

人口學刊
第31期，2005年12月，頁1-39
Journal of Population Studies
No. 31 December 2005, pp. 1-39

台灣縣市失業率的長期追蹤研究： 1987-2001

江豐富* 劉克智**

* 通訊作者：江豐富，中央研究院經濟所研究員。本文之初稿曾發表於國立台北大學經濟系舉辦之「第七屆經濟發展學術研討會—當前失業問題探討」、及國立東華大學亞太區域研究中心與世新大學經濟系合辦之「2004 亞太區域研討會」，通訊作者感謝中央研究院于宗先院士、中央大學李誠院長、東華大學經濟系郭平欣系主任、世新大學經濟系陳菁瑤教授與華而誠教授、東吳大學經濟系黃芳玫教授在會中賜予諸多寶貴意見。文中若有任何問題，一切由聯繫作者本人負責。

** 中央研究院經濟所通信研究員。

收稿日期：94/01/21，接受刊登：94/10/7

中文摘要

本研究採用行政院主計處 1987 至 2001 年各縣市男女年齡組別人力資源的「長期追蹤資料」，探討台灣失業率的長期演變情勢及惡化原因。採用「雙因子固定效果估計法」進行估計，主要結果有二：一、縣市失業率差異確實存在，且與縣市固定效果差異呈現同向變動，因此，各縣市之失業率及其間的長期差異，有相當程度是因各縣市的區域固定特性所造成；二、各縣市失業率與外勞引進量、基本工資水準和勞基法執行範圍等總體性政策呈高度正相關。由於總體經濟蕭條或繁榮將導致各區域失業率呈全國性的同步升降，綜合這些研究結果顯示，區域間「均衡失業率」（自然失業率）的差異乃是造成各地區整體失業率差異的主因。所以，除了全國性的總體經濟政策外，我們尚應採行一套隨區域特性變化的區域經濟成長政策，才能有效降低失業率。

關鍵字：均衡失業率（自然失業率）、縣市失業率差異、長期追蹤資料、雙因子固定效果估計法

A Panel Study of Regional Unemployment in Taiwan: 1987-2001

Feng-Fuh JIANG* Paul Ke-Chih LIU**

Abstract

Panels of regional unemployment data across different demographic groups are examined to explore the sources of the deterioration in employment in Taiwan during the past decade. The application of the two-factor fixed-effects estimation approach leads to two main findings. First, wide regional unemployment differentials do exist and appear as the differences in fixed effects. Second, regional unemployment rates are found to be highly correlated with the macroeconomic policies of the importation of foreign workers, the level of the minimum wage, and the extent of the enforcement of the Labor Standards Law. As area unemployment rates rise or fall nationwide during a macroeconomic recession or expansion, these findings together imply that differences in the area *equilibrium unemployment rate* (*natural unemployment rate*) would dominate in the regional disparities of unemployment. Therefore, in addition to the demographic-specific and nationwide macroeconomic policies, it is necessary to adopt a set of regionally-diversified policies that are aimed at promoting both regional economic growth and labor market flexibility.

* Correspondence: Feng-Fuh Jiang, Research Fellow, the Institute of Economics, Academia Sinica, Nankang, Taipei 115, TAIWAN; Phone: (02) 2782-2791 ext. 312; Fax: (02) 2785-3946; Email: fjiang@econ.sinica.edu.tw.

** Associate Research Fellow, Institute of Economics, Academia Sinica

Key Words: Equilibrium unemployment rate (Natural unemployment rate), Regional unemployment differentials, Panel data, Two-factor fixed-effects estimation approach

壹、引言

近年來，台灣勞動市場演變對基層勞工就業愈見不利，尤其是中高齡男性基層勞工首當其衝，失業情勢更為嚴峻。基層勞工失業人數逐年遽增，又因長期找不到工作而退出勞動市場者日多，加以青少年失業率更高，在 2001 年時約為總失業率的二倍，更凸顯失業問題的嚴重。

整體觀之，台灣失業問題在 1994 年開始明顯惡化，尤其是 2000 年至 2001 年各月失業率不但迭創新高，且人口特徵與地區差異也日益顯著。人口特徵方面，男性失業率高於女性，且惡化速度更快；大專程度以上高級人力的就業狀況雖已呈谷底回升趨勢，惟高中職及國中以下基層勞工（約各占總勞動力的四成）的失業率，卻日趨升高；各年齡組歷年失業率中，雖以男女青少年為最高，且波動幅度最大，但中高齡失業勞工人數不斷遽增，失業期間不斷延長，更成為此一期間失業問題的另一特徵。地區差異方面，各地區失業率水準顯著不同，其中又以各都會區中心都市為最高，不但牽動周邊各縣失業水準，也加深了區域性失業問題的複雜性。

這種勞動市場突如其來的劇變，是台灣自 1968 年達到充分就業以來，首次遭逢迥異於以往的特殊狀況。根據經濟建設委員會「台灣地區民國 91 年至 140 年人口推計」的「中推計」結果顯示，台灣 15 歲以上民間工作年齡人口成長率已由 1966 年 4.37% 的頂峰，逐年下降到 1980 年的 2.60%，持續降到 1990 年的 1.46%，再降到 2000 年的 1.02%，推計到 2010 年將進一步下降至 0.90%。據此可知，當前勞動供給的人口壓力業已獲得紓緩，可是，勞動需求面的失調則需深入瞭解，以謀因應策略。

本文旨在利用統計資料與計量經濟方法深入分析上述問題，以作為相關單位研提對策之參考。本文內容共分六節：第貳節回顧過去二十年來國內外相關文獻的研究方法與實證結果。第參節採用 1987 至 2001 年各縣市男女年齡別失業率資料，探討近年來台灣縣市別失業率的演變與固定差

異。第肆節利用前一節分析結果，建立台灣縣市別男女年齡組別失業率的「長期追蹤資料模型」(panel data model)。第伍節就前述模型進行估計，並就估計結果，探討總體政策、區域特徵、及區域「固定效果」(fixed effect)等變數對縣市勞動需求的影響。第陸節歸納若干結論與政策涵義。

貳、文獻回顧

Marston (1985) 的主要目的，在檢視失業的「均衡理論」(equilibrium theory) 與「失衡理論」(disequilibrium theory) 對於區域間失業率差異的解釋能力。失業的「均衡理論」意旨：各地區的「均衡失業率」—又稱「自然失業率」，乃當地人口結構、「土地稟賦」(land endowment)、「舒適度」(amenities) 與「心理依戀度」(psychological attachment) 等區域特徵變數的函數。由於這些區域特徵的不同，才會導致每一個區域有各自不同的自然失業率，以及各自不同的就業與薪資成長率，故這些區域特徵變數被稱為是造成區域失業差異的「均衡因子」(equilibrium factors) 或「均衡力」(equilibrium forces)。由此可知，當各區域處於這種均衡狀態時，失業率仍會有「空間差異」(spatial differences) 的存在。所以，這種失業率的空間差異，文獻上稱之為失業的「均衡差異」。

失業的「失衡理論」主要有二：一為「純總體經濟失衡」(pure macro-economic disequilibrium)，另一為「區域間失衡」(interarea disequilibrium)。前者認為，當總體經濟蕭條或擴張時，區域失業率的上升與下降乃是總體性的、全國性的。在這種情況下，整個經濟體系內無論那個地區的廠商利潤或勞工效用都會受到等量的負面影響，無人能以迴避之，故而區域之間的移動不必然能創造任何的淨利得。換言之，只要是因整個經濟體系失衡而導致失業時，所有區域的失業率都將上升同等的幅度，故廠商與勞工都不會有任何新的動機去從事區域之間的移動，從而所有區域仍維持在「區域間均衡」(interarea equilibrium) 的狀態。至於後者，假設剛開始時，所有區域的勞動市場都處於「空間均衡」(spatial equilibrium) 狀態，則其主

要肇因起自於總合勞動需求或供給因受到某些衝擊而產生區域之間的重分配，從而導致某些區域的失業率上升或工資率下跌。這些導致地區性勞動市場供需變動的衝擊因素，文獻上稱之為「失衡因子」(disequilibrium factors)或「失衡力」(disequilibrium forces)。由於員工具有「風險憎惡性」，無論勞資雙方的「顯性契約」(explicit contracts)或「隱性契約」(implicit contracts)都將使工資凍結一陣子，故而在短期內，這種地區性勞動供需的變動主要會反映在失業率的變動上，鮮少會顯現在工資率上。

所以，各區域的失業率乃由各地區的均衡失業率、起因於總體經濟失衡的全國平均失業率、及導因於區域間失衡的地區性失業率上升等三項因子所構成；其中，前兩項因子仍能使所有地區都維持在區域間均衡狀態，僅第三項才是導致區域失業率失衡的真正干擾因子。Marston (1985) 採用美國 1974 至 1978 年的「現行人口調查」(Current Population Survey, CPS) 及 1970 年的「每十年普查」(decennial census)，從中抽取出 30 個「標準都會統計區」(Standard Metropolitan Statistical Areas, SMSAs) 進行研究，其實證結果主要有二：一是均衡理論能正確預測失業率差異與各項均衡因素的關係，但失衡理論則不成立。直言之，失業率愈高的區域，其工資率與失業保險愈高，且其氣候與舒適度也愈具吸引力。二是政府在高失業率區所進行的創造就業計畫，將吸引額外的工作搜尋者前往這些區域覓職。因此，除非在實施工作創造計畫的同時，能同步減少這些地區的吸引力，或是改善當地的勞動素質，否則，這些高失業率區的失業率仍不易在短期內下降。

後續的研究與 Marston (1985) 的研究結果大抵上相近，那就是區域失業率的差異與各地區本身所具有的「特性」(idiosyncrasy) 相關。例如，Hyclak and Johnes (1987) 採用 1971 至 1982 年美國賓夕維尼亞州的 43 個「勞動市場區域」(labor market areas, LMAs)，實證探討這些區域「充分就業失業率」(full employment unemployment rates, FEURs) 的決定因子。其主要發現有二：一是愈孤立的勞動市場區域，尤其是那些位置不是座落

