

台灣地區無加速通膨失業率(NAIRU)之探討*

廖俊男、張志揚**

摘要

央行貨幣政策的首要目標是維持物價長期穩定，實際失業率與無加速通膨失業率(NAIRU)的失業率缺口可用以評估通膨或通縮壓力，為央行貨幣政策執行的參考基準之一。本文利用1981:Q1-2010:Q4之季資料，以狀態空間模型，結合菲利普曲線與歐肯法則估計NAIRU。此外，本文另嘗試使用非線性失業率缺口假定下之模型估計NAIRU。實證結果顯示：

(1)長期NAIRU的趨勢向上，易升難降。尤其，2000年第3季和2008年第3季時，分別受網路科技泡沫破滅及全球金融危機影響，失業率缺口皆明顯提高，危機之後，雖可藉由寬鬆貨幣政策降低失業率缺口，惟NAIRU上升後卻不易降回危機前水準。

(2) 2009至2010年，長期NAIRU約介於4.4%~4.8%間，相對實際失業率比率約為75%~92%，意味摩擦性失業與結構性失業為主要部分，擴張性貨幣政策或可降低景氣不佳所造成的循環性失業，惟長期效果可能有限。易言之，擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策可能無法將長期失業率降至NAIRU以下的水準。

另本文分析可能影響NAIRU變動的因素，發現服務業吸納就業能力、長期實質利率、勞動市場部門就業移轉及海外生產比重，均可能影響台灣NAIRU變動程度。

依據實證結果，衍生之政策建議如下：(1) 提高就業媒合率，加強失業者職能訓練，以促進人力資源和產業勞動需求的配合；(2) 發展能創造就業之服務業；(3) 積極引導台商回台及外資來台投資。

* 本文初稿完成於民國101年2月。除匿名審稿人之悉心審閱外，撰稿期間承蒙本行林理事金龍、林處長宗耀、陳副處長一端、林副處長淑華、吳研究員懿娟、侯研究員德潛、彭研究員德明、劉副研究員淑敏與計量分析科同仁給予寶貴意見，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。

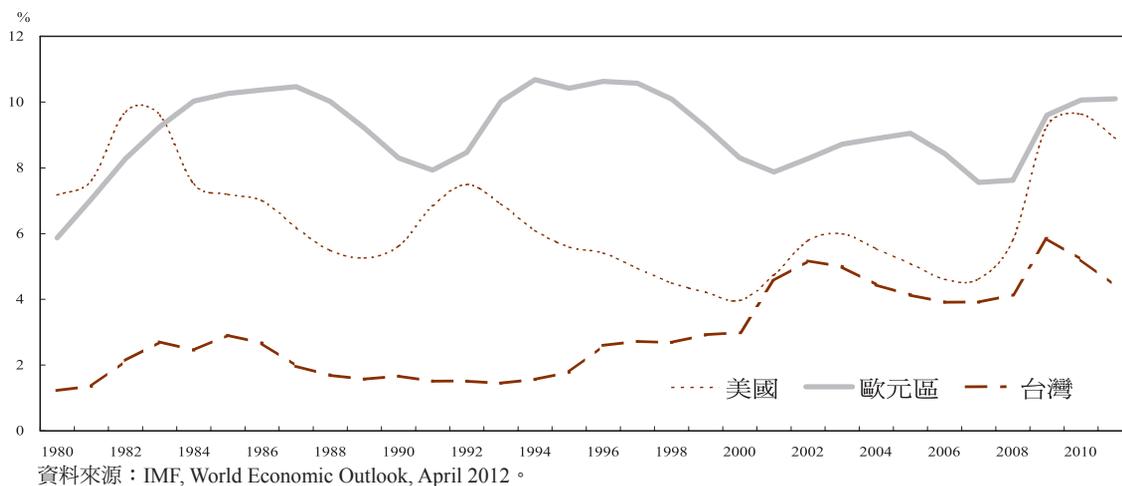
** 作者分別為中央銀行經濟研究處副研究員與辦事員。

壹、前言

近二十餘年來不論景氣多好，歐元區失業率大多居高不下，2011年歐元區經濟成長1.5%，較2008年的0.4%明顯為佳，但2011年歐元區失業率10.1%，卻仍高於2008年的7.6%。美國情況亦不樂觀，2011年經濟

成長率雖然由2008年的-0.3%提高至1.7%，惟失業率仍由2008年的5.8%升至2011年的8.9%。由於歐美國家失業率居高不下，顯示這些國家可能潛藏嚴重的「結構性失業」(structural unemployment)問題(圖1)。

圖1 美國、歐元區及台灣之失業率



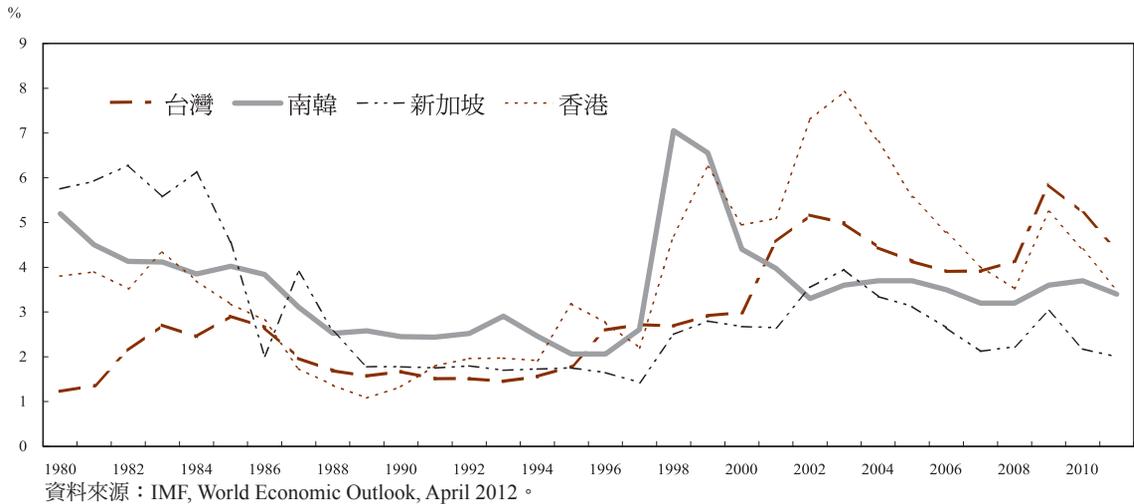
至於國內情況，2000年以前，台灣失業率始終在1.5%至2.9%之間，惟2001年發生全球網路科技泡沫及美國911事件，台灣經濟衰退2.2%，加上該年起政府陸續開放手機、筆記型電腦等多項工業產品赴中國大陸投資，我國企業順勢進入全球產業鏈分工與佈局，造成企業生產線外移。該年10月失業率一度飆升至5.33%，2002年8月更達5.35%；2008年下半年全球金融風暴之後，失業率最高甚至逾6%。雖然近年景氣曾幾度出現榮景，台灣的失業率總是在4%以上水準，

2001~2011年平均失業率為1980-2000年平均值的2.2倍。如同昔日的歐元區一樣，台灣亦可能存在嚴重的結構性失業問題。若與南韓、新加坡及香港相較，1985年前台灣失業率為四小龍最低，惟自2008年全球金融風暴之後，失業率反為最高(圖2)。就波動性而言，香港與南韓較大，前者歷經1997年亞洲金融風暴，加上IT泡沫、卡債及SARS危機，房價及股市欲振乏力，2003年失業率曾達7.9%，其後逐漸回降至2011年之3.5%；南韓則在1997年亞洲金融風暴時，失業率達

7.1%，之後逐漸回降，近年約維持在3%左右。就新加坡、南韓與香港言，似看不出失

業率如台灣一般，有易升難降之勢。

圖2 亞洲四小龍之失業率



上述現象說明，實際觀察到的台灣失業率趨勢，可能與歐美國家較為相近，除了反映受景氣變化影響的循環失業外，另反映所謂的摩擦性與結構性失業問題。

本文目的為估計台灣自1981年以來的無加速通膨失業率 (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment，以下簡稱NAIRU)，其定義為穩定通膨下的失業水準。根據 Batini and Greenslade (2006)，NAIRU可分為長期NAIRU和短期NAIRU，長期NAIRU指的是在菲利普曲線 (Phillips Curve) 模型下，需求面和供給面衝擊都不存在時，使通膨維持長期均衡的失業率水準；而短期NAIRU指的是，短期內通膨仍受失業率缺口之外的變數影響時，可使通膨穩定的失業率水準。據

此，短期NAIRU的波動會大於長期NAIRU^{註1}。

本文主要使用Apel and Jansson (1999)設定的模型，估計及分析的失業率屬於長期概念的NAIRU，主要關切的議題聚焦在勞動市場的摩擦性與結構性失業，而非短期NAIRU。

NAIRU為一隨時間變動 (time-varying) 且無法觀察的數值，其對總體經濟政策扮演舉足輕重角色^{註2}。一般而言，實際失業率與NAIRU的缺口 (即失業率缺口，等於循環失業率) 可用以評估通膨或通縮壓力。當實際失業率低於NAIRU，表示具有通膨壓力；反之，具有通縮壓力。當失業率缺口縮小時，表示通膨壓力升高或通縮壓力下降；反之，

當失業率缺口擴大時，表示通膨壓力下降或通縮壓力升高。

此外，實際失業率大於NAIRU表示有循環失業率，而NAIRU與循環失業率兩者所占比重高低，將有不同的政策意涵。若循環失業率比重較高，則政府採行擴張性政策，關注在促進就業措施，即會使失業率下降；反之，若NAIRU比重較高，而政府仍偏重採行擴張性政策，不僅對失業率下降的效果有限，且可能導致通膨率提高，此時可能必須採取合宜的產業、勞動及教育政策，降低NAIRU。

為估計NAIRU或潛在產出等無法觀察到之變數，建立狀態空間模型 (state space model, SSM) 不啻為一項不錯的選擇。本文嘗試運用的狀態空間模型，結合菲利普曲線和歐肯法則 (Okun's Law)^{註3}，以分析其對應的NAIRU水準。本文並進一步探討台灣地區失業率之上升是否僅源自於景氣走弱等因素導致的循環失業率提高，或是否已受到若干勞動市場結構性因素影響，使得近年NAIRU逐漸上揚，造成實際失業率較以往為高？其背後政策意涵為何？此外，究竟什麼因素造成NAIRU變動？均為本文關切的議題。

以台灣的文獻而言，林慈芳 (2002) 與鍾經燮、林志宇 (2007) 分別利用「貝佛里齊曲線」 (Beveridge curve) 與結構化VAR模型推估台灣自然失業率。李秀雲

