台灣近年來失業原因的探討

林美惠*　官德星**

摘　　要

本文利用勞資雙方的配對函數和 Beveridge 曲線，來研究台灣自 1995 年 1 月以來的失業現象。我們利用結構 VAR 和縮減式 VAR 之間的關係以及認定假設，來探討近來失業率上升的原因。實證結果顯示在 1997 下半年開始，台灣失業的主要成因是產業結構的改變，但因為產業結構改變所導致勞工在部門間的移轉，是一個比較長期的效果，因此直到 2000 年初，台灣的失業率雖有上升，但還不至於有大幅度顯著的增加。但從 2000 年中以後，由於國際和國內的景氣都開始轉壞，而產業結構改變所導致的部門移轉效果，因為愈來愈多的台商相繼赴大陸投資，而仍然繼續發生作用，使失業率上升，因此在這兩個因素同時發酵之下，台灣的失業率在 2001 年開始就產生了大幅度的上升。大陸磁吸效應的確對台灣的失業產生影響，但是這個影響並不是最近這一兩年才產生的，而是至少從 1997 年就開始的。但是這種產業外移所造成的結構性失業的上升，是一種長期的現象，因此若是沒有近兩年多來國際和台灣本身景氣變壞的因素同時發生，台灣的失業雖然仍會因大陸磁吸效應而緩步上升，但還不至於急速惡化到超過 5%的高水準。

關鍵字：失業，產業結構改變，大陸磁吸效應，Beveridge 曲線

*作者為台北國際商業銀行高級辦事員
**作者為國立台北大學經濟學系副教授
我們感謝徐美和黃麗璇兩位教授，以及匿名評審的寶貴意見，文中若有任何錯誤，全由作者負責。

壹、前言
一、產業結構調整的結構性因素
二、經濟不景氣的循環性因素
貳、理論模型
參、實證方法與架構
肆、實證結果
伍、結論

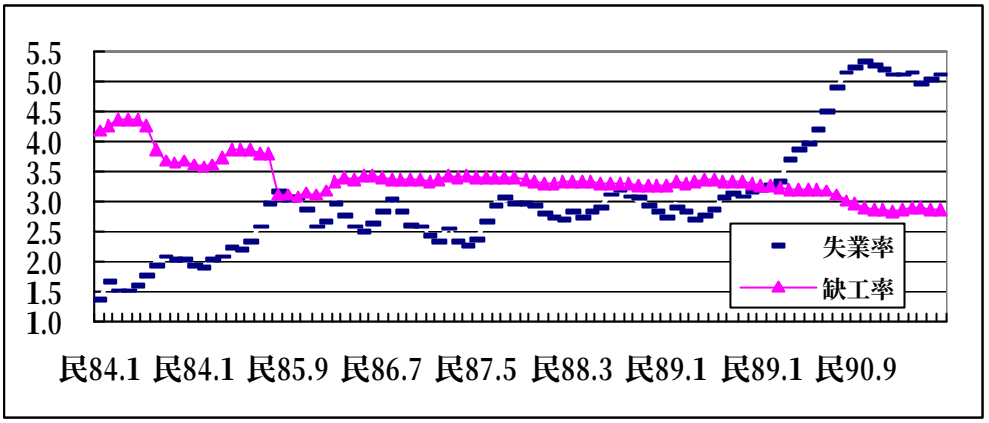
壹、前言

台灣近年來的失業率屢創新高，已經成為一個社會各界十分關注的經濟議題。失業不僅會造成個人生計的困難，而且更有可能擴大影響到整個家庭，甚至整個國家，其嚴重性自是不言可喻。圖一顯示台灣的失業率已在民國 90 年超過 5%大關，而且居高不下，到了民國 91 年失業人數已超過 51 萬人，較民國 90 年增加 6 萬 5 千人，其失業原因由主計處資料顯示，主要來自工作場所歇業或業務緊縮之失業者（增加 4 萬 2 千人），因季節性或臨時性工作結束而失業者減少 5 千人，但對原有工作不滿意而離職者反而增加 2 萬 2 千人，而初次覓職而失業者也增加 5 千人。

我國目前存有失業偏高的問題，整體而言，勞動供給大於勞動需求，但另一方面，目前若干產業部門仍有勞動供給不足的現象，產業缺工情形仍待解決，各產業部門間的發展與人力間的供應未能完全吻合。根據行政院勞委會統計資料顯示：民國 90 年工業部門缺工人數合計 99,894 人，其中，製造業缺工計 85,485 人；服務業部門缺工人數合計 78,361 人（註一），顯見製造業缺工嚴重。就業人數的多寡決定於勞動的供需數量，由於國內勞動參與率自民國 81 年達到 59.34%的水準起，即持續下降，但勞動人口成長是一種自然現象，卻未見勞動參與率有大幅增加，故近期失業率的攀升與勞動需求面的變化較為息息相關。但勞動需求的改變有可能是國內或國際景氣波動的結果，也有可能是國內產業因應赴大陸投資增加後所產生的結構性改變的結果。兩者可能的傳遞過程如下：

註　一：由於空缺率(vacancy rate)在民國 84 年起才有較完整的各行業月資料之統計數據，故資料期間由民國 84 年 1 月開始。而若使用季資料，可能會有樣本過少的問題出現，因此在實證時我們選取月資料。

單位：%



圖一　台灣地區失業率和空缺率的數據統計

資料期間：民國 84 年 1 月至 91 年 6 月。

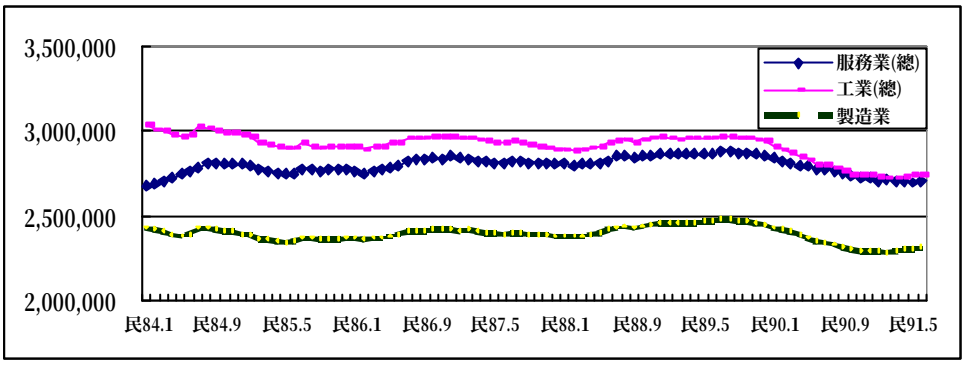
資料來源：失業率來自台灣地區人力資源統計年報，空缺率來自勞動統計月報。

一、產業結構調整的結構性因素

傳統勞力密集產業因國內人力雇用成本上升，逐漸喪失比較利益。而因人力成本增加而提高的外勞雇用比例，又對國內勞動的供給產生替代效果。再加上國內土地使用成本以及營業稅都較對岸為高，因此形成產業外移大陸或海外，或在當地直接進行投資，形成國內整廠關閉或只留管銷部門的現象。而這種現象也並不限於傳統勞力密集產業，許多高科技的製造業，甚至部分的金融服務業也正式或非正式地到中國大陸籌設據點，這些都或多或少會減少對台灣勞動的需求。其次，行業之間就業人數的消長也有明顯改變，這也可以部分解釋失業人數為何會上升。圖二顯示，若以各業受雇員工的結構來觀察，我國服務業受雇員工自民國 69 年以來就持續增加，而工業部門在民國 76 年達到高峰後，即持續下降，顯示新增勞動力的吸納是以服務業為主。製造業的受僱人數一直都是最低，而且自 89 年中以後也有明顯下滑的跡象出現。三大行業都顯示在近兩年多來，就業人數是普遍下降的，因此台灣失業率的上升是各行業一

個普遍的現象，但相對而言，在三大行業中，服務業下降的比率還是比較低的。

單位：人



圖二　台灣地區服務業、工業和製造業受僱員工人數統計

資料期間：民國 84 年 1 月至 91 年 6 月。

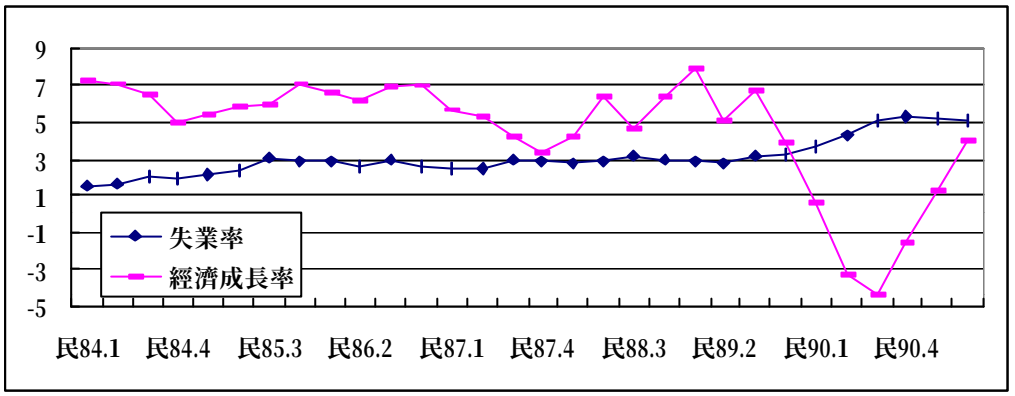
資料來源：勞動統計月報。

二、經濟不景氣的循環性因素

圖三顯示，我國經濟成長率從民國83 年的 7.11% 下挫至民國84 年的6.42%後，就一路下滑，甚至在民國 90 年呈現-1.91%的成長率。而同時的失業率卻幾乎完全背道而馳。民國 84 年下半年起失業率就一直攀升，也於民國 90 年失業率衝上 5%的歷史新高，其失業人數達 45 萬人，其中因工作場所歇業或業務緊縮之失業者就高達 20 萬人，幾乎佔總失業人數的一半，顯示失業率攀升有可能是受到景氣低迷緣故，致使勞動市場出現循環性失業。然而影響失業率的變數有許多，如政治因素、國際景氣、國內產業結構調整等等，我們先驗上很難判斷造成近年來台灣失業率居高不下的主因為何。本文的目的是希望能釐清失業率上升的原因，尤其是釐清一個常常在報章雜誌上被提及或討論的問題，那就是：台灣最近失業率的上升，究竟是受國際景氣不好的因素所拖累，還是因為產業外移到大陸所產生的“磁吸效應”所造成的。