在州際高速公路系統上的「非標準都會統計區」(non-SMSAs)，其充分就業失業率愈高；另一是各地區的充分就業失業率為當地工資水平的正函數。

Partridge and Rickman (1995) 的理論設定大致與 Marston (1985) 類似，認為州際間失業率的差異可歸因於兩種：一是全國性產業結構重整，例如，1990 年代初期美國東北部及加州所遭逢的經濟困頓，即是起因於當時國防產業全國性規模下滑的結果，另一則是各州本身的特質，例如，當地人口的教育、性別、年齡結構，或房地產市場的榮枯。其實證結果也與 Marston (1985) 相同，顯示多數州的就業量變動都具有「州特性」(state-idiosyncratic)，而非全國性產業結構重整所使然，不過，這種屬於州特定特性的就業成長主要是「循環性的」(cyclical)，長期間並無法持久。Partridge and Rickman (1997) 的研究結果亦顯示，美國各區域的失業具有相當顯著的「均衡差異」(equilibrium differences)，因為，舒適度、犯罪、教育、住家所有權、居住型式、產業組合 (industry composition)、國際移民等區域「均衡變數」能解釋極大部分州際間失業率的「變異量」(variation)。這兩篇研究的另一個重要實證發現，就是大學畢業生比例愈高的州，其失業率也愈低；因此，為了降低失業率，各州可從兩方面著手：一是增加大學畢業生人數，另一則是促進那些大規模雇用大學畢業生之產業的發展。

與此的同時，Martin (1997) 也證實，英國區域失業的差異明顯呈持續穩定狀態；這種持續穩定的區域失業結構，理論上乃是一種均衡現象，並可被視為是區域勞動市場體系的「共整合」(co-integration)。Feasel and Rodini (2002) 乃是迄今唯一使用「郡級」(county-level) 資料探討失業的區域差異之文獻。採用 1985-97 年加州境內各郡的相關資料，其主要實證結果有三：一是年齡、性別、教育水平、郡際遷徙等區域均衡變數與郡際間失業的差異存在極為強烈的關係；二是青少年、老年、低教育勞工所占比率愈高的郡，其失業率愈高；三是失業率愈高的郡，其居民的遷徙傾向相對愈低。

綜合言之，上述文獻的研究結果都有一個共同的核心，那就是古典經濟理論的觀點：各地區勞動市場的就業與工資成長率終將達到區域均衡，因而，長期間其失業率也都會回歸到各自的自然失業率水平。所以，區域間失業率的差異主要是反映那些失業的「均衡因子」。

國內以計量經濟方法探討失業的區域差異之文獻，並不多見。Jiang *et al.* (2002) 乃國內最早建立計量經濟模型實證探討失業的地區差異之研究。這篇論文不同於前述文獻的作法，主要是利用台灣 23 縣市男女年齡別失業率的長期動態差異，建構了一套 1987 至 2000 年縣市人口特徵別的橫斷面與時間序列之「綜合統計資料」(pooled or merged data)，以及縣市別男女年齡組失業率的「長期追蹤資料模型」(panel or longitudinal data model)。其研究結果與「均衡理論」及「純總體經濟失衡理論」的論點一致，歸納主要有二：一是勞基法、基本工資及外籍勞工等不利於勞動市場需求的總體性勞工政策，會使得多數男女年齡組群失業率同向提升。二、縣市區域特徵變數以及無法被區域特徵變數控制的縣市別「固定效果」，對縣市失業率差異具有頗為顯著的解釋能力。

劉鶯釧、黃智聰 (2003) 仍採用台灣 23 縣市失業率的長期追蹤資料，不過，其資料選用期間為 1996 至 2002 年，且使用 OLS 法進行估計。其實證結果顯示，各縣市男性比例、年齡、教育、服務業就業比例、專技人員就業比例、及上一年度月平均工作收入（對數值）等均衡變數，乃台灣縣市失業率差異的主要影響因子；其中，除了專技人員就業比例與上一年度月平均工作收入會對縣市失業率造成負向影響外，其餘各變數均呈現正向影響。

參、台灣縣市失業率的演變情勢與固定差異

由於政經社、基礎建設、人力資源、和勞動市場等發展的區域性差異，台灣 23 縣市失業率的演變動向雖有所不同，但長期間卻存在某些程度的

「固定差異」，以下將就這兩方面進行資料探討。

一、縣市失業率的演變情勢

圖 1 至 6 依序為台灣 23 縣市總失業率、男女失業率、及各年齡組失業率之平均值與「變異係數」(coefficient of variation)——又稱「離散係數」(coefficient of dispersion)——在 1987 至 2001 年間的演變動態。¹圖 1 顯示，各縣市總失業率的變異係數約介於 11%至 44%之間。圖 2 和 3 顯示，此一期間各縣市男性失業率的變異係數約介於 12%至 43%之間；女性略高，約介於 17%至 55%之間。圖 4 至 6 顯示，各縣市青少年、壯年、和中高年失業率的變異係數依序約介於 13%至 55%、13%至 102%、及 29%至 480%等區間內。因此，按年齡別分之縣市失業率資料的變異係數，大於總失業率及按性別分之縣市失業率資料。再從年齡別來看，以中高年失業率的縣市差異為最大，而以青少年的縣市差異為最小。

這六個圖顯示，各縣市的總失業率和男、女性失業率的變異係數自 1980 年代末期即有下滑之趨勢，其中又以後三年（1999 至 2001 年）的下滑速度為最快。各縣市總失業率的變異係數，由 1987 年的 43.94%，降到 1993 年的 36.80%；到 1999 年，持續下降為 28.05%；爾後，在短短的兩年間大幅降到 2001 年的 10.59%。

各縣市男性失業率的變異係數，由 1987 年的 43.04%，降到 1993 年

¹ 歷年縣市失業率的平均值，等於各年 23 縣市失業率的簡單算術平均值。歷年縣市失業率的變異係數，等於各年 23 縣市失業率的「標準差」(standard deviation) ÷ 各年縣市失業率的平均值（顏月珠，1994，頁 70；Spiegel, 1961, p. 73）。在此我們必須注意的是，該公式中分子的標準差即為文獻上所稱的「絕對離散度」(absolute deviation)，已按平均值的尺度予以規格化 (scale)，故該公式又被稱為「相對離散度」(relative deviation)。我們之所以要用平均值來將標準差規格化的主因是：例如，當全台縣市失業率的標準差等於 0.2%、但平均值等於 5.25%時，與全台縣市失業率的標準差同是 0.2%、但平均值等於 1.15%之狀況相比對，兩者所代表的意義極為不同 (Spiegel, 1961, p. 73)。