(2005) 在勞動供需為訊息不對稱之市場均衡架構下，透過小型開放經濟模型來解釋台灣失業率的非定態走勢^{註4}。該文利用檢定結構轉變下單根假說的方法，進一步發現光靠結構轉變仍不足以解釋失業率之單根性質。將理論模型做狀態空間轉換 (state-space transform)，利用Kalman濾波法 (filter) 來進行實證分析，同時估計出台灣的自然失業率在1996年以後即有上升的趨勢。

最近十餘年文獻上陸續出現結合經濟理論與多變量濾波法 (multivariate filter) 之分析，且應用相當廣泛。本文亦循此模式，建立與Lin and Chen (2011)類似的模型架構進行NAIRU和潛在產出的估計。本文與該文的不同點在於，該文強調實質GDP及失業率使用未經「季節調整」(以下簡稱季調)資料的模型設定^{註5}，本文則以季調資料，並配合Apel and Jansson (1999) 的原始架構建立模型；此外，由於台灣失業率長期呈現上升的趨勢，因此本文在NAIRU動態調整過程中特別加入漂移項 (drift)，隱含其為長期趨勢概念。再者，多數國內外文獻使用菲利普曲線進行NAIRU估計時，失業率缺口皆設定為線性模式，但線性模式隱含在失業率缺口固定的情況下，不論實際失業率和NAIRU高低，對通膨的影響效果皆同，此設定有其不盡合理之處。職此之故，本文亦嘗試在非線性失業率缺口的假定下進行NAIRU的估計。

此外，針對國內相關實證文獻探討影響

NAIRU變動因素者並不多見，文末亦利用簡單計量方法，進行實證分析。實證結果發現，台灣NAIRU上升速度加快可能係服務業吸納就業能力不足、實質長期利率提高、勞動市場部門就業移轉上升，以及海外生產比重提高等因素造成。

本文研究架構如下：第一節為前言；第二節為研究方法的介紹，除分析其利弊，同時將過去的實證文獻分類；第三節為

NAIRU實證模型與分析，主要結合結構模型與狀態空間模型，建立包括菲利普曲線及歐肯法則的聯立模型，然後利用Kalman濾波法及最大概似法（maximum likelihood estimation method, MLE），估計無法觀察到的NAIRU；第四節則嘗試以簡單計量方法，捕捉影響NAIRU變動的可能因素。第五節說明主要結論、政策意涵與建議，以及未來研究方向。

貳、研究方法之介紹

由於NAIRU對總體經濟具有舉足輕重的角色，主要國家亦藉助統計方法或計量模型，嘗試估計此一無法觀察到的變數。以下簡單介紹自然失業率或NAIRU的估計方法，並討論歸類本文參考文獻所採用的分析方法：

一、純統計方法

(一) 趨勢法

趨勢法(trending methods)係將實際失業率分解為確定趨勢成分 (deterministic trend component) 和循環成分 (cyclical component)，其中確定趨勢成分為自然失業率，循環成分即為殘差值，為循環失業率。假設確定趨勢成分為時間 (t) 的線性函數，可利用最小平方方法估計：

$$u_t = \alpha + \beta t + e_t \quad (1)$$

u 為實際失業率，其中自然失業率為 $\alpha + \beta t$ ，循環失業率為 e_t 。

利用趨勢法估計自然失業率的缺點，包括：無法呈現供給面的衝擊；假設潛在失業成長率為固定；部分的確定趨勢成分被分配到循環成分，將使循環成分有所偏誤（當失業率缺口非定態序列時，表示隨機趨勢並未被消除）。

(二) 單變量濾波法

1. Hodrick – Prescott (HP) 濾波法

Hodrick and Prescott (1997)提出之HP濾波法係在實際值中分解出一較為平滑的恆常序列，估計方式為：

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (u_t - u_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(u_{t+1}^* - u_t^*) - (u_t^* - u_{t-1}^*)]^2 \right\} \quad (2)$$

其中 u 為實際失業率； u^* 為自然失業率； λ 為決定 u^* 平滑度之係數， λ 越大則分解出的序列就越平滑。此法被認定為提供最適統計

配適值的失業率，其主要優點為簡單易用，主要缺點包括：估計結果易受末端樣本值影響；平滑係數為外生給定；忽略失業率與其他經濟變數間的連結（如失業率缺口與通膨率間之關係），使得使用此法所求得的自然失業率未能正確解釋何以長期趨勢可代表自然失業率。在通膨穩定的期間，使用此法可能獲得自然失業率合理的近似值，但在通膨劇烈變動時，自然失業率或可能將有明顯偏誤（見Richardson et. al (2000)）。避開此缺點的簡單方法為選擇可極小化菲利普曲線殘差值的平滑參數值。

2. Watson-Clark之「無法觀察成分模型」

Watson (1986) 與Clark (1987) 使用「無法觀察成分模型」（unobserved component model, 簡稱UC模型）推估潛在產出，此法將實際觀察到的總體經濟變數拆分為趨勢成分和循環成分，給定無法觀察變數特定的動態調整過程，再使用Kalman濾波法進行估計。Claar (2005) 則使用此法推估自然失業率。首先將可觀察到的實際失業率拆分如下：

$$u_t = u_t^p + c_t \quad (3-1)$$

其中 u_t^p 為恆久成分（permanent component）， c_t 為循環成分（cyclical component），這兩個成分彼此不相關。

恆久成分為自然失業率的估計值，並設定其動態調整過程為隨機漫步（random walk）過程：

$$u_t^p = u_{t-1}^p + \eta_t \quad (3-2)$$

暫時循環成分（transitory cyclical component）設定為AR(2)過程：

$$c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \gamma_t \quad (3-3)$$

前述模型參數可由最大似法估計，並使用Kalman濾波法得到自然失業率的估計值。

上述提及，純統計方法的主要問題在於，估計時並不依賴任何的經濟理論，而是使用任意的（arbitrary）假設來區分恆久成分與循環成分。例如，HP濾波法將趨勢成分認定為實際失業率的加權移動平均，Kalman濾波法則假定趨勢成分為隨機漫步過程。由於估計過程中唯一使用到的資訊僅有實際失業率，於是估計得到的自然失業率必然圍繞著實際失業率，而不會有偏離過多的情形。

單變量方法有其缺點，最常討論的是其並無理論基礎（atheoretical），失業率與其他經濟變數間互動關係完全是不確定的。尤其是其未考慮通膨的動態性，因此，無法保證其估計結果可提供解釋通膨行為的實用性。

二、結構法

Blanchard and Quah (1989) 使用長期限制認定的結構化VAR模型進行估計，去除需求面衝擊後的產出，得到潛在產出。King and Morley (2007) 亦使用結構化VAR模型估計自然失業率，該文以產出、物價及

失業率三個變數進行VAR的估計，在給予三個限制：（1）供給面衝擊長期對失業率無影響；（2）需求面衝擊長期對產出和失業率無影響；（3）自然失業率衝擊長期僅對失業率有影響，再利用歷史分解（historical decomposition）去除供給面衝擊和需求面衝擊，得到自然失業率的估計值。鍾經樊、林志宇（2007）運用結構化VAR模型，以1978:Q1至2005:Q4台灣季資料進行實證分析，發現在1996年以前，自然失業率大多低於2.5%；惟自1996年起，自然失業率上升，2001年更達4.0%，至2005年才降至3.0%左右。

三、結合純統計法和結構法

由於單變量濾波法的諸多限制，最近十餘年文獻上陸續出現延伸的多變量濾波法（multivariate filter），且同時結合經濟理論與濾波法，廣為應用。例如，Laxton and Teltow（1992）使用多變量HP濾波法，將菲利普曲線和歐肯法則的殘差項平方項加入第

（2）式HP濾波法中，如（4）式所示。

$$\min\left\{\sum_{t=1}^T (u_t - \hat{u}_t)^2 + \lambda\left(\sum_{t=1}^T [(u_{t+1}^* - \hat{u}_t^*) - (u_t^* - \hat{u}_{t-1}^*)]^2 + \sum_{t=1}^T \beta_t \varepsilon_{\pi,t}^2 + \sum_{t=1}^T \gamma \varepsilon_{u,t}^2\right)\right\} \quad (4)$$

其中 $\varepsilon_{\pi,t}$ 為菲利普曲線的殘差項， $\varepsilon_{u,t}$ 則為歐肯法則的殘差項， β 和 γ 則為外生給定。

Gordon（1997）、Staiger et al.（1997）、Gruen、Pagan and Thompson（1999）、Laubach（2001）、Stephanides（2006）、Gianella et al.（2008）、Kajuth（2010）^{註6}、De la Serve and Lemoine（2011）等則結合UC模型與菲利普曲線模型，在NAIRU為隨機漫步過程的假設下^{註7}，以Kalman濾波法進行系統估計，得到NAIRU估計值。此種設定近年相當盛行，一方面相對簡化及透明，且失業率直接與通膨穩定產生連結。

Apel and Jansson（1999）、Katos, Pallis, and Katsouli（2004）、Fabiani and Mestre（2004）、Lin and Chen（2011）則除了考慮菲利普曲線模型外，進一步加入歐肯法則，結合失業率與產出資訊，以系統估計法同時估計NAIRU與潛在產出。

參、NAIRU實證模型與分析

一、實證模型

本文採用Apel and Jansson (1999) 的系統估計法進行NAIRU的估計，模型包含菲利普曲線、歐肯法則和無法觀察變數 (即NAIRU和潛在產出) 的動態調整過程。藉由這些方程式的連結，本文使用Kalman 濾波法進行NAIRU潛在產出的估計。完整的模型描述如下：

$$\pi_t = \alpha + a(L)\pi_{t-1} + \rho(L)(u_t - u_t^*) + b(L)z_t + \varepsilon_t^\pi \quad (5-1)$$

$$y_t - y_t^* = \phi(L)(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t^{yc} \quad (5-2)$$

$$y_t^* = g_y + y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (5-3)$$

$$u_t^* = g_u + u_{t-1}^* + \varepsilon_t^{u^*} \quad (5-4)$$

$$u_t - u_t^* = \delta(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^*) + \varepsilon_t^{uc} \quad (5-5)$$

其中 π_t 為通膨率； u_t 為失業率， u_t^* 為NAIRU； z_t 為未能事先預期的供給面衝擊 (如實質油價變動)^{註8}； y_t 為實質GDP， y_t^* 為潛在GDP； $a(L)$ 、 $b(L)$ 、 $\rho(L)$ 、 $\phi(L)$ 、 $\delta(L)$ 則為落遲運算子。

(5-1)式係基於Gordon (1997) 所提出的三角菲利普曲線模型 (triangle Phillips model)。原始的菲利普曲線指的是物價或工資變動和需求面因素 (如失業率) 之間的抵換關係，1970年代時再加入了供給面的衝擊以及長期無抵換關係的假設。

