

應用勞動市場流動率探討台灣自然失業率*

吳俊毅**

摘 要

自然失業率的推估，不僅可協助公部門了解勞動市場就業狀況，更有助於中央銀行研擬貨幣政策，因實際失業率低於自然失業率，可視為景氣復甦，且兩者差距(失業率缺口)可藉由菲利普曲線之概念，探討通膨或通縮壓力，另可帶入泰勒法則，判斷未來政策利率走勢，故有必要了解我國自然失業率狀況。

本研究主要特色為納入勞動市場流動性(包含失業者就職率與就業者離職率)，透過勞動搜尋模型推估失業率，並運用狀態空間模型，推估我國2000-2015年各月自然失業率。實證結果發現，若短期失業人口設定為失業周期小於13週，則研究期間內，平均自然失業率為4.20%。受金融海嘯衝擊影響，自然失業率最高發生於2009年12月之5.73%；2015年平均自然失業率約為3.67%，略低於實際失業率3.78%。

此外，透過拆解失業率偏離自然失業率及平均自然失業率發現，失業者就職率是影響失業率高頻率變動與低頻率變動之主要來源，造成低頻率變動可能係因國內勞動市場條件改變(如基本工資提高、引進外勞等)與產業轉型後，失業者技能無法符合企業需求所致；就業者離職率僅是影響失業率高頻率變動之主要因素。

* 本文初稿完成於民國105年10月，106年4月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、林副處長淑華、吳副處長懿娟、侯研究員德潛、彭研究員德明、廖研究員俊男、鄭副研究員漢亮與兩位匿名審稿人之悉心審閱，以及處內其他同仁給予寶貴意見，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

壹、研究動機

貨幣政策研擬過程中，除考量產出活動及物價波動外，勞動市場亦是重要的觀察指標^{註1}。勞動市場指標之一的失業率若降至特定門檻時，可視為景氣復甦，進而進入升息循環，而失業率缺口是泰勒法則(Taylor Rule)的參考變數，攸關利率反應函數之設定^{註2}。上述所說的特定門檻及失業率缺口均與自然失業率有關，因失業率達自然失業率表示勞動市場充分就業，景氣處於擴張階段，而失業率缺口為失業率與自然失業率之差距，可藉由菲利普曲線(Phillips Curve)瞭解其與通膨率之關係，另可帶入泰勒法則，判斷未來政策利率走勢，故分析自然失業率有其重要性。

學者亦針對各國自然失業率進行推估，如Kozicki and Tinsley(2005)與Tasci and Zaman(2010)皆以美國為討論對象、Benati and Vitale(2007)針對歐元區、美國、瑞典、澳大利亞及英國進行跨國討論、Farmer(2013)則以英國為研究目標等。惟國內對於失業率缺口的探討較為缺乏，尤其是自然失業率之估計，僅有李秀雲(2005)與鍾經樊與林志宇(2007)等兩篇公開發表學術論文，且上述兩篇文章之研究期間皆未涵蓋金融海嘯時期，無法觀察金融海嘯對於我國自然失業率之影響，因此重新推估我國自然失業率有其必要性。

本研究與李秀雲(2005)及鍾經樊與林志宇(2007)不同之處在於納入勞動搜尋模型概念，考量失業者就職率與就業者離職率的流動率，而李秀雲(2005)以貿易條件探討自然失業率，鍾經樊與林志宇(2007)則探討實質國內生產毛額(gross domestic product, 以下簡稱GDP)、通膨率與失業率三者的關係。考量勞動搜尋狀況主要係因Hall and Papell(2005)指出造成自然失業率上升的原因有，勞工周轉率(turnover)加速、就業者離職率(separation rate)上升、新增職缺減少，以及失業者就職率(job-finding rate)下滑等四個因素，上述原因皆與勞動市場流動率有關。Tasci and Zaman(2010)亦發現，失業者就職率或就業者離職率與失業率和景氣循環有關。因在景氣谷底時，離職率會較失業率提前達到高峰，隨之才會是就職率的降低。反之，在景氣復甦時，則是在廠商職缺釋出機會增多，就職率提高，使得失業周期降低，進而造成失業率下滑，其所推估自然失業率亦隨著景氣及勞動市場流動率而改變。

本研究主要目的在於，透過Elsby et al.(2009)和Shimer(2012)方法衡量我國失業者就職率與就業者離職率等兩種勞動市場流動率，據此建構台灣自然失業率模型。首先，本研究以Kim and Nelson(1999)之簡單模型做為基本模型，用以與納入勞動市場流動率

之Tasci(2012)模型進行比較。繼之，將推估失業率與自然失業率進行拆解，分解成高頻率(短期)與低頻率(長期)波動，探討造成失業波動的主要來源，做為後續政策研擬之參考。最後，本研究不僅以工業生產指數衡量產出活動，亦運用Haung(2010)之方法，將季頻GDP轉換成月頻資料，進行自然失業率穩健性之討論。因此，本研究於文獻最主要貢獻為，首篇包含金融海嘯前後與勞動市場流動率之台灣實證探討。

本研究透過狀態空間模型，並納入勞動市場流動率推估我國2000-2015年自然失業率，主要研究發現有四點，分別為：(1)與國外文獻不同，計算台灣勞動市場流動率所需之短期失業人口為失業周期小於13週。以此推估之失業率與真實失業率較為接近，相關係數高達0.96。(2)在研究期間內，以失

業周期小於13週所推估之自然失業率，介於3.04%至5.73%之間，平均自然失業率為4.20%。(3)失業者就職率是影響失業率高頻率波動與低頻率波動之主要來源；就業者離職率僅是影響失業率低頻率波動之主要因素之一。(4)以月頻GDP捕捉經濟活動，重新推估自然失業率，與以工業生產指數為經濟活動相較，不論是在趨勢變化、與景氣衰退期對應關係及自然失業率之拆解等結果均為類似，顯示本研究之模型具有穩健性。

後續章節安排依序如下，第貳章為文獻回顧，第參章與第肆章分別介紹本研究所考慮的狀態空間模型及資料說明，第伍章是實證結果與分析，第陸章為穩健性討論，透過月頻GDP重新估計自然失業率，最後一章則為結論。

貳、文獻回顧

一、自然失業率定義與近期發展

Friedman(1968)認為自然失業率是在瓦拉斯(Walrasian)一般均衡體系所得的失業水準^{註3}，其中一般均衡體系包含對於勞動市場及商品市場之結構特徵，如市場資訊不完全、供給與需求的隨機變化、就業資訊蒐集成本和轉職成本等^{註4}。Grant(2002)指出Friedman定義的自然失業率包含三個重要精神，第一是自然失業率是均衡下的失業率；

第二是與經濟體系內制度所造成的市場不完全狀態，特別是人口結構與制度；第三個概念是由於經濟體系內的人口及制度變化緩慢，致自然失業率可能是緩慢隨著時間變化。

另一個與自然失業率類似概念的是無加速通膨失業率(non-accelerating inflation rate of unemployment, 以下簡稱NAIRU)，NAIRU係指當實際失業率高於此水準時，預期通膨

率將下滑；反之，則預期通膨率將上升。Modigliani and Papademos(1975)說明NAIRU與自然失業率最大不同在於，NAIRU處於不均衡狀態，故Tobin(1997)指出自然失業率屬於新古典經濟學派的想法，而NAIRU屬於凱因斯經濟學派的概念。

Grant(2002)指出自然失業率反映勞動市場個體經濟的行為特色，而NAIRU則是說明經濟體系中總和供給、需求和貨幣政策之間的關聯性。美國國會預算局(Congressional Budget Office)於2011年發表之「預算與經濟展望：2011至2021年財政年度」說明其所公布的自然失業率概念與NAIRU相近。本研究探討的自然失業是第一種定義，而非NAIRU。

近十幾年來，隨著勞動搜尋模型(search model)的發展，應關注勞動市場流量(失業者就職率與就業者離職率)變化，而非失業率水準值的改變，如Mortensen and Pissarides(1994)納入媒合機制，分析勞動市場職缺與失業率之關係，假設職缺視為廠商投資，職缺是否填補視為其未來收益與成本。若企業對未來景氣持樂觀看法，職缺增加具就業創造效果；反之，對未來景氣持悲觀看法，職缺減少而產生就業破壞(job destruction)效果，在此概念下，勞動市場流量、失業率及景氣循環的關係就更加緊密。

基於勞動搜尋模型架構下，本研究討論的自然失業率即是包含摩擦性所造成勞動

市場不完全狀態下之均衡失業率。許多學者透過失業率流動性觀察自然失業率之變化，如Hosios(1990)證明搜尋過程扮演重要的角色，如果尋職者與雇主在談判所得均衡薪資較低，企業將可能釋放更多職缺，則失業率將降低；反之，若均衡薪資較高，失業率將提高。Daly et al. (2012)指出自然失業率與搜尋模型的概念相同，主因為摩擦性失業可以反映失業者尋找工作所耗費的時間；結構性失業則可描繪勞工所處的地理位置與其擁有的技術無法配合雇主的勞工需求，產生錯誤配對(mismatch)問題。

Brauer(2007)則認為勞動市場職缺開缺率及受雇率的變化將左右自然失業率升高或降低，任何可以改善勞動市場搜尋及配對效率性之方法，皆可降低失業率。Pries(2008)說明勞動市場搜尋及配對模型主要概念在於失業與市場關係，此關係將導致自然失業率高估與否，主要係因勞工及雇主會受到不同外部性影響。舉例而言，當勞工在尋找工作時，對於雇主將產生正的外部性，原因在於雇主可以找到適合的勞工；對於其他勞工將產生負的外部性，原因則是將排擠其他人找尋適合的工作。

在景氣衰退時，搜尋模型較能解釋失業率及自然失業率攀升的原因。如Shimer(2005)說明在景氣衰退時，職缺減少及失業者就職率下滑，將造成失業率上升。Daly et al.(2012)指出2008-2009年經濟大衰

退後，因職缺與求職者無法正確媒合、失業保險的補助和經濟環境的不確定性增高，造成美國自然失業率(約為6.6%)較過往高。另Aaronson et al.(2015)彙整金融海嘯後造成美國自然失業率上升的三個原因，分別為雇主及尋職者間媒合問題、自然失業者找到職缺的機會異常困難與失業保險補助之影響。

由自然失業率的定義至近期學術研究發展，若欲估算自然失業率應納入搜尋模型之概念，加入勞動市場流動率，方能捕捉自然失業率在景氣波動時的狀況。

二、估計方法

目前，在估計自然失業率或是NAIRU之方法，主要可分成兩類，分別是狀態空間模型(state space model)及結構自我迴歸模型(structural autoregressive model, 以下簡稱SVAR)，以下將概要說明兩種模型之相關文獻。

狀態空間模型的優點在於避免模型過度複雜與主觀性參數結構問題，故此模型為估計自然失業率時常使用的方法。Kim and Nelson(1999)運用狀態空間及Kalman filter探討1947年第2季至1995年第3季美國實質GDP與失業率之關係，研究結果發現，在研究期間內美國自然失業率區間約介於4.0%至7.0%。更進一步發現，不論是在1973年第一次石油危機，1981年美國經濟衰退等，在景氣衰退期之後，自然失業率皆無

法回復至之前水準。Apel and Jansson(1999)以狀態空間模型估計瑞典1970年第1季至1996第3季之NAIRU及潛在產出狀況。Tasci and Zaman(2010)、Tasci(2012)及Sengul and Tasci(2016)亦是利用狀態空間模型估計勞動市場流動率模型。

國內方面，李秀雲(2005)以開放經濟的不對稱勞動市場均衡模型為基礎，說明就業狀況會受貿易條件影響，並透過Kalman filter與最大似似比檢定推估1951-2001年台灣自然失業率，其所推估自然失業率介於2.5%至5.0%。廖俊男與張志揚(2012)則是以狀態空間模型，結合菲利浦曲線與歐肯法則探討台灣1981-2010年NAIRU走勢。文中發現，自然NAIRU趨勢易升難降，在網路科技泡沫及全球金融危機後，使得NAIRU上升卻無法回復危機前水準。Lin and Chen(2013)以Apel and Jansson模型為依據，估計台灣潛在產出與NAIRU，文中發現在2000年之後，台灣產出缺口轉為負且失業率缺口逐漸擴大。