當然，對外投資並不限於赴大陸投資的部分，但它在近年來的確是重要的；如附錄圖 A 所示，台灣赴大陸投資比例最多曾超過對外總投資金額的八成，

單位：%



圖三　台灣地區失業率和經濟成長率

資料期間：84 年第 1 季至 91 年第 2 季。

資料來源：中華民國國民所得。

而近幾年來也一直維持在六成上下，可說是一個相當值得重視和探討的投資區域，也因此我們在實證時對外投資的部分，便以赴大陸投資作為代表。

在本文中，我們將利用 Blanchard and Diamond (1989)提出的 Beveridge 曲線分析方法，來區別台灣近年來失業率的上升，究竟那一個因素才是主要的原因。利用 Beveridge 曲線來探討失業問題的優點是：我們可以同時討論失業率和空缺率之間的關係，而空缺率可以直接反應廠商對勞動的需求。在傳統菲力浦曲線(Phillips curve)的討論中，我們只能看到失業率和通貨膨脹率的關係，對於空缺率卻一無所悉，這會使我們無法了解勞動市場的配對過程究竟會對失業產生什麼影響。此外，Lilien (1982)認為勞工在產業之間做部門移轉(sectoral shifts)，是導致短期循環性失業的主因，這個假說引起了相當多的後續討論。Abraham and Katz (1986)提出了另一種不同的觀點，他們認為來自總合需求面的景氣波動因素，才是造成短期循環性失業的主因。這兩種不

同的論點，正好就是目前台灣對於失業成因的兩種主要看法，而 Blanchard and Diamond (1989)就是利用 Beveridge 曲線來區別這兩種效果。本文除了在此基本架構下討論台灣失業的成因之外，由於台灣這幾年來赴大陸投資的產業有明顯外移的現象，台灣產業結構的變化可能與台商赴大陸投資有關，因此本文也將此納入考慮，希望藉此模型的討論，能更客觀地了解最近台灣失業率上升的主要原因為何，另一方面也算是對 Blanchard and Diamond 模型的補充。

我們首先利用均衡搜尋失業(equilibrium search unemployment)理論來建立一個勞資雙方的配對函數(matching function)（註二），並利用它來導出勞動市場均衡下的失業率和空缺率的關係，即 Beveridge 曲線。然後利用向量自我迴歸(vector autoregression，VAR)的計量方法，來區別台灣的失業是國際景氣波動還是產業結構改變所造成。就計量上的術語而言，這種區別事實上就是去做認定(identification)的工作。也就是說由 Beveridge 曲線的變動方式，去認定失業的來源主要是那一種因素所造成。國內的相關文獻中，有些是純理論的探討，有些則是資料分析但不涉及 Beveridge 曲線，譬如陳明郎(1992)，許振明(2001)等。林慈芳(2002)有討論到 Beveridge 曲線，但是她的實證分析並沒有去區別失業的來源，也沒有討論廠商赴大陸投資的影響，所以和本文的內容有所不同。國外文獻自 Blanchard and Diamond 之後，理論和實證上都沒有大的改變。Merz (1995)有討論到配對函數和景氣循環的關係，但是沒有討論產業結構改變對失業的影響。Jermann (1998)雖有討論投資和景氣的關係，但是並未涉及如何區別失業來源的問題。

本文結構如下。在第二節中，我們將介紹配對函數，並導出 Beveridge 曲線。第三節說明我們的 VAR 實證模型，並加入台商赴大陸投資的因素，以便討論它對失業成因的影響。第四節報告實證結果。最後一節為結論。

註　二：有關均衡失業理論，以及其他相關理論和 Beveridge 曲線的應用，請參考 Pissarides (2000)一書，或是 Mortensen and Pissarides (1999a，b)等兩篇回顧的文章。

貳、理論模型

我們首先描述勞資雙方的搜尋和配對的過程。失業者會找工作，而廠商在有空缺時則會徵募員工（註三）。在均衡或勞資雙方達成協議時，每一個工作恰好搭配一個員工，亦即“一個蘿蔔一個坑”。若 E 為就業人數，U 為失業人數，L 為勞動力，則根據勞動力的定義可得：L=E+U。令 K 為廠商所提供的總工作數量（即勞動總需求人數），F 代表職缺已填滿的人數，V 為空缺人數，I 為遇缺不補的數目，其關係為：K=F+V+I。在一個蘿蔔一個坑的勞動市場均衡時，F=E。勞資雙方的配對過程假設可用如下方程式描述：

$$h = am(U,V) = aV^{a2}U^{a3} \tag{1}$$

其中，假設配對函數為 Cobb-Douglas，α為一大於 0 的參數， 配對成功數 m 的一階導數分別為 m_u 和 m_v，且 m_u，$m_v \geqq 0$，亦即當失業人數增加或空缺人數增加時，配對成功數就會上升或至少不變（蘿蔔或坑增加時，蘿蔔和坑配對成功的次數或機率就會上升或至少不變）。此外，m(0,V)=m(U,0)=0，這表示在配對過程中，若只有空缺而無失業者去找工作，或只有找工作者，廠商卻無缺待補，則兩者皆不產生配對，亦即不會有新的受僱者（即 h）產生。一般來說α應該接近 1，也就是說配對成功數應接近新僱用人數。但有時配對成功者不一定會真的就職(α<1)，而且真的找到工作者也不一定當初是配對成功者(α>1)。

接著我們來討論勞動市場的動態行為。假設 π_0 為每一期具有生產力的工

註　三：此處我們不考慮"騎馬找馬"的情形，亦即排除在職者仍在找其它更好工作的可能(即排除所謂的"on-the-job-searching")。一個原因是為了簡化理論和實證的過程，當然主要還是因為我們很難找到騎馬找馬的資料。一般要換工作的人多半都不希望張揚出去，免得跳槽不成，還影響了目前的工作，所以這種資料不僅難找，而且其可信度也不高。此外在雇主這一方面，理論上我們可以考慮“遇缺不補”的情形(即所謂的‘‘idle job’’)，但是同樣的我們也找不到完整可供實證所需的此種資料，因此在實證時也被排除在外。不過為了盡量一般化起見，在理論推導時還是有這一項，只不過在實證時令其為 0。

作下一期變成無生產力工作的機率，即工作消失率(job destruction rate)，π_1 代表每一期無生產力的工作下一期變成有生產力工作的機率，即工作創造率(job creation rate)，在本文中我們假設它們都是外生決定的。當一個工作變成無生產力時，假設雇主會減少 $\pi_0 E$ 的僱用人數，而員工主動離職的人數為 qE，q 為離職率(job separation rate)。而另一方面，無生產力工作變成有生產力時會增加 $\pi_1 I$ 個工作機會，同時有生產力工作變成無生產力時也有 $\pi_0 V$ 個空缺消失，而前述離職的員工又會空出 qE 個工作機會或空缺。因此勞動市場的動態調整過程可用如下方程式表之：

$$\frac{dE}{dt} = am(U,V) - qE - p_0 E \tag{2}$$

$$\frac{dV}{dt} = -am(U,V) + qE + p_1 I - p_0 V \tag{3}$$

由於我們關心的是失業率和空缺率之間的關係，以及如何由 Beveridge 曲線的變動推導失業的來源，因此我們可以將(2)，(3)改寫成：

$$\frac{dU}{dt} = -am(U,V) + (q + p_0)(L - U) \tag{4}$$

$$\frac{dV}{dt} = -am(U,V) + (q - p_1)(L - U) + p_1 K - (p_0 + p_1)V \tag{5}$$

為簡化模型，我們假設工人和廠商都是同質的(homogeneous)，亦即不區分高技術或低技術勞工，也不區分大小廠的差別。此外工資的決定是外生的，因此我們也不討論工資率的動態調整過程（註四）。

我們定義安定狀態(steady state)為當 $\frac{dU}{dt} = 0$，$\frac{dV}{dt} = 0$ 時的情況，而安

註　四：在均衡失業理論中，工資的議定通常可用 Nash 議價解(bargaining solution)來求得，而勞資雙方的議價能力可用(1)式中 U, V 的參數表之。為了簡化起見，本文不討論工資是如何決定的。有興趣的讀者可參考 Moen(1997)或註一中提到的文獻。

定狀態之下的 U,V 值滿足下式（註五）：

$$am(U,V)=(q+p_0)(L-U) \tag{6}$$

$$am(U,V)=(q-p_1)(L-U)+p_1K-(p_0+p_1)V \tag{7}$$

如同 Blanchard and Diamond (1989)，我們關心的是兩種型態的衝擊：代表景氣波動的“總體行為衝擊”(aggregate activity shock)，和代表產業結構改變的“重配置衝擊”(reallocation shock)。令 $c=\pi_1/(\pi_0+\pi_1)$ 表示安定狀態時有生產力的工作佔所有工作的比例。我們可以用 c 來衡量總體行為衝擊，c 上升代表景氣變好，有生產力工作的比例提高。令 $s=\pi_0\pi_1/(\pi_0+\pi_1)$ 表示安定狀態時有生產力工作又變成無生產力；或是反過來，無生產力工作變成有生產力的比例（二者在安定狀態時都等於 s）。顯然我們可以用 s 來衡量重配置衝擊，s 上升代表勞動力在各部門或產業間移動頻繁，也就是說可能有較多的產業結構改變。如果我們用 c 和 s 來表示 π_0 和 π_1，則可得：

$$\frac{dU}{dt}=-am(U,V)+\left[q+\left(\frac{s}{c}\right)\right](L-U) \tag{8}$$

$$\frac{dV}{dt}=-am(U,V)+q(L-U)+\left[\frac{s}{(1-c)}\right](K-V-L+U)-\left(\frac{s}{c}\right)V \tag{9}$$

