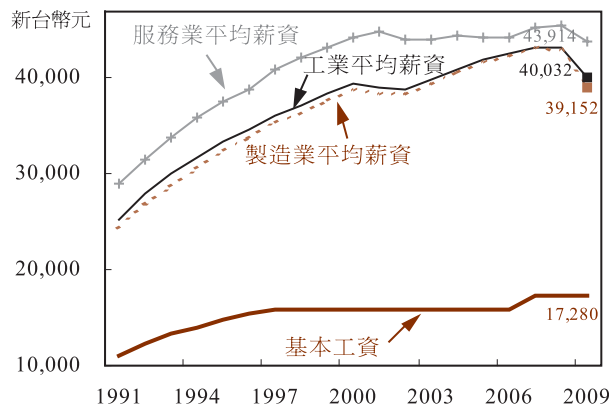
附表4 近5年基本工資與產業平均薪資概況

單位：新台幣元

年	基本工資	工業	服務業	
			製造業	服務業
2005	15,840	41,908	41,858	44,290
2006	15,840	42,507	42,393	44,359
2007	17,280	43,302	43,169	45,380
2008	17,280	43,233	43,105	45,450
2009	17,280	40,032	39,152	43,914

資料來源：行政院主計處資料庫。

附圖8 歷年基本工資與各產業之平均薪資



根據勞委會的統計顯示，2010年7月底外籍勞工規模為370,703人，相對就業人數比例為3.52%。雖然近幾年外籍勞工相對就業人數(或佔受僱人員)比例不像過去呈現快速上升的趨勢，但因國內產業的平均薪資水準皆高於基本工資(見附表4與附圖8)，而外籍勞工一般係以基本工資的水準僱用，且薪資亦包含膳宿費用，因此相對上有利於企業降低僱用人事成本，加以外籍勞工相較本國勞工樂於配合彈性工時的要求，使得外籍勞工

逐漸成為基層勞動需求的替代性來源，就此觀點來看，外籍勞工的引進，雖然有助於企業擴大國內生產規模，對台灣的經濟成長有所貢獻，但若其就業影響國內基層勞工的工作機會，或者無法促進國內企業增加本國勞動的僱用，可能讓產出變動與失業率變動的關聯下降。

(三) 非典型就業

過去幾年，受到景氣變化的影響，特別是經歷金融海嘯衝擊後，僱主對人事成本的

控制益趨嚴格，且為規避正式員工退休金等非薪資成本之支出，企業將業務委託人力派遣業，裁減相關業務之員工，或聘用及時性(just-in-time)勞工的僱用情形與日俱增，促成了非典型工作安排的蓬勃發展。非典型勞動力包括了部分工時工作者、人力派遣、定期契約工、臨時工、外包工、自我僱用工作

者、甦活族(SOHO)等型態。根據主計處「98年人力運用調查」統計結果(見附表5)，2009年台灣就業人數雖然減少，但從事部分時間、臨時性或人力派遣工作等非典型就業者的規模卻逆勢成長5.69%，占就業者的比例高達6.71%。

附表5 部分時間、臨時性或人力派遣工作者人數與成長概況¹

年	平均就業人數(千人)	成長率(%)	部分時間、臨時性或人力派遣工作者			臨時性或人力派遣工作者		
			人數(千人)	成長率(%)	占就業者之比例 ² (%)	人數(千人)	成長率(%)	占就業者之比例 ² (%)
2008	10403	1.06	650	—	6.24	498	—	4.78
2009	10279	-1.19	687	5.69	6.71	517	3.82	5.04

註：1. 行政院主計處自2008年開始調查「臨時性或人力派遣工作」。

2. 根據歷年5月份的調查資料結果計算，資料來源為主計處「98年人力運用調查」報告。

值得一提的是，在非典型就業結構中，由於人力派遣機制對於勞資雙方而言都是相當具彈性及多元化的安排，因此近年各國人力派遣使用的數據急遽增加。雖然台灣的人力派遣行業已發展十多年^{註38}，過去多侷限於短期性、非專業性之工作，委由人力派遣業承攬，惟基於派遣人力的勞動成本較低，且有助企業提高人力使用的彈性與效率，預

期國內各行業採取此種僱用方式將蔚為風潮。在此趨勢下，可能逐漸改變就業市場的結構，讓企業得以延遲或精簡永久性勞工的雇用。此外，人力派遣其工作型態與內容的臨時性及彈性，形成了和傳統僱用制緊密勞雇關係的另一種對比，亦即企業與勞工的僱用關係亦變得較不穩定，影響所及，皆可能導致產出改變時，對映的失業率變動提高。