SVAR模型的優點在於具有經濟理論與可以捕捉變數間相互關係，亦為估計自然失業率常用之估計方法。Groenewold and Hagger(2000)從總和供給與需求角度建構模型，失業率變動之來源區分供給面與需求面衝擊因素，透過VAR方式估計並認定SVAR模型，進而移除代表景氣波動之需求面殘差項後，進而估出自然失業率。King and Morley(2006)建議引入自然穩健狀態(steady

state)假設，從實際失業率中抽取較為穩定的因子，即可視為自然失業率。

鍾經樊與林志宇(2007)運用SVAR模型，分析1978第1季至2005第4季台灣自然失業

率，實證結果發現1990年代中期起產業及就業人口結構逐漸轉變，造成結構性失業現象，為自然失業率升高之結構性主要因素，所推估自然失業率則介於1.0%至4.0%。

參、資料與變數說明

一、資料說明

本研究勞動相關資料取自於勞動部之勞動情勢及業務統計資料庫，包含勞動力人數(l_t)、失業人數(u_t)和短期失業人數(u_t^{ST})，文獻上並未說明何種失業周期為短期失業，故本研究將採用失業周期小於5週及小於13週兩種週期設定^{註5}。受限於台灣失業人數按失業周期資料起始時間為2000年1月，若與國外文獻相同以季資料為研究頻率，將面臨樣本不足，估計結果可能產生偏誤問題，故本研究採月頻資料為研究頻率，研究資料期間為2000年1月至2015年12月。產出變數則採用工業生產指數及以實質GDP為代理變數，分別取自經濟部工業生產統計月報與主計總處之總體統計資料庫，各變數皆採季節調整後之數列^{註6}。雖實質GDP為季頻資料，本研究利用Huang(2010)拆解方式，以零售及批發業營業額作為可觀察變數，藉以轉換成月GDP，反應目前台灣以服務業為主的產業發展現況^{註7}，並做為本研究實證結果之穩健性討論。

二、以勞動搜尋模型推估台灣失業率

為了捕捉勞動市場流動性與失業率之關係，必須推估在搜尋模型下的失業率，故本研究依循Elsby et al.(2009)和Shimer(2012)之假設，計算失業者進入及就業者退出工作的移轉機率(transition probability)，並據此機率推估失業率^{註8}。以下概要說明相關計算過程，首先必須假設每位勞工素質皆為齊質，彼此間並不存在差異。每位失業者的失業周期是獨立，不會因失業者及雇主積極(或消極)尋找合適者，而造成失業周期改變。再者，令 S_t 為一個就業者離職的機率， F_t 則是一個失業者就職的機率。

在工作移轉過程中，工作機會與勞工離職出現的機率皆服從卜瓦松分配(Poisson distribution)，且定義就業者離職率為 $s_t(\equiv -\log(1 - S_t) \geq 0)$ ，失業者就職率為 $f_t(\equiv -\log(1 - F_t) \geq 0)$ ，其分別對應之機率為 S_t 與 F_t 。

假設第 $t + 1$ 期失業人數為第 t 期失業人數扣除已找到工作者與第 $t + 1$ 期短期失業人數之總和，如(1)式所示：

$$u_{t+1} = (1 - F_t)u_t + u_{t+1}^{SR}. \quad (1)$$

經由簡單整理，我們可得到(2)式，即失業者就職率之機率(F_t)

$$F_t = 1 - \frac{u_{t+1} - u_t^{SR}}{u_t}. \quad (2)$$

依據(2)式，經運算後可得 f_t 。欲透過真實資料求得 f_t ，所需資料包含第 t 期之失業人數(u_t)、短期(失業週期小於5週或小於13週)失業人數(u_t^{SR})。再透過求解微分方程式(如(3)式)，

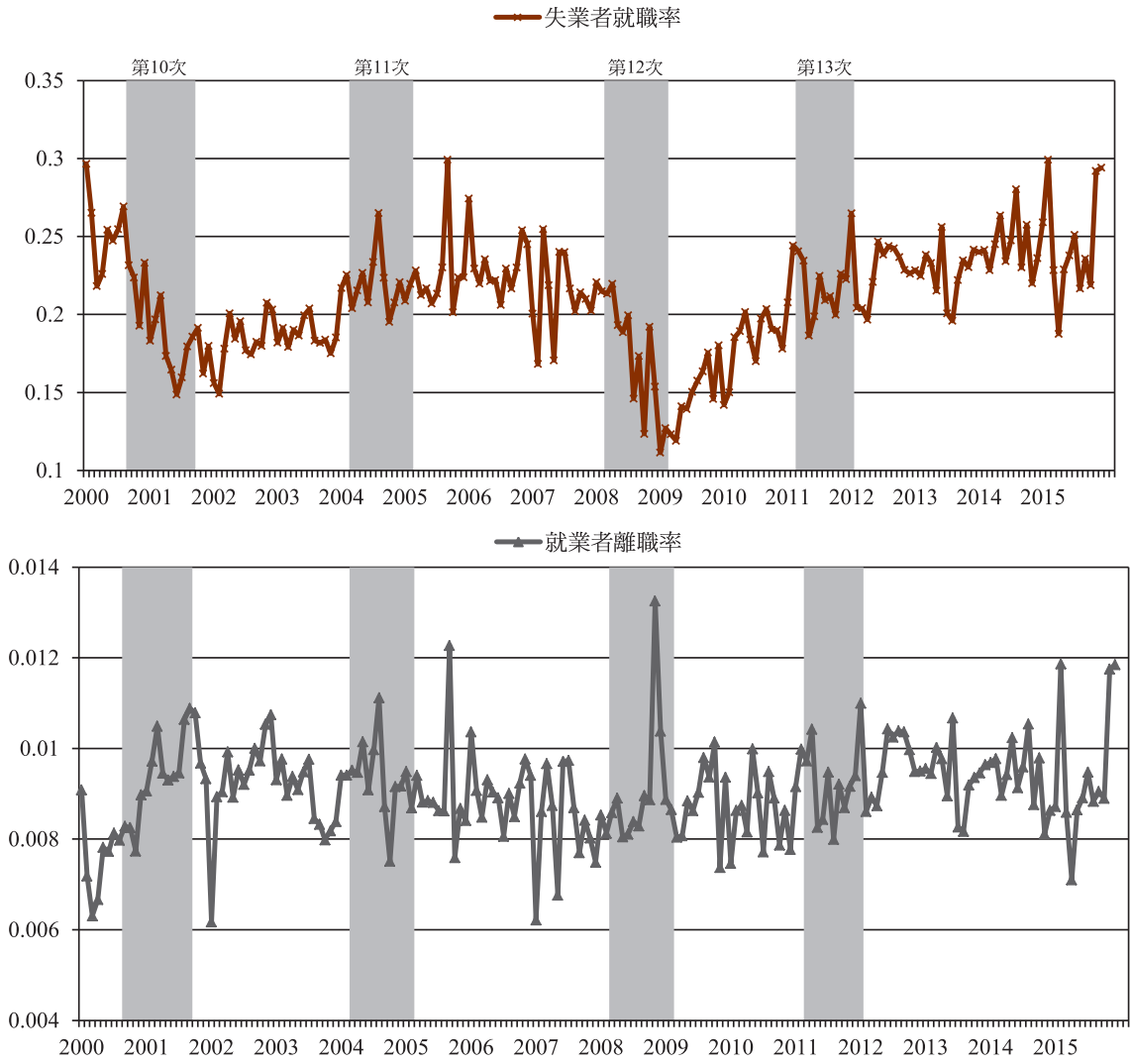
$$u_{t+1} = \frac{(1 - e^{f_t - s_t})s_t}{f_t + s_t} l_t + e^{f_t - s_t} u_t, \quad (3)$$

亦可得就業者離職率(s_t)與其機率(S_t)，其中 l_t 為第 t 期勞動力人數且定義為失業人數與就業人數之總和。Elsby et al.(2009)和Shimer(2012)定義真實失業率(U_t)是就業者離職率占就業者離職率與失業者就職率總和之比率，此關係可表示成(4)式：

$$U_t = \frac{u_t}{l_t} \approx \frac{s_t}{(s_t + f_t)}. \quad (4)$$

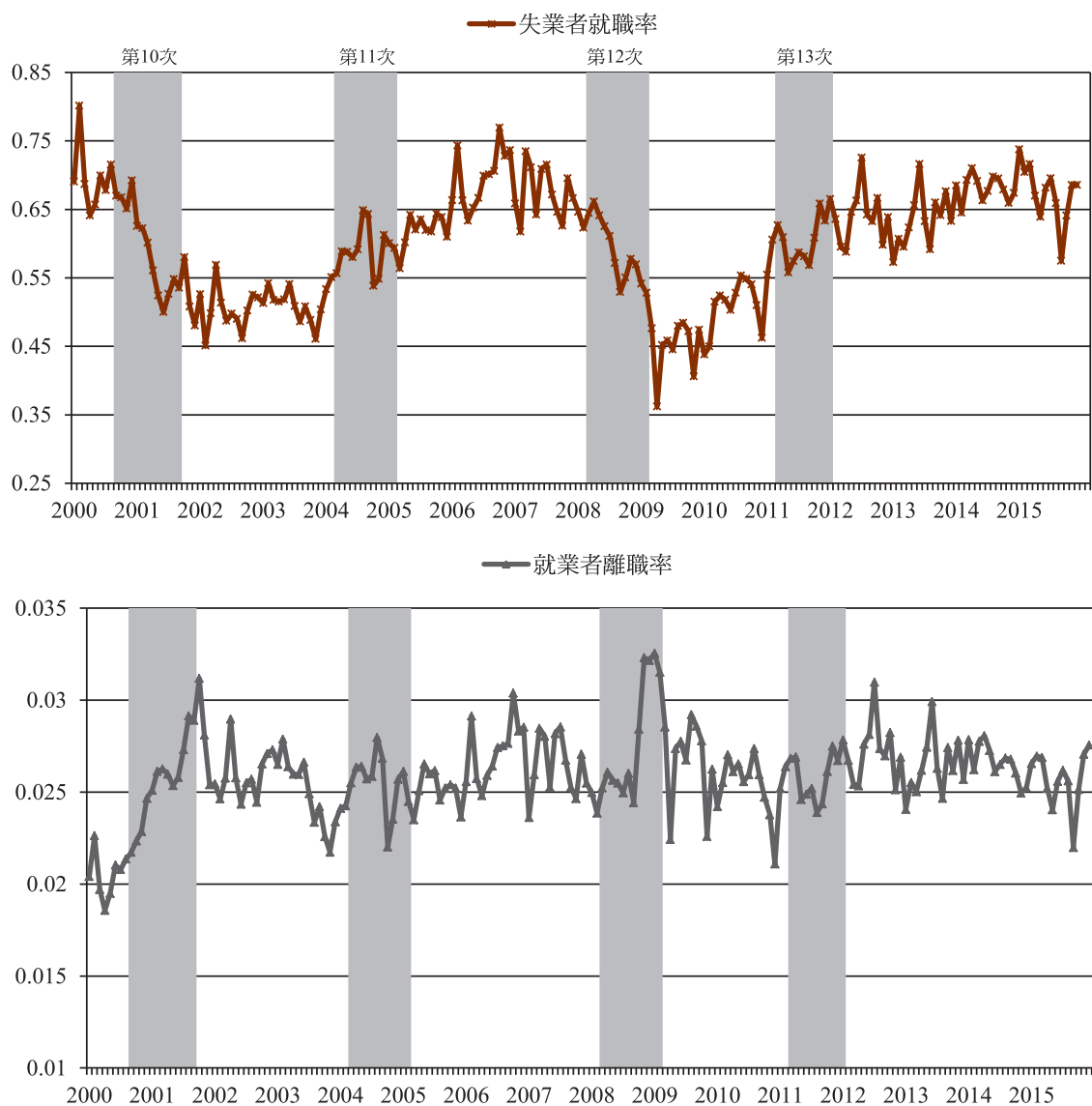
經由上述說明，失業率高低取決於就業者離職率與失業者就職率。我們亦將計算不同短期失業定義之就業者離職率與失業者就職率，並與景氣衰退期關係繪於圖1與圖2，其分別為描繪短期失業周期小於5週與13週之就業者離職率與失業者就職率。觀察圖1與圖2發現，在第10及12次景氣循環，兩種短期失業周期皆存在就業者離職率增加而失業者就職率下滑之反向關係。在景氣衰退期間(灰色區塊)^{註9}，就業者離職率呈現急速上升再快速下滑之走勢，而失業者就職率則是在進入衰退期後開始下滑，再緩步上升。因此，在景氣衰退期，兩者相反走勢相互影響後，將使失業率逐漸上升。但於景氣復甦階段，就職率上升則受惠於新職缺的釋出，失業率也將逐漸下滑。