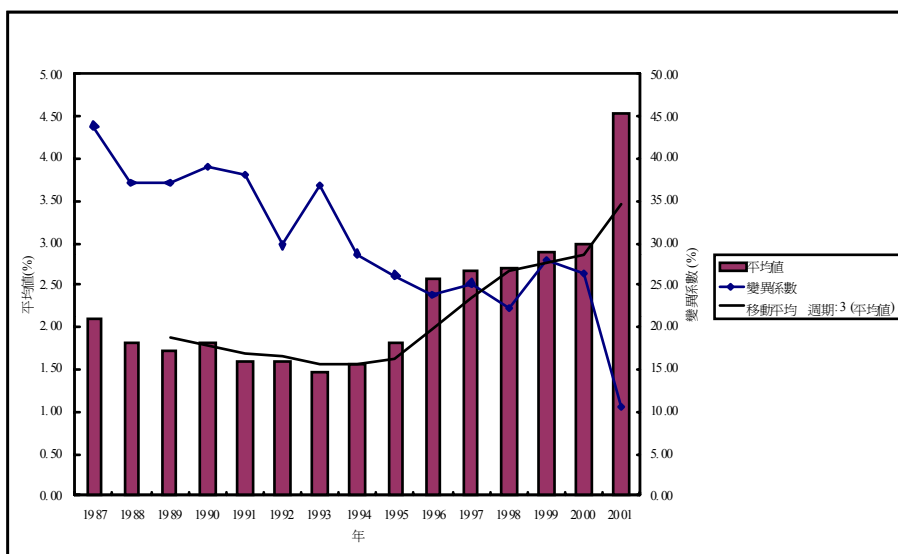


圖 1 台灣 23 縣市失業率歷年的平均值與變異係數

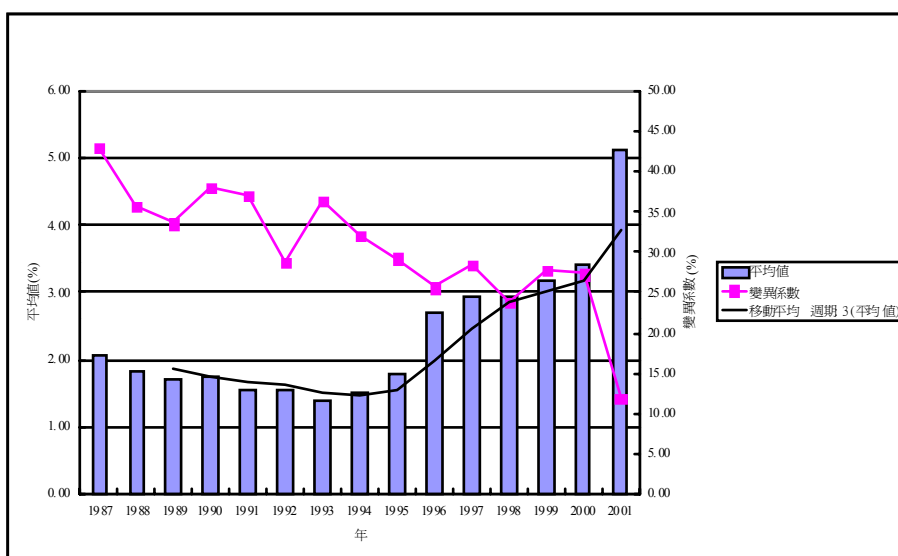


圖 2 台灣 23 縣市男性失業率歷年的平均值與變異係數

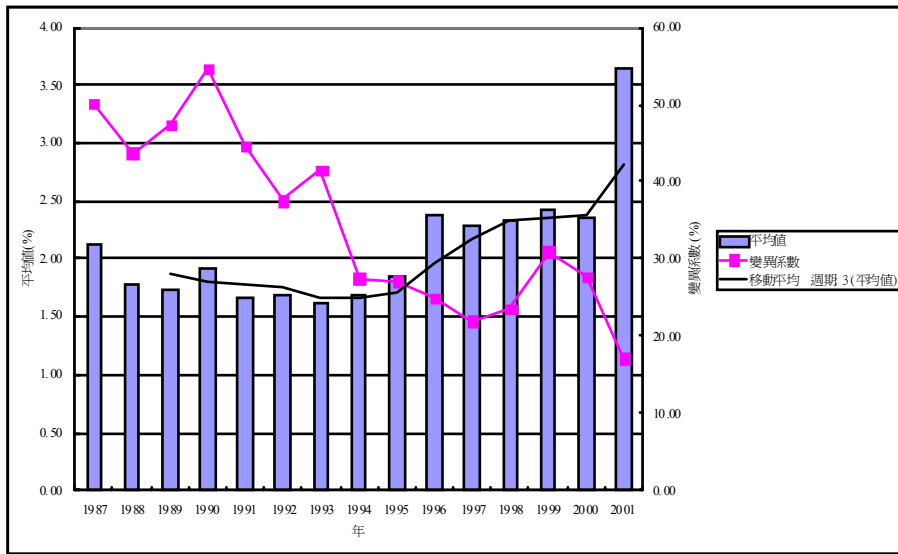


圖 3 台灣 23 縣市女性失業率歷年的平均值與變異係數

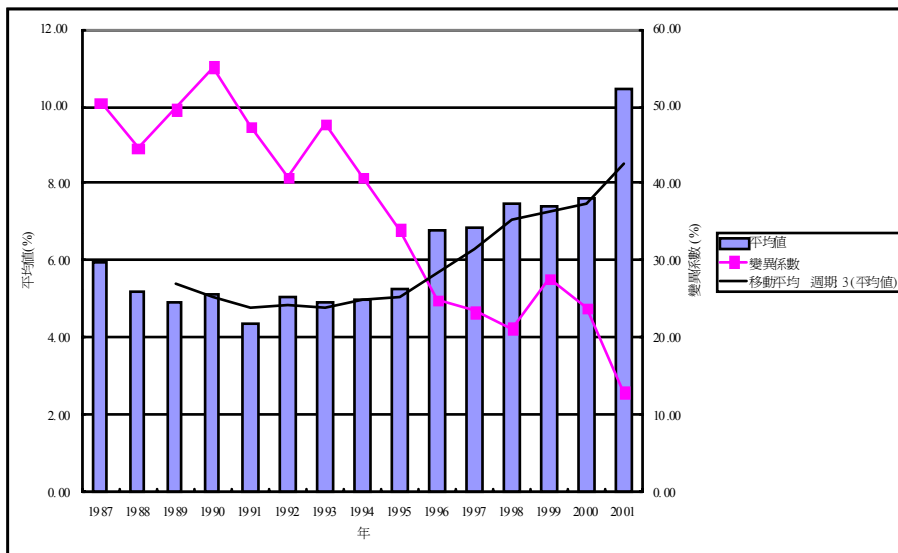


圖 4 台灣 23 縣市青少年失業率歷年的平均值與變異係數

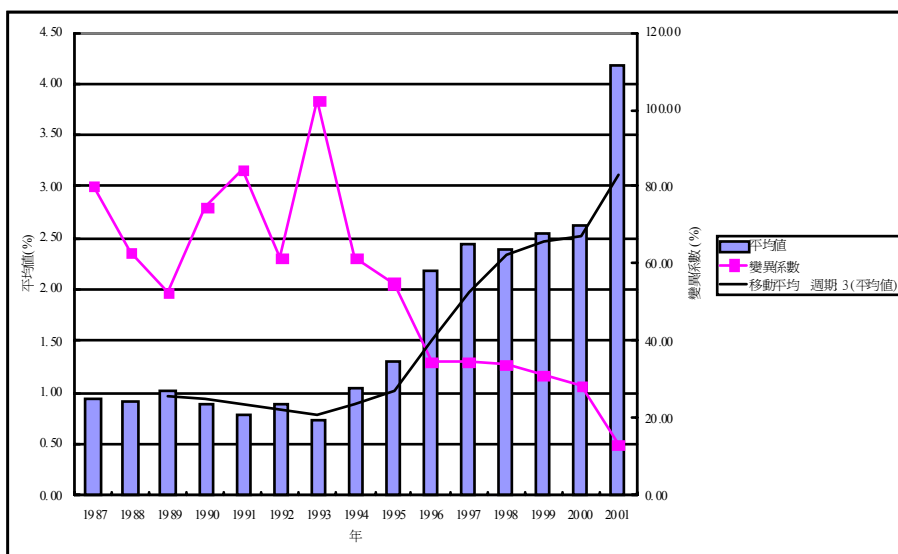


圖 5 台灣 23 縣市壯年失業率歷年的平均值與變異係數

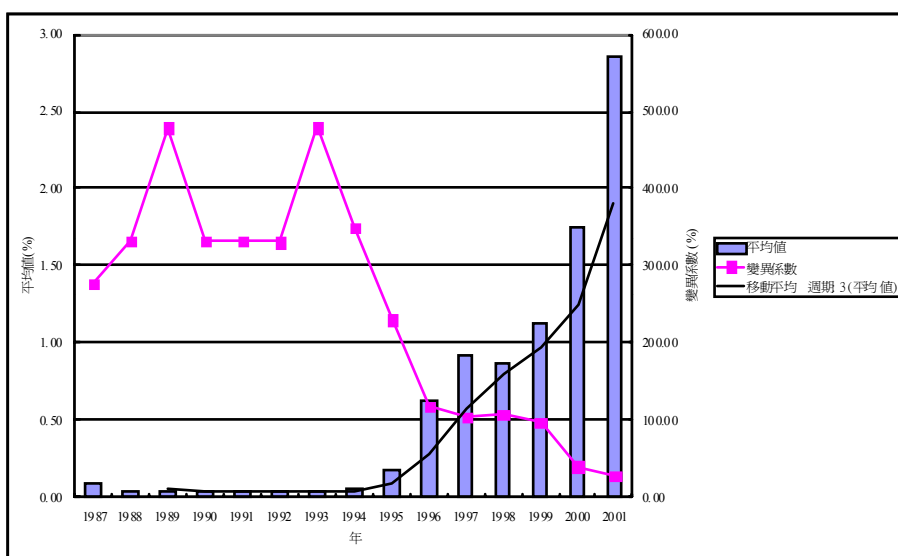


圖 6 台灣 23 縣市中高年失業率歷年的平均值與變異係數

的 36.46%；到 1999 年，持續降為 27.86%；之後，即以更快的速度降到 2001 年的 11.79%。各縣市女性失業率的變異係數，在 1987 年為 50.12%，至 1990 年雖曾一度增加為 54.68%，但其後持續降到 1993 年的 41.50%；至 1999 年，繼續下降為 31.00%；之後三年，快速下降到 2001 年的 17.15%。

同期間各縣市各年齡失業率的變異係數亦呈下滑的趨勢，惟 1999 至 2001 年間的下滑速度比 1993 至 1999 年慢了許多。各縣市青少年失業率的變異係數，在 1987 年為 50.50%；爾後，分別在 1990 年（55.16%）和 1993（47.74%）年間呈小幅循環波動，但隨後五年，即逐年滑落到 1998 年的 21.31%；後續的四年間，持續滑落為 2001 年的 13.03%。各縣市壯年失業率的變異係數，在 1987 年為 80.25%；其後，雖在 1993 年間大幅升至 102.29%，但隨後六年則逐年滑落到 1999 年的 31.36%；在後續的三年間，繼續滑落為 2001 年的 13.46%。各縣市中高齡失業率的變異係數，在 1987 年為 276.59%；之後，雖曾在 1989 和 1993 年間兩度大幅起伏，但隨即由 1993 年的 479.50%，大幅滑落到 1999 年的 97.24%；在最後三年，快速降為 29.05%。

無論就總失業率、各性別失業率或各年齡組失業率來看，全台 23 縣市失業率的平均值自 1993 年起即明顯逐年攀升，且都以最後 2000 至 2001 年間的攀升幅度為最大。在 1993 至 2001 年間，男性失業率的縣市平均值共上升了 3.75 個百分點，女性則上升了 2.01 個百分點。同期間青少年縣市失業率共上升了 5.50 個百分點，壯年上升了 3.44 個百分點，中高齡則上升了 2.81 個百分點。因此，男性失業問題的惡化程度比女性來得大。就年齡別來看，青少年失業問題的惡化最為嚴重，壯年次之，中高齡相對上最小。

這種縣市失業率的平均值逐年上升而變異係數快速收斂的現象，顯示：台灣的失業問題已由原本失業情況相對較嚴重的縣市逐漸蔓延，且原本失業情況相對較輕的縣市，其惡化的速度可能較原本失業問題相對較嚴

重的縣市來得快。這種惡化蔓延的現象，在 1999 至 2001 年間似有加速的趨勢。

二、縣市失業率的長期固定差異

雖然失業率已由較高的縣市逐漸蔓延到原本較低的縣市，但其間仍然存在著長期的「固定差異」—高失業率縣市者，其失業率恆高；低失業率縣市者，其失業率恆低。²根據失業的均衡理論，這種縣市間失業率所存在的長期固定差異，乃失業率「均衡差異」的一種。表 1 為台灣在 1987 至 2001 年間各主要年份失業率的縣市分配。由於在縣市數目眾多情況下，要逐一觀察各縣市失業率高低次序在歷年的變動狀況相當費時，且不易歸納出具條理性的變動趨勢，因此，在該表裡我們根據文獻上「等分位分配」的作法 (Juhn *et al.*, 1993) 首先按各年縣市失業率的高低由低而高依次排列，將全台 23 縣市劃分為 4 等份。然後，將當年失業率介於全台縣市失業率分配的最低點和第一分位之間的縣市歸類為「低」失業率區；將當年失業率介於全台縣市失業率分配的第一分位和「第二分位與第三分位的平均值」之間者歸類為「中」失業率區；將當年失業率介於全台縣市失業率分配的「第二分位與第三分位之平均值」和最高點之間者歸類為「高」失業率區。³