附 註

- (註1) 本文定義各季經濟成長率，係以相對去年同期(year on year)作為比較基礎計算。
- (註2) 根據主計處的定義，失業率(%)=失業者/(失業者+就業者)×100%。廣義失業率(%)=(失業者+想工作而未找工作且隨時可以開始工作者)/(失業者+就業者+想工作而未找工作且隨時可以開始工作者)×100%。
- (註3) 由於Okun是文獻上首位提出產出與失業率負向關聯的學者，後人對於產出成長與失業率的關係通常以歐肯法則稱之。短期間給定失業率與產出的關係式，根據統計機構所公布的經濟成長，將可預測整體失業率的變化。
- (註4) 本文根據Okun(1962)所提出的產出與失業率關係式作為實證模型設定依據，故以歐肯法則實證分析稱之。
- (註5) 結構性失業(structural unemployment)是指在轉業上有困難，或者地域間流動的困難，因而形成供需失調的失業現象
- (註6) 有關歐肯係數在經濟擴張與收縮階段可能有所不同之理論回顧，詳參萬哲鈺與高崇璋(2008)。
- (註7) 吳中書、林金龍(2004)利用迴歸分析與卡門濾器(Kalman filtering)估計台灣的歐肯法則，發現卡門濾器方法的估計結果並不穩定，而採用線性模型來估計與預測失業率，據此本文後續實證研究將採用線性模型，並以分段樣本與滾動迴歸的方式進行分析。
- (註8) 雖然失業率變動可能落後於產出變動，但參酌相關實證文獻的模型設定，均未包含產出變動的落後項，加以初步估計檢定結果，產出變動落後項係數估計值並不顯著，因此本文並未將產出變動的落後項納入模型設定。另外，實證文獻中，亦有學者根據Prachowny(1993)的推導，將產出變動(產出缺口)作為被解釋變數，而以失業率變動(失業率缺口)作為解釋變數，如：萬哲鈺、高崇璋(2008)。
- (註9) 實證研究上，國內生產總值與GDP均可視為產出，雖然就生產函數的觀點來看，就業與失業會影響勞動要素的投入，與國內生產總值的關係較密切，但若暫時不考慮生產技術、產業關聯關係，一般國內的實證分析多用GDP作為實證資料來源，由於目前主計處的資料庫並未提供國內生產總值的季資料，因此本文亦採用GDP作為實證變數。
- (註10) 由於失業率變動的單位為百分點，而失業率變動的變動，單位亦為百分點，因此，歐肯係數的大小是可以解讀為經濟成長率變動對失業率的影響(百分點)。
- (註11) 有關潛在產出的生產函數估計作法，見劉淑敏(1999)。在此，對於潛在產出生產函數的估計，係假設以有效率的方式下運用能源（能源投入量以相對投入價格取代，即產出極大化的一階條件）進行生產，且潛在每人生產函數為固定規模報酬限制的Cobb-Douglas型態，其函數型式設定為 $y_t / L_t = f(K_t / L_t, P_t^{oil} / PGDP_t, A_t, D)$ ，其中， y_t 為實質GDP， L_t 為勞動力， K_t 為實質資本存量， P_t^{oil} 為國際油價指數， $PGDP_t$ 為GDP平減價格， A_t 為外生性時間趨勢項，在此作為技術進步過程， D 為虛擬變數，代表2001年台灣首次經濟成長率為負的衝擊，以及2008年全球金融危機的衝擊。本文以1984年第1季至2010年第1季為樣本期間，潛在產出估計結果如下(變數前加「ln」表示取自然對數)：

$$\ln(y_t / L_t) = -0.41 + 0.763 \cdot \ln(K_t / L_t) - 0.007 \cdot \ln(P_t^{oil} / K_t) + 1.074 \cdot A_t - 0.047 \cdot D_{2001} - 0.053 \cdot D_{2008}。$$
- (註12) 模型設定採用AR(2)主要是考量資料產生特性(data generating process)，並符合模型穩定性與統計檢定的要求，包括殘差符合無序列相關、常態分配與無遺漏解釋變數等假設(詳見附表8與附表9)。
- (註13) 本文曾分別以失業率與實質GDP二個時間數列之季調前與季調後取年變動率，進行實證分析，二者結果差異不大，但以季節調整後的時間數列作為實證變數，模型估計結果的配適度較佳。其次，若將實證變數以季調後數列的季變動率取代，重新估計後，係數估計值符號雖與理論預期相符，但配適結果並不理想，且便於迴歸方程式的解讀，最後，本文將解釋變數與被解釋變數以年變動率方式進行實證分析。此外，採用廣義失業率進行實證分析，結果顯示，經濟成長率的係數估計值(絕對值)略為提高，且1990Q1至1999Q4的分段樣本係數估計值由不顯著變成顯著，但整體上，以廣義失業率作為實證變數的模型配適度亦明顯低於以狹義失業率作為實證變數。
- (註14) 本文曾就台灣失業率和實質產出進行單根檢定，結果顯示台灣失業率和實質產出無法拒絕單根假設，將失業率與產

取出二階差分後，檢定為平穩(stationary)數列，惟失業率和實質產出經共整合關係檢定發現，二者並無存在長期共整合關係，此與江靜儀(2006)和萬哲鈺、高崇璋(2008)結論相同。因此本文在實證分析的模型設定上，將直接以動態一階差分與缺口模型直接進行估計。