圖1 就業者離職率與失業者就職率(失業周期小於5週)



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

圖2 就業者離職率與失業者就職率(失業周期小於13週)



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

比較圖1與圖2之差異，發現短期失業周期小於13週與景氣衰退期關係較為緊密，而短期失業周期小於5週的兩個波動較大且頻率較頻繁，恐不易衡量台灣失業率之走勢。造成此差異的可能原因為，台灣勞動市場與

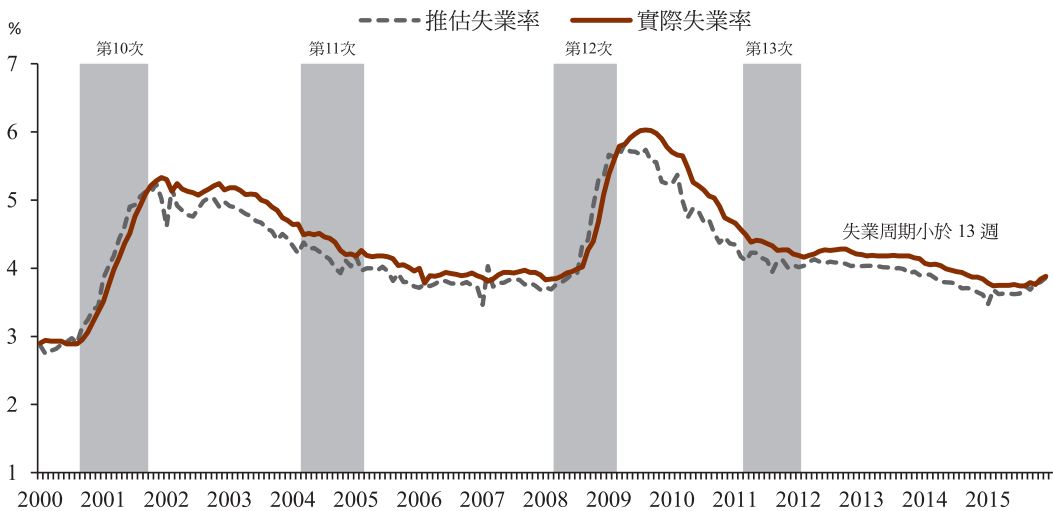
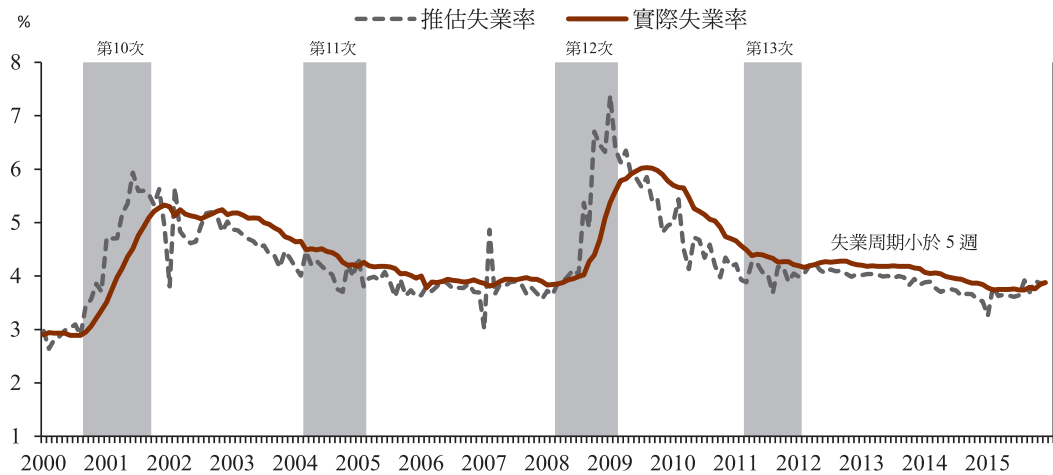
國外不同，失業周期小於5週之失業人口可能無法完全代表短期失業人口，2000年至2015年間失業周期小於5週之失業人口比重過低，平均不及總失業人口之20%^{註10}，失業周期小於13週之失業人口比重則約50%。此

外，若以Elsby et al.(2009)所述，許多文獻發現 $(s_t + f_t)$ 約為0.5的條件下，我國以失業周期小於13週之短期失業人口較為接近，約為0.6，而失業周期小於5週之短期失業人口則為0.2，差異較大。

若進一步比較推估失業率((4)式)與實際失業率並呈現於圖3。研究期間內，實際平均失業率為4.36%，標準差為0.70。根據圖3可發現失業周期小於5週之短期失業人

口所推估之平均失業率為4.23%，標準差為0.79。我們發現失業周期小於5週所推估失業率與真實失業率波動差異較大，且相關係數僅有0.76。以失業週期小於13週之短期失業人口所推估之失業率與真實失業率較為相近，相關係數高達0.96^{註11}。推估平均失業率為4.18%，標準差為0.68。有鑑於此，本研究將以失業周期小於13週之失業人數做為推估台灣自然失業率之主要依據。

圖3 實際失業率與推估失業率之比較



肆、實證模型

自然失業率為無法觀察變數，且受自然經濟趨勢之影響，故本研究將採狀態空間模型(state space model)設定及Kalman濾波法估計法，透過此方法避免模型設定及參數結構問題之優點，捕捉台灣自然失業率之水準。本研究實證模型將以Kim and Nelson(1999)之簡單模型與Tasci(2012)之勞動市場流動率模型為討論對象，此兩種模型均建構在歐肯法則概念^{註12}，討論產出與失業中長期之關係，以下分別說明兩個模型之詳細設定。

一、Kim and Nelson(1999)之簡單模型

$$Y_t = \bar{y}_t + y_t \quad (5)$$

$$\bar{y}_t = g_{t-1} + \bar{y}_{t-1} + \epsilon_t^{yn} \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (7)$$

$$y_t = \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \epsilon_t^{yc} \quad (8)$$

$$U_t = \bar{u}_t + \ddot{u}_t \quad (9)$$

$$\bar{u}_t = \bar{u}_{t-1} + \epsilon_t^u \quad (10)$$

$$\ddot{u}_t = \theta_0 y_t + \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \epsilon_t^{yu} \quad (11)$$

其中， ϵ_t^{yn} 、 ϵ_t^g 、 ϵ_t^{yc} 、 ϵ_t^u 與 ϵ_t^{yu} 為各模型所對應之干擾項，各干擾項服從常態分配的白噪音過程(white noise process, 以下簡稱WN)， $\epsilon_t^i \sim WN(0, \sigma_i^2)$ ， $i = \{yn, g, yc, u, yu\}$ 。(5)式為產出(Y_t)之衡量方程式(measurement equation)，定義產出決定方程式。(6)-(8)式組成產出的轉換方程式(transition equation)，其中(6)式為隨機趨勢(stochastic trend)因子

(\bar{y}_t)，且(7)式假設自然趨勢(g_t)滿足一個隨機漫步(random walk)序列，表示自然趨勢之波動主要來自於隨機干擾項；(8)式則假設定態循環(stationary cyclical)因子(y_t)服從一個具有二階自我相關(autoregressive, AR)模型。(9)式為定義失業率(U_t)之衡量方程式，(10)-(11)式則為失業率之轉換方程式，(10)式之失業隨機趨勢因子(\bar{u}_t ，即自然失業率)服從隨機漫步模型；(11)式為失業定態循環因子(\ddot{u}_t)則假設受產出循環因子之影響。我們可以將上述(5)-(11)式彙整成衡量方程式與轉換方程式之矩陣型式，表示如下：

衡量方程式：

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \theta_0 & \theta_1 & \theta_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ g_t \\ \bar{u}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \epsilon_t^{yu} \end{bmatrix}$$

轉換方程式：

$$\begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ g_t \\ \bar{u}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_{t-1} \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ g_{t-1} \\ \bar{u}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^{yn} \\ \epsilon_t^{yc} \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^u \end{bmatrix}$$

二、Tasci(2012)之勞動市場流動率模型

$$Y_t = \bar{y}_t + y_t \quad (5)$$

$$\bar{y}_t = g_{t-1} + \bar{y}_{t-1} + \epsilon_t^{yn} \quad (6)$$

$$g_t = g_{t-1} + \epsilon_t^g \quad (7)$$

$$y_t = \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 y_{t-2} + \epsilon_t^{yc} \quad (8)$$

$$F_t = \bar{f}_t + \dot{f}_t \quad (12)$$

$$\bar{f}_t = \bar{f}_{t-1} + \epsilon_t^{fn} \quad (13)$$

$$\dot{f}_t = \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 y_{t-2} + \epsilon_t^{fc} \quad (14)$$

$$S_t = \bar{s}_t + \dot{s}_t \quad (15)$$

$$\bar{s}_t = \bar{s}_{t-1} + \epsilon_t^{sn} \quad (16)$$

$$\dot{s}_t = \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \epsilon_t^{sc} \quad (17)$$

其中， ϵ_t^{yn} 、 ϵ_t^g 、 ϵ_t^{yc} 、 ϵ_t^{fn} 、 ϵ_t^{fc} 、 ϵ_t^{sn} 與 ϵ_t^{sc} 為各模型所對應之干擾項，且各干擾項服從常態分配的白噪音過程 (white noise process)， $\epsilon_t^i \sim WN(0, \sigma_i^2)$ ， $i = \{yn, g, yc, fn, fc, sn, sc\}$ 。Tasci模型之產出狀態空間模型與Kim and Neslon模型相同。(12)-(14)式為失業者就職率的機率(F_t)之狀態空間模型，(15)-(17)式為就業者離職率的機率(S_t)之狀態空間模型，綜合此兩個狀態空間模型，則可用以預測失業搜尋模型之失業狀況。(12)與(15)式分別為 F_t 與 S_t 之衡量方程式，並各自包含其趨勢因子(\bar{f}_t 和 \bar{s}_t)與循環因子(\dot{f}_t 和 \dot{s}_t)；(13)-(14)式與(16)-(17)式則為 F_t 與 S_t 之轉換方程式，其中趨勢因子(\bar{f}_t 和 \bar{s}_t)為服從一個隨機漫步模型，且循環因子則受產出之循環因子的影響。根據(4)式自然失業率則可定義為 $\bar{s}_t / (\bar{s}_t + \bar{f}_t)$ 。

Tasci(2012)模型彙整成狀態空間模型之

矩陣型式，表示如下：

衡量方程式：

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ F_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_1 & \alpha_2 & \alpha_3 & 0 & 1 \\ 0 & \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ g_t \\ \bar{f}_t \\ \bar{s}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \epsilon_t^{fc} \\ \epsilon_t^{sc} \end{bmatrix}$$

轉換方程式：

$$\begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ g_t \\ \bar{f}_t \\ \bar{s}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_{t-1} \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ g_{t-1} \\ \bar{f}_{t-1} \\ \bar{s}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_t^{yn} \\ \epsilon_t^{yc} \\ 0 \\ 0 \\ \epsilon_t^g \\ \epsilon_t^{fn} \\ \epsilon_t^{sn} \end{bmatrix}$$