該表顯示，台灣歷年高失業率的分布大多固定集中在台北市、高雄市、基隆市、臺中市、臺南市、宜蘭縣、高雄縣、花蓮縣等 7 個縣市，其中的

² 但這並非意旨全台 23 縣市的失業率已呈現收斂的現象。

³ 此一分類標準雖相當武斷，但可確保各年低、中、高失業區所涵蓋的縣市數目不致相差太大，因為，按該分類標準，歷年中、高失業區所涵蓋的縣市數目在 7 到 9 個，低失業區約在 6 到 7 個。假若將各年全台 23 縣市失業率由小至大依序排列後，「任意」將各年失業率最小的 2 個縣市歸類為低失業區，然後將各年後續 6 個失業較高者歸類為中失業區，最後再將其餘 15 個失業更高者歸類為高失業區；這樣，不但會因低、中、高失業區所涵蓋的縣市數目相差過大，而導致在比較上不具相對意義，而且也會造成每年的分位數值不同，致使在比較跨年等分位分配變動趨勢時，會產生不對稱性的現象。

高雄市、基隆市、臺南市、宜蘭縣、花蓮縣等 5 個縣市幾乎每年都位居高失業率區之列，台北市和臺中市在 2000 年之後由高失業率區轉變為中、低失業率區。而歷年低失業率的分布則固定集中在新竹縣、彰化縣、雲林縣、嘉義縣、澎湖縣等 5 個縣。

東部地區雖只涵蓋 2 個縣，但其中的花蓮縣幾乎年年都位居高失業率區之列，而台東縣歷年也都屬於中、高失業率區。南部地區 7 個縣市中，

表 1 台灣歷年失業率的縣市分配 (1987 至 2001 年)

地區名稱	縣市名稱	1987 年	1993 年	1996 年	2000 年	2001 年
台北市	台北市	高	高	高	中	低
高雄市	高雄市	高	中	高	高	高
北部地區	基隆市	高	高	高	高	高
	新竹市	中	中	低	中	中
	臺北縣	中	中	中	中	高
	宜蘭縣	中	高	高	高	高
	桃園縣	中	中	低	低	中
	新竹縣	低	低	低	低	低
中部地區	臺中市	高	高	高	中	中
	苗栗縣	低	中	中	中	中
	臺中縣	低	中	中	高	高
	彰化縣	中	低	中	低	低
	南投縣	低	中	中	高	高
	雲林縣	低	低	低	低	低
南部地區	嘉義市	高	高	低	中	中
	臺南市	高	高	高	高	高
	嘉義縣	低	低	中	中	低
	臺南縣	中	中	中	中	中
	高雄縣	中	中	高	高	高
	屏東縣	中	低	中	低	中
	澎湖縣	高	低	低	低	低
東部地區	花蓮縣	高	中	高	高	高
	臺東縣	中	高	高	中	中

註：「低」表當年該縣市的失業率介於全台縣市失業率分配的最低點和第一分位之間；
「中」表當年該縣市的失業率介於全台縣市失業率分配的第一分位和「第二分位與第三分位的平均值」之間；「高」表當年該縣市的失業率介於全台縣市失業率分配的「第二分位與第三分位之平均值」和最高點之間。

有 2 個縣市(臺南市和高雄縣)幾乎年年都位居高失業率區之列。相反的,中部地區歷年高失業率則只固定集中在臺中市,且該城市在 2000 年之後也轉變為中失業率區。⁴因此,就地區別來看,中部地區歷年的失業情況固定都比東部地區和南部地區來得好,而南部地區又都比東部地區來得好。

肆、模型設定與資料來源

一、模型設定

從以上各縣市各男女年齡組別失業率的長期分析可看出,台灣境內各男、女年齡組別失業率雖因時間不同而有不同的演變情勢,但長期間卻存在明顯的區域性固定差異。據此,我們可依據江豐富等(2004)、Balestra and Nerlove(1966)、Greene(2003)和 Jiang *et al.*(2002)的方法,將第 i 個縣市在第 t 年各個別男女年齡組的失業函數設定為下列的「雙因子固定效果模型」(two-factor fixed-effects model):

$$U_{it} = \alpha + \psi_i + \phi_t + \beta \cdot M_t + \gamma \cdot R_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$E(\varepsilon_{it}) = 0, \quad \text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2, \quad \forall i = i' \text{ 及 } t = t',$$

$$= 0, \quad \text{其它},$$

其中 U_{it} 為 i 縣市在 t 年某一個別男女年齡組的失業率; α 為「全面性常數項」(overall constant); M_t 為不隨區域變動的變數向量,主要包含全國性的總體變數和政策變數; R_{it} 則為區域特定的變數向量,主要包含各地區勞動市場的特徵變數。⁵ ψ_i 為第 i 個縣市的「區域特定固定效果」(region-

⁴ 台中縣與南投縣在 2000 年也由中、低失業率區轉變為高失業率區,此一變化可能是由於 921 震災的外生原因所造成的,從而導致其失業率的長期趨勢呈現非固定的不規則狀。

⁵ 由於是全台 23 縣市失業率的「長期追蹤資料模型」,其解釋變數(控制變數) R_{it} 與被解釋變數 U_{it} 的觀察值,必定是全台 23 縣市「橫斷面」的「時間序列」資料,因此,這些變數都會有「縣市別」的下標 i 及「時間別」的下標 t 。但因為 M_t 乃一「全國性」的總體變數和政策變數向量,故該變數只有「時間別」的下標 t ,但沒有「縣市別」的下標 i 。

specific fixed effect)，⁶代表在控制其他解釋變數後，第 i 個縣市因其本身所具有的區域特性而對區域內「歷年」某一男女年齡組失業率所造成的「長期」固定影響，因此，為一不隨年別(t)變動的「區域特定常數項」(region-specific constant term)。 φ_t 為第 t 年的「時間特定固定效果」(time-specific fixed effect)，代表在控制其他解釋變數後，第 t 年因其本身所具有的特性而對「當年」各縣市的某一男女年齡組失業率所造成的「短期」固定影響，因此，為一不隨縣市別(I)變動的「時間特定常數項」(time specific constant term)。根據失業的均衡與失衡理論，上述區域特徵變數向量及區域特定固定效果乃是造成區域間失業率長期固定差異的均衡因子，而全國性總體和政策變數向量及時間特定固定效果仍能使所有地區的失業率維持在區域間均衡狀態。

在估計各個 i 個縣市因其所具有的區域特性而對區域內歷年某一男女年齡組失業率所造成的固定影響 (ψ_i) 時，計量經濟學上是採用各個 i 縣市的 0-1 虛擬變數作為各個縣市所具有的特性之「替代變數」(proxy)。同理，在估計各個 t 年因其所具有的特性而對該年各縣市的某一男女年齡組失業率所造成的固定影響 (φ_t) 時，計量經濟學上也是採用各個 t 年的 0-1 虛擬變數作為各年所具有的特性之替代變數。⁷因此，在估計 ψ_i 與 φ_t 這兩組係數時，絕對不會與其他的解釋變數 M_i 和 R_i 發生「完全線性重合」(perfect multicollinearity) 的問題。

由於 ψ_i 和 φ_t 均為常數項，故只分別影響第 i 個縣市在各年失業率的截距、以及其在第 t 年失業率的截距。也因此，在使用各縣市失業率的「橫斷面長期追縱資料」(panel or longitudinal data) 對該式進行估計時，為避

⁶ 即：固定的「個人特定效果」(individual-specific effect) 或「群組特定效果」(group-specific effect)。

⁷ 所以，以本研究所採用的全台 23 縣市、且觀察期間為 1987 至 2001 年的長期追蹤資料來講， ψ_i 一共包含 $\psi_1, \psi_2, \psi_3, \dots, \psi_{23}$ 等 23 個係數， φ_t 一共包含 $\varphi_{1987}, \varphi_{1988}, \varphi_{1989}, \dots, \varphi_{2001}$ 等 15 個係數。

免這兩項常數項的虛擬變數與全面性常數項 α 的變數產生「線型重合」，我們必須加上以下的限制式：

$$\sum_i \psi_i = \sum_t \phi_t = 0$$

若將第 i 個縣市在第 t 年所有男女年齡組別資料綜合(pooled or merged)起來，則式(1)可被改寫為下式：

$$U_{itD} = \alpha + \psi_i + \phi_t + \beta \cdot M_t + \xi \cdot D + \gamma \cdot R_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 D 為人口特徵的變數向量，主要包含性別與各年齡別的虛擬變數，其係數估計值反映各男女年齡組別之間失業率的差異。為兼顧各男女年齡組間失業率差異之探討，下一節的實證研究裡將採用該式進行迴歸。

二、變數選取

(一) 全國性的總體和政策變數

根據第壹節的分析顯示，台灣近年來失業問題之惡化，主要肇因於勞動需求面的失調。因此，在式(2)的 M_t 變數向量中，我們考慮下列五個會影響勞動需求的全國性總體和政策變數：

1. 勞基法受檢廠數指數 (2000 年 = 100) — $LLAW_t$

為貫徹勞動基準法及其他勞動法令之執行，行政院勞工委員會設有勞動檢查機構或授權省市主管機關專設檢查機構，辦理有關廠商實施勞基法情況之檢查。經檢查有違反勞動基準法規定者，得視其情節輕重處以罰鍰，或移送司法機關偵辦。每年勞動檢查廠數代表政府執法嚴謹的程度，也可作為測定廠商營運受到勞基法影響輕重的指標。因此，預期 $LLAW_t$ 將對失業率產生正向的影響，並具有高度統計顯著性。

2. 基本工資指數 (2000 年 = 100) — $MINI_t$

台灣在實施基本工資之初，訂定的標準雖高，但因推行範圍不廣，且

基本工資占製造業平均薪資之百分比又快速降低，故基本工資對失業率不致有重大影響。及至 1973 到 1985 年間，基本工資對於 15 至 19 歲和 20 至 24 歲男、女勞動力的失業率，已出現統計上顯著的微弱正影響（江美玲、單驥，1987）。尤其，自 1984 年以來，台灣基本工資占製造業平均薪資百分比一直維持在 42% 水準以上，遠超過同期美國的 35% 至 36% 之水準，這種超高的基本工資水準對失業率勢必有嚴重的不良影響（江豐富等，2002）。