在安定均衡時 $\frac{dU}{dt}=0$，$\frac{dV}{dt}=0$，再從(8)，(9)中將 s 代掉，最後可得：

$$(L-U)=cK-V \tag{10}$$

將(10)式代回(8)和(9)式，可得：

$$\frac{dV}{dt}=-am(U,V)+\left[q+\frac{s}{c}\right](cK-V)=\frac{dU}{dt} \tag{11}$$

令 $\frac{dU}{dt}=\frac{dV}{dt}=0$，即可得下式：

註　五：安定狀態之下的失業率，即一般所謂的自然失業率 natural unemployment rate)。通常自然失業率是指 dE/dt=0 之下的失業率，由於在一開始這個比較簡單的模型中，我們假設勞動力是固定的，故 dE=-dU，亦即 dE/dt=0 隱含 dU/dt=0，故當 dU/dt=0 時之失業率即為自然失業率。

$$(L-U+V)[am(U,V)-q(L-U)]=sK(L-U) \qquad (12)$$

(12)式代表的是安定狀態下失業人數和空缺人數之間的關係，也是在勞資雙方配對後的安定均衡，所以如果我們在失業率和空缺率的平面上，將(12)繪成圖形，它代表的正是 Beveridge 曲線（參見第三節的圖四和圖五）。我們接著要問的問題是：如何利用這條曲線來分析台灣失業的來源？此外，台商群起赴大陸投資之後所產稱的磁吸效應又要如何看待？

我們對不同來源的外在衝擊對 Beveridge 曲線的影響，做了不同的假設，然後再由實際資料的動態變化，來判斷主要的衝擊是什麼。套一句計量經濟學的術語，我們的認定假設(identification assumptions)如下：當經濟體系出現總體行為衝擊時，我們可以將其視作總合需求面或是總合供給面的波動所造成。但無論是來自需求面還是供給面的因素，當景氣變壞時（譬如一單位的 c 下降），我們假設它會使失業人數上升（在勞動力固定下，這也表示失業率上升），而且因為廠商僱用新員工意願下降，也同時使空缺人數減少（在勞動力固定下，這也表示空缺率下降），這些事實上就是假設 $c=\pi_1/(\pi_0+\pi_1)$所得到的結果。因此失業率和空缺率在此衝擊下會呈現反向變動，亦即會在某一條 Beveridge 曲線附近作“線上移動”。而當經濟體系產生重配置衝擊時，譬如一單位負向的衝擊（s 下降），這會使勞資雙方媒合的機率，因求職或求才的機會下降而降低。而媒合機會的減少，自然會使得失業率和空缺率同時增加。

舉例來說，假設某甲在 A 產業工作一段時間之後，因為 A 產業變成夕陽產業而準備跳槽。後來他發現 B 產業較有前景，於是在 B 產業出缺後，便換了跑道。由於某甲從 A 產業離職，因此失業增加了一個人，但其原有職位也同時空了出來，於是空缺也同時多了一個。此外，在 s 下降的情況下，由於媒合機率降低，所以 B 產業有缺出來後，也不一定就能補實，這更有可能造成失業人數和空缺數上升或至少不變。於是我們會觀察到空缺率和失業率呈現同方向變動，也就是說 Beveridge 曲線會呈現“整條線（向東北方）的移動”。

不過以上的認定假設在我們討論台商資金外移大陸時，還需要作一些修正和補充，否則即使我們觀察到 Beveridge 曲線有“西南-東北”方向的移動時，

我們還是不能確定這樣的產業結構改變，究竟和大陸磁吸效應有沒有直接的關係。譬如在 Lilien (1982)，Abraham and Katz (1986)，Blanchard and Diamond (1989)等學者的研究中，他們當然不可能去考慮大陸的磁吸效應，所以勞工在部門間移轉可能只是基於國內本身的因素，和產業外移到另一個經濟體沒有什麼關係。和這些學者不同的地方是，本文假設當台商將資金或工廠外移到大陸時，由於會立即減少對台灣本地勞工的僱用，因此會直接使失業人數增加（註六)，但是因為工廠或是資金已經外移，已經沒有缺可以補，而即使原來有缺，也不一定會補，所以空缺不會減少；就算遇缺補實，也是派赴大陸工作，所以在台灣本地已經不會有新的空缺產生。於是因投資大陸而產生的產業結構變化，便不會對空缺數產生什麼影響。因此我們對大陸投資效應的認定假設就是：失業人數增加，但空缺數幾乎不變，而這也會使 Beveridge 曲線作整條線的移動，只不過現在是“水平的移動”，而非之前的“西南-東北”方向的移動。在這些認定假設下，我們就可以從 Beveridge 曲線移動的方式來判斷對失業的主要衝擊來自何種因素。如果是線上的移動，衝擊主要來自國際或國內景氣的波動；若是整條線作“西南－東北”方向的移動，則衝擊主要來自產業結構改變，但不必然和大陸磁吸效應有關；而若整條線作“水平的移動”，則衝擊主要來自產業結構改變，而且和大陸磁吸效應有關。

到目前為止，我們都假設勞動力是固定的，但實際上勞動力是會變的。如果放寬這個假設，讓勞動力(L)可以變動，且假設每一期勞動力的外在衝擊為 f（代表模型無法控制或預測的變數)，則可假設勞動力的動態調整過程如下：

$$\frac{dL}{dt} = a\left(\frac{dE}{dt}\right) + f, 1 > a > 0 \qquad (13)$$

註　六：廠商外移後若獲利不錯，也許會在台灣設立研發中心，或是將利潤回饋台灣，這些都有可能“間接”使台灣的就業人數增加。不論是否如此，這些都不會在當期立即實現，亦即不會在當期“直接”使僱用人數增加，但是會反應在長期動態的效果中。我們的認定假設是捕捉其當期的反應，而將長期動態的反應留在 VAR 的衝擊反應(impulse response)分析中去討論。

由(8)、(9)和(13)式，可得L，U，V的動態聯立方程式：

$$\frac{dL}{dt}=-\left(\frac{a}{1-a}\right)\left(\frac{dU}{dt}\right)+\left(\frac{1}{1-a}\right)f \tag{14}$$

$$\frac{dV}{dt}=-am(U,V)+q(L-U)+\left[\frac{s}{1-c}\right](K-V-L+U)-\left(\frac{s}{c}\right)V \tag{15}$$

$$\frac{dU}{dt}=-(1-a)am(U,V)+(1-a)\left[q+\left(\frac{s}{c}\right)\right](L-U)+f \tag{16}$$

在此勞動力可變的模型中，一共有總體行為衝擊(c)，重配置衝擊(s)，和勞動供給衝擊(f)等三個外在衝擊會影響到 L，V，U 等三個變數的動態表現。再第三節的實證模型中，我們會說明如何利用 VAR 模型來描述 L，U，V 等變數因 c，s，f 等衝擊所產生的反應。此外，我們因為還要討論台商赴大陸投資的效果，所以在實證分析時，會比較兩組三變數 VAR 模型；一組是前述的(L，U，V)，而另一組則是(I，U，V)，其中代表赴大陸投資的變數 I 會取代 L。

參、實證方法與架構

在均衡失業模型架構下，我們當然可以將均衡解出來，或作一些模擬，以便了解 Beveridge 曲線和各個內生變數如何受到外在衝擊的影響。不過本文更關心的是失業的來源，而判斷其來源又必須討論 Beveridge 曲線是如何隨時間和外在衝擊而變動，所以一個比較直接又簡單清楚的分析方法，就是利用 VAR 模型中的衝擊反應函數(impulse response function)來描述這些動態反應過程。然而只有衝擊反應分析還不夠，我們還必須從經濟模型中作一些認定假設，如此才能解讀衝擊反應分析所得到的動態模擬結果。在得到這些結果前，我們要先討論如何利用結構向量自我迴歸(structural VAR)模型和縮減式向量自我迴歸(reduced-form VAR)模型之間的關係，來作認定的假設，並說明這些

假設的經濟意義，以及如何利用一般化動差法(generalized method of moments, GMM)去估計因認定假設而產生的參數（註七）。

假設 X 向量和 Z 向量有如下的結構 VAR 關係：

$$X = B(L)Z \tag{17}$$

其中 $B(0) = B_0$, $X = [L,U,V]'$, L 為勞動力，U 為失業人數，V 為空缺人數。

$Z = [f,s,c]'$,f 為勞動力衝擊，s 為重配置的衝擊，而 c 為總體行為衝擊。B(L)為由落後運算元素(lag operator)所構成的矩陣。根據 Wold 分解定理(Wold Decomposition Theorem)，我們知道若 Z 是一個定態時間序列，則必定存在一個無窮階的移動平均表示法(moving average representation)：

$$Z = C(L)e \tag{18}$$

其中 $E(ee') = V$,且假設 C(0)標準化為一個單位矩陣。$e = [e_f, e_s, e_c]$, e_f ， e_s 和 e_c 分別為 f，s 和 c 的“white noise”。將(18)代入(17)可得：

$$X = A(L)e \tag{19}$$

其中我們假設 $A(L) = B(L)C(L)$。(19)式就是我們的結構 VAR 模型，它代表經濟理論（本文中即為均衡失業模型）所隱含各變數之間的動態關係。但是如同 Sims (1986)所說，一般我們若直接用結構 VAR 來討論動態關係，不僅比較複雜，而且其衝擊反應函數的結果也不易解釋，因為各個外在衝擊之間有非常複雜的交叉和跨期的互相影響，必須作許多額外的技術上的處理。但是若只用縮減式 VAR 模型來討論，又無法和經濟結構模型取得直接的關聯，這是因為縮減式 VAR 模型的設定和經濟模型幾乎無關，許多不同的經濟模型都可以對應到完全相同的縮減式 VAR 模型。為了解決這個兩難的問題，Sims 提供了一個折衷