綜合比較Kim and Nelson(1999)之簡單模型與Tasci(2012)之勞動市場流動率模型，兩個模型相同設定之處在於產出狀態空間模型，不同之處則在對於失業之描繪，Kim and Nelson(1999)模型僅以單一失業率狀態空間模型衡量，直接將自然失業率視為不可觀察狀態變數；Tasci(2012)則是在搜尋模型概念下，以勞動市場流動率衡量，包含失業者就職率與就業者離職率之狀態空間模型，將失業者就職率與就業者離職率視為不可觀察狀態變數。因此，自然失業率在Kim and Neslon模型可直接估算而得，而Tasci模型則是需經模型估計代入(4)式而得。

伍、實證結果分析

一、Kim and Nelson(1999)之簡單模型

由於本研究所運用可觀察變數(如產出與失業率)小於待估計參數之個數，為了避免參數產生無法認定問題，將採趨勢因子標準差與循環因子標準差之相對比率(relative ratio)來減少待估參數^{註13}，如藉由建構 $\gamma_f = \sigma_{fn}/\sigma_{fc}$ ，將原本待估參數由2個縮減成1個，此比率可表示成受雇率趨勢因子標準差相對於循環因子標準差之變動狀況。因此，在Kim and Nelson模型中，本研究將建構3個相對比例，分別為 $\gamma_y (= \sigma_{yn}/\sigma_{yc})$ 、 $\gamma_g (= \sigma_g/\sigma_{yc})$ 與 $\gamma_u (= \sigma_u/\sigma_{yu})$ 。

依循Kim and Nelson(1999)與Tasci(2012)之假設，本研究將3個相對比例設為 $\gamma_y = 0.85$ 、 $\gamma_g = 0.027$ 與 $\gamma_u = 0.85$ ，待估參數從原本10個，減少至7個。在前述假設下，表1為簡單模型之估計結果，產出循環因子的AR(2)

估計係數總和小於1($\delta_1 + \delta_2 = 0.57$)，符合理論預期且統計顯著，表示循環因子不存在高度持續性。圖4分別為潛在產出、產出缺口、自然失業率與失業率缺口估計值之趨勢圖^{註14}。由圖4可以得到兩個結論：

1. 觀察產出缺口與景氣循環衰退期(灰色區塊)關係可發現，當景氣進入衰退期，實際產出下滑，造成實際產出與潛在產出差距縮小。除了第11次景氣循環外，皆明顯存在負的產出缺口。

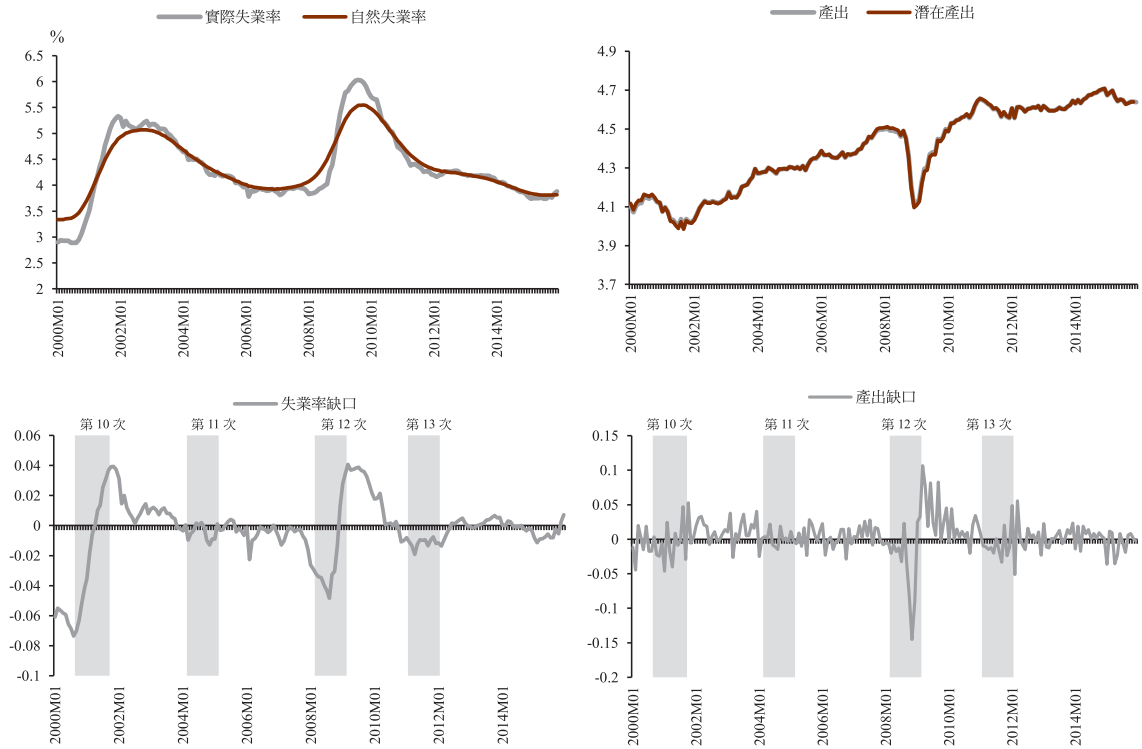
2. 本模型所推估自然失業率較實際失業率平滑，且自然失業率似乎為實際失業率之平均值，自然失業率介於3.34%至5.55%之間，平均自然失業率為4.37%。比較失業率缺口與景氣衰退期之關係，景氣邁入衰退期後，實際失業率將攀升，造成實際失業率高於自然失業率，失業率缺口由負轉正，惟在第11次景氣循環期間較不明顯。

表 1 簡單模型估計結果

| 參數 | 估計值 | p 值 | 參數 | 估計值 | p 值 |
|----------------|----------|------|-----------------|-------------|------|
| δ_1 | 1.08*** | 0.00 | θ_2 | 0.46*** | 0.00 |
| δ_2 | -0.51*** | 0.00 | σ_{yn}^2 | 3.58E-05*** | 0.00 |
| θ_0 | -0.05*** | 0.00 | σ_u^2 | 5.05E-07*** | 0.00 |
| θ_1 | -0.05*** | 0.00 | | | |
| Log likelihood | 889.91 | | | | |

註：p 值為z檢定統計量，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

圖4 潛在產出、產出缺口、自然失業率與失業率缺口



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

二、Tasci(2012)之勞動市場流動率模型

與簡單模型相似，本研究亦於Tasci模型中建立4個相對比率，分別為 $\gamma_y (= \sigma_{yn} / \sigma_{yc})$ 、 $\gamma_g (= \sigma_g / \sigma_{yc})$ 、 $\gamma_f (= \sigma_{fn} / \sigma_{fc})$ 與 $\gamma_s (= \sigma_{sn} / \sigma_{sc})$ ，設定值為 $\gamma_y = 0.85$ 、 $\gamma_g = 0.027$ 、 $\gamma_f = 1$ 與 $\gamma_s = 1.5$ ^{註15}，故待估參數從原先15個，減少至11個。

上述假設下，以失業周期小於13週視為短期失業人口之Tasci模型估計結果列於表2^{註16}。其所推算之潛在產出、自然失業率、就職率自然趨勢與離職率自然趨勢則呈現於圖

5。觀察離職率自然趨勢離職率自然趨勢波動較大，能捕捉到較多的景氣波動，且離職率自然趨勢則介於0.021%至0.029%之間。在就職率自然趨勢方面，其由實際就職率曲線中央部分穿插而過，介於0.41%至0.69%之間。觀察近期走勢，就職率及離職率之自然趨勢並未明顯走升。

從自然失業率走勢可看到，2000年初期自然失業率估計值約為3.04%，至第12次景氣衰退期間，自然失業率一路攀升，最高發生於2009年3月之5.73%，為研究期間之高點，平均自然失業率為4.20%。進一步比較

產出缺口、失業率缺口與景氣衰退期之時間一致性，如圖6所示。首先，觀察產出缺口與景氣循環對應關係，可發現兩者趨勢大致相同，進入景氣衰退期後，產出缺口逐漸縮小。再者，惟在第11次循環與第13次循環，在景氣衰退期內存在正的失業率缺口，可能係因此兩次景氣衰退期之失業率波動並不明顯所致，而在第10與第12次景氣衰退期間呈現類似V字型走勢，表示實際失業率在衰退

期逐漸增加的趨勢^{註17}。

Tasci模型相較於Kim and Nelson模型最大差異在於是否考量勞動市場流動率，我們將上述兩個模型所建構之自然失業率，綜合比較如圖7所示。黑色實線是Tasci模型，棕色短虛線則是Kim and Nelson模型。觀察平均自然失業率而言，以Kim and Nelson模型最高，為4.37%；失業周期小於13週模型則為4.20%。

表3 勞動市場流動率模型估計結果

| 參數 | 估計值 | p 值 | 參數 | 估計值 | p 值 |
|----------------|----------|------|-----------------|-------------|------|
| δ_1 | 1.48*** | 0.00 | β_2 | -0.002*** | 0.00 |
| δ_2 | -0.54*** | 0.00 | β_3 | 0.09*** | 0.00 |
| α_1 | -3.01*** | 0.00 | σ_{sc}^2 | 1.60E-05*** | 0.00 |
| α_2 | -0.48*** | 0.00 | σ_{fn}^2 | 0.002*** | 0.00 |
| α_3 | 2.12*** | 0.00 | σ_{sn}^2 | 3.15E-07*** | 0.00 |
| β_1 | -0.13*** | 0.00 | | | |
| Log likelihood | 1647.38 | | | | |

註：p 值為z檢定統計量，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

圖5 潛在產出、自然失業率、失業者就職率自然趨勢與就業者離職率自然趨勢

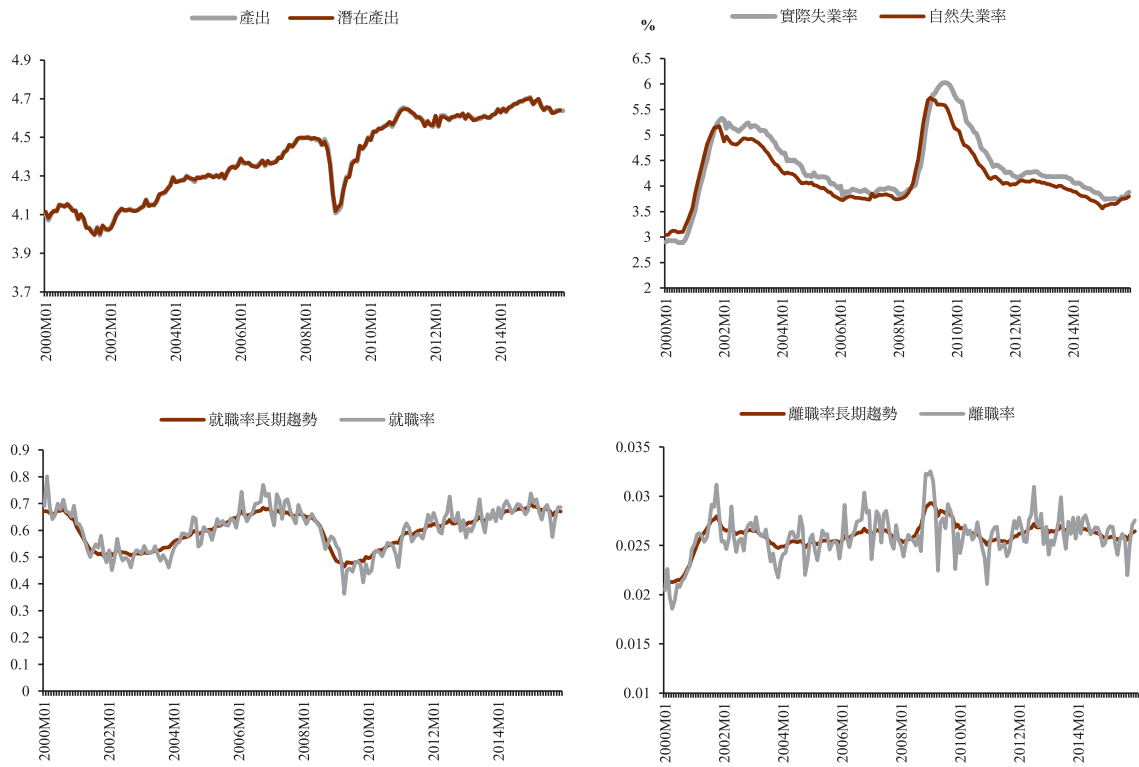
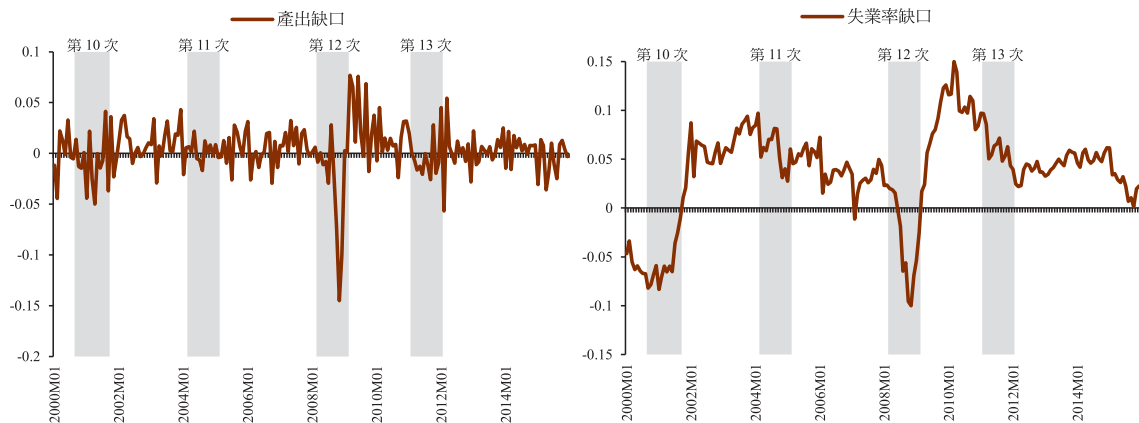