Gordon (1997) 提出的三角模型強調影響通膨率的三項因素：慣性 (inertia)、需求面因素和供給面衝擊。一般而言，通膨

具有強烈的慣性，這可能是由於通膨預期、名目契約 (nominal contract) 與資訊不完全 (imperfect information) 等因素所致。因通膨預期的變動較為緩慢，因此，在三角菲利普曲線模型中以通膨的落後期 $a(L)\pi_{t-1}$ 捕捉通膨的慣性。需求面因素以長期失業率缺口 ($u_t - u_t^*$) 為代表。 z_t 則為供給面衝擊。Gordon (1997) 認為在菲利普曲線當中加入供給面的衝擊，目的在於求得「在供給面衝擊不存在的情況之下，維持通膨穩定的失業率」。若忽略了供給面衝擊對通膨造成的影響，則可能會有模型誤設的問題；1970年代部分國家的通膨與失業關係呈現正相關，很可能是供給面衝擊造成 (見Apel and Jansson (1999))。(5-1)式 ρ 理論上應該小於零，隱含正的失業率缺口具有通貨緊縮的效果；反之，負的失業率缺口具有通膨效果。此外，在通膨率 π 為單根 (unit root) 情況下， $a(L)$ 係數和應等於1^{註9}。當 $u_t = u_t^*$ 且 $z_t = 0$ 時，存在均衡自然失業率，將使得通膨趨於穩定。因此，長期NAIRU代表通膨在長期均衡下之失業率^{註10}。

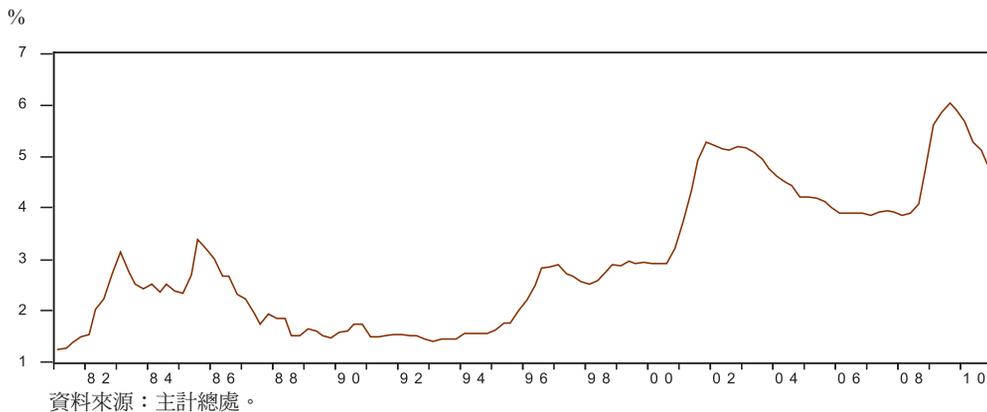
(5-2)式則為歐肯法則，用以描繪產出缺口和失業率缺口之間的關係，理論上 ϕ 應該小於零。除了菲利普曲線刻劃的通膨和失業率之間的關係外，本文進一步利用歐肯法則將失業率和產出連結起來，並在系統內同時

內生估計無法觀察到的NAIRU與潛在產出。

(5-3)式與(5-4)式為潛在產出和NAIRU的動態調整過程。傳統國內外文獻多假設潛在產出服從「含漂移項之隨機漫步過程」(random walk with drift)，而NAIRU則假設為不含漂移項之隨機漫步過程(Gordon (1997)，Apel and Jansson (1999)，Batini and Greenslade (2006)，Lin and Chen (2011))。但Laubach (2001)指出，此

假設應用於美國的實證表現良好，但對其他國家而言則未必適用。Fabiani and Mestre (2004)亦指出，不含漂移項之隨機漫步過程並不適合用於歐元區NAIRU的估計。觀察台灣的失業率資料，1981年至今，失業率呈現趨勢上升的形態(見圖3)^{註11}，包含漂移項似更適合用來刻劃台灣長期NAIRU的動態調整過程，於是本文在(5-4)式當中加入漂移項(g_u)^{註12}。

圖3 台灣經季節調整後之實際失業率



(5-5)式則為循環失業率的短期動態調整過程，如同多數文獻的作法，我們將其設定為AR過程。

(5-1)至(5-5)式當中的參數以及殘差項的變異數皆可利用最大概似估計法進行估計。在Gordon (1997)的原始模型中，僅包含三角菲利普曲線模型和NAIRU之動態調整方程式，在此簡單模型中，使用最大概似估計得到的NAIRU方程式之殘差項變異數常有

過大的情形，於是多數採用Gordon模型進行估計的文獻，皆採用外生給定「信息噪音比」(signal-to-noise ratio)^{註13}的方式來解決此問題，但在較為結構化的系統方程式中，直接使用最大概似法進行估計似乎已無此問題(Apel and Jansson (1999)、Fabiani and Mestre (2004))，於是本文不外生給定信息噪音比，直接以最大概似法估計所有參數^{註14}。

台灣文獻方面，Lin and Chen (2011) 亦使用Apel and Jansson (1999) 的系統估計法估計台灣潛在產出和NAIRU，該文強調台灣的資料多為未季調的時間序列資料，若直接使用Apel and Jansson (1999)的模型，將無法得到合理的估計值。因此，其將潛在產出和NAIRU的動態調整過程設定為考慮季節單根 (seasonal unit root) 後的隨機漫步模型 (見(5-3-1)與(5-4-1)式)：

$$y_t^* = g_y + y_{t-4}^* + \varepsilon_t^{y^*} \quad (5-3-1)$$

$$u_t^* = u_{t-4}^* + \varepsilon_t^{u^*} \quad (5-4-1)$$

本文採用季調實質GDP以及失業率資料^{註15}，主要因：(1) 主計總處定期公布季調資料；(2) Lin and Chen(2011)估計結果，顯示NAIRU走勢和實際失業率過於相近，在2002年之前兩者幾無差異，似乎與直覺想法不合；(3) Lin and Chen(2011)該文未採取季調的資料，估計出的NAIRU卻呈現強烈的季節性；(4) 文獻多以季調後資料進行實證分析，當然這可能是因歐美國家公布的數據多以季調後資料呈現，與台灣之國情不同。

因此，基於上述因素，本文嘗試使用季調資料，並維持Apel and Jansson (1999) 原先設定，以進一步分析是否得到與Lin and Chen (2011) 不同的結果。另如前述，台灣的失業率時間序列長期呈現上升趨勢，因此本文在NAIRU的隨機漫步過程中加入漂移項，此亦為本文與Lin and Chen (2011) 不

同之處。

在上述的模型中，失業率缺口以線性的方式進入菲利普曲線，即失業率缺口以 $u - u^*$ 表示。此設定與大多數文獻相同，但此線性設定有其不盡合理之處。舉例而言，實際失業率為3%且NAIRU為2%，和實際失業率為12%且NAIRU為11%，在線性失業率缺口假定下，兩種情境（失業率缺口皆為1%）對通膨的影響效果相同，然而，實際效果可能不同。本文參考Richardson et al. (2000)的設定方式，以失業率除以NAIRU後再取自然對數（即 $\log(u/u^*)$ ）代表失業率缺口^{註16}，反映失業率缺口變數的非線性特性^{註17}。

此外，為進行穩健性測試 (robustness test)，本文略為修改菲利普曲線和歐肯法則解釋變數皆為失業率缺口同期項的設定，在延伸模型中將失業率缺口的同期項變更為落後1期項（與Fabiani and Mestre (2004) 設定相同）。

最後，本文假定 (5-1) 式 π_{t-1} 的 $a(L)$ 及 (5-5) 式 $(u_{t-1} - u_{t-1}^*)$ 的 $\delta(L)$ 均為落後1期與落後2期，而 $\rho(L)$ 、 $b(L)$ 、 $\phi(L)$ 則設定為落後1期。以狀態空間模型言，上述模型可以矩陣表示如下：

量測方程式 (measurement equation)：

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ u_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & \varphi & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^* \\ (u_t - u_t^*) \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ y_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ 0 \\ \varepsilon_t^{yc} \end{bmatrix} \quad (6-1)$$

其中定義 $\pi_t^1 = \pi_t - \alpha - a_1\pi_{t-1} - a_2\pi_{t-2} - bz_t$ 。

量測方程式中殘差項之變異數-共變異數矩陣為：

$$\begin{bmatrix} (\sigma^\pi)^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & (\sigma^{yc})^2 \end{bmatrix} \quad (6-2)$$

狀態方程式 (state equation)：

$$\begin{bmatrix} u_t^* \\ (u_t - u_t^*) \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ y_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_u \\ 0 \\ 0 \\ g_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \delta_1 & \delta_2 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{t-1}^* \\ (u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ (u_{t-2} - u_{t-2}^*) \\ y_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{u^*} \\ \varepsilon_t^{uc} \\ 0 \\ \varepsilon_t^{y^*} \end{bmatrix} \quad (6-3)$$

狀態方程式中殘差項之變異數-共變異數矩陣為：

$$\begin{bmatrix} (\sigma^{u^*})^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & (\sigma^{uc})^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & (\sigma^{y^*})^2 \end{bmatrix} \quad (6-4)$$

二、實證結果

本文採用1981:Q1-2010:Q4之季資料，實證變數包含實質GDP、消費者物價指數 (CPI)、失業率和西德州中級原油價格。資料處理方面，除失業率外所有變數皆取自然對數；實質GDP和失業率係直接取自主計總處公布之季調序列資料，通膨率為CPI取

自然對數後對前4期差分；實質油價則經CPI調整並標準化^{註18}。

在進行最大概似估計前，需先給定各參數的起始值。本文先使用Hodrick-Prescott濾波法求得實質GDP對數值和失業率的平滑值後，將其作為潛在產出對數值和NAIRU的替代變數，再以普通最小平方法 (OLS) 進行迴歸分析後，將得到的估計參數作為起始值。

在線性失業率缺口假定下，模型 I 表示基準模型，模型 II 則為失業率缺口為落後1期的情形。在非線性失業率缺口假定下，模型 III 表示基準模型，模型 IV 則為失業率缺口為落後1期的情形。

(一) 線性失業率缺口假定

表1顯示估計係數的符號皆符合理論預期。不論是模型 I 或是模型 II，菲利普曲線中失業率缺口的估計係數 (ρ) 皆統計顯著，惟模型II的歐肯係數 (ϕ) 統計並不顯著，且模型II估計參數 σ^{yc} 及 σ^{y^*} 之z檢定統計量p值均為1，有違常理，因此，模型II分析結果較不具參考價值。此外，因本文通膨率 π 為無單根的I(0)序列，因此菲利普曲線非用 $\Delta \pi$ ，而 $a1$ 與 $a2$ 係數和是否應等於1，似有爭論，不過，Lin and Chen (2011)亦得到 π 的落後項係數和不等於1的結論^{註19}。