註　七：本文實證的步驟基本上和 Blanchard and Diamond(1989)類似，但在討論台商赴大陸投資因素時作了一些修正。Sims (1986)一文可能是最早討論結構 VAR 和縮減式 VAR 關係的論文，其方法和 Blanchard and Diamond 大致上是相同的。

的方法，而此方法可以同時利用到兩種 VAR 模型所提供的訊息。我們知道在一般縮減式 VAR 模型中，各變數之間的關係可描述如下：

$$X = D(L)h \qquad (20)$$

其中 $E(hh') = \Sigma$，且假設 D(0)標準化為一個單位矩陣。X 向量為模型所關心的變數（譬如(L，U，V)），$h = [l, u, v]'$，l，u，v 分別為 L，U，V 每期創新的部分(innovation)。在(20)式中，D(L)矩陣和經濟理論沒有什麼直接關係，它只是代表各變數之間的一個一般化的動態統計關係，所以其實我們可以賦予它許多種不同的經濟解釋，因此對於要了解失業來源的目的而言是不夠的。好在我們可以透過結構和縮減式 VAR(即(19)，(20)兩式)之間的關係，得到一個統計上比較簡單，而經濟意義又比較好解釋的表達方式。

由於 C(0)和 D(0)都被標準化為一個單位矩陣，因此在當期（沒有落後期出現時）比較(19)和(20)兩式可得 $h = B_0 e$，再代回(19)，(20)可得 $A(L) = D(L)B_0$。所以如果我們能從資料中估計出 B_0 矩陣，再加上可由資料直接估計出縮減式 VAR 模型中的參數矩陣 D(L)，最後就可導出結構 VAR 模型中的 $A(L)$矩陣（註八）。B_0 矩陣的估計涉及到認定的問題，也就是說我們必須先作模型認定的假設，然後在此假設下去估計 B_0 矩陣。我們的認定假設如下：

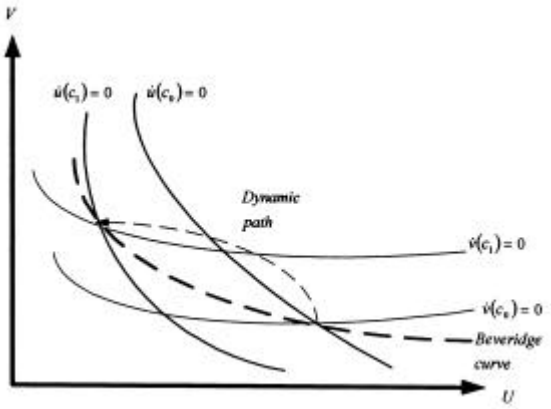
$$\begin{aligned} l &= q(-e_f + ae_c) + e_f \\ l - u = e &= be_s + e_c \\ v &= -\varepsilon_s + \alpha\,\varepsilon_c \end{aligned} \qquad (21)$$

其中 θ，α，λ，β 都是大於 0 的參數，它們所構成的矩陣就是 B_0 矩陣。在(21)式中，我們並沒有明顯地把台商赴大陸投資的因素考慮進來，不過稍後我們會作另外一個認定假設，以便能將此因素納入考慮。如同我們在第二節中的討論，根據(21)式，我們假設一單位正向的總體行為衝擊(ε_c 上升一單位)，譬如國際景氣轉好，會直接使失業率的創新部分(u)下降一單位，並同時使空缺率

註　八：我們利用 GAUSS 軟體寫了一個簡單的程式來計算 A(L)矩陣，如此便可得到結構 VAR 的衝擊(即 ε 向量)對內生變數(即 X 向量)的影響。有興趣者，可向作者索取該程式。

的創新部分(v)上升α單位，失業率和空缺率在此衝擊下呈現反向變動。 一單位正向的重配置衝擊(ε_s 上升一單位)，譬如產業結構改變造成勞工在部門間移轉，會直接使失業率的創新部分(u)下降β單位，並同時使空缺率的創新部分(v)下降一單位，失業率和空缺率在此衝擊下呈現同向變動（註九）。最後，一單位正向的勞動力衝擊(ε_f 上升一單位)，譬如進入勞動市場的人數增加，只會使勞動力的創新部分(1)上升(假設 $0<\theta<1$)，但是不直接影響 u 和 v。

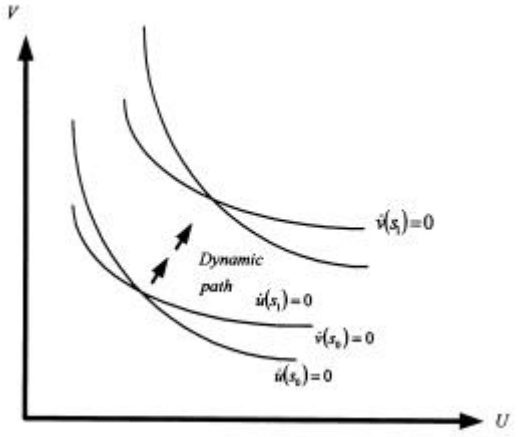
(2)式的設定自然不是唯一的，在維持對 Beveridge 曲線移動方式的基本前題之下，我們也嘗試一些其它可能的設定方式，不過由於結果差異不大，因此最後還是選取這組最簡單又能切合我們需要的假設。實證時，η向量可由縮減式 VAR 求得，於是(2)式中的參數，即 B_0 矩陣，便可由 GMM 估計得知（註十）。為了使 Beveridge 曲線的動態調整過程，以及認定假設對此曲線的影響更清楚，我們利用圖四和圖五來作說明。在圖四中，一個正向的總體行為衝擊使得 Beveridge 曲線產生了線上的移動；而在圖五中，一個負向的重配置衝擊使得 Beveridge 曲線（圖中未標出）產生了整條線向東北方的移動。



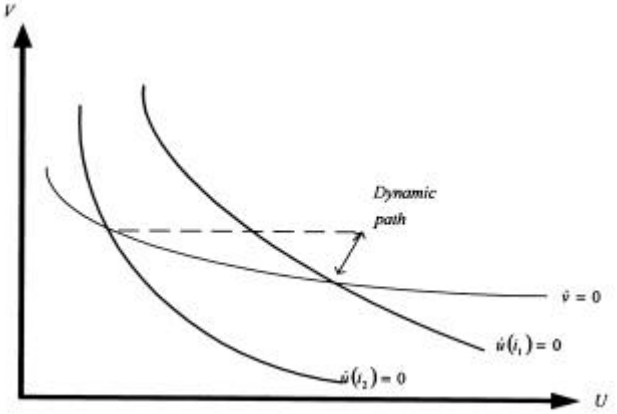
圖四　正向總體行為衝擊的認定假設

註　九：此處的解釋和第二節的例子相同。事實上 s 或 εs 的上升代表的是求職或求才的機會增加，而這會使得勞資雙方媒合的機率上升，所以才會使得失業率和空缺率同時下降。第二節的例子是產生一單位負向重配置衝擊的情形，亦即 s 或 εs 下降的例子。

註　十：我們當然還必須從(2)式中導出母體正交條件(population orthogonality conditions)，並選取工具變數，以便進行 GMM 估計。詳細計算和推導過程可向作者索取。



圖五　負向重配置衝擊的認定假設



圖六　台商增加赴大陸投資衝擊的認定假設

我們接著來討論台商赴大陸投資對失業的影響。這個議題不僅是經濟學者關切，也是一般社會大眾和輿論的焦點，但因涉及政治和意識型態等種種複雜的爭論，使得原屬於經濟層面的問題逐漸模糊了焦點。我們不能很天真地認為經濟和政治是可以清楚分離的，但是本文只打算也只能夠從經濟的層面來討論這個問題，希望能從客觀的經濟角度，了解一些基本的現象。本文只是做非常簡單的初步討論，還有非常多的問題得留待日後的繼續研究。

台灣早期赴大陸投資的廠商多屬傳統之中小型企業，投資規模不大，因此對台灣失業率的影響不大。但隨著中國大陸市場日趨開放，以及對岸極力鼓勵外資和台商到大陸投資發展，再加上中國大陸本身廣大內需市場的吸引力，使得各國的著名廠商紛紛將生產基地向大陸轉移，台商也跟隨世界大廠的腳步，看準中國大陸未來的發展，而大舉西進。近幾年來，赴大陸投資的台商多屬大型企業與上市公司，都想利用中國大陸作為進軍全球化市場的重要據點。這使得台灣主要的投資廠商由傳統產業提升為科技產業。在表一中我們整理了台商進軍大陸的一些基本概況。由此表中我們發現台商進入大陸投資之過程，恰好反映了台灣十幾年來在產業結構上的變化。在早期(1986-1990)，赴大陸投資的廠商主要是傳統的食品（譬如最近回台銷售的頂新集團"康師傅"泡麵）和玩具等產業。但從 1990 年代起，家電，紡織，以及高科技的產業都紛紛西進；而最近三商銀，合庫，中信銀等大型銀行也紛紛在大陸設置聯絡處或辦事處（分行的前身），所以金融服務業的登陸也是遲早的事。