圖6 潛在產出缺口與失業率缺口走勢圖



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

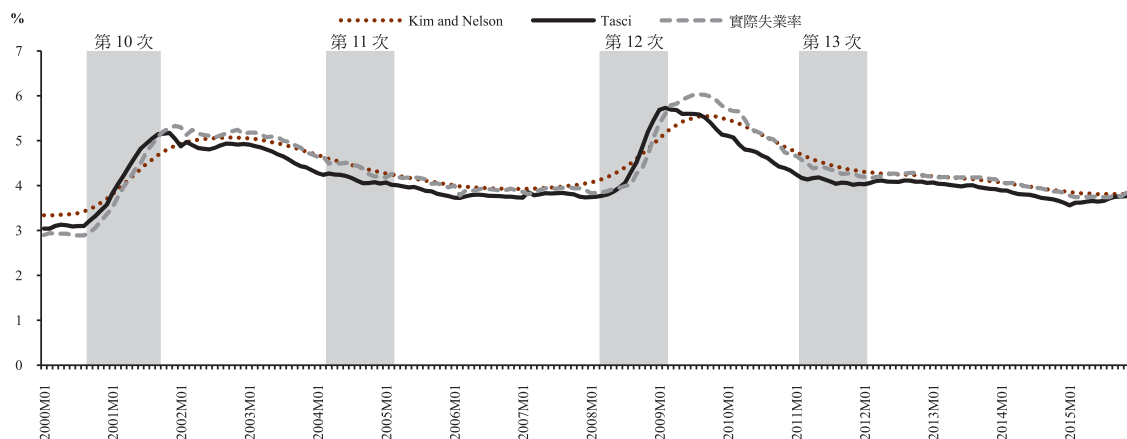
從圖7可發現，Kim and Nelson模型所得之自然失業率多數期間高於Tasci模型；Tasci模型失業率缺口僅在景氣循環第10次與第12

次衰退期有偏高現象。與景氣循環時間一致性方面，Tasci模型的對應關係優於Kim and Nelson模型，表示考量勞動市場流動率後，

Tasci模型(失業周期小於13週)之自然失業率高峰與第10次及第13次景氣循環之谷底時間差異不大，約提早1個月，具有較佳的一致性。因此，我們相信在評估自然失業率時，若增加考慮勞動市場流動率，可更全面性評估自然失業率，此亦符合失業搜尋模型之發現。另一方面，造成實際失業率與Tasci模

型推估之自然失業率走勢不同，可能係因滯後性失業(hysteresis in unemployment)所致，表示經濟體系發生恆常性衝擊(如基本工資調漲、外勞引進、產業轉型等)，致失業率無法回復至自然失業率(詳見Blanchard and Summers, 1987)。

圖7 兩種自然失業率之比較



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

三、與既有文獻之比較

(一) 與國內文獻比較

本小節彙整李秀雲(2005)與鍾經樊與林志宇(2007)之發現並進行比較。在樣本期間方面^{註18}，本研究與李秀雲(2005)僅重疊2000-2001年，與鍾經樊與林志宇(2007)則重疊於2000-2005年。2000年與2001年之自然失業率，李秀雲(2005)推估為2.8%與3.5%，鍾經樊與林志宇(2007)則約為3.0%和4.0%，本研究在失業周期小於13週則為3.19%與

4.70%。2003-2005年期間，鍾經樊與林志宇(2007)介於3.0%至4.0%之間，本研究則是3.76%至4.91%之區間，雖本研究推估值較高，但兩者走勢相似。

上述差異，一方面係反映估計方法上之差異，如本研究與李秀雲(2005)皆採用Kalman filter，而鍾經樊與林志宇(2007)則運用SVAR模型；另一方面可能肇因於研究主題設定不同，李秀雲(2005)係透過貿易條件探討自然失業率，鍾經樊與林志宇(2007)為討論實質GDP、通膨率與失業率間之關係，本

研究則是納入勞動市場流動性。

(二) 比較金融海嘯前後之變化

由本研究推估台灣金融海嘯前自然失業率平均為4.12%，海嘯過後至2015年之平均為4.30%。而造成我國自然失業率上升，可能係因職缺無法正確媒合所致。此上升現象亦與國外文獻發現類似，Daly et al. (2012)推估美國自然失業率由金融海嘯前的5.0%上升至海嘯後的6.6%；Weidner and Williams(2011)亦發現美國有相似結果，其自然失業率由4.8%上升1.9個百分點至6.7%；Smith(2012)則以英國為研究對象，其結果亦發現英國自然失業率在海嘯過後有上升現象。

四、勞動市場流動率對失業率之影響

經由上述討論，我們發現估計自然失業率時，納入勞動市場流動率，可提升與景氣循環之時間一致性。除此之外，我們可透過Fujita and Ramey(2009)與Tasci(2012)之方法，將推估失業率($s_t/(s_t + f_t)$)與自然失業率($\bar{s}_t/(\bar{s}_t + \bar{f}_t)$)進行拆解，分解成高頻率與低頻率波動，探討造成失業波動的主要來源，並做為後續政策研擬之參考。

失業率高頻率波動可定義為推估失業率偏離自然失業率之狀態，可視為短期波動，關係式定義如下：

$$\Delta U_t = \log\left(\frac{U_t}{\bar{u}_t}\right) \approx \log\left(\frac{s_t}{s_t + f_t} / \frac{\bar{s}_t}{\bar{s}_t + \bar{f}_t}\right), \quad (18)$$

運用類似公式，失業者就職率及就業者離職率之高頻率波動可定義為

$$\Delta f_t \equiv \log(f_t / \bar{f}_t), \quad (19)$$

$$\Delta s_t \equiv \log(s_t / \bar{s}_t). \quad (20)$$

失業率低頻率波動是衡量失業率偏離平均自然失業率的狀況，可視為長期波動，數學定義式為

$$\Delta \bar{u}_t = \log(\bar{u}_t / \bar{u}), \quad (21)$$

失業者就職率及就業者離職率之低頻率波動為自然趨勢偏離其平均值之狀態，數學定義式為

$$\Delta \bar{f}_t \equiv \log(\bar{f}_t / \bar{f}), \quad (22)$$

$$\Delta \bar{s}_t \equiv \log(\bar{s}_t / \bar{s}). \quad (23)$$

不論是失業者就職率及就業者離職率之低頻率波動與失業率之低頻率波動存在一定關係，如失業者就職率與失業率呈負相關，而就業者離職率則為正相關。

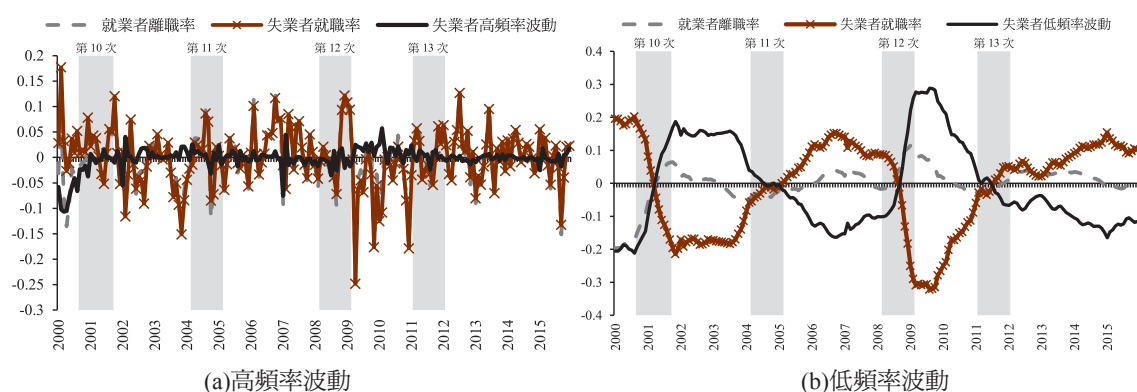
圖8呈現拆解結果，由此圖清楚發現，由兩種短期失業所拆解的高頻率波動中，失業者就職率與就業者離職率波動狀況與失業率高頻率波動類似，皆是主導我國失業率高頻率波動的主要來源^{註19}，顯示不論是失業者就職率與就業者離職率波動狀況皆會影響台灣短期失業率，我們應該隨時注意此兩者之變化，適時發現勞動市場可能轉折發生。此結果和Tasci(2012)與Sengul and Tasci(2016)發現皆不相同，其中，Tasci(2012)以美國資料為主，發現高頻率波動中以失業者就職率為

主要來源；Sengul and Tasci(2016)以土耳其為研究對象時，就業者離職率為循環波動的主要來源，造成此三國結果差異可肇因於各國勞動市場特性不同所致。

觀察圖8趨勢波動，我們發現就業者離職率低頻率波動小於失業率與失業者就職率^{註20}，此結果並不意外，由圖8可知，就職率之自然趨勢較其他二者平穩所致，故造成我國失業率低頻率波動的主要來源為失業者就

職率，若失業者就職率低頻率波動加大，失業率趨勢亦加大，且兩者呈現負相關，可能係因國內勞基法施行，基本工資不斷調升和外勞引進等阻礙國內失業者就職所致(江豐富與劉克智，2005)，亦可能與台灣產業轉型後，失業者技能無法符合企業需求有關。此發現與Tasci(2012)和Sengul and Tasci(2016)亦不相同，美國與土耳其皆是以離職率為主要波動來源。

圖8 失業率、失業者就職率與就業者離職率之拆解



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

陸、穩健性之探討

估計自然失業率時，產出是重要觀察變數之一，除第五章以工業生產指數作為代理變數外，本章亦利用月頻GDP做為另一個產出活動的代理變數，以做為自然失業率的推估之穩健性檢測。本研究季頻率GDP轉換成月頻GDP之方式採用Huang(2010)之方法^{註21}，此方法優點在於不僅包含文獻常用模型，更進一步放寬共整合的假設。另一方