表1 線性失業率缺口假定下之模型估計結果

估計參數	模型 I (基準模型)		模型 II	
α	0.57	(0.03)**	0.57	(0.03)**
a_1	0.64	(0.00)***	0.66	(0.00)***
a_2	0.01	(0.89)	-0.01	(0.90)
ρ	-0.51	(0.02)**	-0.46	(0.01)**
b	0.47	(0.30)	0.63	(0.17)
ϕ	-0.03	(0.00)***	-0.01	(0.11)
δ_1	1.52	(0.00)***	1.51	(0.00)***
δ_2	-0.57	(0.00)***	-0.56	(0.00)***
g_y	0.03	(0.02)**	0.02	(0.00)***
g_μ	0.01	(0.00)***	0.01	(0.00)***
σ^π	0.94	(0.39)	0.96	(0.53)
σ^{yc}	0.004	(0.00)***	0.00	(1.00)
σ^{y^*}	0.06	(0.00)***	0.00	(1.00)
σ^{μ^*}	0.17	(0.00)***	0.18	(0.00)***
σ^{μ^c}	0.02	(0.00)***	0.02	(0.00)***
Log Likelihood	169.53		160.75	

註：括號內皆為z檢定統計量p值，「*」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為線性失業率缺口假定下，NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口估計值的趨勢圖。由圖3可得到三個結論：

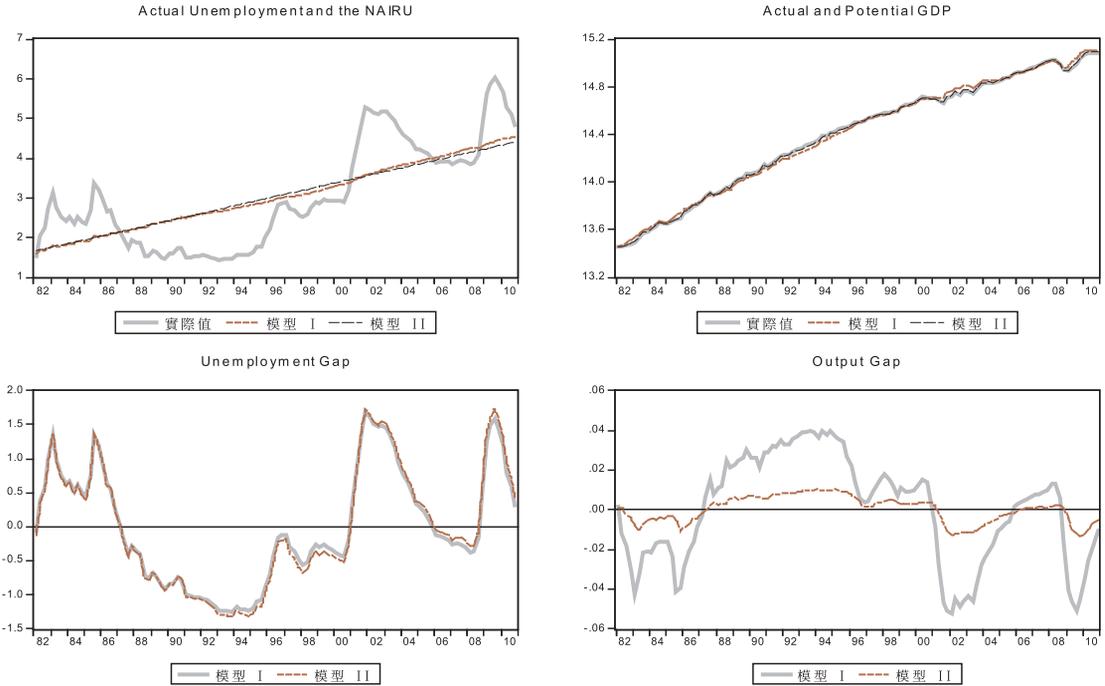
1. 模型 I和模型 II的NAIRU估計結果相當一致，NAIRU於1982年至2010年呈現緩升的趨勢，且上升的速率十分穩定。1982年之NAIRU估計值約為1.7%，2010年第4季則上升至4.4%。由失業率缺口和產出缺口的估計結果觀之，大致與實際景氣變動吻合。

2. 1987年至1997年實際失業率低於NAIRU，失業率缺口為負，此結果與Lin and Chen (2011)的結果十分類似。但Lin and

Chen (2011)估計得到的失業率缺口在2000年後開始轉正，且缺口不斷擴大；本文估計之失業率缺口亦在2000年後開始轉正，但在2001年第4季達到區間高點後缺口即開始縮小，至2008年金融海嘯後才又開始擴大，並於2009年第3季達到高點。兩相比較，顯示本文估得之失業率缺口與實際景氣變動較為吻合。

3. 模型 II產出缺口的估計值走勢雖和模型 I一致，但缺口規模卻比模型 I小，這可能是因為模型 II之歐肯係數不顯著所致。

圖4 線性失業率缺口假定下—NAIRU、潛在產出對數值、失業率缺口和產出缺口



(二) 非線性失業率缺口假定

表2列出非線性失業率缺口假定下，模型參數估計的結果。各參數的正負符號和顯著性大致上與前述的模型相同，其中歐肯法則中，失業率缺口的係數不論是在模型 III或模型 IV皆統計顯著。

圖5為非線性失業率缺口假定下，NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口估計值的趨勢圖。由圖4可知：

1. 實證結果顯示，1981年時NAIRU的估計值約為1.8%，2010年第4季則上升至4.6%，與線性失業率缺口假定下，估計的結果大致相同，且1987至1996年期間，NAIRU亦大於實際失業率。

2. 與線性失業率缺口設定模型相較，樣本期間內NAIRU的調整過程明顯不同。非線性設定下的NAIRU估計值並非以穩定的速度上升，1995年第3季、2000年第3季和2008年第3季NAIRU皆明顯的大幅上升。其中1995年第3季發生台海飛彈危機，2000年第3季發生全球科技泡沫破滅及美國911事件，2008年第3季則爆發全球金融風暴。至於1985年第3季則因二次石油危機復甦期，NAIRU估計值明顯下降，其餘期間則無明顯的變動。

值得一提的是，2000年第3季和2008年第3季時，受危機影響，失業率缺口皆明顯提高，如圖5圓圈所示，危機後雖可藉由寬鬆貨幣政策降低缺口，惟NAIRU上升後卻不

易再降至危機前水準。NAIRU易升難降的特性，非貨幣政策所能控制，而需藉由擬定合宜的長期產業、勞動與教育政策，才足以因應NAIRU攀高問題。

3. 在非線性失業率缺口假定下，得到樣

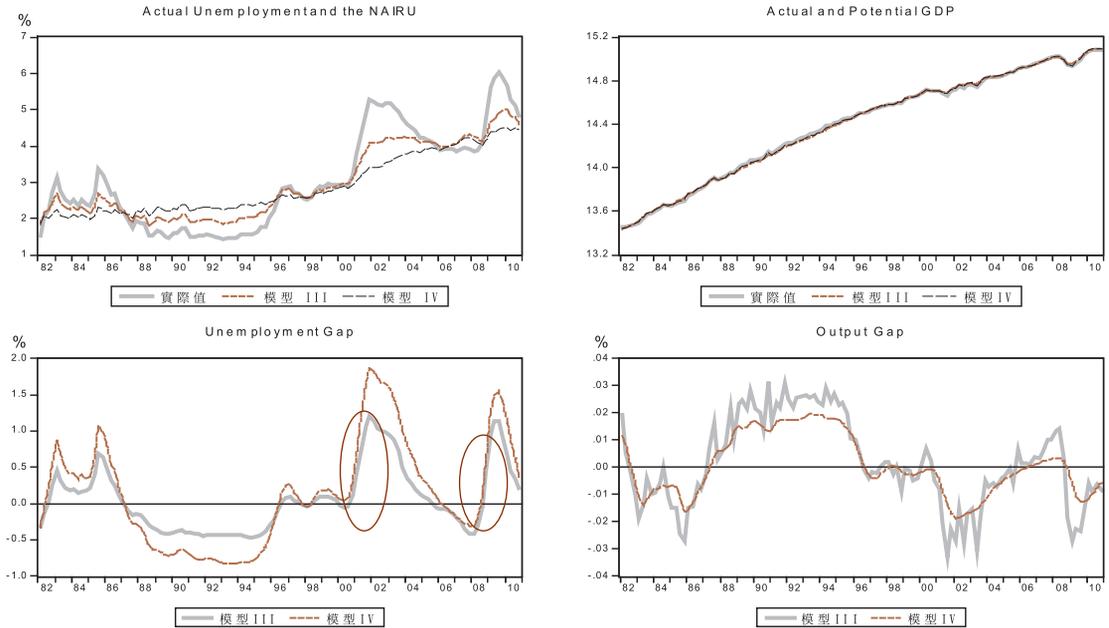
本期間內正的失業率缺口明顯大於負的失業率缺口。此顯示在景氣較差時，實際失業率遠高於NAIRU，意謂擴張性政策有降低循環性失業的空間；但另一方面，在景氣較熱絡時，實際失業率低於NAIRU的幅度卻較小。

表2 非線性失業率缺口假定下之模型估計結果

估計參數	模型 III (基準模型)		模型 IV	
α	0.56	(0.10)	0.64	(0.03)**
a_1	0.62	(0.00)***	0.62	(0.00)***
a_2	0.00	(0.97)	-0.02	(0.84)
ρ	-3.18	(0.07)*	-1.88	(0.01)**
b	0.52	(0.31)	0.56	(0.07)*
ϕ	-0.10	(0.00)***	-0.04	(0.00)***
δ_1	1.38	(0.00)***	1.61	(0.00)***
δ_2	-0.43	(0.00)***	-0.65	(0.00)***
g_y	0.01	(0.36)	0.01	(0.28)
g_μ	0.01	(0.00)***	0.01	(0.00)***
σ^π	1.01	(0.00)***	0.94	(0.35)
σ^{yc}	0.007	(0.00)***	0.00	(0.11)
σ^{y^*}	0.06	(0.00)***	0.04	(0.00)***
σ^{u^*}	0.04	(0.00)***	0.05	(0.00)***
σ^{uc}	0.01	(0.00)***	0.02	(0.00)***
Log Likelihood	271.83		276.56	

註：括號內皆為z檢定統計量p值，「*」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 非線性失業率缺口假定下—NAIRU、潛在GDP、失業率缺口和產出缺口



三、模型預測績效與相關性

失業率缺口最重要的功能在於提供通膨的訊息，於是本文利用各模型對通膨的預測績效進行分析比較。首先我們使用狀態空間模型中的多期預測(multi-step ahead forecasting)得到通膨的預測值，再利用 Diebold and Mariano (1995) 提出的「預測比較檢定」(forecast comparison test) 與 Theil U 不等係數評估模型的預測績效差異^{註20}，並分析不同模型的失業率缺口和通膨率之相關性。

由於失業率缺口是否落後1期在文獻上

作法不一，本文嘗試同時估計兩種作法，結果差異不大，驗證了本文模型的穩健性。實際上，本文較關注模型I與模型III之實證績效。因此，為簡化分析起見，本節以基準模型I與模型III分別代表線性失業率缺口假定和非線性失業率缺口假定之下進行模型預測績效與相關性之比較。