表一　台商赴大陸投資概況

階段	時期	主要投資地區	主要投資產業	規模投資	代表企業
一	1986　1990年	汕頭、廈門	製鞋、玩具、食品	小	寶成、頂新
二	1991　1995年	廣東、北京、天津	紡織、食品、化工、家電	中	統一、聲寶、遠紡
三	1996　2000年	上海、江蘇、浙江	機械、IT、石化	大	明碁、華碩、奇美、台塑
四	2001年以後	上海、蘇州	IC、光電、通訊、軟件傳統產業(第二波)	大	宏力、茂矽、華映、仁寶

資料來源：2002 年亞太地區產業科技創新競爭與區位優勢分析國際研討會論文集

為了探討近年來台商赴大陸投資如何影響台灣的失業和空缺情況，我們考慮了一組有赴大陸投資變數的 VAR 模型，以進行實證分析。為了簡化起見，此處我們仍然維持三變數的 VAR，將勞動力這個非關鍵變數拿掉，保留失業和空缺兩個不可或缺的變數，另外再加上 I 代表台商赴大陸投資的變數（註十一）。所以我們現在可以假設 $X=[I,U,V]$， $Z=[i,s,c]$，s,c 仍然分別為結構 VAR 中的重配置衝擊和總體行為衝擊，i 則為赴大陸投資的（結構 VAR）衝擊。而除了 X,Z 兩向量的變數稍有變動之外，(17)-(20)各式都不變。但是我們必須對認定假設作如下修正，才能區別失業的來源，不致和原有因素 s,c 混淆：

$$
\begin{aligned}
i &= e_i + f e_c \\
u &= e_s - a e_c + g e_i \\
v &= b e_s + e_c
\end{aligned}
\qquad (22)
$$

其中各參數仍假設為正值。ε_s 和 ε_c 的假設仍和(20)是相同，但是我們假設 ε_i 直接影響失業率的縮減式衝擊或創新(u)，但是不直接影響空缺率的縮減式衝擊或創新(v)；一單位赴大陸投資的結構 VAR 衝擊 ε_i 上升，直接使 u 上升 γ 單位，但不直接影響 v。

這個認定假設的經濟意義是說，赴大陸投資的台商或是因為台灣勞動，土地，或租稅的營運成本上升，於是關廠歇業，轉向西進（如許多傳統產業），或是將部分製造部門移往大陸以降低成本（如許多科技產業），其直接效果都會造成台灣失業率上升。而由於這些廠商不是關廠歇業，就是將部分部門移往大陸，因此不會產生新的空缺；或是即使有缺，也因競爭力下降而遇缺不補，或即使補實也是派赴大陸工作，對台灣的空缺沒有影響。所以我們假設 ε_i 上

註十一：我們當然也可以考慮 X＝(L，I，U，V)等四變數的 VAR，但除了比較複雜之外，還有一個不可忽略的缺點，那就是認定的問題變得不好解決。因為我們關心的是結構 VAR 的衝擊對 X 向量變數的動態影響，當變數愈多時，就愈難單純由 Beveridge 曲線的移動，來判斷衝擊的主要來源為何。而且變數多時，認定假設既不容易設定和估計，也不容易解釋。

升不直接影響 v。圖六顯示在此認定假設之下，一單位赴大陸投資的結構 VAR 衝擊 εi 上升，譬如更多的廠商（如前述之金融服務業）增加其在大陸的投資，會使 Beveridge 曲線作水平的右移。這是因為它會直接使失業率上升，但不直接影響空缺率。於是我們從 Beveridge 曲線受各結構 VAR 衝擊影響的變動方式，就可以判斷主要的衝擊來源是什麼；用計量的術語來說，我們可從 Beveridge 曲線的動態調整過程，去認定其波動的主要來源為何。在下一節中，我們將報告利用台灣的資料所得到的一些實證結果。

肆、實證結果

我們的研究對象和期間為台灣地區民國 84 年 1 月至 91 年 6 月，共有 90 筆月資料之時間序列觀察值。所有變數的名稱及來源可詳見表二。其中幾個比較重要的變數，如失業人數，空缺數，以及新僱用人數等，我們用圖七表之。由於赴大陸投資的資料並不詳盡，而且為了配合空缺率的資料頻率，我們只能選取月資料，因此在我們的實證資料中，並未包含所有台商的投資金額，但應該接近實際的金額。此外，我們沒有遇缺不補的資料，所以實證時假設沒有這種情形發生。在 VAR 的分析中，我們得先確定各變數是否為定態(stationary)時間序列，否則會有一些統計或計量上的問題。最簡單的檢查方式是做 ADF 單根檢定(augmented Dickey-Fuller (unit-root) test)。由表三各變數之單根檢定表可知，赴大陸投資無單根，為定態時間序列。勞動力(L)、失業人數(U)和空缺數(V)的變動趨勢圖可知，勞動力和失業人數的走勢逐年攀升，而空缺數的走勢為逐年下滑。由表三單根檢定表得知，勞動力，失業人數和空缺數皆有單根；在一階差分後才無單根，為定態時間序列。

表二　模型變數之內容及資料來源

變數名稱	變數內容	資料來源
勞動力(L)	年滿15歲以上可以工作之民間人口包括失業及就業者。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
失業(U)	年滿15歲以上，　無工作，隨時可工作，且正在找尋工作的人數。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
失業率(UR)	失業者佔勞動力之比例。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
總受僱員工數(E)	就業勞動力。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
製造業受僱員工數(IE)	製造業分屬工業部門之內。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
服務業受僱員工數(SE)	批發零售、運輸、倉儲、金融保險、工商和社會服務業員工數。	AREMOS/MAN人力資源資料庫
赴大陸投資金額(I)	當月赴大陸投資金額扣除農業及服務業(約佔8%)的部分。	投審會統計速報
缺工數(V)	九大行業(工業及服務業)當月的缺工人數的加總。	勞動統計月報
缺工率(VR)	缺工人數/(缺工人數+受僱員工數)。	勞動統計月報
各業受僱員工進入率(a)	當月內進入之受僱員工數除以上月底受僱員工總數。	中華民國統計月報
各業受僱員工退出率(q)	當月內退出之受僱員工數除以上月底受僱員工總數。	中華民國統計月報
新僱用量(H)	為進入率乘以就業勞動力。	作者自行計算

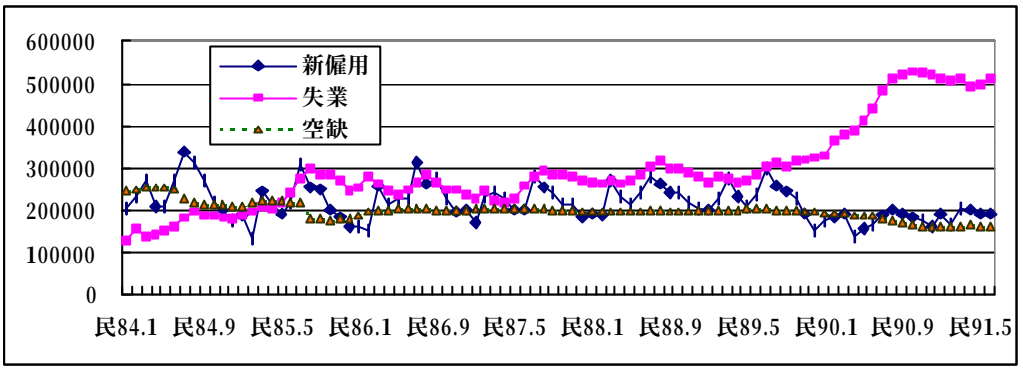
表三　各變數之單根檢定表(ADF)

變數名稱	水準值(level)	對數差分值
缺工數(V)	-1.566658	-7.806164**
失業數(U)	-0.467112	-6.413545**
勞動力(L)	-0.499243	-6.338364**
赴大陸投資[1](I)	-3.894081**	

註 1：僅包括工業投資部分，不含農業和服務業。

(**)表示在顯著水準 1%之下拒絕虛無假設。

單位：人



圖七　台灣地區新僱用、失業和空缺數據統計圖

註：資料期間為民國 84 年 1 月至 91 年 6 月。資料來源：新僱用為作者自行計算（新僱用＝非農業進入率乘總就業人口），失業數和空缺數為勞動統計年鑑和月報。

在討論 VAR 之前，我們得先利用資料估計 Beveridge 曲線，才能討論其動態表現。而要估計該曲線，又必須先估計配對函數，因為它是由配對函數導出。本文假設配對函數為對數線性函數，且勞資雙方配對需要一期才能完成，在這些假設下，我們可將配對函數(1)式寫成：

$$\ln(H_t) = a_0 + a_1 \times t + a_2 \times \ln(V_{t-1}) + a_3 \times \ln(U_{t-1}) + e_t \qquad (2)$$

其中 H 為新僱用人數。由於勞動市場瞬息萬變，因此在建構配對函數時，若採用月資料會較貼近真實的經濟社會。新僱用量的定義為：來自失業人口和非勞動力人口的就業流量，加上就業到就業的流量（跳槽者），減掉回鍋者(recall)的流量。但因受限於台灣沒有跳槽和回鍋的兩種統計數據，因此在建構新僱用變數上，我們採用主計處出版的薪資與生產力月報中的尋職率(a)和就業勞動力(E)來求算，因為尋職率乘就業勞動力就等於新僱用。(2)式的估計結果列於表四。

我們在估計(2)式時，假設它是一個固定規模報酬的函數。關於配對函數的規模報酬大小，文獻上並沒有一定的結論。Blanchard and Diamond (1989)