- (註15) 詳細估計結果見附表8至附表9。根據模型穩定性檢定與殘差項的檢定結果顯示，本文實證模型設定大致允當。
- (註16) 劉克智與董安琪(2001)指出，1990年以前，家庭經營方式的中小企業雇主淨成長速度最快，所僱用勞動者人數也最多。此後，由於勞動人口成長趨緩，加上產業升級，以及鄰近國家低工資勞力成本競爭，使中小企業競爭優勢衰弱，以致關廠歇業或外移，對國內勞動力需求日益減弱。
- (註17) 由於缺口模型的係數估計值易受潛在產出估計方法的影響，故後續的討論僅就差分模型進行修正與實證分析。
- (註18) 產出變動與失業率變動的負向關聯性有所變動，有可能是受到樣本數下降的影響，亦可能是反映參數有依時變動的情形，若參數為依時變動，可能須再進一步以Kalman Filter或其他估計方法分析。
- (註19) 林慈芳(2002)指出，許多研究認為台灣結構性失業問題，是造成1996年至2001年失業的主要原因，其實證研究結果顯示，這段期間平均失業率中結構性失業佔76.1%，僅有2001年因景氣重挫，循環性失業佔42.3%。
- (註20) 見邱秋瑩(2002)與吳林惠(2006)。
- (註21) 根據國外學者的實證結果顯示，失業率受失業給付金額的高低較不明顯，但受失業給付的期間長短較為顯著，見Abel and Bernakne(2005), *Macroeconomics*, pp 454。
- (註22) 見單驥與廖建富(1999)、苗坤齡(2000)。
- (註23) 由於主處計目前仍在進行GDP行業別5年統計修正，資料庫並未提供工業與服務業產值的季資料，因此，本文以「工業就業人數相對服務業就業人數的比例」的就業結構作為代表產業結構轉變的代理變數。
- (註24) 雖然經建會以基準循環作為判斷景氣循環的依據，惟考量基準循環數列與實質GDP數列走勢相當一致，二者同時作為解釋變數，可能造成經濟成長率的估計結果不顯著，因此本文採用虛擬變數作為解釋變數，來捕捉景氣循環的狀況。
- (註25) 外籍勞工相對就業人數的比例與外籍勞工占受僱人員比例的趨勢差異不大，但相對上走勢較為平緩，因此本文就此兩個實證變數擇一進行實證分析。
- (註26) 模型設定原本有考慮經濟成長率與其他新增解釋變數相乘之交互項的影響效果，惟因交互項的係數估計值均不顯著，因此，最後並未將交乘項納入擴充後的模型設定。
- (註27) 詳細估計結果見附表11。
- (註28) 為便於比較，全樣本的估計結果未將制度面因素納入模型中。惟在分段樣本估計時，擴充差分模型中2000:1-2009:4估計結果，係包含制度面因素。
- (註29) 李誠(2010)指出，在1992年至1997年間，產業外勞主要是扮演補充本地勞動力的不足，在1997年以後，台灣勞力短缺問題減少，政府改用外勞協助高科技產業、重大投資與新興產業的發展，至2008年以後，外勞又回歸到補充某些產業中勞工短缺的部分。基於外勞的引進在我國不同的經濟發展階段扮演不同的角色，或可能影響外籍勞工比例變動之解釋變數對失業率變動的影響。
- (註30) 有關台灣產業結構轉型與經濟部門間的勞動力分析，詳見蔡青龍與林季平(1999)。
- (註31) 根據行政院經濟建設委員會(2007)的就業情勢分析顯示，國內外景氣衰退，加上產業外移產生之結構性失業持續發生作用，使台灣失業率由2000的2.99%，大幅度上升至2001年之5.17%。
- (註32) 顧瑩華(2002)實證結果指出，只對中國地區投資的廠商，在台灣的職員雇用總數增加1.2%，但工員的總數減少10%，當廠商生產線外移的情形普遍，國內雇用的生產性勞工將減少。
- (註33) 依據經建會的定義，景氣基準循環(reference cycle)代表一國在段期間內總體經濟的循環波動，而循環波動的高峰、

谷底出現日期便稱為基準日期(reference date)。目前經建會在認定景氣循環的高峰與谷底的方式，是由生產、所得、交易、外貿、就業等各層面選擇代表性變數，再利用綜合指數(composite index)法將各個變數資料合成一項指標(簡稱基準循環)，以表示一段期間內全國的總體經濟活動，且當基準循環愈高(低)，表示景氣佳(差)。