表3顯示向前預測期數為1至4期時，Diebold-Mariano檢定的結果皆不顯著，表示兩模型之預測績效差異不大。表4則說明當向前預測期數為1至4期時，線性失業率缺口假定下的Theil U不等係數略低，顯示線性失業率缺口假定下之模型預測績效略佳。

表3 Diebold-Mariano之預測比較檢定

預測期數	Test Statistic	P Value
1	-1.1860	0.8822
2	-1.0975	0.8638
3	-1.2584	0.8959
4	-1.2317	0.8910

資料來源：本研究。

表4 Theil U 不等係數

預測期數	線性失業率缺口假定	非線性失業率缺口假定
1	0.2055	0.2143
2	0.2109	0.2208
3	0.2115	0.2199
4	0.2206	0.2319

資料來源：本研究。

由圖6可看出，線性與非線性失業率缺口和通膨率之間的關係相當密切，當缺口為負時，通膨有上升的壓力，而缺口為正時通膨則有下降的壓力。無論是在線性或非線性失業率缺口的假定下，大部分樣本期間失業率缺口可解釋通膨率的變化。表5則列出失

業率缺口和通膨率之間同期與跨期相關係數，結果顯示，無論失業率缺口落後期數為0或1~3期，非線性失業率缺口假定所估計的失業率缺口和通膨率之跨期相關係數的絕對值均較大，顯示非線性失業率缺口與通膨率相關性較高。

圖6 失業率缺口和實際通膨率

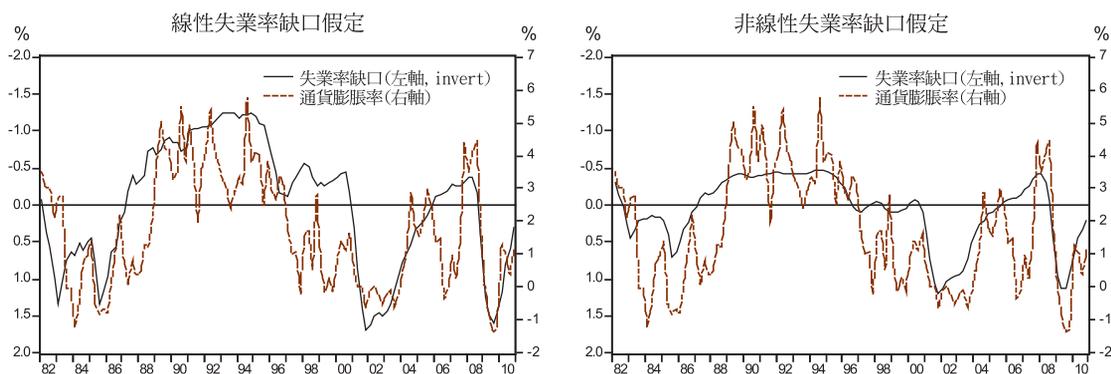


表5 失業率缺口與通膨率間之相關係數

失業率缺口落後期數	線性失業率缺口假定	非線性失業率缺口假定
0	-0.6986	-0.7321
1	-0.7008	-0.7462
2	-0.6841	-0.7203
3	-0.6506	-0.6577

資料來源：本研究。

綜合上述說明可知，模型的「預測比較檢定」(forecast comparison test)顯示線性和非線性失業率缺口假定下模型之預測績效並無顯著差異；Theil U不等係數說明線性失業率缺口假定下模型預測績效略佳；相關性則以非線性失業率缺口假定下之模型略勝一籌。此外，圖7畫出1期預測下各模型的通膨

率配適值（與4期預測結果差異亦不大），由圖中似也看不出兩者有明顯差異。因此，綜合來說，似無法明確指出，何者模型最佳。

最後，圖8畫出線性和非線性失業率缺口假定下模型所估得的NAIRU和其信賴區間。

圖7 模型配適值

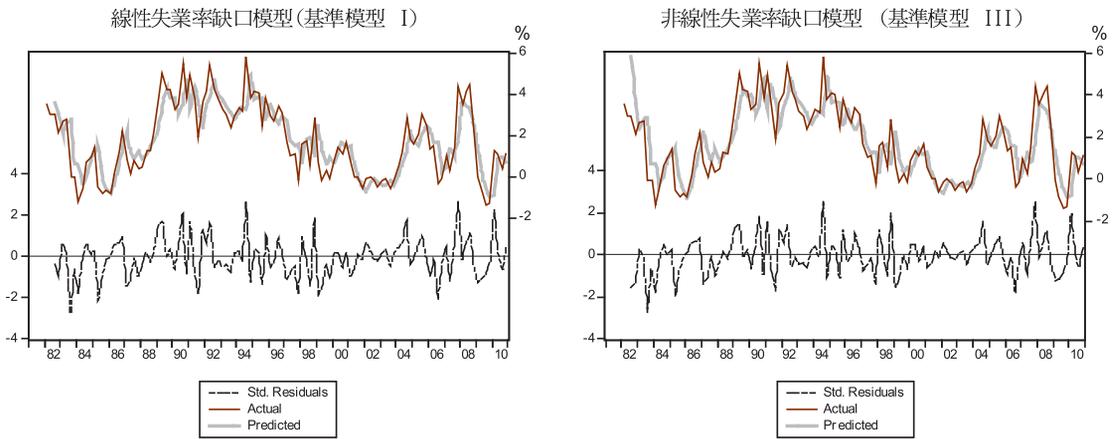
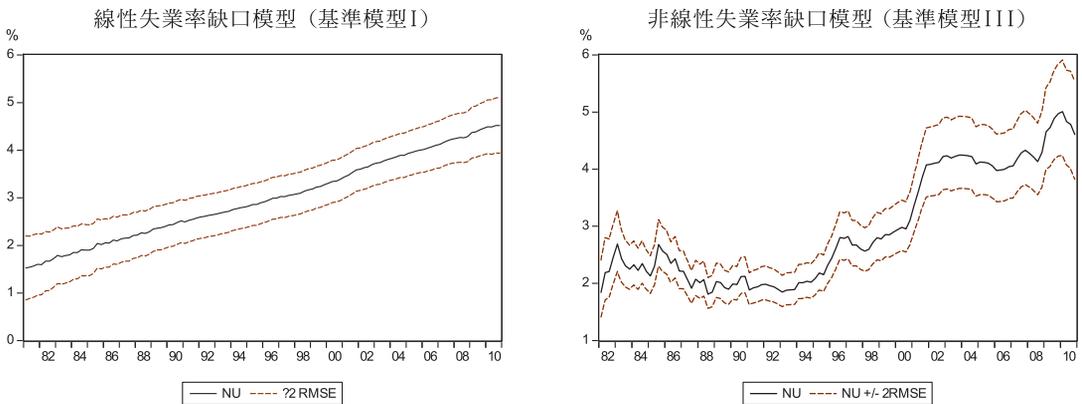


圖8 NAIRU走勢及其信賴區間



肆、影響NAIRU變動可能原因之實證分析

由圖9可知，線性失業率缺口和非線性失業率缺口假定下之NAIRU估計值及實際失業率的趨勢圖，顯示長期而言，NAIRU隨實際失業率呈現逐漸上升的走勢。透過對實際失業率的分解，表6顯示自2001年以來，除2006至2008年外，NAIRU大都低於實際失業率，且NAIRU相對實際失業率比率均相對偏高，此意味著擴張性貨幣政策或許可以降低景氣不佳所造成的短期循環性失業，然而，長期效果有侷限性。以2009與2010

年為例，NAIRU相對實際失業率比率約為75%~92%，顯示摩擦性失業與結構性失業為主要部分^{註21}，也就是說擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策無法將失業率降至NAIRU以下的水準，且當實際失業率愈趨近NAIRU，持續擴張貨幣只會引發通膨加速。因此，未來降低失業率的政策目標可能必須多關注在降低NAIRU（或摩擦性與結構性失業）之上。

圖9 線性與非線性失業率缺口假定下之NAIRU估計值

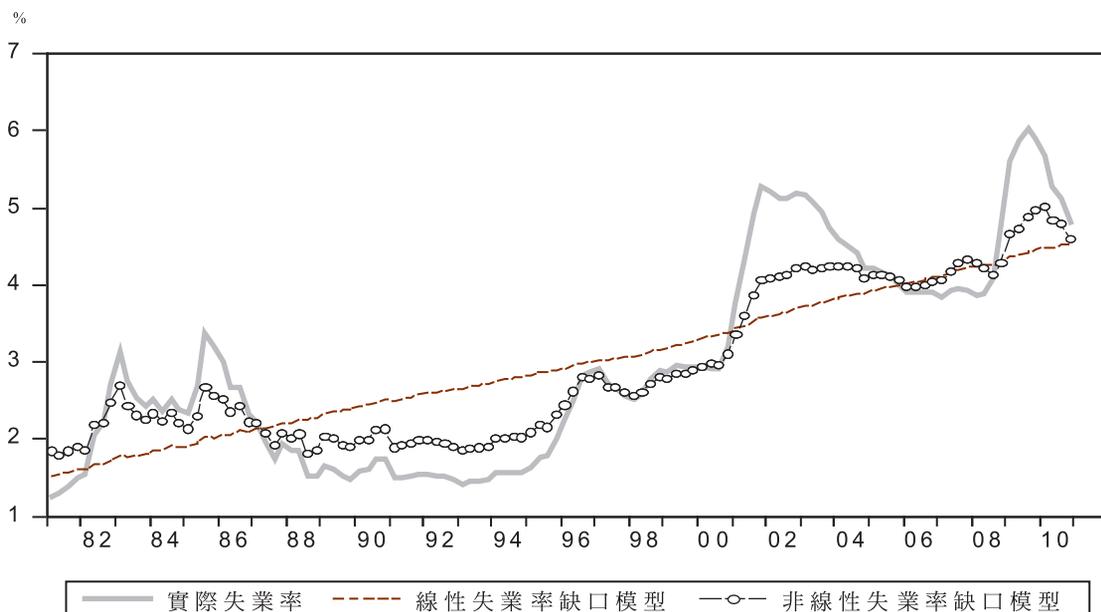


表6 兩模型下NAIRU估計值及其相對實際失業率之比率

單位: %

西元(年)	實際失業率 (1)	模型I		模型III	
		NAIRU (2)	比重 (2)*100/(1)	NAIRU (3)	比重 (3)*100/(1)
2001	4.57	3.51	76.7	3.73	81.5
2002	5.17	3.64	70.5	4.13	79.9
2003	4.99	3.76	75.4	4.23	84.7
2004	4.44	3.87	87.1	4.20	94.5
2005	4.13	3.97	96.0	4.10	99.3
2006	3.91	4.06	103.8	4.00	102.3
2007	3.91	4.18	106.9	4.21	107.8
2008	4.14	4.26	103.0	4.23	102.1
2009	5.85	4.41	75.4	4.81	82.3
2010	5.21	4.50	86.4	4.81	92.3