基本工資的調升，意含著廠商所必須負擔的勞動成本上升。然因國內多數勞工的薪資都高過於基本工資，故基本工資調整主要透過下面四個層面增加雇主的勞動成本，從而影響國家的總體經濟：第一、由於雇主慣常以基本工資作為投保薪資，以達到「以多報少」的非法逃漏保費目的，致其勞、健保保費支出的高低與基本工資的調升具有某一程度的正相關，而此二者在企業勞動成本中所佔比重甚大，於是勞動成本也隨之遽增（江豐富、羅紀琮，1999）。第二、雇主未僱用法定比率殘障勞工，依法必需根據基本工資水準繳交差額補助費。第三、國內已引進為數約 30 萬名的外籍勞工，依法其薪資水準不得低於基本工資，這項規定不但使得我國成為亞洲勞動市場中外勞薪資水準最高的國家，而且每當基本工資調升時，也使得廠商的勞動成本大幅增加。第四、生產力較低的「邊際勞工」(marginal workers)，例如，基層低教育水準的非技術、青少年或殘障勞力，由於其薪資多數瀕臨基本工資的邊緣，因此，每當基本工資調漲時，就會增加廠商僱用這些邊際勞工的成本，從而影響廠商的僱用意願。因此，我們預期， $MINI_t$ 將對失業率產生正向的影響關係。

3. 外籍勞工在台人數指數（2000 年 = 100）— FWK_t

我國外勞政策的主管機關為中央的勞委會，而外勞之引進採許可制，其主管機關也是以勞委會（製造業及加工出口區會經濟部、科學園區會國科會、看護工會內政部）為主，外籍船員和漁工的主管機關為農委會。由於外勞政策與引進許可的主管機關都是「中央部會」，本研究因而採「外籍勞工在台人數」作為「全國性的」變數。

雖然當初政府開放外勞的目的是在提供補充性外勞，而非替代性外勞，但研究結果顯示，台灣近年來的外勞引進已逐漸由補充性外勞轉變為替代性外勞，從而威脅到對國內基層勞工的就業（江豐富，1994、2001a、2001b、2004、2005）。同一研究結果另指出，外籍監護工與家庭幫傭之累計數量，由1991年底的669人急速增至1999年底的74,793人，八年間增幅直趨111倍；2000年底更增至106,331人，一年之間即增加了31,538人；及至2001年底，達到112,934人。這些數字雖意味著，台灣社會人口高齡化及家庭核心化的趨勢日益明顯，老人、病殘、嬰兒等的監護需求急遽增加，但卻也顯示，廉價的外籍勞力正快速「替代」本國有願意從事這類工作之勞工。基於上述之分析，預期在本研究的資料使用期間（1987至2001年）內， FWK_t 將對失業率產生正號影響，並具有高度統計顯著性。

4. 全台營造業就業人數占總就業人數比（2000年 = 100）— $CONS_t$

營造業所牽動的上下游相關產業相當多，故每當國內營造業景氣下滑時，全國為數眾多的上下游產業也跟著下滑，當其景氣復甦時，這些產業也緊跟著復甦（吳中書等，2001）。因此， $CONS_t$ 乃國內總體需求和勞工需求的主要表徵之一，預期會對失業率產生負向的影響。

5. 全台廠商新登記家數指數（2000年 = 100）— FAC_t

全台工廠新登記家數不但是國內景氣循環的重要指標，而且也直接影響新增就業人數，更能代表政府執行就業政策成效的具體綜合量表。因此，預期 FAC_t 對失業率具有負向影響關係。

（二）人口特徵虛擬變數

式(2)中的 D 變數向量主要包含下列兩項有關人口特徵的虛擬變數：

1. 性別虛擬變數 — MALE

$MALE=1 \forall$ 男性。根據歷年統計資料的分析結果顯示，無論就區域

別或年齡別來看，男性失業率都高於女性，因此，預期該變數的係數估計值為正號。

2. 年齡別虛擬變數—AGE1, AGE2, AGE3

$AGE1=1 \forall$ 青少年； $AGE2=1 \forall$ 壯年； $AGE3=1 \forall$ 中高年。歷年統計資料的分析結果顯示，無論就區域別或性別來看，青少年失業率高於壯年，壯年又高於中高年。因此，若以 $AGE1$ 為「參考群」(reference group)，預期 $AGE2$ 和 $AGE3$ 的係數估計值均為負號，且後者的絕對值會大於前者。

(三) 區域性勞動市場的特徵變數

式(2)中的 R_{it} 變數向量，我們主要考慮下列四個會影響各縣市勞動供需的區域性勞動市場的特徵變數：

1. 大專以上人口占民間人口百分比 — $COLL_{it}$

1980 至 2000 年間，台灣的大專院校由 104 所，增加到 147 所；各大學設立之研究所由 214 所，遽增至 841 所。1980 至 1999 年間，大專畢業生人數從 7 萬 2 千多人，增加到 25 萬人。二十年內，畢業生人數穩定增加 3.4 倍，其中科技類畢業生人數增加最多，達 3.9 倍；社會類次之，達 3.3 倍；人文類最少，但亦達 2.3 倍。

在 1950 至 1970 年代，大專院校幾近全部集中在大都市中。但自 1980 年以來，大專院校所數不但遽增，且快速從大都市擴散到各個縣市，對各地區勞動市場的高級人力供給，造成不同程度的影響。大量高級人力的增加，固然符合政府發展科技密集產業的人力資源發展策略，但需有地區均衡發展的高科技產業配合，才能吸收新增的人力、平衡各地區的勞動供需。因而，為有效控制歷年大專以上人口成長對各地區失業率所造成的影響，我們在式(2)中加入 $COLL_{it}$ 變數(江豐富，1997；江豐富等，2002)。但是，我們無法預期其係數估計值是否為正、負號，因為，假若地區發展無法配合當地高級人力供給的快速增加，則該係數估計值可能為正號，但

若地區發展快速足以吸納急遽增加的高級人力供給，則該係數估計值可能為負號。

2. 受雇者人數占就業人口百分比 — $EMPL_{it}$

台灣受雇者占總就業人數的百分比，從 1951 年的 34.3%，增加到 1980 年的 64.4%；及至 2000 年，更達到 70%。這種變化證實台灣已經從傳統以家庭為中心的經營與就業方式，逐漸轉變為現代化以勞動市場為機制的勞資競存局面。1990 年以後，更因勞動人口增加趨緩、人力品質提升、產業升級、及鄰近國家低工資勞力的競爭，中小企業原僱用本地勞工的既有優勢日益衰弱，致轉而使用外勞，更有部分廠商外移、關廠、歇業。這些因素，導致國人受雇於工作穩定性的現代化大企業所占之比率相對增多（劉克智與董安琪，2001）。因此，必須在式（2）中加入 $EMPL_{it}$ 變數，才足以控制歷年受雇者人數所占之比重對失業率所造成的影響。

3. 專門性、技術性及相關人員占就業人口百分比 — $PROF_{it}$ ⁸

依職業別觀察，我國歷年失業人數以基層勞工為最多，且逐年急速遞增，2001 年 5 月就高達 197 千人，占全體失業人數的 55% 以上（江豐富，1997、2001a、2001b）。此一分析結果意涵，當專門性、技術性及有關人員占總就業人口的百分比愈高時，基層勞工就業人口所占的比重就愈低，失業率也就愈低。所以，預期 $PROF_{it}$ 將對失業率造成負向的影響關係。

⁸ 各縣市「專門性、技術性及相關人員占就業人口百分比」及「受雇者人數占就業人口百分比」等變數，有可能受到當地產業結構的影響，故而是由當地產業結構所「內生」出來的變數。但本研究為何將這兩個變數當成「外生」處理，其主因有二：一、像式（1）或式（2）這種單一方程式的雙因子固定效果模型，在估計上已經是很難從電腦跑出來了，更何況是兩條以上聯立方程式的雙因子固定效果模型，加以 *LIMDEP* 軟體中，只有聯立的「單因子固定效果模型」（one-factor fixed-effects model）之指令，但沒有聯立的雙因子固定效果模型之指令。二、文獻上有很多「縮減式」右邊的解釋變數有可能是內生的，但因其內生性並非研究的重點，且為了估計方便起見，而將其當成外生來處理。最明顯的例子就是國內外文獻在估計 Mincer 型式的人力資本工資函數時，往往在式中加入個別勞動者的行、職業變數，而且將其當成外生變數。可是，在有關「行職業選擇」的文獻裡，這些行、職業變數卻都是內生變數。

4. 高齡或身心障礙未參與勞動力人口百分比 — OLD_{it}

在國人壽命大幅延長、退休金制度尚未普及且養兒防老傳統逐漸消失情況下，女性老人雖因傳統婦女在家中的定位，或因可協助兒女家務而得到庇護棲身，其謀職動機可能較為薄弱，但是，男性老人謀求就業的動機勢必提高。為有效控制這些變動歷年對失業率的影響，我們因而在式(2)中加入 OLD_{it} 變數。

伍、實證研究

一、資料來源

行政院主計處「人力資源調查統計」，自 1987 年起開始編製按縣市分的人力資源統計。由於該套統計資料係將各縣市視為區域性勞動市場，故藉由該套資料，吾人可分別計算自 1987 至 2001 年間各縣市按男、女分之青少年（15 至 24 歲）、壯年（25 至 44 歲）及中高年（45 至 64 歲）等六組男女年齡別的失業率，⁹ 以及其它四個區域性勞動市場的指標變數（ $COLL_{it}$ 、 $EMPL_{it}$ 、 $PROF_{it}$ 、 OLD_{it} ）。因為每年各組男女年齡別失業率共有 23 個縣市勞動市場的橫斷面人力統計資料，而每個縣市勞動市場自 1987 年起至 2001 年止共可得到 15 年的時間序列資料，故將 23 個地區性勞動市場 15 年的橫斷面人力統計資料綜合（pooled or merged）起來，每個男女年齡別組均有 345 個「橫斷面長期追縱資料」的觀察值。

至於全國性總體和政策變數的資料來源，其中 LLW_{it} 、 $MINI_{it}$ 和 FWK_{it} 三個勞動政策變數均取自行政院勞工委員會歷年編製的「勞工統計年報」； $CONS_{it}$ 和 FAC_{it} 兩個總體景氣指標變數分別取自行政院經濟建設委員會的 *Taiwan Statistical Data Book*、及經濟部統計處歷年編印的「經濟統計年報」。