面，為探討全球金融海嘯是否造成估計偏誤，本研究以2008年6月為切點並重新估計兩段時間，做為時間性質的穩健性討論。

一、Tasci(2012)之勞動市場流動率模型

本章將以失業周期小於13週之Tasci模型為討論對象，估計結果列於表4。在產出變數不同下，產出循環因子亦有所不同，故造

成表4部分參數與表3有所的符號差異，如 α_1 、 β_2 與 β_3 ，圖9是基於此估計所得之潛在產出、自然失業率、失業者就職率自然趨勢與就業者離職率自然趨勢。離職率自然趨勢介

於0.021%至0.029%之間，就職率自然趨勢則介於0.43%至0.73%之間，自然失業率則是介於3.01%至5.48%，平均自然失業率為4.20%。

表4 月頻GDP之勞動市場流動率模型估計結果(失業周期小於13週)

| 參數 | 估計值 | p值 | 參數 | 估計值 | p值 |
|----------------|----------|---------|-----------------|-------------|------|
| δ_1 | 1.85*** | 0.00 | β_2 | 0.16*** | 0.00 |
| δ_2 | -0.91*** | 0.00 | β_3 | -1.42E-05 | 0.00 |
| α_1 | 2.27*** | 0.00 | σ_{sc}^2 | 9.38E-07*** | 0.00 |
| α_2 | -0.21*** | 0.00 | σ_{fn}^2 | 0.001*** | 0.00 |
| α_3 | -0.001 | 0.00 | σ_{sn}^2 | 3.38E-07*** | 0.00 |
| β_1 | -0.21*** | 0.00 | | | |
| Log likelihood | | 1895.65 | | | |

註：p值為z檢定統計量，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

圖9 月頻GDP之潛在產出、自然失業率、失業者就職率自然趨勢與就業者離職率自然趨勢

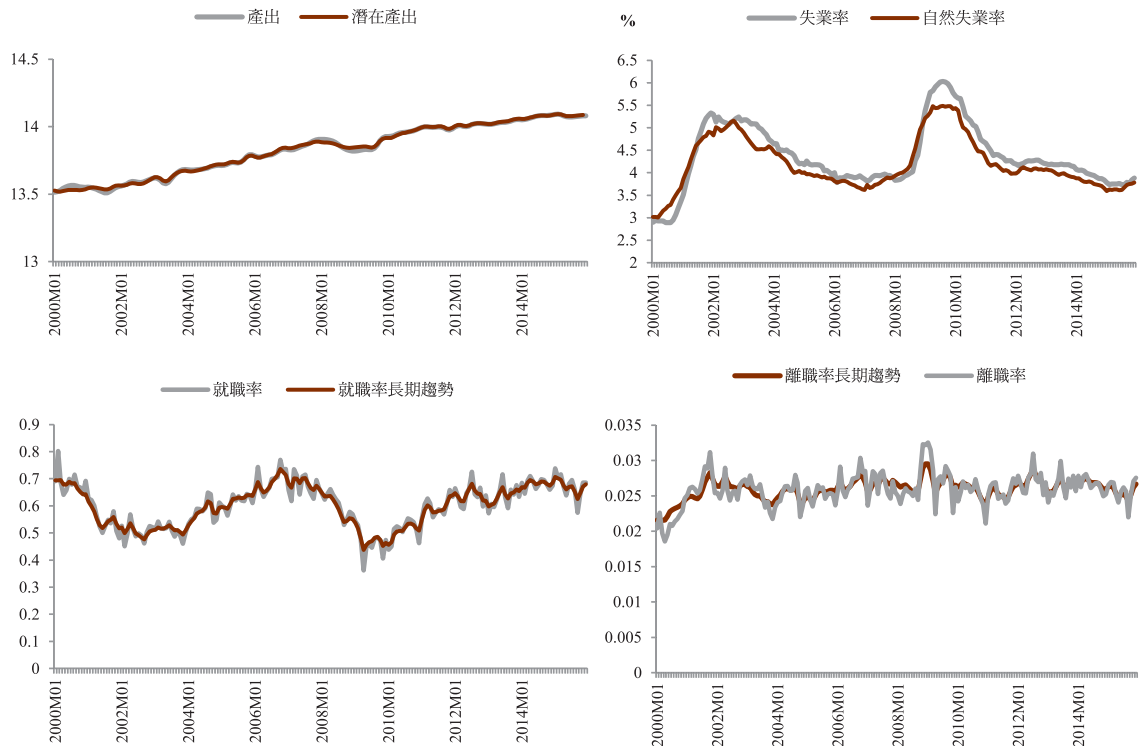
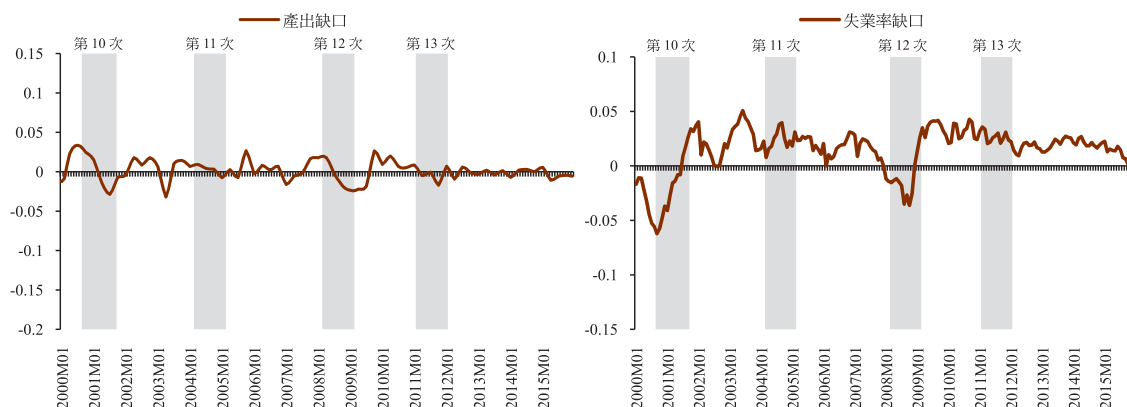


圖10 月頻GDP之潛在產出缺口與失業率缺口走勢圖



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

若與圖8進行比較，可發現月頻GDP模型之就職率自然趨勢波動略大，而離職率自然趨勢波動略小；兩模型之就職率自然趨勢相關係數為0.96，離職率自然趨勢相關係數為0.85，皆屬於高度相關。自然失業率方面，兩者相關係為高達0.98，兩者差距最大不超過0.47個百分點，最小則無差異。

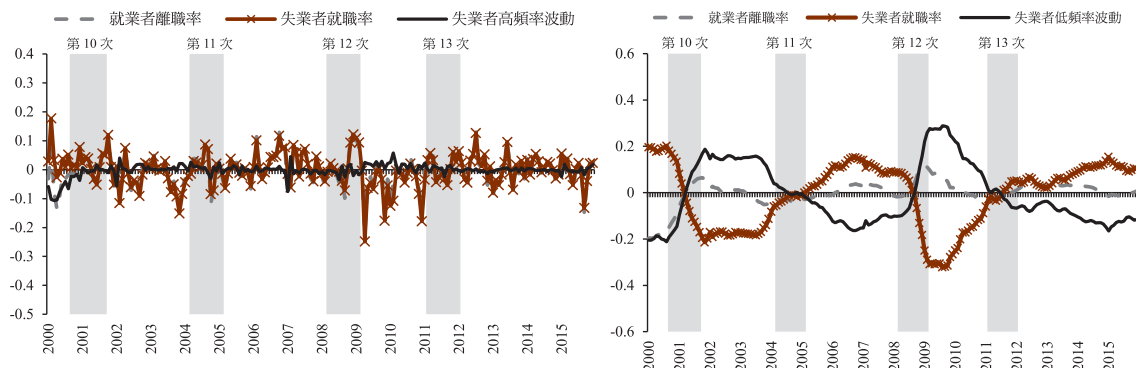
以月頻GDP推算之產出缺口及失業率缺口與景氣衰退之對應關係繪於圖10，產出缺口、失業率缺口與景氣衰退對應關係大致吻合。進一步與圖6相比，圖10之產出缺口波動頻率較低，幅度亦較小，兩者相關係數僅0.14，係因工業生產僅是GDP其中一個產業

因子，並不能全面反映整體經濟活動所致。在自然失業率方面，兩者走勢較為相似，相關係數為0.81。

二、勞動市場流動率對失業率之影響

觀察拆解後的高頻率及低頻率波動，如圖11所示，失業者就職率與就業者離職率皆是高頻率波動的來源，低頻率波動主要則受失業者就職率影響，此結果皆與圖9相同。綜合上述結果，本研究所推估的自然失業率屬於相當穩健，並不會因不同衡量產出方式，而造成推估結果差異過大。

圖11 月頻GDP之失業率、失業者就職率與就業者離職率之拆解



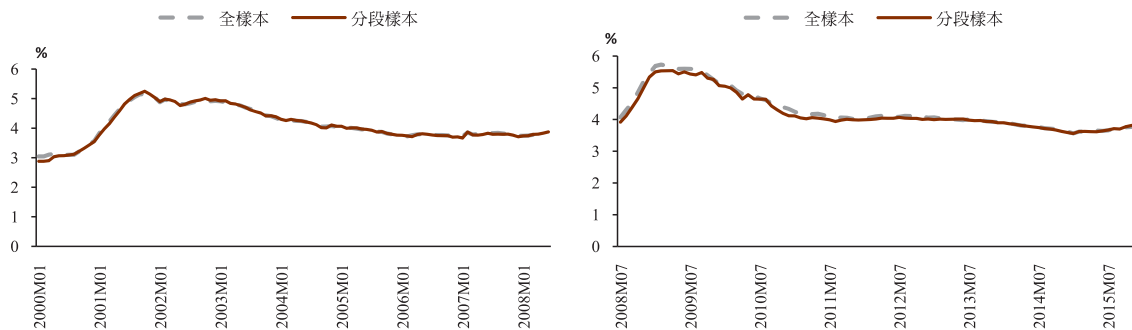
註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

三、金融海嘯前後之影響

本小節以2008年6月為時間切點，並以產出變數為工業生產指數之Tasci模型分別估計兩段時間，其所推算的自然失業率繪於圖12。由圖12可發現，分割樣本與全樣本的結

果差距有限，金融海嘯前後之平均自然失業率為4.12%與4.30%，分割樣本平均自然失業率則為4.11%與4.24%，顯示本研究之實證結果相當穩健，並不因重大經濟事件影響而產生變化。

圖12 全樣本與分割樣之自然失業率比較



柒、結論與建議

一、結論

本研究運用狀態空間模型加以勞動市場流動性之特性，推估我國2000年1月至2015年12月之自然失業率。實證結果獲得下列主

要結論：

- (一) 短期失業人口設定有助於完整捕捉我國失業人口狀況，基於我國勞動市場特性，短期失業人口設定應為失業周期小於13週，而非

Shimer(2012)、Tasci(2012)等國外文獻常用之小於5週之失業人數。主要差異有二點，第一是以失業周期小於5週所估計之自然失業率波動較大；第二是在景氣衰退期，失業周期小於5週之自然失業率有過度反應狀態。

本研究發現以失業周期小於13週推估之失業率與真實失業率較為接近，相關係數高達0.96，且 $(s_t + f_t)$ 約為0.6，與國外文獻之0.5較為接近，而失業周期小於5週之短期失業人口則為0.2，差異較大。

- (二) 在失業周期小於13週所推估之自然失業率，我國自然失業率在2000年初期約為3.04%，至第12次景氣循環衰退期間，自然失業率一路攀升，最高至5.73%，亦是研究期間內之高點，整體研究期間之平均自然失業率為4.20%。
- (三) 離職率及就職率皆是影響我國自然失業率高頻率(循環)波動主要來源，而就職率則是影響自然失業率低頻率(趨勢)波動主要來源，可能係因國內勞基法施行，基本工資不斷調升和外勞引進等阻礙國內失業者就職所致，亦可能與台灣產業轉型後，失業者技能無法符合企業需求有關。