資料來源: 本研究整理。

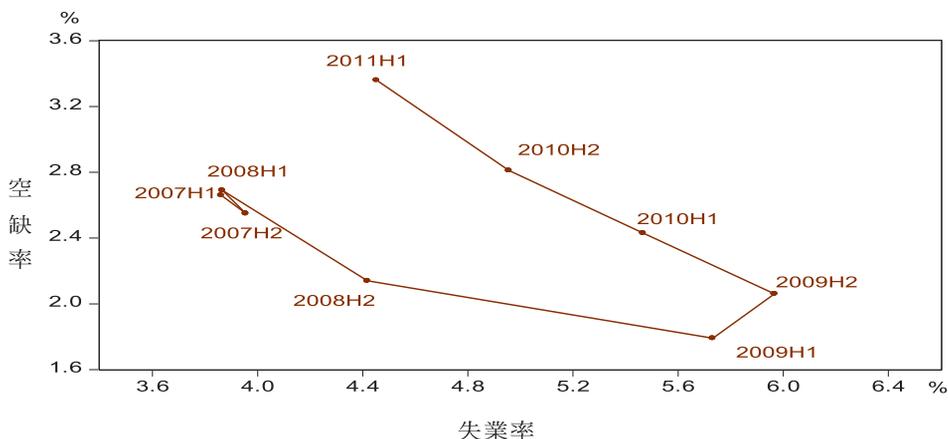
有關國內外文獻討論影響NAIRU（或自然失業率）變動走勢之可能因素分析並不多見。Johnson and Layard（1986）指出，結構移轉（structural shifts）^{註22}、接受工作的意願^{註23}、制度面因素（如就業保護法、最低工資等）等可能影響自然失業率。King and Morley（2007）則先以結構性VAR模型估計自然失業率，然後再從勞動市場搜尋理論（search theory），進一步分析發現實質失業給付（real unemployment benefit）、實質工資及勞動市場部門就業移轉（sectoral shifts）^{註24}等變數對自然失業率影響係數均為正且統計顯著。Gianella et al.（2008）則運用兩階段估計方法，先以SSM估計23個OECD國家的NAIRU，然後再以追蹤資料（panel data）分析影響NAIRU的結構性因素^{註25}。目前從OECD資料庫可獲得大部分的結構性變數資料，包括：長期實質利

率、失業給付替代率（unemployment benefit replacement ratio）^{註26}、稅楔（tax wedge）^{註27}、工會會員密度（union density）^{註28}等。其實證研究發現，長期實質利率、失業給付替代率、稅楔及工會會員密度等對NAIRU變動影響均為正，且統計顯著。

由上述說明可知，影響NAIRU的因素相當多，而各國因勞動市場發展、產業結構變遷、社會福利制度等不同，亦可能影響各國NAIRU的變化。其中，值得注意的是，產業結構轉變、區域發展的消長或生產技術創新過程中，勞動者的技能不能配合市場需求，而導致求才者與求職者間不能配合所造成之失業情況，此時失業率與空缺率（vacancy rate）兩者並存，將呈現失配（mismatch）現象。以主計總處目前每半年公布一次的空缺率資料（圖10）可知，自2009年下半年起，失業率持續走低，而全體產業及製造業

空缺率反向走高，顯示近年兩者呈現負相關，符合經濟學家所稱的「貝佛里齊曲線」(Beveridge curve) 型態。

圖10 台灣之貝佛里齊曲線



資料來源: 行政院勞工委員會統計資料庫。

雖然國外文獻討論影響NAIRU的變數很多，惟考量台灣國情的不同^{註29}，本文簡化說明可能影響NAIRU變動的因素如下：

1. 產業結構與人力結構調整之差異

產業結構調整過程中，人力結構調整經常落在產業結構調整之後，造成結構性失業。至於產業結構調整而言，長久以來，服務業GDP比重持續增加，且遠高於工業與農業，在經濟發展過程中舉足輕重，惟近年服務業就業比重增加較緩，顯示服務業不易吸納傳統產業釋出之低技術人力，因此創造就業的效果相對有限^{註30}。陳畊麗（2002）指出，造成結構性失業攀升的重要原因之一，即為服務業與ICT產業新創就業效果不足，無法完全吸納其他產業人力。本文以「服務業GDP比重與其就業比重之差距」做為產業

結構與人力結構調整差異的代理變數^{註31}，當兩者差距愈大，表示服務業吸納其他產業人力不足，將造成NAIRU增加。

2. 長期實質利率

長期實質利率代表廠商的資本成本，資本成本愈高將使得廠商生產成本愈高，減少雇用勞工的壓力也愈大，因此，長期實質利率與NAIRU為同向關係。

3. 勞動市場部門就業移轉

若偏好、技術及相對要素價格改變，將使得產業的勞動需求快速移轉。此舉將造成勞動市場不確定提高，勞工與雇主搜尋成本均增加，使得摩擦性失業提高。因摩擦性失業屬於自然失業的一部分，因此，勞動市場部門就業移轉與NAIRU應為同向關係。

4. 海外生產比重

受到全球化競爭及中國大陸的磁吸效應等因素影響，2001年後高科技產業紛紛到中國大陸投資設廠，國內產業結構持續朝向資本技術密集發展，台灣接單、海外生產比重愈高^{註32}，使得國內就業機會減少，NAIRU將上升。

5. 實質失業給付

實質失業給付增加^{註33}，將降低勞工尋找工作的成本，其他情況不變下，將使得勞工願意花更多時間尋找更佳的工作。因此，實質失業給付與NAIRU兩者應為同向變動。

6. 雇主成本負擔

實質薪資與勞保費支出負擔均影響雇主雇用勞工之意願，其中工業與服務業實質薪資增加，將減少廠商雇用勞工；而平均勞保費支出占工業與服務業平均薪資比率，此變數類似文獻上討論的「稅楔」概念，當其比率愈高，表示廠商可能減少額外雇用人力^{註34}。實質薪資與勞保費支出負擔增加，均可能使NAIRU上升。

因為模型I估計得到的NAIRU呈現溫和走高趨勢，看不出有明顯變化，而模型III估計得到的NAIRU走勢變化較為活潑明顯，因此本文以模型III的NAIRU估計值做為討論重心。再者，由於估計出來的NAIRU為隨機漫步過程，隱含其為I(1)變數，故被解釋變數以一階差分處理^{註35}。因為本文估計出來的NAIRU為不可觀察的再造變數(generated regressor)，有測量誤差(measurement error)

問題，故不能與其他可觀察變數一起作單根檢定與共整合分析。職此之故，本文以普通最小平方估計法(OLS)進行迴歸分析。

由於海外生產比重與失業給付資料始自1999年第1季，因此本節實證資料期間為1999:Q1至2010:Q4。至於本節選取的解釋變數名稱、代碼、意義及資料來源，請參見附錄一說明。有關各變數(未經季調)的走勢圖詳附錄二。由附錄二可知，服務業GDP比重與其就業比重之差距、實質工資與平均勞保費支出占平均薪資比率三者均呈現明顯季節性，因此迴歸分析時，這三個變數均利用Census X12方法進行季節調整。

從表7的(7-1)式可知，服務業GDP比重與其就業比重之差距(DIFF_SA)、長期實質利率(REAL_INT)、海外生產比重(OPR)及勞動市場部門就業移轉(SECTORAL_SHIFT)之增加，均可明顯使得NAIRU上升的幅度加快。(7-2)式與(7-4)式分別額外加入實質失業給付(LR_PER_REAL_BENEFIT)與平均勞保費支出占平均薪資比率(INSUR_WAGE_SA)解釋變數，雖然兩解釋變數影響符號均為正，但統計不顯著。(7-3)式則額外加入實質工資(LREAL_WAGE_SA)解釋變數，惟影響符號為負，與理論符號相反，且統計不顯著，顯示NAIRU也不會因此而提高。而服務業GDP比重與其就業比重之差距、長期實質利率及勞動市場部門就業移轉

等變數仍維持統計顯著。至於海外生產比重變數方面，除（7-3）式在10%顯著水準下不顯著外，在（7-2）式與（7-4）式仍維持統計顯著。

與國外文獻重要實證結果比較，本文發現：

1. 長期實質利率影響係數與King and Morley (2007) 及Gianella et al. (2008) 得到的結果一致，符號均為正且統計顯著。

2. 勞動市場部門就業移轉影響係數與

King and Morley (2007) 得到的結果相同，符號均為正且統計顯著，且勞動市場部門就業移轉的估計係數均為所有解釋變數估計係數中最大，顯示當就業市場不確定性增加，可能使得摩擦性失業提高，造成NAIRU上升速度加快。

3. 實質失業給付影響係數雖然與King and Morley (2007) 相同，均為正號，惟本文得到統計不顯著的結果。

表7 影響NAIRU變動因素之實證結果

	D(NAIRU)			
	(7-1)式	(7-2)式	(7-3)式	(7-4)式
Constant	-0.346 (0.00)***	-0.572 (0.02)**	3.976 (0.52)	-0.359 (0.03)**
DIFF_SA	0.029 (0.00)***	0.029 (0.00)***	0.026 (0.02)**	0.029 (0.00)***
REAL_INT	0.021 (0.04)**	0.023 (0.03)**	0.020 (0.06)*	0.021 (0.07)*
SECTORAL_SHIFT	0.111 (0.02)**	0.108 (0.02)**	0.106 (0.02)**	0.126 (0.01)***
OPR	0.003 (0.03)**	0.003 (0.06)*	0.002 (0.20)	0.003 (0.06)*
LR_PER_REAL_BENEFIT		0.081 (0.32)		
LREAL_WAGE_SA			-0.400 (0.48)	
INSUR_WAGE_SA				0.004 (0.92)
Adjusted R-squared	0.427	0.427	0.420	0.413
S.E. of Regression	0.082	0.082	0.082	0.083
Durbin-Watson Stat	1.69	1.77	1.59	1.68

D代表一階差分項。括弧代表P值。***、**及*分別代表1%、5%與10%統計顯著。

變數名稱說明：

NAIRU：模型III得到的NAIRU估計值。

DIFF_SA：服務業GDP比重減去服務業就業比重(季調)。

REAL_INT：五大銀行1年期平均存款利率減去CPI年增率。

OPR：外銷訂單海外生產比重。

SECTORAL_SHIFT：勞動市場部門就業移轉。

LR_PER_REAL_BENEFIT：平均實質失業給付的自然對數值。

LREAL_WAGE_SA：工業與服務業實質工資的自然對數值(季調)。

INSUR_WAGE_SA：平均勞保費支出占工業與服務業平均薪資比率(季調)。

伍、結論與建議

一、主要結論

本文採用1981:Q1-2010:Q4之季資料，建立包括菲利普曲線與歐肯法則之狀態空間模型，估計無法觀察到的NAIRU。實證結果獲得下列主要結論：

1. 在線性失業率缺口假定下，NAIRU大致呈緩慢走升且趨勢向上的走勢，而非線性失業率缺口設定下，雖然NAIRU長期趨勢向上，但調整過程明顯不同，1995年第3季、2000年第3季和2008年第3季NAIRU皆明顯的大幅上升而1985年第3季則明顯下降。