- (註34) 例如愛爾蘭與西班牙的失業率皆上升約7.5 個百分點，然愛爾蘭的產出減少了8%以上，而西班牙的產出減少僅為愛爾蘭的一半，而德國的產出減少了約7%，但失業率反而下降。
- (註35) 1996年起，國內許多事業單位因關廠歇業而引發勞資糾紛，失業勞工採取大規模的遊行抗爭，促使政府於1999年起開辦勞工保險失業給付。
- (註36) 勞委會提出之「就業保險法修正草案」於2009年5月正式實施，除新增「育嬰留職停薪津貼」外，更針對失業週期較長之中高齡及身心障礙失業勞工延長失業給付請領期間，且失業勞工如有扶養眷屬(包含外籍配偶)，可加給給付或津貼。有關上述就業保險法修正後討論，詳見林煥柏(2009)、曹毓珊(2010)。
- (註37) 1989年，由於政府推動14項重要建設，勞力短缺，於是以「專案方式」正式引進第一批低技術外勞。1992年「就業服務法」通過，其中設有外籍勞工專章，允許民間產業引進外勞，並且逐次放寬引進的行業種類。
- (註38) 1999年行政院經濟部正式核准「人力派遣業」為營業項目，2004年經建會將人力派遣業列為服務業中的重點發展產業，目前勞委會正積極進行派遣勞工保護法制作業。有關台灣人力派遣議題，詳參勞委會網站勞動派遣專區，http://www.cla.gov.tw/cgi-bin/SM_theme?page=43c46d84。

參考文獻

- 主計處(2009)，人力運用調查報告，行政院主計處，民國98年。
- 江靜儀(2006)，「歐肯法則(Okun's Law)－臺灣實證研究」，經濟論文，第三十四卷第三期，中央研究院經濟研究所，頁355-389。
- 李誠(2010)，「人力資本與就業」，遠東60週年白皮書，頁373-431。
- 辛炳隆(2005)，「我國產業結構調整就業的影響與因應」，台灣經濟論衡，第3卷第3期，行政院經濟建設委員會，頁21-47。
- 吳中書、林金龍(2004)，「勞動市場核心總體經濟模型之建置」委託研究，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國93年7月。
- 吳中書、林金龍(2010)，「失業率與產業結構」，劉克智教授紀念學術研討會，中央研究院經濟研究所，民國99年4月。
- 吳惠林(2006)，「台灣服務業生產與就業結構缺口之研究」，委託研究，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國95年12月。
- 林淑敏(2010)，「歐肯法則在我國之實證研究」，主計建制八十週年慶祝活動系列－「經濟及社會指標之發展、應用與挑戰座談會」，民國99年9月。
- 林慈芳(2003)，「自然失業率之分析與對策」，自由中國之工業，第92卷第6期，行政院經濟建設委員會，頁111-128。
- 林煥柏(2009)，「就業保險法修正前後有何不同？」，台灣勞工季刊，行政院勞工委員會，104-112，民國98年6月。
- 邱秋瑩(2002)，「當前台灣失業率攀升之分析與對策」，自由中國之工業，第92卷第6期，行政院經濟建設委員會，頁1-44。
- 苗坤齡(2000)，「台灣地區勞動市場失業與缺口問題之研究」，臺灣銀行季刊，第51卷第1期，臺灣銀行，頁179-209。
- 曹毓珊(2010)，「就業新風險與社會安全制度之挑戰—台灣經驗初探」，台灣經濟論衡，第8卷第2期，行政院經濟建設委員會，頁52-79。
- 黃仁德、鍾建屏(2008)，「台灣產業結構變動與失業 關係之探討」，經社法制論叢，第41期，行政院經濟建設委員會財經法制協調服務中心，頁67-108。
- 曾敏傑(2003)，「技術脫節勞工的就業政策之探討」，委託研究，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國92年2月。
- 經濟建設委員會(2007)，「我國近5年勞動市場情勢分析」，中華民國台灣地區就業市場情勢月報，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國96年5月。
- 單驥、廖建富(1999)，「薪資差異對外籍勞工與國內生產要素需求之影響」，經濟法制論叢，第23期，行政院經濟建設委員會財經法制協調服務中心，頁255-270。
- 單驥(2009)，「後金融海 時代的台灣人力政策」，李國鼎資政百歲紀念學術研討會：後金融海百時代的台灣經濟發展政策，2009年9月26日。
- 萬哲鈺、高崇璋(2008)，「不對稱歐肯法則之臺灣實證」，台灣經濟預測與政策，39卷第1期，中央研究院經濟研究所，頁1-31。
- 蔡青龍、林季平(1999)，「經濟結構轉型與勞動市場變化：台灣經濟部門內/間之勞動力流動」委託研究，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國88年6月。
- 劉克智、董安琪(2001)，「台灣勞動市場與失業問題」，自由中國之工業，第91卷第4期，行政院經濟建設委員會，頁1-40。
- 劉淑敏(1999)，「泰勒法則在台灣的實證研究」，中央銀行季刊，21卷第4期，中央銀行，頁77-98，民國88年12月。
- 龔明鑫(2006)，「如何促進我國勞工就業之研究」，委託研究，行政院經濟建設委員會人力規劃處，民國95年2月。