(四) 以月頻GDP重新推估自然失業率，與以工業生產指數為經濟活動相較，在趨勢變化、與景氣衰退期對應關係及自然失業率之拆解結果均為類似，顯示本研究所推估自然失業率不會因不同衡量產出方式，而產生差異過大之結果。

二、政策建議

基於上述實證結果，不僅有助於了解勞動市場現況，更可協助判斷失業率缺口與通膨率之關係，有利於中央銀行貨幣政策制定。此外，透過本研究對失業率之拆解分析，亦可提出降低高頻率(短期)及低頻率(長期)波動之政策建議。

(一) 高頻率波動：

1. 若能增加失業者就職率及降低就業者離職率，即能降低高頻率波動。建立完善在職進修及失業者職業訓練制度：在職進修可強化在職者之專業技能，降低離職率；職業訓練則可協助失業者補足技能之不足，增加就職率。

2. 強化就業媒合平台，提供更佳有效就業撮合服務：可針對不同年齡、族群與地區之失業者，提供更為適宜的就業服務資訊，提高勞動市場就職率。

(二) 低頻率波動：

建議可從降低學用落差，加強產學合作。因勞動市場就職率亦是自然失業率低頻

率波動主要來源，為了提升就職率，自然可增加學生實作與實習機會，提升實務經驗，從教育體制與產業發展需求結合機制開始，降低學用落差及培養業界所需之人力。

附 註

- (註1) 從2014年10月起，美國聯邦準備理事會透過勞動市場情勢指數(labor market conditions index, LMCI)，掌握美國勞動市場狀況。Bernanke and Blinder (1992)指出美國聯邦基金利率與通膨率及失業率有系統性關係，並做為貨幣政策是否調整的依據之一。
- (註2) 泰勒法則解釋變數通常係以通膨率與產出缺口為主，惟近期為討論勞動市場對貨幣政策之影響，部分學者會假設在歐肯法則(Okun's law)成立下，將泰勒法則解釋變數修正為通膨率與失業率缺口，參見Orphanides(2002)，Rudebusch (2009, 2010)，Elias, et al. (2014)與Bosler et al. (2014)。
- (註3) Rogerson(1997)整理自1968年以來，學者對於自然失業率的定義，分別有平均失業率(average rate of unemployment)、均衡失業率(equilibrium rate of unemployment)、長期失業率(unemployment in the long run)、常態失業率(normal rate of unemployment)、摩擦性失業(frictional unemployment)、穩健均衡失業率(steady state rate of unemployment)、最低可持續失業率(lowest sustainable rate of unemployment)、充分就業下的失業率(unemployment at full employment)、效率性下的失業率(efficient rate of unemployment)、Hodrick-Prescott濾波法下的失業長期趨勢(the trend component of unemployment generated by Hodrick-Prescott filter)等十種說法。
- (註4) Blanchard and Katz (1997)指出此定義是Friedman所寫過最長的句子，且無任何數學定義，在此概念提出後，學者們嘗試以理論與實證方法證明之。
- (註5) 本研究重要之符號定義可見附錄一。勞動情勢及業務統計資料庫中，依失業週期可分成1-2週、3-4週、5-13週、14-26週、27-52週，以及53週以上，共六類。
- (註6) 本研究之變數數列皆採經季節調整後之數列。
- (註7) 由於服務業比重早已超過GDP的6成，工業生產指數並非用來插補月GDP具代表性的合適指標。
- (註8) 由於搜尋模型是藉由勞動市場流動性觀察失業狀況，並重新計算符合其理論架構之失業率，故先推估失業率。
- (註9) 2000年以來景氣循環峰谷日期與循環內重要經濟事件詳見附錄二。
- (註10) 依據美國勞動部統計局(Bureau of Labor Statistics of the U.S. Department of Labor)之資料顯示，2000年至2015年間平均美國失業周期小於5週之失業人數占整體失業人數比重逾30%。
- (註11) Shimer(2012)推估失業率(失業周期小於5週之短期失業人口)與實際失業率之相關係數高達0.98。
- (註12) 歐肯法則係指失業率變動與產出變動存在負向關係，且若以台灣資料為主的實證研究皆證明此法則成立，如江靜儀(2006)、田慧琦(2010)等。
- (註13) 相關討論請參見Laubach and Williams(2003)。
- (註14) 產出缺口計算公式為 $\log(Y_t/\bar{Y}_t)$ ；失業率缺口計算公式為 $\log(U_t/\bar{U}_t)$ 。
- (註15) 本研究亦嘗試以縮小及擴大校準值($\gamma_y=0.4$ 、 $\gamma_g=0.013$ 、 $\gamma_f=0.5$)與($\gamma_s=0.75$ 至 $\gamma_y=1.7$ 、 $\gamma_g=0.054$ 、 $\gamma_f=2$ 與 $\gamma_s=2.5$)進行穩定性討論，兩者與正文設定值之相關係數分別為0.99與0.98，且結果差異不大，惟受限於版面，請有興趣的讀者與作者聯繫，索取相關結果。
- (註16) 國外文獻常用的失業周期小於5週之相關分析結果則呈現於附錄三，供讀者參考。
- (註17) 由附錄二可計算高峰與谷底失業率的變化，第10與第12次景氣衰退期失業率差距分別為2.16與1.89個百分點，而第

11與第13次景氣衰退期差距分別為-0.39與-0.51個百分點，故可發現在第11與第13次景氣衰退期間失業率波動並不明顯。

(註18) 李秀雲(2005)資料頻率為年資料；鍾經樊與林志宇(2007)則為季資料。本研究將以月平均方式轉換成年資料及季資料，以利相互比較。惟鍾經樊與林志宇(2007)並無提供確切數據，我們僅能透過圖形上的數值概算。

(註19) 失業者就職率高頻率與就業者離職率高頻率之標準差分別為0.05及0.04，且兩者相關係數為0.66。

(註20) 失業者就職率低頻率與就業者離職率低頻率之標準差分別為0.12及0.05。

(註21) Huang(2010)模型所需之可觀察變數設為零售及批發業營業額，藉此反應台灣目前以服務業為主的經濟發展概況。

參考文獻

中文文獻

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」，中央銀行季刊，**32**，29-65。

江靜儀(2006)，「歐肯法則(Okun's Law)－臺灣實證研究」，經濟論文，**34**，355-389。

江豐富與劉克智(2005)，「台灣縣市失業率的自然追蹤研究：1987-2001」，人口學刊，**31**，1-39。

李秀雲(2005)，「貿易條件與開放經濟失業率之單根-兼論台灣自然失業率之估計」，經濟論文，**33**，35-66。

廖俊男與張志揚(2012)，「台灣地區無加速通膨失業率(NAIRU)之探討」，中央銀行季刊，**34**，51-82。

鍾經樊與林志宇(2007)，「應用結構 VAR 模型探討臺灣自然失業率」，國民經濟動向統計季報，第116期。

英文文獻

Aaronson, D., Hu, L., Seifoddini, A. and Sullivan, D. G. (2015), "Changing Labor Force Composition and the Natural Rate of Unemployment," *Chicago Fed Letter*, No. 338.

Apel, M. and Jasson, P. (1999), "System Estimates of Potential Output and the NAIRU," *Empirical Economics*, **24**, 373-388.

Benati, L. and Vitale, G. (2007), "Joint Estimation of the Natural Rate of Interest, the Natural Rate of Unemployment, Expected Inflation, and Potential Output," ECB Working Paper No 797.

Bernanke, B. S. and Blinder, A. S. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, **82**, 901-921.

Blanchard, O. and Katz, L. F. (1997), "What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Economic Perspectives*, **11**, 51-72.

Blanchard, O. and Summers, L. (1986), "Hysteresis and the European Unemployment Problem," *NBER Macroeconomics Annual*, 15-90.

Bosler, C., Daly, M. C., and Nechio, F. (2014), "Mixed Signals: Labor Markets and Monetary Policy," *FRBSF Economic Letter*, 2014-36.

Brauer, B. (2007), "The Natural Rate of Unemployment," CBO Working Paper 2007-06.

Daly, M. C., Hobijn, B., Sahin, A. and Valletta, R. G. (2012), "A Search and Matching Approach to Labor Market: Did the Natural Rate of Unemployment Rise?" *Journal of Economic Perspectives*, **26**, 3-26.

- Elias, E. Irvin, H. and Jorda, O. (2014), "Monetary Policy When the Spyglass Is Smudged," *FRBSF Economic Letter*, 2014-35.
- Elsby, M. Michaels R. and Solon, G. (2009), "The Ins and Outs of Cyclical Unemployment," *American Economic Journal : Macroeconomics*, **1**, 84-110.
- Farmer, R. E. A. (2013), "The Natural Rate Hypothesis: An Idea Past its Sell-by Date", Bank of England Quarterly Bulletin 2013 Q3, 244-256.
- Fridman, M. and Harris, L. (1998), "A Maximum Likelihood Approach for non Gaussian Stochastic Volatility Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**, 284-291.
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, **58**, 1-17.
- Fujita, S. and Ramey, G. (2009), "The Cyclicalities of Separation and Job Finding Rates," *International Economic Review*, **50**, 415-430.
- Grant, A. P. (2002), "Time-varying Estimate of the Natural Rate of Unemployment: A Revisitation of Okun's Law," *Quarterly Review of Economics and Finance*, **42**, 95-113.
- Groenewold, N. and Hagger, A. J. (2000), "The Natural Rate of Unemployment in Australia: Estimates from a Structural VAR," *Australian Economic Papers*, **39**, 121-137.
- Hall, E. R. and Papell, D. H. (2005), *Macroeconomics: Economic Growth, Fluctuations, and Policy* (Sixth Edition). New York: W. W. Norton & Company, Inc.
- Hosios, A. (1990), "On the Efficiency of Matching and Related Models of Search and Unemployment," *Review of Economic Studies*, **57**, 279-298.
- Huang, Y. L. (2010), "Estimating Taiwan's Monthly GDP in an Exact Kalman Filter Framework: A Research Note," *Taiwan Economic Review*, **38**, 147-160.
- Kim, C. J. and Nelson, C. R. (1999), *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge, MA: MIT Press.
- King, T. and Morley, J. (2006), "In Search of the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, **54**, 550-564.
- Kitagawa, G. (1987), "Non Gaussian State Space Modeling of Nonstationary Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, **82**, 1032-1063.
- Kozicki, S. and Tinsley, P. A. (2005), "Minding the Gap: Central Bank Estimates of the Unemployment Natural Rate," FRB of Kansas City Working Paper No. 05-03.
- Lin, J. L. and Chen, S. H. (2013), "Estimating Potential Output for Taiwan with Seasonally Unadjusted Data," *Taiwan Economic Forecast and Policy*, **43**, 23-49.
- Laubach, T. and Williams, J. C. (2003), "Measuring the Natural Rate of Interest," *Review Economics and Statistics*, **85**, 1063-1070.
- Modigliani, F. and Papademos, L. (1975), "Targets for Monetary Policy in the Coming Year," *Brookings Papers on Economic Activity*, **1**, 141-163.
- Mortensen, D. T. and Pissarides, C. A. (1994), "Source Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies*, **61**, 397-415.
- Orphanides, A. (2002), "Monetary Policy Rules and the Great Inflation," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, **92**, 115-120.
- Pries, M. (2008), "Natural Rate of Unemployment," In *The New Palgrave Dictionary of Economics*, 2nd ed., Durlauf, S. N. and Lawrence, E. B. New York: Palgrave Macmillan.
- Rogerson, R. (1997), "Theory Ahead of Language in the Economics of Unemployment," *Journal of Economic Perspective*, **11**, 73-92.