2. 在非線性失業率缺口假定下，樣本期間內正的失業率缺口明顯大於負的失業率缺口，且與線性失業率缺口假定相似，在1987至1996年期間，失業率缺口為負。

3. 比較線性和非線性失業率缺口假定對通膨的預測績效，本文運用Diebold-Mariano的「預測比較檢定」顯示兩者之預測績效並無顯著差異；Theil U不等係數說明線性失業率缺口假定的預測績效略佳，但非線性失業率缺口假定估計得到的失業率缺口和通膨率之相關性較高。因此，似無法明確指出，何者模型較佳。

4. 觀察線性和非線性失業率缺口與實際通膨率關係，發現絕大部分樣本期間失業率缺口均可合理解釋通膨率的變化。

以本文線性失業率缺口假定下的實證結

果與Lin and Chen (2011) 相較，可發現相似之處在於：(1) 樣本末端點之NAIRU估計值，較1980年代初期NAIRU值約略高3個百分點；(2) 1987年至1997年實際失業率低於NAIRU，失業率缺口為負。

相異之處在於：(1) 本文估得之NAIRU於1982年至2010年呈現緩升的趨勢，且上升的速率平穩，而Lin and Chen (2011) 得到的NAIRU則較為貼近實際失業率；(2) 本文得到的失業率缺口顯示與實際景氣變動較為吻合，而Lin and Chen (2011) 得到的失業率缺口在2000年後開始轉正，且缺口不斷擴大。

二、政策意涵與建議

根據本文實證結果顯示，最近兩年NAIRU相對實際失業率之比率約介於75~92%，就政策意涵而言，此意味著摩擦性失業與結構性失業為主要部分，擴張性貨幣政策或許可以降低景氣不佳所造成的短期循環性失業，然而，長期效果可能有限。換言之，擴張性財政政策或寬鬆性貨幣政策無法將失業率降至NAIRU以下的水準，且當實際失業率愈趨近NAIRU，持續擴張貨幣只會引發通膨加速。

本文實證結果得到長期實質利率與NAIRU變動的正向關係，此僅是說明若廠商資金成本愈高，愈可能減少雇用勞工而已，

並不能擴大解讀央行採行緊縮貨幣政策為造成NAIRU提高原因之一。貨幣政策主要最終目標在於維持物價與金融穩定，在此目標範圍內協助經濟成長，降低失業率。實際上，本文發現國內失業率較高主要為結構性問題，非單靠貨幣政策即可解決，欲降低長期失業率問題，仍應就勞動市場結構調整著手。

從2001年網路泡沫及2008年的全球金融風暴的經驗看來，若政府僅提出短期促進就業方案，絕對難以解決台灣失業率攀升的問題，職此之故，政府未來必須擬訂合宜的長期產業、勞動與教育政策，才足以因應NAIRU攀高問題。

為瞭解影響NAIRU變動之原因，本文進一步以非線性失業率缺口假定下之模型估得之NAIRU變動量作為被解釋變數，利用1999:Q1-2010:Q4之季資料，採取普通最小平方估計法（OLS）分析影響NAIRU變動的因素。本文發現服務業吸納就業能力不足、實質長期利率提高、勞動市場部門就業移轉上升、海外生產比重提高，均可能使得台灣NAIRU上升速度加快。根據NAIRU變動影響因素之實證分析結果，以下進一步說明解決現階段NAIRU偏高問題之政策建議：

(一) 提高就業媒合率，加強失業者職能訓練，以促進人力資源和產業勞動需求的配合

1. 針對實證分析得到產業勞動需求快速

移轉，造成勞動市場不確定性提高，使得摩擦性失業上升，NAIRU提高的現象，政府應建立就業媒合平台，提高就業媒合率。具體作法之一為在媒合平台上建立人力供需雙方具備的專長及有興趣領域的資料庫，提高勞動市場供需資訊的對稱性。

2. 政府應加強人力資本投資，而教育政策也必須配合產業及就業市場需要做因應調整，俾人盡其才，各得其所。

3. 針對結構性失業，政府應加強失業者培訓體系，提高勞工的就業能力。具體作法為加強失業者職業訓練與第二專長訓練計畫，並提供失業者訓練津貼，讓其早日再投入就業市場。

4. 強化產官學合作，掌握新興產業多樣化人才需求，善用資策會等政府培訓資源，提升人力素質^{註36}。

(二) 發展能創造就業之服務業

針對實證結果顯示，服務業吸納就業能力的不足，為造成NAIRU上升幅度加快的原因，政府宜積極發展能創造就業之服務業。服務業屬內需型產業，較不受國際景氣波動影響，為創造就業的最大部門，政府應輔導其健全發展。而現階段努力目標為，加強就業密集傾向（等於就業比重/附加價值比重）較高的服務業發展，如住宿與餐飲業、運輸運輸、倉儲及通信業，以及專業、科學及技術服務業等。其次，推動服務業就業形式的創新，並發展新興服務業^{註37}，以提供更多就

業機會。

(三) 積極引導台商回台及外資來台投資

有鑑於實證結果顯示，海外生產比重提高，可能使NAIRU走升幅度加快，政府應改善國內投資環境，積極引導台商將海外賺到的利潤匯回台灣投資，以及鼓勵外資來台投資與刺激國內民間投資，以創造更多持久性的就業機會。

三、未來研究方向

國外大部分有關NAIRU的實證研究中，用來解釋通膨率的方程式，通常是發端於Gordon（1997）的三角模型。該模型已結合「供給面衝擊」和「長期無抵換性」，且通膨預期以慣性（inertia）來表示，即以其通膨落後期作為通膨預期的替代變數。

本文建立的菲利普曲線，非完全為封閉經濟體系的設定，主要係因在供給面干擾項

中已加入國際油價變數，以捕捉全球農工原料價格變動對我國通膨的影響。儘管如此，未來或可參考李秀雲（2005）乙文嘗試加入貿易條件等變數，以彰顯台灣為開放經濟的特點。

其次，三角模型認為通膨率與失業率缺口間為線性關係，即估計係數為線性的。然而，台灣經濟的結構轉型和勞動市場發展，線性模型可能無法解釋通膨率與失業率缺口之間的變動關係，換言之，建構非線性門檻模型（threshold model）的菲利普曲線將是未來可能的研究方向。

此外，根據統計資料顯示，台灣似存在景氣轉壞，失業率快速增加，而景氣轉佳，失業率卻無法等速降低的現象^{註38}，此種經濟成長與失業率非線性的歐肯法則，也是未來可以繼續研究的課題。

註 釋

- (註1) 另外，NAIRU和自然失業率是否同義，文獻上並無定論。Barro and Gordon(1981)、Ball and Mankiw、吳中書和林金龍(2002)等認為兩者同義；Estrella and Mishkin (1998)、Walsh (1998)等則認為NAIRU與自然失業率二者為不同的概念。本文不擬討論NAIRU和自然失業率是否相同。
- (註2) 若長期NAIRU為固定不變數值，隱含菲利普曲線為垂直線，此時失業率維持在自然失業率上。
- (註3) 請參閱Okun (1962)之說明。
- (註4) 以失業率趨勢以及一般常用之ADF檢定來看，台灣的失業率亦不拒絕單根的存在(顯著水準為0.44)。本文參考之文獻當中，Gordon (1997)、Apel and Jansson (1999)視NAIRU為I(1)，Laubach (2001)、Fabiani and Mestre更將NAIRU視為I(2)數列。基於本文參考之多數文獻皆指出NAIRU為非定態數列，因此本文直接假設其非定態的特性。
- (註5) 該文的實質GDP及失業率使用季節單根 (seasonal unit root) 加上AR(4)設定。
- (註6) Kajuth (2010) 較特別的是其認為通膨率可能包含趨勢成分，而此未受循環失業率波動影響，因此其作法為以趨勢通膨率為另一未觀察到變數，其二其考慮失業率缺口與通膨率缺口的潛在內生性問題，因此讓兩者受相同變數影響。
- (註7) 差別在於有些文獻NAIRU設定有包含漂移項 (drift)，且設定漂移項為隨機過程 (stochastic process)，而有些文獻則無。
- (註8) 本文亦曾參酌其他文獻，嘗試使用進口物價、實質有效匯率和生產力指數等變數作為供給面衝擊的代理變數，惟效果不佳。
- (註9) 見Apel and Jansson (1999)，Batini and Greenslade (2006)。大部分國外文獻實證估計菲利普曲線時，多令(5-1)式之等號左邊為 $\Delta \pi$ ，右邊的通膨率落後項亦取差分，也未檢定a(L)係數和是否應等於1。
- (註10) Batini and Greenslade (2006)由長期NAIRU推導出短期NAIRU，見該文第35頁之第(6)式。
- (註11) 雖然少部分期間失業率呈下降走勢(如2002至2008年及2010年等)，惟拉長來看，失業率仍呈上升趨勢。
- (註12) 至於漂移項本身應為一常數，或是為一呈隨機漫步走勢的隨機過程 (stochastic process)，文獻並無定論。若為前者，則此模型稱為local level model；反之則為local trend model。不同於Fabiani and Mestre (2004)，本文採用local level model，亦即漂移項為一常數而非隨機過程。
- (註13) 為狀態方程式和量測方程式殘差項變異數之比率。給定此一比率，便可限定NAIRU的平滑程度。
- (註14) 本文亦曾嘗試自行給定信息噪音比，惟未能得到較佳的結果。
- (註15) 誠然，使用季節調整資料有其缺點，包括平滑與過濾過程可能剔除原始資料的結構特性，並引入扭曲的噪音；此外，使用非季調失業資料，可直接與實際失業率或失業人數連結。
- (註16) Debelle and Laxton (1997)指出，線性失業率缺口設定並不合理，因此其改用 $(u^* - u) / u$ 代表非線性失業率缺口，估計澳洲的NAIRU。
- (註17) 此處失業率缺口「變數」係非線性，但「估計係數」仍為線性。此處與本文結論指出，未來研究方向為菲利普曲線的失業率缺口與通膨率之間的非線性關係(估計係數為非線性，亦即隨時間變動 (time-varying))，兩者意義不同。
- (註18) 以西德州中級原油價格(以美元/桶表示)，乘上新台幣兌美元匯率，折算為以新台幣表示之油價，並以CPI平減得到實質油價。最後，將此時間序列資料減去樣本期間內之平均實質油價，並除以樣本期間內標準差，即得到經標準化後之實質油價。
- (註19) 本文與Lin and Chen (2011)另一個差異為本文第(5-1)式包括了常數項。