⁹ 按「失業率等於勞動力中失業人口所占的百分比」之定義計算。

二、模型檢定

採用式(2)雙因子固定效果模型進行估計，雖能解決因忽略各縣市的區域特定固定效果與各年的時間特定固定效果所造成的偏誤估計，但是，該前提成立的先決條件必須是：各縣市的失業率函數估計式的截距不相同，而且各年的失業率函數估計式的截距也不相同。因此，有必要採用 *F test* 對

$$H_0: \psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \dots = \psi_{23}; \phi_{1987} = \phi_{1988} = \phi_{1989} = \dots = \phi_{2001}$$

的虛無假設 (null hypothesis) 加以檢定。若檢定結果拒絕該虛無假設，則表示式(2)的雙因子固定效果模型「適合於」(fit in)各縣市歷年男女年齡組別失業率之資料；反之，則表示式(2)中的每一項 ψ_i 和 ϕ_i 均分別收斂為某個單一常數項，因此，傳統單項截距模型較雙因子固定效果模型更適合應用於各縣市歷年男女年齡組別失業率之研究。¹⁰

表2 上半部分內各欄所列的 *F value*，係用來檢定各迴歸式中的所有係數估計值(含區域和時間固定效果的估計值)是否同時顯著異於零；由於各迴歸式的 *F value* 均在 99% 的統計水準大於臨界值 (critical value)，因此，我們進一步拒絕「各迴歸式中的所有係數估計值同時等於零」之虛無假設。

表2 下半部分內「模型檢定」項下各欄所列的值，也都是 *F* 統計量，不過，這些 *F* 統計量是用來檢定各迴歸式中各縣市的區域固定效果和各年的時間固定效果之係數估計值是否相同。由於所檢定的虛無假設不同，這些「模型檢定」項下各欄所列的 *F* 統計量與該表各欄所列的 *F value* 也就不同。從雙因子固定效果相對於傳統單項截距的模型檢定方法可知，由於各欄的失業率估計式之 *F* 統計量都在 99% 的統計水準大於臨界值 (critical value)，故採用雙因子固定效果模型將比傳統單一截距項模型更能符合歷

¹⁰ 單項截距的「傳統模型」(classical model) 假設各縣市和各年都有相同的截距，因而模型內只含有單一的截距項。

表 2 台灣縣市失業率函數之估計結果 (1987 至 2001 年)

變數名稱	縣市失業率					
	全體	按年齡分	按性別分	按年齡和性別分	男性按年齡分	女性按年齡分
LLAW	0.0058*** (10.949)	0.0073*** (7.734)	0.0057*** (10.965)	0.0063*** (6.628)	0.0058*** (4.146)	0.0067*** (5.473)
MINI	0.0273*** (3.539)	0.0373*** (2.694)	0.0254*** (3.352)	0.0278** (2.012)	0.0120 (0.586)	0.0436** (2.428)
FWK	0.0089*** (3.639)	0.0135*** (3.050)	0.0085*** (3.497)	0.0188*** (4.250)	0.0265*** (4.058)	0.0110* (1.913)
CONSS	-0.1890*** (-7.901)	-0.3140*** (-5.071)	-0.2010*** (-7.430)	-0.2520*** (-5.505)	-0.3730*** (-4.166)	-0.41320*** (-3.721)
FAC	-0.0123*** (-7.665)	-0.0141*** (-4.895)	-0.0123*** (-7.791)	-0.0151*** (-5.239)	-0.0197*** (-4.630)	-0.0104*** (-2.784)
AGE1	-	Reference Group	-	Reference Group	Reference Group	Reference Group
AGE2	-	-4.5061*** (-50.152)	-	-4.3732*** (-48.699)	-4.6272*** (-34.766)	-4.1192*** (-35.307)
AGE3	-	-5.5878*** (-62.191)	-	-5.2971*** (-58.988)	-5.6655*** (-42.567)	-4.9287*** (-42.246)
MALE	-	-	0.2681*** (6.667)	0.8838*** (12.054)	-	-
COLL	-0.0270 (-1.316)	0.0040 (0.108)	-0.0270 (-1.334)	0.0386 (1.049)	0.0983* (1.799)	-0.0210 (-0.438)

表 2 台灣縣市失業率函數之估計結果 (1987 至 2001 年) (續)

變數名稱	縣市失業率					
	全體	按年齡分	按性別分	按年齡和性別分	男性按年齡分	女性按年齡分
EMPL	0.0020 (0.159)	-0.0026 (-0.114)	0.0000 (-0.001)	0.0309 (1.374)	0.0514 (1.539)	0.0105 (0.360)
PROF	-0.0216** (-2.066)	-0.0439** (-2.338)	-0.0200* (-1.941)	-0.0661*** (-3.522)	-0.0956*** (-3.435)	-0.0367 (-1.504)
OLD	-0.0081 (-0.491)	-0.0079 (-0.265)	-0.0140 (-0.866)	-0.0013 (-0.044)	0.0120 (0.274)	-0.0146 (-0.381)
常數項	4.7813 (4.793)	8.3872*** (4.680)	4.7904*** (4.878)	6.0069*** (3.353)	7.0110*** (2.641)	5.8866** (2.530)
R^2	0.860	0.843	0.748	0.731	0.746	0.717
F-value	47.00***	116.88***	44.49***	115.82***	64.14***	55.52***
樣本數	345	1035	690	2070	1035	1035
模型檢定	20.63***	9.56***	21.36***	10.68***	6.05***	5.00***
變數效果	56.96%	79.70%	47.63%	68.62%	70.24%	67.92%
區域效果	29.81%	5.16%	27.76%	4.93%	5.16%	4.87%
時間效果	1.11%	0.19%	1.11%	0.20%	0.34%	0.20%
總效果	87.89%	85.05%	76.51%	73.75%	75.74%	72.99%

註：1. 括弧內之值為 t 值。

2. ***表示在 1%顯著水準下為顯著的估計值，**表示在 5%顯著水準下為顯著的估計值，*表示在 10%顯著水準下為顯著的估計值。

年各縣市總失業率資料(第一欄)以及各種男女年齡組失業率綜合資料(第二至六欄)之特性。

三、估計結果

表2的上半部分為控制台灣各縣市的區域固定效果與歷年的時間固定效果之後，式(2)的估計結果。由於共有按男、女分之青少年、壯年及中高等六組縣市失業率，因此，如該表所示，我們可使用該式分別就全體、按年齡分、按性別分、按年齡和性別交叉分、男性按年齡分、女性按年齡分等六種綜合資料進行迴歸。迴歸結果顯示，每個全國性總體或政策變數的係數估計值，均符合第肆之二(一)節的理論預期，且除了男性按年齡分的 $MINI_t$ 係數估計值外，其餘都達到統計上顯著異於零的水準。就該表最後兩欄來看， $LLAW_t$ 和 $MINI_t$ 兩個全國性勞動政策變數對女性失業率所造成的影響衝擊，比對男性來得大；不過， FWK_{it} 的外勞政策指標變數以及 $CONS_t$ 和 FAC_t 兩個總體景氣指標變數，對於男性失業率所造成的影響衝擊，則比對女性來得大。顯見，男性勞工的失業問題，相對上較易受到景氣循環與外勞政策的影響，而女性勞工則較易受到勞基法執行狀況、以及基本工資調整之影響。

行政院勞工委員會每年皆定期委託國內學術機構評估基本工資的經濟效果，多數實證結果顯示，基本工資提升對國內主要總體經濟變數並不會產生顯著不良的影響；即使有，也是非常微小的(黃仁德，2001)。此一實證結果，顯然與本文的實證結果不合。究其原因，主要是因為這些評估研究所採用的失業率統計資料，都是全國性的「總合」(aggregate)時間序列資料，而本研究所採用的失業率統計資料，則是各縣市的「個體」(micro)長期追蹤資料；採用總合資料易導致被解釋變數對解釋變數的彈性被低估。另一原因，乃因在長期追蹤資料模型中，吾人可經由固定效果之設定，控制各縣市和歷年所獨具之特性對各縣市失業率所產生的影響，從而能精確估計出基本工資對各縣市失業率的影響。

在四個地區性變數方面， $COLL_{it}$ 除了對各縣市男性按年齡分失業率產生統計上顯著大於零的影響外，對其他五種綜合資料所造成的影響都不顯著。 $EMPL_{it}$ 和 OLD_{it} 對所有六種縣市失業率綜合資料所造成的影響也都不顯著。所有 $PROF_{it}$ 的係數估計值，不但都符合第肆之二（三）節的理論預期，且除了各縣市女性按年齡分的失業率外，其餘都達到統計上顯著異於零的水準。¹¹因此，各縣市各男女年齡組之失業率，普遍都會因各地區專門性、技術性及相關人員就業比重的增加而獲得改善。進一步比較該表最後兩欄可知，各縣市男性失業問題因各地專門性、技術性及相關人員就業比重的增加所獲得的改善程度相對上較大，但女性則較小，且不是很顯著。

在人口特徵虛擬變數方面，每個年齡和性別的虛擬變數之係數估計值，不但都符合第肆之二（二）節的預期，且都達到統計上99%顯著異於零的水準。第三、四欄顯示，各縣市男性失業率比女性高出許多。最後三欄則顯示，各縣市失業率以青少年為最高，壯年次之，而以中高年為最低；此外，男性各年齡組間失業率的差距，相對上比女性來得大。

表2 下半部分列出解釋變數、各縣市及歷年等三組變數對歷年區域別失業率的影響效果，其計算方法如下：式（2）整體迴歸結果的 R^2 值，乃該式中各項解釋變數、各縣市的區域固定效果和歷年的時間固定效果等三組影響因子合在一起對歷年各縣市失業率之變異數的解釋能力，因而可被視為是這三組影響因子對歷年各縣市失業率所產生的「總效果」。同理，僅對該式中各項解釋變數進行迴歸所獲得的 R^2 ，可被視為是所有解釋變數對歷年各縣市失業率所產生的影響效果，故本文將其稱為「解釋變數效果」。所以，以僅對式（2）中各項解釋變數和各縣市的區域固定效果進行迴歸所獲得的 R^2 值，減去只對各項解釋變數進行迴歸所獲得的 R^2 值，即為各縣市之區域特徵對歷年縣市失業率之變異數的解釋能力，因而可被視