- Rudebusch, G. D. (2009), "The Fed's Monetary Policy Response to the Current Crisis," *FRBSF Economic Letter*, 2009-17.
- Rudebusch, G. D. (2010), "The Fed's Exit Strategy for Monetary Policy," *FRBSF Economic Letter*, 2010-18.
- Sengul, G. (2014), "Ins and Outs of Unemployment in Turkey," *Emerging Market Finance and Trade*, **50**, 28-44.
- Sengul, G. and Tasci, M. (2016), "Unemployment Flows, Participation and the Natural Rate for Turkey," Koc University-Tusiad Economic Research Forum Working Paper 1404.
- Shimer, R. (2005), "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies," *American Economic Review*, **95**, 25-49.
- Shimer, R. (2012), "Reassessing the Ins and Outs of Unemployment," *Review of Economic Dynamics*, **15**, 127-148.
- Smith, J. (2012), "Unemployment and Mismatch in the UK," Bank of England/Institute of Macroeconomics Conference on "Unemployment, Productivity and Potential Output: the Aftermath of the Crisis," October.
- Tasci, M. (2012), "The Ins and Outs of Unemployment in the Long Run: Unemployment Flows and the Natural Rate," FRB of Cleveland Working Paper No:12/24.
- Tasci, M. and Zaman, S. (2010), "Unemployment after the Recession: A New Natural Rate?" Federal Reserve Bank of Cleveland, *Economic Commentary*, No. 2010-11.
- Tobin, J. (1997), "Supply Constraints on Employment and Output: NAIRU versus Natural Rate," Cowles Foundation Discussion Paper 1150.
- Weidner, J., and Williams, J. C. (2011), "What is the New Normal Unemployment Rate?" *FRBSF Economic Letter*, 2011-05.

附錄

一、重要變數之符號定義

附表1 符號定義表

| 數學符號 | 中文解釋 |
|--------------|----------------------|
| l_t | 勞動力人數 |
| u_t | 失業人數 |
| u_t^{sr} | 短期失業人數 |
| S_t | 就業者離職的機率 |
| F_t | 失業者就職的機率 |
| s_t | 就業者離職率 |
| \bar{s}_t | 就業者離職率之趨勢因子 |
| \dot{s}_t | 就業者離職率之循環因子 |
| f_t | 失業者就職率 |
| \bar{f}_t | 失業者就職率之趨勢因子 |
| \ddot{f}_t | 失業者就職率之循環因子 |
| Y_t | 產出 |
| \bar{y}_t | 產出隨機趨勢因子 |
| y_t | 產出定態循環因子 |
| U_t | 失業率 |
| \bar{u}_t | 失業隨機趨勢因子 (即自然失業率) |
| \ddot{u}_t | 失業定態循環因子 |

二、2000年以來景氣循環峰谷日期

本研究樣本期間為2000年1月至2015年12月，其中歷經4次完整景氣循環，目前則

是進入第14次景氣循環，相關景氣循環峰谷日期列於附表2。

附表2 2000年以來景氣循環峰谷日期

| | 谷底 | 高峰 | 谷底 | 循環期間內 重要事件 |
|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|---|
| 第 10 循環 (失業率) | 1998.12 (2.80%) | 2000.09 (3.10%) | 2001.09 (5.26%) | 1. 2000年全球資、通訊科技產業泡沫化。 2. 2000年台灣經歷第一次政黨輪替，政治紛擾，國內信心不足。 |
| 第 11 循環 (失業率) | 2001.09 (5.32%) | 2004.03 (4.45%) | 2005.02 (4.06%) | 1. 2002年台灣加入WTO及911事件。 2. 2003年SARS 疫情及美伊戰爭影響。 3. 中國大陸於 2004 年 4 月實施宏觀調控措施、美國聯準會於 2004年 6 月開始升息。 |
| 第 12 循環 (失業率) | 2005.02 (4.06%) | 2008.03 (3.86%) | 2009.02 (5.75%) | 1. 2006年國內雙卡效應。 2. 2008年美國房地產泡沫持續擴大。 3. 2008年受到國內外股市波動加劇，影響國內信心。 |
| 第 13 循環 (失業率) | 2009.02 (5.75%) | 2011.02 (4.69%) | 2012.01 (4.18%) | 1. 2009年歐、美、日施行非常態貨幣政策。 2. 2011年下半年國際原物料價格高漲。 3. 2011年下半年民間消費則因企業實施無薪假措施，薪資所得減少，影響消費信心。 4. 2011-2012年歐美主權債務問題。 |
| 第 14 循環 (失業率) | 2012.01 (4.18%) | 2014.10 (3.95%) | --- | 1. 中國大陸供應鏈在地化影響。 2. 全球貿易成長疲軟。 |

註：彙整自國發會網站之臺灣景氣循環峰谷認定(http://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=EB8094238F87553B)。第14次景氣循環高峰於2016年1月公布，谷底則尚未認定。

三、短期失業：失業周期小於5週之失業人數

與本研究第五章假設相同，失業周期小於5週之估計結果列於附表3，其所推算之潛在產出、自然失業率、就職率自然趨勢與離職率自然趨勢則呈現於附圖1。觀察附圖1就

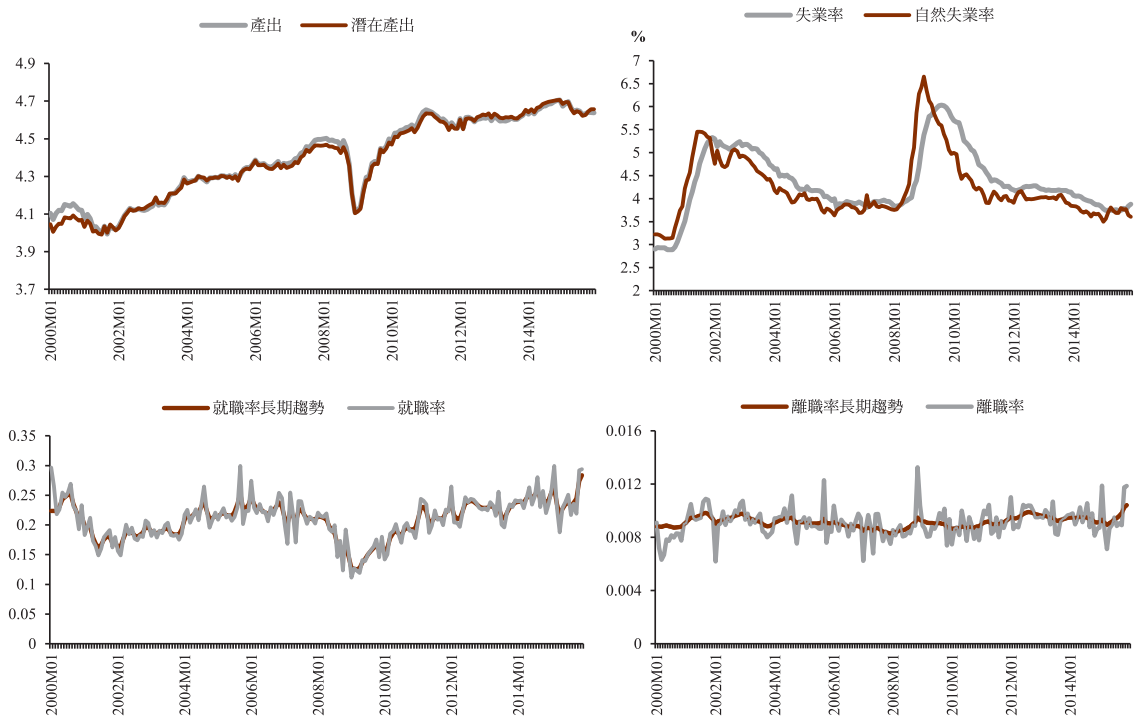
職率與離職率自然趨勢，在研究期間內，就職率自然趨勢波動幅度小於實際就職率，就職率自然趨勢介於0.12%至0.28%之間；離職率自然趨勢相較平緩，離職率自然趨勢則介於0.008%至0.01%。2015年以來，兩者自然趨勢皆呈上揚走勢，並為樣本期間內高點。

附表3 勞動市場流動率模型估計結果(失業周期小於5週)

| 參數 | 估計值 | p 值 | 參數 | 估計值 | p 值 |
|----------------|----------|---------|-----------------|-------------|------|
| δ_1 | 1.04*** | 0.00 | β_2 | 0.15*** | 0.00 |
| δ_2 | -0.29*** | 0.00 | β_3 | -0.001*** | 0.00 |
| α_1 | -0.26*** | 0.00 | σ_{sc}^2 | 2.04E-05*** | 0.00 |
| α_2 | -0.04*** | 0.00 | σ_{fn}^2 | 0.0002*** | 0.00 |
| α_3 | 0.06*** | 0.00 | σ_{sn}^2 | 1.34E-07*** | 0.00 |
| β_1 | -0.11*** | 0.00 | | | |
| Log likelihood | | 1821.88 | | | |

註：p值為z檢定統計量，「*」為顯著水準10%下顯著，「**」為顯著水準5%下顯著，「***」為顯著水準1%下顯著。

附圖1 潛在產出、自然失業率、失業者就職率自然趨勢與就業者離職率自然趨勢 (失業周期小於5週)



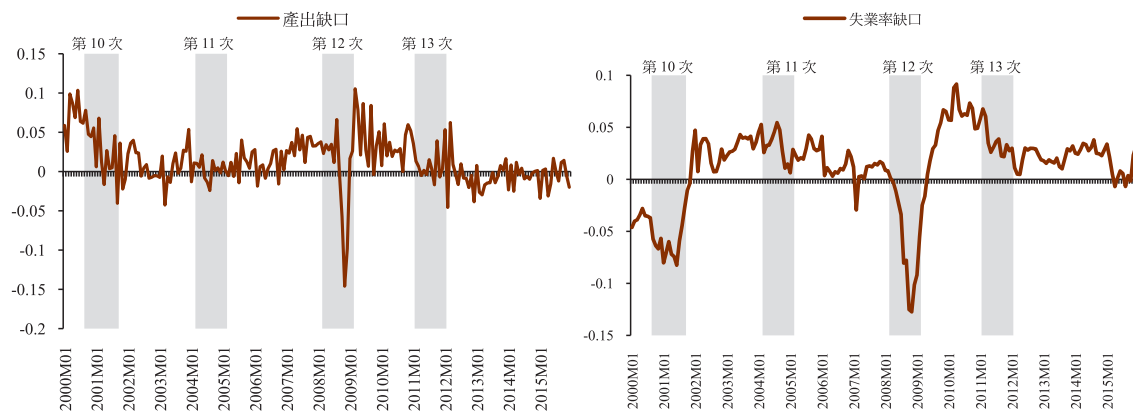
自然失業率係透過失業者就職率自然趨勢與就業者離職率自然趨勢關係推算而得，可表示成 $\bar{s}/(\bar{s} + \bar{f})$ 。檢視自然失業率與失業率之走勢，我們可以發現，在金融海嘯時期，Tasci模型所計算自然失業率遠高於實際失業率，可能原因為離職率自然趨勢持續上升且就職率自然趨勢為整個樣本期間最低所致，自然失業率約介於3.35%至6.78%之間，平均自然失業率為4.28%。

進一步比較產出缺口、失業率缺口與景氣衰退期之時間一致性，如附圖2所示。首先，觀察產出缺口與景氣循環對應關係，可發現兩者趨勢大致相同，進入景氣衰退期後，產出缺口逐漸縮小。再者，惟在第11次

循環與第13次循環，在景氣衰退期內存在正的失業率缺口，可能係因此兩次景氣衰退期之失業率波動並不明顯所致，而在第10與第12次景氣衰退期間呈現類似V字型走勢，表示實際失業率在衰退期逐漸增加的趨勢。失業率缺口的波動區間介於-0.13至0.09，近期失業率缺口則多為正值。

基於第肆章之發現，短期失業人數利用失業周期小於5週所推估失業率與實際失業率相關係數偏低，且波動過大，亦可能造成本小節對自然趨勢之估計誤差，如在金融海嘯時期，自然失業率高於實際失業率之現象等不合理現象，故本研究以失業周期小於13週之失業人數為主要發現。

附圖2 潛在產出缺口與失業率缺口走勢圖(失業周期小於5週)



註：灰色區塊代表景氣循環衰退期。