- Abel, A. and B. Bernanke(2005), *Macroeconomics*, 5th edition, 2005.
- Gordon, R. J. (2010), "Okun's Law and Productivity Innovations," *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 100, 2, 11-15, May.
- IMF(2010), "Unemployment Dynamics during Recessions and Recoveries: Okun's Law and beyond", *World Economic Outlook*, 69-107. Apr. 21.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Knotek, E. S. II(2007), "How Useful Is Okun's Law?" *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 4, 73-103.
- Lee, J. (2000), "The robustness of Okun's law: evidence from OECD countries.," *Journal of Macroeconomics*, 22, 2, 331-356, Spring, 34.
- Malley, J. and H. Molana (2008), "Output, unemployment and Okun's law: Some evidence from the G7", *Economics Letters*, Nov., 113-115.
- Moosa, I. A (1997), "A cross-country comparison of Okun's coefficient." *Comparative Economics*, 24, 3, June.
- Neely, C. J. (2010), "Okun's Law: Output and Unemployment" *International Economic Trend*, Feb.
- Okun, A. M. (1962), "Potential GNP: its measurement and significance," *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*, Alexandria, VA: American Statistical Association 98-104.
- Prachowny, M. F. J. (1993), "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," *The Review of Economics and Statistics*, 75, 2, 331-336.
- Perman R. and C. Tavera (2005), "A cross-country analysis of the Okun's Law coefficient convergence in Europe.," *Applied Economics*, 37, 21, Dec., 2501 - 2513.
- Schnabel, G. (2002), "Output trends and Okun's law", *BIS Working Paper*; 111, April.
- Vir'en, M. (2001), "The Okun Curve is Non-Linear," *Economics Letters*, 70,2, 253-257.

附表6 歐肯法則之係數估計值跨國比較(一)¹

國家	Schnabel ²	Lee ³	Moosa ⁴	其他
美國	(1954-2000) -0.42 (1990-2000) -0.44	(1955-96) -0.54	(1960-95) -0.46	(1975-97) -0.44 (Buscher et al) ⁵ (1948-88) -0.31 (Weber) ⁶
加拿大	(1962-2000) -0.33 (1990-2000) -0.48	(1955-96) -0.60	(1960-95) -0.49	
日本	(1962-2000) -0.04 (1993-2000) -0.21	(1955-96) -0.23	(1960-95) -0.09	
德國	(1964-2000) -0.27 (1992-2000) -0.52	(1960-96) -0.40	(1960-95) -0.41	(1975-97) -0.27 (Buscher et al)
法國	(1966-2000) -0.17 (1992-2000) -0.60	(1955-96) -0.34	(1960-95) -0.36	
義大利	(1962-2000) -0.14 (1992-2000) -0.78	(1955-96) -0.92	(1960-95) -0.18	
荷蘭	(1971-2000) -0.65 (1992-2000) -0.58	(1955-96) -0.90		(1975-97) -0.37 (Buscher et al)
西班牙	(1965-2000) -0.48 (1992-2000) -0.95			
歐元區	(1966-2000) -0.23 (1992-2000) -0.67			
英國	(1963-2000) -0.50 (1991-2000) -0.75	(1955-96) -0.72	(1960-95) -0.37	(1975-90) -0.41 (Buscher et al) (1991-96) -0.50 (Buscher et al)
澳大利亞	(1961-2000) -0.36 (1991-2000) -0.50	(1955-96) -0.65		
瑞典	(1961-2000) -0.25 (1991-2000) -0.38	(1955-96) -0.53		

資料來源：摘自Schnabel(2002)

1. ()內為實證分析之樣本期間。
2. 以年資料進行差分迴歸分析，失業率變動的解釋變數包含GDP變動的當期與落後期。
3. 以經濟成長率對失業率作迴歸分析。
4. 以循環性失業對前期值及循環性產出部分進行迴歸分析。
5. 以失業率變動對前期值與產出缺口作迴歸分析。
6. 以失業率缺口對產出缺口進行靜態迴歸(static OLS)。

附表7 歐肯法則之係數估計值跨國比較(二)¹

樣本期間1970:1-2002:2

國家	歐肯法則之當期係數估計值 (僅產出同期效果)	歐肯法則之長期係數估計值 (含產出同期與落後期效果)	配適度(R^2)
奧地利	-0.061	-0.099	0.77
比利時	-0.093	-0.280	0.90
丹麥	-0.163	-0.633	0.92
芬蘭	-0.218	-0.672	0.92
法國	-0.144	-0.364	0.77
德國	-0.009	-0.159	0.91
希臘	-0.023	-0.081	0.94
愛爾蘭	-0.083	-0.171	0.89
義大利	-0.108	-0.630	0.47
盧森堡	-0.021	-0.048	0.59
荷蘭	-0.116	-0.572	0.96
挪威	-0.099	-0.371	0.81
葡萄牙	-0.108	-0.342	0.89
西班牙	-0.332	-0.791	0.79
瑞典	-0.151	-0.463	0.89
瑞士	-0.038	-0.109	0.85
英國	-0.233	-0.681	0.95