表四　台灣地區的配對函數

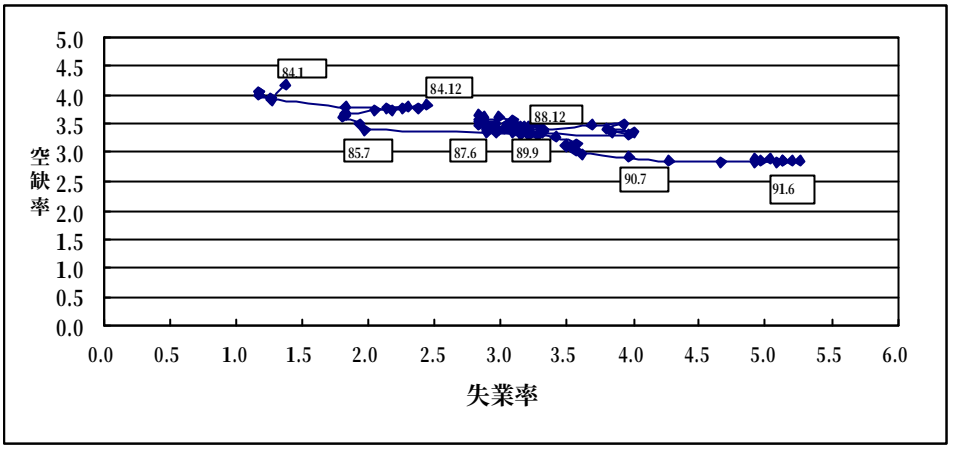
方程式	方法	截距項	時間	空缺數	失業	規模報酬	R^2
(23)	OLS	0.086 (1.84)	-0.001 (-0.92)	0.849 (9.49)	0.151 (1.69)	1.00	0.1808

註：括號內為 t-值。我們用 OLS 來估計，並加入固定規模報酬的限制(a2+a3=1)。

也是假設固定規模報酬。為了謹慎起見，我們也作了不對參數設限的估計，結果顯示空缺數對數值的係數估計值高達 1.378。因為此係數的經濟意義，不是代表廠商在決定工資時的相對議價能力（若從 Nash bargaining 的角度來看），就是代表廠商在配對過程中，所付出的時間或其它成本的相對比例。顯然這個估計值是過高了。所以我們在實證時，還是對(23)做了一階齊次函數的假設。有了配對函數的估計結果，我們便可以利用台灣的資料，來估計台灣近幾年來的 Beveridge 曲線。

如第二節所述，如果我們將滿足(12)式的 U 和 V 的組合畫在橫軸為 U，縱軸為 V 的平面上，便是 Beveridge 曲線。而在配對函數為一階齊次的假設下，(12)式左右可同除總人數，於是可以在橫軸為失業率，縱軸為空缺率的平面上，得到同樣的 Beveridge 曲線。(8)，(9)兩式可以完全描述 U 和 V 的動態過程，而(10)和(12)兩式則是此動態體系的安定狀態，其參數有些由估計配對函數得到，如表四所列，其中 $\alpha=a0+a1\times t$；其它參數則由資料去設算，因為在本文中並沒有實證模型可以去估計它們，其中 q 假設為製造業最小退出率(=0.0133)，為有生產力變成沒生產力的機率，假設為製造業平均退出率(=0.0241)，資料來源及說明請參見表二。我們將這些由配對函數估計出來的參數和由資料設算出來的參數，代入(10)和(12)式，聯立求解便可得由模型估計出來的 Beveridge 曲線。我們將實際的 Beveridge 曲線和估計出來的 Beveridge 曲線，分別列於圖八和圖九。

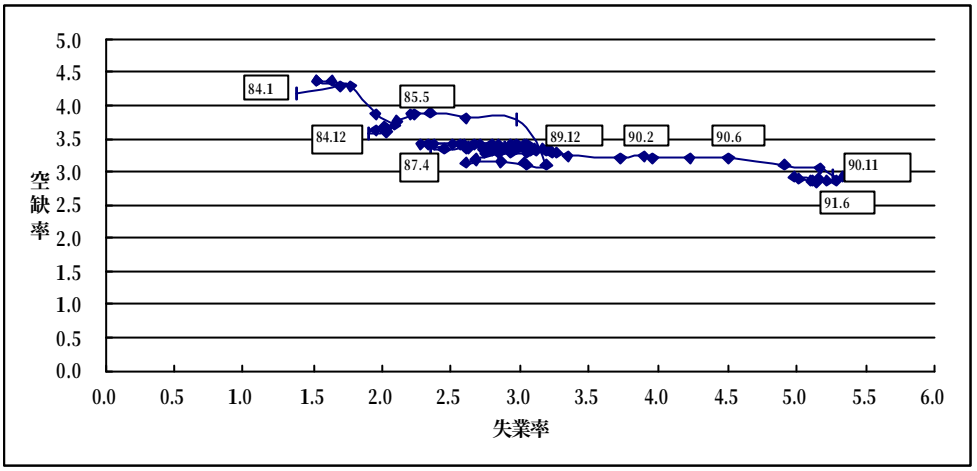
單位：%



圖八　台灣地區實際的 Beveridge 曲線

圖八顯示實際的 Beveridge 曲線為負斜率，但是在民國 84 年 12 月到 85 年 5 月，以及 86 年底到 89 年底，有以順時針方向在"東北-西南"這個方向移動的趨勢。而從 90 年 7 月至 91 年 6 月，Beveridge 曲線明顯地向東南方移動，使整條線明顯呈現負斜率。根據之前的討論，從台灣實際的 Beveridge 曲線變動的過程中，我們發現以下幾個主要的現象。一、在七年多的樣本觀察期中，曲線仍如 WilliamBeveridge 所預測為負斜率。二、大約在 1997 年亞洲金融風暴發生不久之後，Beveridge 曲線有順時針方向在“東北－西南”這個方向移動的趨勢，這表示台灣產業結構開始產生了比較明顯的改變，使得失業率和空缺率同向變動。三、約從 2000 年中開始，Beveridge 曲線明顯地向東南方移動，這表示國際或國內景氣開始明顯變壞，使得失業率和空缺率反向變動。這些資料所反映的現象，可用來和我們由配對函數所估計出來的 Beveridge 曲線作一個簡單的比較。如圖九所示，在估計的 Beveridge 曲線中，我們也發現了類似的現象；各個變化發生的時間點或許和實際資料不完全相同，但是都十分接近，而且其動態的變化也都符合實際 Beveridge 曲線所反映的三個現象。

單位：%



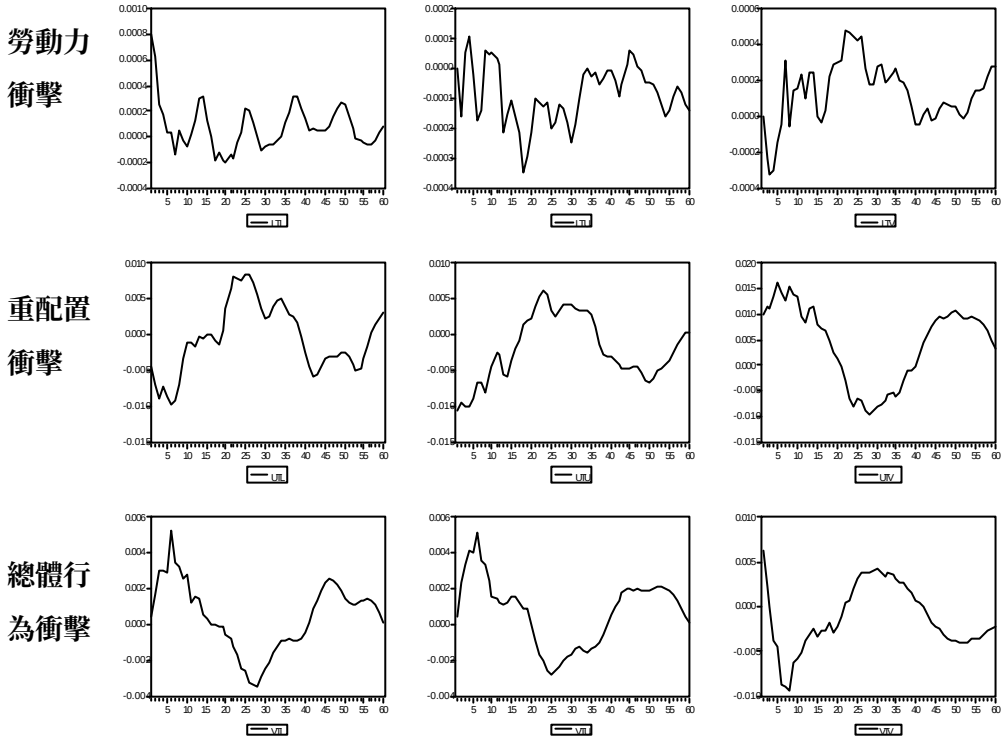
圖九　台灣地區估計的 Beveridge 曲線

圖九提供我們一個初步的比較基礎，但是還不夠清楚和明確。我們還需要知道各個不同的外在衝擊對 Beveridge 曲線的動態影響，以及台商赴大陸投資對台灣失業率的影響，這些都需要利用衝擊反應函數來作進一步的分析。我們先討論勞動力、失業和空缺三變數取對數但不作一階差分的例子（註十二）。其衝擊反應分析，分別列於圖十和表五（註十三）。

由圖表中我們發現，勞動力衝擊一開始會使勞動力上升，但不久又下滑，

註十　二：由於單根檢定告訴我們失業和空缺數可能有單根，為一非定態的時間序列，故會有一組例子，我們對失業和空缺數取對數做一階差分。然而或許因為資料樣本數不多，或是一階差分使得時間序列過度平緩(smooth)，因此我們同時提出另一組只取對數，但不做一階差分。結果發現，不做差分的那組結果比較好，這個結果和 Blanchard and Diamond(1989)的結論是一致的。