- (註20) 該檢定的虛無假設為兩模型之預測績效相同。
- (註21) 林慈芳(2002)利用「貝佛里齊曲線」(Beveridge curve)實證推估式,首先設定失業率為「服務業就業人數占總就業人數比重」、「有效求職就業率」及「缺工率」之函數,然後在失業率等於缺工率的假定下,求得台灣自然失業率。根據其推算,2001年失業率4.57%,其中循環失業率1.93個百分點,自然失業率2.64個百分點,自然失業率約占6成(57.8%)。
- (註22) 指勞動需求型態與勞動供給型態均轉變,且兩者間不能配合,使得自然失業率提高。
- (註23) 如失業給付相對所得替代率(replacement ratio)提高,使得自然失業率增加。
- (註24) 係以不同部門當期與前期就業比重變動之絕對值和做為勞動市場部門就業移轉的替代變數。
- (註25) 實際上,Gianella et al.(2008)曾考慮以一階段進行估計,即在模型中NAIRU方程式設定為受結構性因素影響,惟因OECD國家的結構性變數多為年資料,且部分國家資料期間較短,加上追蹤資料可協助檢視哪些變數可做為長期結構失業的解釋變數,因此該文捨棄一階段估計方法。若本文考慮一階段估計法,則模型內可能有接近20個參數要估計,且部分結構變數資料(如實質失業給付、海外生產比重)自1999年起才有資料,在資料點不足情況下,以一階段估計的結果可能並不理想。因此,綜合考量之後,本文仍運用Gianella et al.(2008)兩階段方法估計。
- (註26) 等於平均失業給付相對平均所得之比率。
- (註27) 結合勞動與消費之稅率。就勞動供給言,稅楔代表雇主願意支付的工資與勞工稅後實際收到工資的差距,若差距較大,將使勞工願花更長時間去尋找更好的工作機會。就勞動需求言,稅楔代表雇主對社會保險的支出,在既定實質工資下,若雇主必須額外增加社會保險的支出,將降低勞動需求。Gianella et al.(2008)實證研究發現稅楔稅率愈高,NAIRU將愈高。
- (註28) 加入工會的勞工人數占總就業人數的百分比。
- (註29) 例如台灣勞工相對於雇主處於弱勢,談判及議價能力不足,因此,本文不討論基本工資與工會會員密度變數。此外,基於大陸工資相對低廉及其市場龐大等理由,台商相繼赴大陸投資,造成台灣接單、海外生產比重偏高,可能為國內結構性失業日趨嚴重的重要原因之一,因此本文特別討論海外生產比重對NAIRU之影響。
- (註30) 服務業為創造就業機會主要來源,2001至2011年間,我國服務業就業比重約介於55.9~58.9%間,而服務業GDP比重約介於66.6~69.4%,顯示服務業GDP比重明顯高於其就業比重,反映國內服務業不易吸納其他部門釋出的人力,創造就業效果相對有限。與美國、德國及新加坡比較,2011年其服務業就業比重分別達81.1%、70%及68.6%,遠高於台灣的58.6%,顯示台灣服務業就業比重仍有提升空間。
- (註31) 吳中書、林金龍(2002)係以服務業就業比重作為產業結構調整解釋自然失業率的替代變數,當其影響係數為負時,表示服務業就業比重上升,將有減緩自然失業率的效果。其實證得到的估計係數為正,惟統計並不顯著。
- (註32) 2010年3月台灣接單、海外生產比重首次逾50%,其後大致在50%上下波動。
- (註33) 依據1998年12月30日公布的「勞工保險失業給付實施辦法」,1999年1月正式開辦勞保失業給付,開辦初期,申請案件及金額較少,之後,隨2000年網路泡沫破滅,失業人數激增,核付案件及金額明顯增加。2002年5月進一步制訂公布「就業保險法」,明確規範失業給付標準、期間及年資計算等,原先「勞工保險失業給付實施辦法」亦廢止停用。
- (註34) 吳中書、林金龍(2002)以平均每位勞工之勞工保險費占平均製造業薪資比率做為自然失業率的解釋變數之一。
- (註35) Gianella et al.(2008)的NAIRU被解釋變數主要以一階差分處理,而King and Morley(2007)的被解釋變數使用一階差分與水準值,估計方法上同時搭配普通最小平方方法(OLS)及兩階段最小平方方法(2SLS)。
- (註36) 參酌林淑華、李怡萱、李岱青(2010)之說明。
- (註37) 陳昉麗(2002)指出政府應發展能提升國民生活品質的新興產業,包括:結合數位科技發展的文化創意產業、結合

文化與生態旅遊的觀光旅遊業、結合社會福利之照顧服務業及直接改善生活環境之生態環境產業等。

(註38) 此現象為「失業型復甦」(jobless recovery)，亦即經濟復甦未能有效帶動就業增加，致失業情況無法改善，失業率仍居高不下，請參閱林淑華、李怡萱、李岱青(2010)之探討。

參考文獻

- 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*，第33卷第1期，頁35-66。
- 林慈芳(2002)，「NAIRU之分析與對策」，*自由中國之工業*，第91卷第6期，頁111-128。
- 林淑華、李怡萱、李岱青(2010)，「台灣失業型復甦問題之探討」，中央銀行經濟研究處，未發表之論文，10月。
- 吳中書、林金龍(2002)，「台灣潛在國內生產毛額的推估及其在政策上的應用」，*自由中國之工業*，第91卷第10期，頁1-34。
- 陳畊麗(2002)，「創新、結構轉變與就業創造」，*自由中國之工業*，第91卷第6期，頁79-110。
- 鍾經樊、林志宇(2007)，「應用結構VAR模型探討臺灣NAIRU」，*國民經濟動向統計季報*，第116期。
- Apel, M. and P. Jansson(1999), "System Estimates of Potential Output and NAIRU," *Empirical Economics*, Vol.24, No.3, 373-88.
- Batini, N. and J. Greenslade (2006), "Measuring the UK Short-Run NAIRU", *Oxford Economic Papers*, Vol.58, 28-49.
- Blanchard, O. and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No.4, 655-673
- Claar, Victor V. (2005), "A Kalman-Filter Approach to Estimating the Natural Rate of Unemployment," *Proceedings of Rijeka of Economics: Journal of Economics and Business*, Vol. 23 No. 1
- Clark, P. K.(1987), "The Cyclical Component of US Economic Activity," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.102, No.4, 797-814.
- Debelle, Guy and Douglas Laxton (1997), "Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States," *IMF Staff Papers*, Vol. 44, 249-282.
- De la Serve, Marie-Elisabeth and Matthieu Lemoine (2011), "Measuring the NAIRU: A Complementary Approach," *Working Paper*, September, Banque de France.
- Diebold, Francis, and Roberto Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-63.
- Estrella, Arturo, and Frederic S. Mishkin (1998), "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty," *NBER Working Papers*, No.6518.
- Fabiani, S., and R. Mestre(2004), "A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU," *Empirical Economics*, Vol.29, 311-341.
- Gianella, C., Isabell Koske, Elena Rusticelli, and Olivier Chatal (2008), "What Drives the NAIRU? Evidence From A Panel of OECD Countries," *OECD Economics Department Working Papers* No.649.
- Gordon, R.(1997), "The Time-varying NAIRU and Its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, No.1, 11-32.
- Gruen, D., A. Pagan and C. Thompson (1999), "The Phillips Curve in Australia," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, 223-258.

- Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.29, No.1, 1-16.
- Lin, Jin-Lung and Shin-Hui Chen (2011), "Estimating Potential Output for Taiwan with Seasonally Unadjusted Data," Research Project of National Science Council.
- Johnson, G.E. and P.R.G. Layard (1986), "The Natural of Unemployment : Explanation and Policy," in O.C. Ashenfelter, and R. Layard: *Handbook of Labor Economics Volume II*, Amsterdam : Elsevier Science Publishers BV, 921- 999.
- Kajuth, F. (2010), "NAIRU Estimates for Germany: New Evidence on the Inflation-Unemployment Trade-off," *Discussion Paper*, Deutsche Bundesbank.
- Katos, A., D. Pallis, and E. Katsouli (2004), "System Estimates of Cyclical Unemployment and Cyclical Output in the 15 European Union Member-States," *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol.1, Issue 4, 5-26.
- King, T. B. and J. Morley (2007), "In Search of the Natural Rate of Unemployment," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, No.2, 550-564.
- Laubach, Thomas (2001), "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies," *The Reviews of Economics and Statistics*, Vol.83, No.2, 218-31.
- Laxton, D., and Tetlow, R. (1992), "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output," Technical Report No.59, Bank of Canada.
- 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.
- Richardson, P., L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae and D. Turner (2000), "The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 250.
- Staiger, D., James H. Stock, and Mark W. Watson (1997), "How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?," in *Reducing Inflation : Motivation and Strategy* (Eds) C.D. Romer and D.H. Romer, University of Chicago Press, Chicago and London, 195-242.
- Stephanides, George (2006), "Measuring the NAIRU: Evidence from the European Union, USA and Japan," *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 1, 29-35.
- Walsh, Carl E. (1998), "The Natural Rate, NAIRU, and Monetary Policy," *FRBSF Economic Letter*, No. 98-28, Sept. 18.
- Watson, M.W. (1986), "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 18, No.1, 49-75.

附錄一：影響NAIRU變動因素之變數名稱與來源

變數名稱	代碼	資料處理	意義	資料來源
產業結構與人力結構調整差異	DIFF_SA	服務業GDP比重與其就業比重之差距，因為此變數有季節性，故經季節調整	兩者差距愈大，表示服務業吸納其他部門人力不足	主計總處/勞委會
長期實質利率	REAL_INT	五大銀行1年期存款利率減去CPI年增率	代表廠商的資本成本，若其愈高，代表生產成本提高	中央銀行/主計處
勞動市場部門就業移轉	SECTORAL_SHIFT	以當期與前期工業與服務業部門就業比重變動之絕對值和表示	數值愈大，反映摩擦性失業愈嚴重	勞委會
海外生產比重	OPR	已為比率(%)	台商海外投資設廠生產，外銷接單不在國內生產，將使結構性失業增加	經濟部
實質失業給付	LR_PER_REAL_BENEFIT	以失業給付金額除以CPI，再除以失業給付的核付件數表示，取自然對數	實質失業給付增加，將降低勞工尋找工作成本	勞委會
實質工資	LREAL_WAGE_SA	為工業與服務業實質薪資，因為此變數有季節性，故經季節調整，再取自然對數	實質工資愈高表示廠商成本負擔愈高	勞委會
雇主勞保成本負擔	INSUR_WAGE_SA	平均勞保費支出(=實際勞保支出/投保人數)占工業與服務業平均薪資比率(%)，因為此變數有季節性，故經季節調整	以勞保費支出相對薪資比率可做為衡量雇主成本面負擔的指標之一	勞委會

*上述解釋變數與NAIRU關係理論上應為同向變動。

附錄二：各變數（未經季調）走勢圖