資料來源：Perman R. and C. Tavera (2005)。

1. 以失業率缺口對前期值及產出缺口進行滾動迴歸分析。

附表8 動態一階差分模型估計結果

(被解釋變數：失業率變動 Δu_t)

解釋變數 \ 調整後樣本期間	1982:1-1989:4	1990:1-1999:4	2000:1-2009:4	1982:1-2010:1 (全樣本)
常數項 (α)	0.641 (4.64)**	0.138 (1.51)	0.226 (5.24)***	0.280 (6.66)***
當期實質GDP成長率 (y_t)	-0.081 (-4.98)***	-0.017 (-1.21)	-0.045 (-5.41)**	-0.042 (-6.84)***
前1期失業率變動 (Δu_{t-1})	0.667 (8.09)***	1.203 (9.34)***	1.236 (10.57)***	1.127 (14.05)***
前2期失業率變動 (Δu_{t-2})	—	-0.525 (-4.20)***	-0.477 (-4.14)***	-0.405 (-5.31)***
D_{1996Q3}	—	0.406 (2.86)***	—	0.379 (1.89)*
Adj. R ²	0.82	0.82	0.96	0.90
Q(1)	0.207 [0.65]	1.880 [0.17]	1.218 [0.27]	0.067 [0.80]
Q(4)	8.260 [0.08]*	8.86 [0.07]*	3.102 [0.54]	7.76 [0.10]
Jarque-Bera	2.345 [0.31]	0.10 [0.95]	1.117 [0.56]	0.538 [0.76]
RESET F	2.683 [0.11]	0.613 [0.44]	1.302 [0.26]	1.336 [0.25]
White χ^2	5.064 [0.41]	10.996 [0.36]	11.147 [0.27]	10.047 [0.44]

註：1. ()內為t值，[]內為p-value。「***」「**」與「*」分別表示在1%、5%和10%顯著水準下，係數估計值顯著異於0。

- 估計結果已剔除不顯著之失業率變動的前期項。「 D_{1996Q3} 」為虛擬變數，係排除1996年第3季失業率變動出現突峰對估計的影響。
- Q代表Ljung-Box Q檢定統計量，檢定殘差是否存在序列相關，其中Q(1)與Q(4)分別檢定1階與4階的序列相關。
- Jarque-Bera檢定殘差是否為常態分配。
- RESET F為Ramsey之迴歸設定錯誤檢定(Regression Specification Error Test)統計量，檢定階次設為1。主要在檢定遺漏解釋變數或解釋變數與誤差具有相關等迴歸問題。
- White χ^2 為White Test(含交乘項)檢定統計量，係檢定誤差項是否符合變異數齊一性的假設。若殘差項拒絕變異數齊一性假設，估計時，已採用White處理殘差變異數不齊一的問題。

附表9 缺口模型估計結果
(被解釋變數：失業率缺口 $ugap_t$)