¹¹ 女性按年齡分的 $PROF_{it}$ 係數估計值，其 t 值相當接近於90%顯著水準的臨界值（1.645）。

為是各縣市之區域特徵對歷年縣市失業率所產生的影響效果，本文將其稱為「區域效果」。同理，式（2）整體迴歸結果的 R^2 值，減去只針對各項解釋變數和區域固定效果進行迴歸所獲得的 R^2 值，即為各年的時間特性對歷年縣市失業率之變異數的解釋能力，故可被視為是各年之時間特性對歷年縣市失業率所產生的影響效果，我們將其稱為「時間效果」（參閱江豐富等，2004）。

比較這四種效果可知，在所有可能的影響因素中，以解釋變數對於歷年各縣市失業率的影響效果最為大，其次為各縣市的區域特性，最小為各年的時間特性。以該表第一欄為例，解釋變數對歷年各縣市總失業率的影響效果高達五成七，各縣市的區域特性約為三成，各年的時間特性僅約零點一成，其他未被納入本模型考慮的隨機性噪音因子（random noises）約有一成二。由於解釋變數中的 $COLL_{it}$ 、 $EMPL_{it}$ 、 OLD_{it} 等區域性特徵變數的係數估計值絕多數相當不顯著，因此，我們深信，全國性總體和政策變數以及各地區專門性、技術性及相關人員的就業比重，對於歷年各縣市失業率所造成的影響效果應相當大。

更進一步看，各縣市未經年齡別區分過的總失業率（第一欄）和按性別分失業率（第三欄）的區域效果與時間效果，都比按年齡別區分過且經年齡別虛擬變數控制的失業率（第二欄和四至六欄）大了許多。相反的，在解釋變數效果上，前者則比後者來得小。可見，各縣市總失業率和按性別分失業率的區域固定效果，在相當程度上涵蓋了各縣市失業人口所獨具的「區域特定」（region-specific）年齡結構，以及因區域失業人口年齡結構不同，各種總體、全國性政策、和區域性勞動市場特徵等變數對各縣市失業率所產生的不同影響和衝擊。相同的，各縣市總失業率和按性別分失業率的時間固定效果，亦涵蓋了總體失業人口的結構變遷對各縣市失業率所造成的影響，不過，此一影響程度相當微小。

四、區域固定效果

表 3 列出全台各縣市失業率的區域固定效果。該表顯示，各縣市各男女年齡別失業率的區域固定效果，大多數在統計上均相當顯著。以各縣市總失業率（第一欄）和按性別分失業率（第三欄）的區域固定效果來看，全台 23 縣市中，只有 5 個不顯著，其餘 18 個縣市中，有 2 個達到 95% 異於零的顯著水準，16 個達到 99% 異於零的顯著水準。進一步觀察按年齡別區分過的失業率（第二欄和四至六欄）可知，即使控制了各地失業人口所獨具的區域特定年齡結構，仍有為數不少的縣市，其區域固定效果具有統計上的顯著水準。以最後兩欄各縣市男、女按年齡分失業率來看，雖只有為數略低於 10 個的縣市，其區域固定效果具有統計上的顯著水準，但這些具顯著水準的固定效果之正負符號大都符合表 1 的預期：具有正向固定效果的縣市歷年多數屬於表 1 內的高失業區，反之，具有負向固定效果的縣市歷年大多屬於表 1 內的低失業區。

為進一步比較各縣市的區域固定效果，圖 7 根據表 3 第一欄的估計結果，按北、高兩市和北、中、南、東四區的次序畫出各縣市總失業率的區域固定效果。該圖顯示，各縣市之間的區域固定效果，存有相當大的差異，其中有三點值得注意：第一、北、高兩市以及西部 5 個省轄市的區域固定效果都是正的，其中又以基隆市的 1.4841 為最高；其次依序為台南市的 0.9813 和台北市的 0.8691；而以新竹市的 0.1753 為最低。

第二、全台 16 個縣中，有 4 個縣具有正向的區域固定效果，不過，都比台灣各主要城市的區域固定效果低很多；其中以花蓮縣的 0.3914 為最高，最低者為台北縣的 0.0358。第三、其餘 12 個具有負向區域固定效果的縣中，具有最大負向效果者計有彰化（-0.8920）、雲林（-0.8462）、新竹（-0.8030）、嘉義（-0.7118）等 4 個縣；具有最小負向效果者有台南（-0.2745）、南投（-0.2379）、台東（-0.1483）等 3 縣。

表 3 台灣各縣市失業率之區域固定效果 (1987 至 2001 年)

區域別	縣市失業率					
	全體	按年齡分	按性別分	按年齡和性別分	男性按年齡分	女性按年齡分
台北市	0.8691*** (2.671)	1.2797*** (2.249)	0.8736*** (2.761)	0.9279 (1.632)	0.2716 (0.322)	1.5842*** (2.151)
高雄市	0.5858*** (2.881)	0.7362** (2.070)	0.5759*** (2.912)	0.6766* (1.904)	0.4145 (0.787)	0.9387** (2.039)
基隆市	1.4841*** (7.868)	1.9011*** (5.762)	1.5395*** (8.394)	1.6877*** (5.120)	1.8505*** (3.789)	1.5248*** (3.571)
新竹市	0.1753 (1.094)	-0.1610 (-0.575)	0.1587 (1.019)	-1.0231*** (-3.655)	-1.2864*** (-3.102)	-0.7598** (-2.096)
臺北縣	0.0358 (0.201)	0.1430 (0.460)	0.0015 (0.008)	0.1449 (0.467)	0.0635 (0.138)	0.2263 (0.563)
宜蘭縣	0.2819** (2.309)	0.3730* (1.747)	0.2867** (2.415)	0.2948 (1.382)	0.4028 (1.274)	0.1868 (0.676)
桃園縣	-0.4926*** (-3.294)	-0.5407** (-2.067)	-0.4987*** (-3.430)	-0.4841* (-1.853)	-0.6309 (-1.630)	-0.3373 (-0.997)
新竹縣	-0.8030*** (-5.256)	-0.9755*** (-3.651)	-0.7799*** (-5.250)	-1.4280*** (-5.349)	-1.5163*** (-3.833)	-1.3398*** (-3.874)
臺中市	0.7547*** (3.646)	0.8412** (2.323)	0.7073*** (3.514)	0.8881** (2.455)	0.6382 (1.191)	1.1381** (2.429)
苗栗縣	-0.4551*** (-3.462)	-0.4675** (-2.033)	-0.4121*** (-3.224)	-0.2980 (-1.297)	-0.3343 (-0.982)	-0.2617 (-0.879)
臺中縣	-0.3721*** (-2.976)	-0.4320** (-1.976)	-0.3919*** (-3.225)	-0.1743 (-0.798)	-0.0878 (-0.271)	-0.2608 (-0.922)
彰化縣	-0.8920*** (-5.777)	-1.0228*** (-3.787)	-0.9010*** (-6.001)	-0.4613* (-1.710)	-0.3488 (-0.872)	-0.5739 (-1.642)
南投縣	-0.2379 (-1.335)	-0.0348 (-0.112)	-0.2152 (-1.241)	0.4470 (1.435)	0.6781 (1.469)	0.2158 (0.535)

表 3 台灣各縣市失業率之區域固定效果 (1987 至 2001 年) (續)

區域別	縣市失業率				
	全體	按性別分	按年齡和性別分	男性按年齡分	女性按年齡分
南投縣	-0.2379 (-1.335)	-0.0348 (-0.112)	-0.2152 (-1.241)	0.4470 (1.435)	0.6781 (1.469)
雲林縣	-0.8462 *** (-3.322)	-0.8440 * (-1.894)	-0.8345 *** (-3.369)	-0.1456 (-0.327)	0.1547 (0.235)
嘉義市	0.6756 *** (4.000)	0.6696 ** (2.266)	0.6022 *** (3.666)	-0.3716 (-1.259)	-0.7814 * (-1.787)
臺南市	0.9183 *** (6.331)	1.0844 *** (4.275)	0.8637 *** (6.124)	0.8858 *** (3.495)	0.8210 ** (2.187)
嘉義縣	-0.7118 *** (-2.890)	-0.8194 * (-1.902)	-0.7309 *** (-3.052)	-0.3567 (-0.829)	0.0709 (0.111)
臺南縣	-0.2745 ** (-2.117)	-0.0192 (-0.085)	-0.3016 ** (-2.392)	0.2669 (1.178)	0.6051 * (1.802)
高雄縣	0.1087 (0.909)	0.2001 (0.957)	0.0946 (0.814)	0.4039 * (1.932)	0.5968 * (1.927)
屏東縣	-0.5094 *** (-3.318)	-0.4177 (-1.555)	-0.5170 *** (-3.463)	0.0463 (0.172)	0.1002 (0.252)
澎湖縣	-0.5378 *** (-3.574)	-1.3999 *** (-5.319)	-0.3783 *** (-2.585)	-1.5558 *** (-5.916)	-1.6863 *** (-4.328)
花蓮縣	0.3914 *** (2.996)	0.2159 (0.945)	0.4022 *** (3.166)	0.2856 (1.251)	0.3431 (1.014)
臺東縣	-0.1483 (-0.707)	-0.3096 (-0.844)	-0.1445 (-0.709)	-0.6568 * (-1.792)	-0.3388 (-0.624)