註十　三：圖十和表五事實上是同一個東西，都表示一單位標準差的外在衝擊產生時，對各個內生變數動態的影響，但兩種不同的表示方式，可以讓我們更了解衝擊反應的長期效果。因為我們在台灣實際和估計出來的 Beveridge 曲線中，都發現產業結構的部門移動效果“可能”從 1997 下半年開始，因此我們將衝擊反應的落後期數設為 60 期(即 60 個月或 5 年)，以充分捕捉 1997 年中到 2002 年中的動態變化。



圖十　勞動力、失業和空缺數三變數取對數的衝擊反應分析

註：LTL，LTU，LTV：ε_f對 L，U，V 的影響。UTL，UTU，UTV：ε_s對 L，U，V 的影響。VTL，VTU，VTL：ε_c對 L，U，V 的影響。

呈現穩定的上下波動；失業一開始也先下滑，隨即反彈而上；空缺也是先下而上。由圖中可發現，勞動力的圖形出現一小段一小段的平底，顯示勞動力出現停滯的狀態，相對應到失業的圖形，失業皆處於上升的階段，對此現象可能的解釋為失業人口多半仍停留在勞動力中，因此當有新工作或空缺出現時，勞動力就會上升。而重配置衝擊使勞動力在當期先下降後，就呈現向上攀升，失業也是先下降再上升，而空缺是先上再下，且空缺的變動幅度是最大。由圖形中發現，勞動力和失業的頂峰和其走向相當接近，而失業和空缺呈現反向變動，亦即勞動力增加，失業也增加，而空缺則下降。此外，失業達到高峰後，呈現

表五　勞動力、失業和空缺數三變數取對數的衝擊反應分析(續)

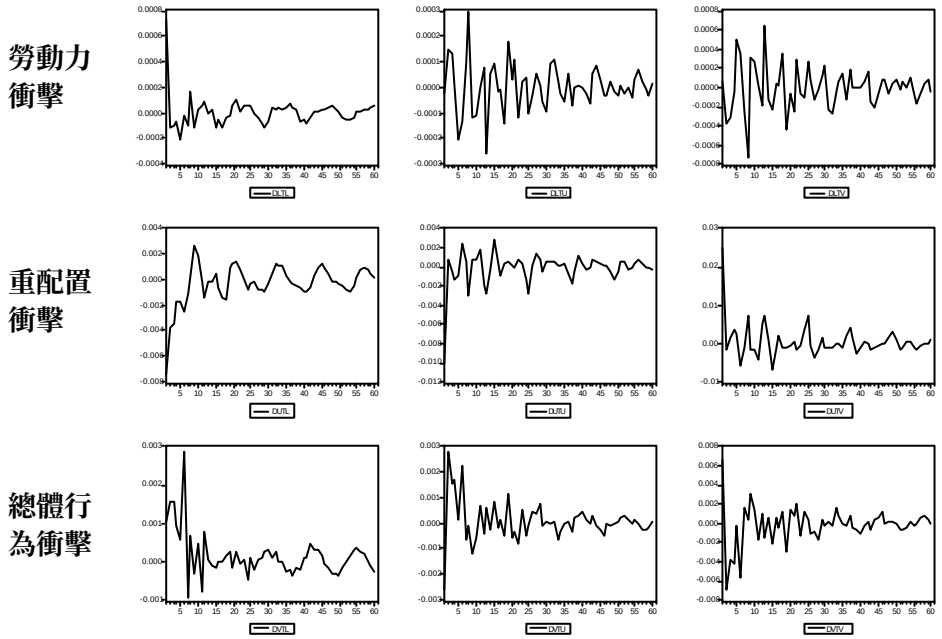
衝擊	月數	勞動力	失業	空缺數
勞動力衝擊	1	0.0007970	-0.0000002	0.0000002
(ε_f)	12	0.0001270	0.0000123	0.0000958
	36	0.0001910	-0.0000157	0.0002047
	48	0.0002140	-0.0000093	0.0000663
	60	0.0000860	-0.0001391	0.0002825
重配置衝擊	1	-0.0045520	-0.0107520	0.0099518
(ε_s)	12	-0.0016060	-0.0028929	0.0084789
	36	0.0028660	0.0011460	-0.0055599
	48	-0.0031400	-0.0052219	0.0093295
	60	0.0029760	0.0001679	0.0033179
總體行為衝擊	1	0.0004330	0.0004605	0.0063221
(ε_c)	12	0.0015260	0.0011925	-0.0038314
	36	-0.0008490	-0.0011969	0.0025404
	48	0.0021950	0.0019263	-0.0036334
	60	0.0000651	0.0000966	-0.0021938

很緩慢的下滑約有一年的時間，而空缺也在底部緩慢上升約有一年的時間。對此情形的可能解釋為重配置衝擊首先使沒生產力的部門快速萎縮，導致工作機會減少，失業增加，但隨時間經過，有生產力的部門也會創造出新工作，遂使空缺數隨之增加。最後在總體行為衝擊方面，一開始勞動力上升再下降，與失業的走勢相似，譬如頂峰和底部出現的時間點相同，且無長期效果。失業和空缺的走勢大致呈現反向變動，失業的頂峰和空缺的底部皆在一年內就出現，且空缺的底部在失業的頂峰發生後的三、四個月才出現。

至於在勞動力、失業和空缺三變數取對數再一階差分的例子中，其衝擊反應分析如圖十一和表六所示，它會使得衝擊之後的反應變的比較平緩，尤其在稍後的 Beveridge 曲線的動態分析的圖中，這種過度平緩的效果會看得更明

顯，所以我們不打算對這個結果作進一步經濟意義的說明，僅提供圖表作為參考。

接著我們討論台商赴大陸投資、失業和空缺三變數取對數的衝擊反應分析。其結果列於圖十二和表七。赴大陸投資衝擊增加，使短期失業人數和空缺數有較大的波動，但在大約 20 期（本文為月資料，故為 20 個月）之後，波動趨緩。由於勞動力也產生波動，因此我們不能確定此時失業率和空缺率，是否會因此而改變。不過我們還是可以就失業人數和空缺數作一些可能的解釋。如果將台商區分為兩種，一為台商在台灣本無工廠，直接赴大陸投資；二為台商



圖十一　勞動力、失業和空缺數三變數取
對數再一階差分的衝擊反應分析

註：LTL，LTU，LTV：εf 對 L，U，V 的影響。UTL，UTU，UTV：εs 對 L，U，V 的影響。VTL，VTU，VTL：εc 對 L，U，V 的影響。

表六　勞動力、失業和空缺數三變數取對數
再一階差分的衝擊反應分析（續）

衝擊	月數	勞動力	失業	空缺數
勞動力衝擊	1	0.0007250	-0.0000280	0.0000695
(ε_f)	12	0.0000873	0.0000738	-0.0001830
	36	0.0000662	0.0000536	-0.0001329
	48	0.0000589	0.0000230	-0.0000570
	60	0.0000505	0.0000165	-0.0000410
重配置衝擊	1	-0.0074060	-0.0100808	0.0249999
(ε_s)	12	-0.0014020	-0.0019946	0.0049462
	36	-0.0002010	-0.0007628	0.0018911
	48	-0.0001150	-0.0005527	0.0013702
	60	0.0001120	-0.0003776	0.0009359
總體行為衝擊	1	0.0010520	-0.0026300	0.0065260
(ε_c)	12	0.0007540	-0.0004086	0.0010139
	36	-0.0001970	0.0000818	-0.0002031
	48	-0.0003200	-0.0000796	0.0001974
	60	-0.0002680	0.0000149	-0.0000373

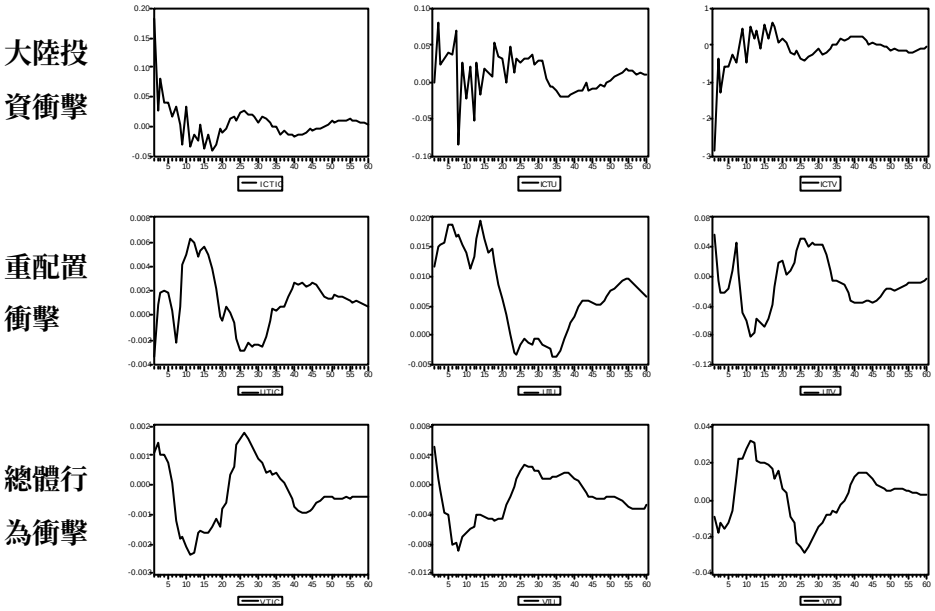
在台灣有工廠，但可能全部或部分移至大陸投資。兩者在長期都不致造成失業率或空缺率減少。這是因為赴大陸工作人數的增加，使台灣的勞動力降低，故只會有短期失業人數的波動，而不會有長期失業率明顯的改變。空缺數方面的推論也類似：直接赴大陸投資者，本來在台灣就沒有空缺需要招募人才；而短期空缺數的波動主要來自第二種投資者，當他們將部份或全部事業移往大陸時，自然減少了原應在台招募的員額，這使得缺變少了。但由於勞動力也跟著減少，這使得空缺率在長期不會有明顯的變動，而大部分的波動都在短期反映出來。