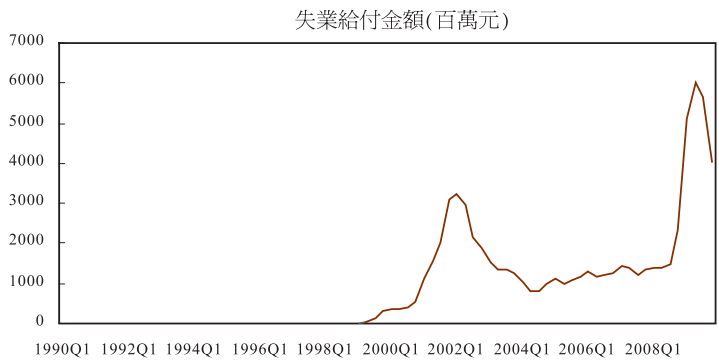
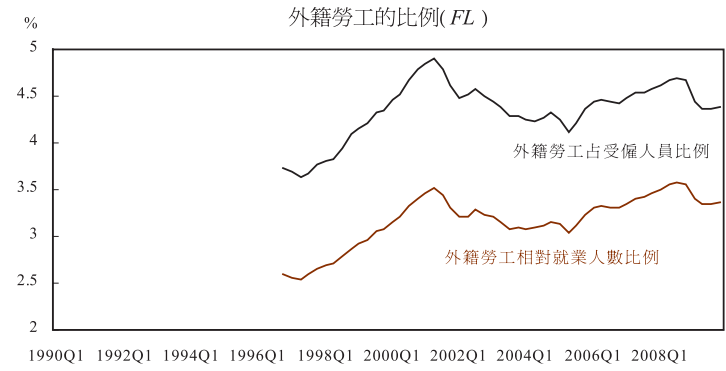
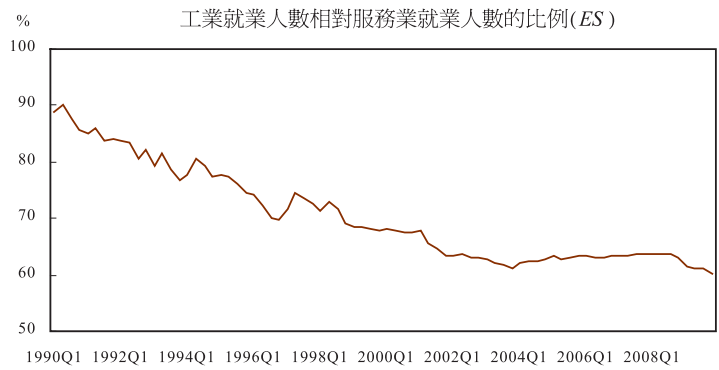
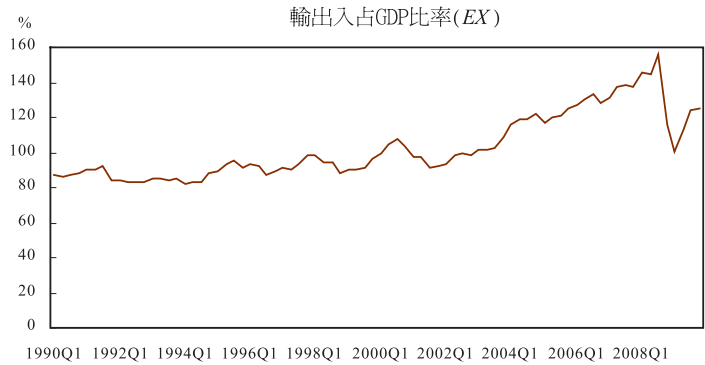
調整後樣本期間 解釋變數	1984.1-1989.4		1990.1-1999.4		2000.1-2009.4		1984.1-2010.1 (全樣本)		1981.1-2010.1 (全樣本)	
	以生產函數 估算產出缺口	以HP filter 估算產出缺口	以生產函數 估算產出缺口	以HP filter 估算產出缺口	以生產函數 估算產出缺口	以HP filter 估算產出缺口	以生產函數 估算產出缺口	以HP filter 估算產出缺口	以生產函數 估算產出缺口	以HP filter 估算產出缺口
常數項 (α)	-0.026 (-0.64)	-0.007 (0.21)	-0.011 (-0.62)	-0.014 (-0.92)	-0.025 (-1.32)	0.005 (0.27)	-0.028 (-1.98)**	0.000 (0.01)	-0.039 (-4.63)**	0.000 (0.01)
當期產出缺口 ($ygap_t$)	-0.049 (-2.34)**	-0.070 (-3.13)**	0.004 (0.26)	-0.019 (-1.11)	-0.038 (-3.68)**	-0.048 (-5.83)**	-0.039 (-4.63)**	-0.052 (-6.89)**	-0.039 (-4.63)**	-0.052 (-6.89)**
前1期失業率缺口 ($ugap_{t-1}$)	0.688 (5.21)**	0.619 (7.08)**	1.217 (8.02)**	1.226 (8.39)**	1.344 (6.80)**	1.225 (7.46)**	1.171 (9.09)**	1.024 (9.54)**	1.171 (9.09)**	1.024 (9.54)**
前2期失業率缺口 ($ugap_{t-2}$)	—	—	-0.426 (-2.85)**	-0.431 (-2.95)**	-0.581 (-3.16)**	-0.467 (-3.02)**	-0.414 (-3.43)**	-0.293 (-3.12)**	-0.414 (-3.43)**	-0.293 (-3.12)**
D_{1996Q3}	—	—	0.234 (2.29)**	0.231 (2.31)**	—	—	0.225 (6.44)**	0.267 (8.59)**	0.225 (6.44)**	0.267 (8.59)**
Adj. R ²	0.63	0.71	0.81	0.82	0.95	0.96	0.88	0.88	0.88	0.88
Q(1)	0.011 [0.92]	0.003 [0.96]	0.426 [0.51]	1.102 [0.29]	1.113 [0.29]	0.652 [0.42]	0.173 [0.68]	1.01 [0.31]	0.173 [0.68]	1.01 [0.31]
Q(4)	2.83 [0.59]	1.872 [0.76]	3.305 [0.51]	4.202 [0.38]	4.059 [0.40]	1.239 [0.87]	2.398 [0.66]	3.239 [0.52]	2.398 [0.66]	3.239 [0.52]
Jarque-Bera	12.15 [0.00]**	3.44 [0.18]	0.184 [0.91]	0.032 [0.98]	0.494 [0.78]	0.355 [0.84]	4.855 [0.09]*	4.73 [0.09]*	4.855 [0.09]*	4.73 [0.09]*
RESET F	0.278 [0.60]	0.679 [0.42]	0.31 [0.58]	0.459 [0.49]	15.286 [0.00]**	0.877 [0.34]	4.27 [0.04]**	0.118 [0.73]	4.27 [0.04]**	0.118 [0.73]
White χ^2	8.980 [0.11]	16.538 [0.00]**	5.769 [0.83]	15.873 [0.10]	25.589 [0.00]**	18.343 [0.03]**	26.229 [0.00]**	19.051 [0.04]**	26.229 [0.00]**	19.051 [0.04]**