註：1. 括弧內之值等於各係數估計值除以其標準差。

2. ***表示在1%顯著水準下顯著的估計值，**表示在5%顯著水準下顯著的估計值，*表示在10%顯著水準下顯著的估計值。

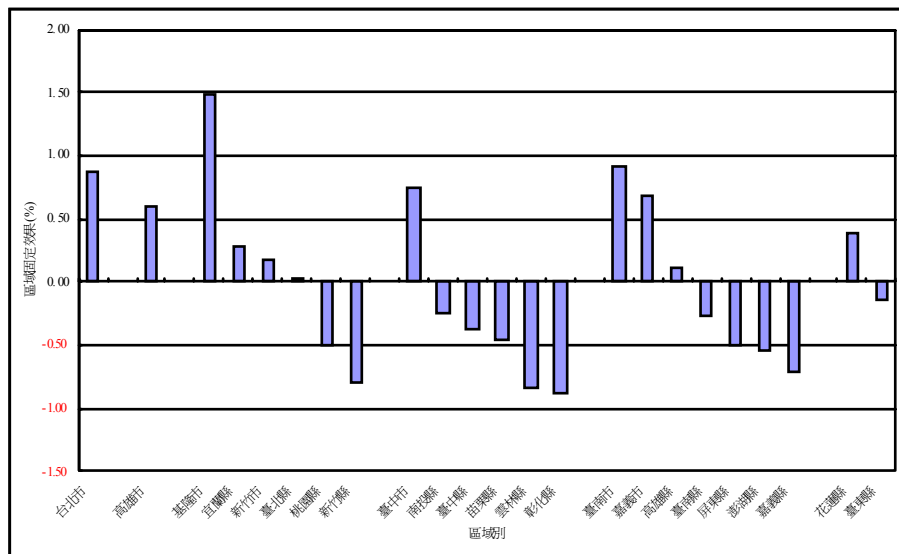


圖 7 台灣各縣市失業率之區域固定效果

綜合以上三點，並與表 1 歷年台灣失業率縣市分配的動態作比較可知，正向區域固定效果較高的縣市，歷年多數屬於高失業區；反之，具有較高負向區域固定效果的縣市，歷年大多屬於低失業區。因此，台灣各縣市的失業率以及其間的差異，有相當程度是因為各縣市獨具的區域固定特性所造成的。這些區域固定特性，除了包含前一節所述及的各縣市失業人口的「區域特定」年齡結構之外，根據 Brunello *et al.* (2001)、Overman and Puga (2002) 和 Taylor and Bradley (1997) 的探討，尚涵蓋導致各縣市本身「勞動市場不平衡」(labor market imbalance) 的各種均衡因子，例如：各縣市的經濟與發展結構、就業者的人口與行職業結構、從業者的身份與公私部門結構、勞動生產力與薪資成本之差距、基礎建設以及人力資本投資等「區域特定」因子。這些地區勞動市場不平衡因素在區域之間的「均衡差異」，乃是各縣市之間長期存在著「失業的區域差異」(regional disparities of unemployment) 之主要肇因。

陸、結 論

本研究採用行政院主計處 1987 至 2001 年縣市別的人力資源調查資料，探討台灣各縣市失業率的長期演變情勢及區域固定效果。探討方法主要有二：一為直接對資料進行敘述性統計分析，探討台灣 23 縣市失業率在這 15 年間的演變情勢；另一為建立縣市別失業率的長期追蹤資料模型，並採用「雙因子固定效果模型」估計長期間各縣市的區域固定效果。主要研究結果有三：

第一、無論就總失業率、各性別失業率或各年齡組失業率來看，全台 23 縣市失業率的平均值自 1993 年起即明顯逐年攀升，且都以最後 2000 至 2001 年間的攀升幅度為最大；但是，其變異係數卻快速呈反向變動。這種縣市失業率的平均值逐年上升而變異係數卻快速收斂的現象顯示：在此一期間，台灣的失業問題已由失業率相對較高的縣市逐漸擴散，而部分原來失業率相對較低的縣市，其失業問題惡化的速度可能較原來失業率相對較高的縣市來得快。這種惡化蔓延的現象，在 1999 至 2001 年間有加速的趨勢。

第二、勞基法執行、基本工資調升、及外勞引進等有礙於國內勞動需求提升的全國性總體勞動政策，都會對各縣市失業問題造成同步的雪上加霜衝擊，使其失業率全面上升；而總合需求的增加，則可帶動國內的勞動需求，因而有利於各縣市失業問題的全面改善。這些估計結果與文獻上所謂「純總體經濟失衡理論」的觀點相呼應，亦即：當影響總體經濟榮枯的變數變動時，全國各地區的失業率將同步升降，因而所有區域的失業人口與就業人口仍可維持在「區域間均衡」的狀態。

第三、各縣市之間失業率的區域固定效果，存有相當大的差異。北、高兩市以及西部 5 個省轄市的區域固定效果都是正的，其中以基隆市為最高，而以新竹市為最低。另有 4 個縣具有正向的區域固定效果，按其數值

由大至小排列，分別為花蓮、宜蘭、高雄、台北等 4 個縣，不過，都比這 7 個主要城市的區域固定效果低很多。其餘 12 個縣則具有負向的區域固定效果，按其絕對值由大至小排列，依序以彰化、雲林、新竹、嘉義等 4 個縣為最大；而以台南、南投、台東等 3 個縣為最小。

正向區域固定效果較高的縣市，歷年多數屬於高失業區；負向區域固定效果較高的縣市，歷年則多屬於低失業區。該實證結果再次驗證了失業的「均衡理論」之論點，那就是各縣市之間失業率水準的長期均衡差異，有相當程度是因為各縣市本身所具有的區域固定特性不同所造成的。這些區域固定特性，主要包含各縣市本身所具有的經濟與發展結構，以及其就業者的入口與行職業結構、從業者的身份與公私部門結構、勞動生產力與薪資成本之差距、基礎建設、教育與人力資本投資等「區域特定」因子，而這些縣市各自所獨具的區域特定因子在縣市之間的差異，乃是造成縣市之間長期存在著失業的區域均衡差異之主因。

綜合言之，這些實證結果與國內外有關失業理論與實證文獻的探討頗為一致，那就是，全國性總體經濟或政策變數以及縣市自身所獨具的區域特定因子對於縣市失業率都具有相當大的解釋能力。由於總體經濟蕭條或繁榮將導致各區域失業率呈全國性的同步升降，因而這些研究結果顯示，縣市間「均衡失業率」（自然失業率）的差異乃是造成各縣市整體失業率差異的主要因子。所以，為解決日益嚴重的失業問題，除了儘速擬定全國性的總體經濟對策、強化國內勞動市場結構的彈性、鬆綁對勞動市場相關的管制與法制外，我們尚應有系統的研擬各種因應縣市特性的區域性經濟與發展政策，才能有效抑制低失業率的持續攀升。

參考文獻

中文部份

- 江豐富（1994），由勞力短缺及引進外勞探討我國潛在人力資源之開發，*台灣經濟預測與政策*，25(1): 99-178。
- 江豐富（1997）台灣當前失業問題之結構及因應措施，*台灣經濟預測與政策*，27(2): 41-90。
- 江豐富（2001a）中高齡與基層勞工之失業情勢及因應對策，*當前失業問題研討會論文集*，台北：中央研究院社會問題研究推動委員會、中央研究院社會學研究所、中央研究院經濟研究所。
- 江豐富（2001b）中高齡基層勞工之失業問題與因應對策，*自由中國之工業*，91(7): 41-82。
- 江豐富（2004）外勞對本國勞工職業選擇與薪資的影響，*外籍勞工政策研討會*，台北：中央研究院經濟研究所，1-35。
- 江豐富（2005）外勞對國人就業安全與職業選擇的影響，*台灣勞動學學術研討會—2005年會論文集*，台北：台灣勞動學會暨行政院勞工委員會，235-250。
- 江美玲、單驥（1987）基本工資制訂對我國勞動市場之影響，*中國經濟學會年會論文集*：61-98。
- 江豐富、羅紀琮（1999）企業與受雇者對全民健保的因應措施—從企業勞動成本分析，*自由中國之工業*，88(1): 17-76。
- 江豐富、董安琪、劉克智（2002）台灣失業率上升因素的剖析—勞動市場與人口組別的驗證，台北：中央研究院經濟研究所，1-65。
- 江豐富、劉克智、董安琪（2004）立法院老人議題的質詢趨勢與模式，*台灣經濟預測與政策*，34(2): 1-29。
- 吳中書等（2001）台灣總供需季模型，2001年總體經濟計量模型研討會，台北：中央研究院經濟研究所及行政院主計處。
- 黃仁德（2001）九十年基本工資經濟效果評估，台北：行政院勞工委員會，

1-88。

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，91(4): 1-40。

劉鶯釧、黃智聰（2003）各地區的失業差異/兼論女性勞動力，李誠主編，誰偷走我們的工作：一九九六年以來台灣的失業問題，頁 231-262，台北：天下遠見。

顏月珠（1994）統計學（第四版），台北：三民。

英文部份

Balestra, P. and M. Nerlove. 1966. "Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of Dynamic Model: The Demand for Natural Gas." *Econometrica* 34(3): 585-612.

Brunello, G., C. Lupi, and P. Ordine. 2001. "Widening Differences in Italian Regional Unemployment." *Labour Economics* 8(1): 103-129.

Feasel, E. M. and M. L. Rodini. 2002. "Understanding Unemployment across California Counties." *Economic Inquiry* 40(1): 12-30.

Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.

Hyclak, T. and G. Johnes. 1987. "On the Determinants of Full Employment Unemployment Rates in Local Labour Markets." *Applied Economics* 19(2): 191-200.

Jiang, F., A. Tung and P. K. Liu. 2002. "The Deteriorating Unemployment in Taiwan in 1987-2001: Evidences from a Panel of Regions and Demographic Groups." *The Taipei International Conference on Population and Labor Market Transitions and Economic Development in Asia*. Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica and Council of Labor Affairs, Executive Yuan.

Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce. 1993. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy* 101(3): 410-442.

Marston, S. T. 1985. "Two Views of the Geographic Distribution of Unemployment." *Quarterly Journal of Economics* 100(1): 57-79.

- Martin, R. 1997. "Regional Unemployment Disparities and their Dynamics." *Regional Studies* 31(3): 237-252.
- Overman, H. G. and D. Puga. 2002. "Regional Unemployment Clusters. Nearness Matters Within and Across Europe's Borders." *Economic Policy* 17(34): 115-147.
- Partridge, M. K. and D. S. Rickman. 1995. "Differences in State Unemployment Rates: The Role of Labor and Product Market Structural Shifts." *Southern Economic Journal* 62(1): 89-106.
- _____. 1997. "The Dispersion of US State Unemployment Rates: The Role of Market and Non-market Equilibrium Factors." *Regional Studies* 31(6): 593-606.
- Spiegel, M. R. 1961. *Schaum's Outline Series of Theory and Problems of Statistics*. New York: McGraw-Hill Book Company.
- Taylor, J. and S. Bradley. 1997. "Unemployment in Europe: A Comparative Analysis of Regional Disparities in Germany, Italy and the U.K." *Kyklos* 50(2): 221-245.