註：同附表8。

附表10 影響經濟成長率與失業率變動之互動關係實證變數說明

變數符號	變數名稱及意義	說 明	資料來源
<i>XM</i>	經濟開放程度	$XM=(輸出+輸入)/GDP \times 100\%$ 按季節調整後之當期(名目)金額計算	主計處資料庫
<i>ES</i>	產業(就業)結構	$ES=工業就業人數/服務業就業人數 \times 100\%$	
<i>FL</i>	外籍勞工比例	$FL^1=外籍勞工人數/總受僱人員 \times 100\%$ $FL^2=外籍勞工人數/總就業人數 \times 100\%$ 自1997年1月起公布外籍勞工人數之統計資料	勞委會資料庫
<i>UB</i>	失業津貼規模	失業津貼金額之統計資料自1999年1月起公布。	
<i>D_{cycle}</i>	虛擬變數	「0」代表景氣谷底至高峰， 「1」代表景氣高峰至谷底	—
<i>D_{1996Q3}</i>	虛擬變數	1996年第3季因失業率變動出現突峰，造成估計的影響	

附圖9 實證變數之時間數列圖



附表11 動態一階差分模型納入其他解釋變數後的估計結果

 (被解釋變數：失業率變動 Δu_t)

調整後樣本期間 解釋變數	1982:1-1989:4 (不含制度面 因素)	1990:1-1999:4 (不含制度面 因素)	2000:1-2009:4 (不含制度面 因素)	2000:1-2009:4 (含制度面 因素)	1982:1-2010:1 (全樣本不含 制度面因素)	1996:4-2010:1 (全樣本含 制度面因素)
常數項 (α)	0.580 (4.37)**	-0.065 (-0.53)	0.157 (3.24)***	0.129 (3.71)***	0.183 (4.06)***	0.172 (4.24)***
當期實質GDP成長率 (y_t)	-0.075 (-4.84)***	-0.004 (-0.24)	-0.028 (-3.06)***	-0.020 (-2.78)***	-0.033 (-5.62)***	-0.033 (-4.29)***
經濟開放程度變動 (ΔEX_t)	-0.016 (-2.21)**		-0.006 (-2.28)**	-0.012 (-5.09)***	-0.008 (-3.70)***	-0.008 (-3.27)***
產業(就業)結構變動 (ΔES_t)		-0.031 (-3.21)***			-0.015 (-2.12)*	0.033 (2.09)***
虛擬變數 D_{cycle}		0.106 (1.85)*	0.096 (1.79)*	0.092 (2.54)**	0.104 (2.72)***	0.067 (2.72)***
外籍勞工比例變動 (ΔFL^2_t)				0.595 (6.78)***		0.372 (4.48)***
前1期失業率變動 (Δu_{t-1})	0.631 (7.97)***	0.777 (9.51)***	1.150 (9.58)***	1.018 (12.68)***	0.934 (11.13)***	1.109 (12.04)***
前2期失業率變動 (Δu_{t-2})			-0.422 (-4.13)***	-0.231 (-2.94)***	-0.249 (-3.29)***	-0.290 (-3.35)***
虛擬變數 D_{1996Q3}		0.368 (2.45)**			0.336 (1.84)***	
Adj. R ²	0.84	0.81	0.97	0.99	0.92	0.97
Q(1)	0.105 [0.75]	2.984 [0.08]*	7.421 [0.00]***	0.519 [0.47]	0.514 [0.47]	0.416 [0.52]
Q(4)	6.495 [0.16]	7.271 [0.12]	13.75 [0.00]***	1.787 [0.78]	4.516 [0.34]	1.216 [0.88]
Jarque-Bera	0.792 [0.67]	0.236 [0.89]	0.898 [0.64]	0.648 [0.72]	0.550 [0.76]	0.484 [0.79]
RESET F	4.58 [0.04]**	0.653 [0.42]	6.051 [0.02]**	0.667 [0.42]	1.270 [0.26]	0.986 [0.33]
White χ^2	8.25 [0.50]	9.60 [0.79]	26.823 [0.03]**	25.503 [0.49]	34.107 [0.16]	38.935 [0.26]

註：1. 配合解釋變數為失業率相對上年同期之年變動， ΔXM 、 ΔES 及 ΔFL 均為相對上年同期之年變動， ΔUB 為相對上年同期之年變動率，因 ΔUB 不顯著，故未予列示。

2. 除當期實質GDP年成長率以外，估計結果均已剔除不顯著的解釋變數。

3. 因制度面因素的代理變數 ΔFL^2 和 ΔUB 的資料期間較短，未能納入2000年之前的分段樣本進行估計。

4. 其餘符號意義與檢定統計量同附表8。