當發生重配置衝擊時，對赴大陸投資的影響較小，對台灣的失業和空缺的影響較大，如圖十二所示，當赴大陸投資為最低點時，失業也為最低點，空缺為最高點，對此現象的可能解釋為，赴大陸投資或多或少多吸引原本在台灣投

資發展的工廠外移，以致產生工作機會減少，失業增加，所以赴大陸投資減少，反使失業下降，空缺上升。

最後在總體行為衝擊方面，赴大陸投資當期先上升再下降，失業當期也是先上升再下降，空缺當期先下降再上升，三變數的關係為赴大陸投資和失業呈現同向變動，而失業和空缺呈現反向變動，且空缺的變動為最大。對此情況的可能解釋是當台灣的景氣面漸入佳境時，雖赴大陸投資金額會上升，但其上升的幅度可能不如國外或國內對本國的投資，因此在台灣的投資增加，就增加新工作的機會，遂使空缺增加，失業減少（註十四）。

在以上的衝擊反應函數分析中，我們看到了各個不同的外在衝擊對內生



圖十二　大陸投資、失業和空缺數三變數取對數的衝擊反應分析

註：LTL，LTU，LTV：大陸投資衝擊 εi 對 L，U，V 的影響。UTL，UTU，UTV：重配置衝擊 εs 對 L，U，V 的影響。VTL，VTU，VTL：總體行為衝擊 εc 對 L，U，V 的影響。

註十　四：在本文的初稿中，我們也討論了失業人數和空缺人數取對數作一階差分的情況，但由於赴大陸投資金額並不具有單根（參見表三），所以在一個三變數的 VAR 模型中有兩個變數取對數作一階差分，但另一變數卻不作任何處理。其衝擊反應函數也顯示有註十二中的平緩現象，但相較於前面考慮勞動力的例子，其平緩現象比較輕微。

表七　大陸投資、失業和空缺數三變數取對數的衝擊反應分析

衝擊	月數	大陸投資	失業	空缺數
大陸投資衝擊	1	0.184576	0.000000	-2.849244
(ε_i)	12	-0.014186	-0.053414	0.170494
	36	-0.013945	-0.018856	0.217514
	48	0.001164	-0.006443	-0.027278
	60	0.002216	0.010082	-0.026843
重配置衝擊	1	-0.003374	0.011598	0.056265
(ε_s)	12	0.005976	0.013370	-0.077252
	36	0.000629	-0.002630	-0.009819
	48	0.001540	0.005732	-0.019523
	60	0.000788	0.006345	-0.003674
總體行為衝擊	1	0.001126	0.005083	-0.009691
(ε_c)	12	-0.002299	-0.005575	0.030858
	36	0.000207	0.001519	-0.002914
	48	-0.000425	-0.001769	0.005678
	60	-0.000366	-0.002778	0.002672

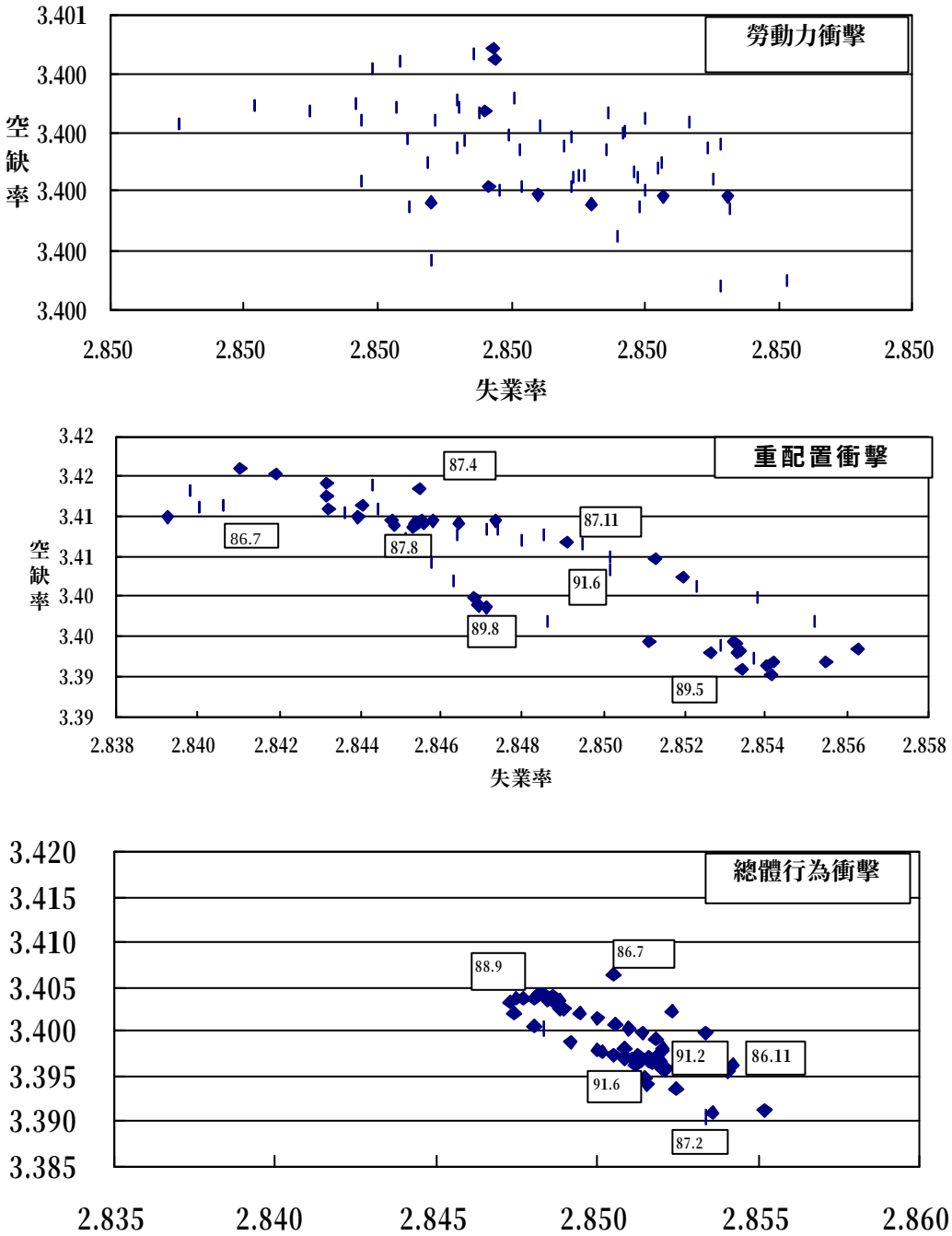
變數的影響，但是還是無法比較清楚地告訴我們，如何從動態的變化中去判斷失業的主要來源為何。因此我們還需要進一步探討各個外在的結構衝擊，對 Beveridge 曲線的動態影響，然後根據我們的認定假設，來判斷失業的主要來源，是那一個結構衝擊所造成。我們分別討論勞動力、失業數和空缺數三變數的衝擊對 Beveridge 曲線的影響，以及赴大陸投資，失業數和空缺數三變數的衝擊對 Beveridge 曲線的影響。其中前者仍然分成只取對數和取對數再作一階

差分兩個例子，而我們會發現一階差分有可能是過度差分了，因為它會使結果過度平緩，可能反而會扭曲一些時間序列的性質；而赴大陸投資那組則仍然只取對數，其理由仍如同註十四所述。

我們將勞動力、失業數和空缺數三變數取對數，對 Beveridge 曲線影響的例子列於圖十三，而將勞動力、失業數和空缺數三變數取對數再作一階差分，對 Beveridge 曲線影響的例子列於圖十四。在圖十四中可以明顯發現一階差分造成 Beveridge 曲線上的點，無論在那一個外在結構衝擊之下，都呈現極少的波動，雖然各點仍然排列在一負斜率的線附近，但是卻使我們不容易判斷失業率和空缺率的動態變化，所以我們將討論重點放在圖十三上。為了讓動態變化的方向更清楚，我們將衝擊反應所對應的時間點也標示在圖上。我們以 1997 年 7 月當作模擬的第一期，而以 2002 年 6 月（即資料的最後一期）當作模擬的最後一期，而 VAR 的落後時間為 60 期，如此便可模擬出一單位標準差的外在結構衝擊增加時，對當期直到 60 期之後的內生變數會有何影響。最後利用結構 VAR 和縮減式 VAR 之間的關係和認定假設，就可以求算出失業率和空缺率如何受到外在結構衝擊的影響，也就是如圖十三所示的結果。

在圖十三中我們發現，在重配置衝擊之下，Beveridge 曲線在 1998 年到 2000 年之間有明顯的“西南－東北”或正斜率方向移動的趨勢；而在總體行為衝擊之下，從 2000 年下半年到 2002 年中，“西北－東南”或負斜率方向移動的力量加強，使得 Beveridge 曲線又比較明顯向東南方延伸。根據我們的認定假設，我們大致可以得到如下的結論：如同台灣的資料所顯示（參見圖八），大約在亞洲金融風暴開始之後不久，從 1997 下半年起，尤其是 1998 年開始，台灣的失業率和空缺率有同時增加的趨勢，這使得 Beveridge 曲線向正斜率的方向移動。以經濟理論或我們的認定假設來說，這表示在這段時間產業結構改變所造成的部門移動效果，是造成失業率和空缺率同向變動的主因。而在 2000 年下半年以來則因為景氣變壞的因素加入，失業問題加速惡化，使 Beveridge 曲線迅速向東南方延伸，反映出失業率增加，但空缺率卻減少的反向變動關係。

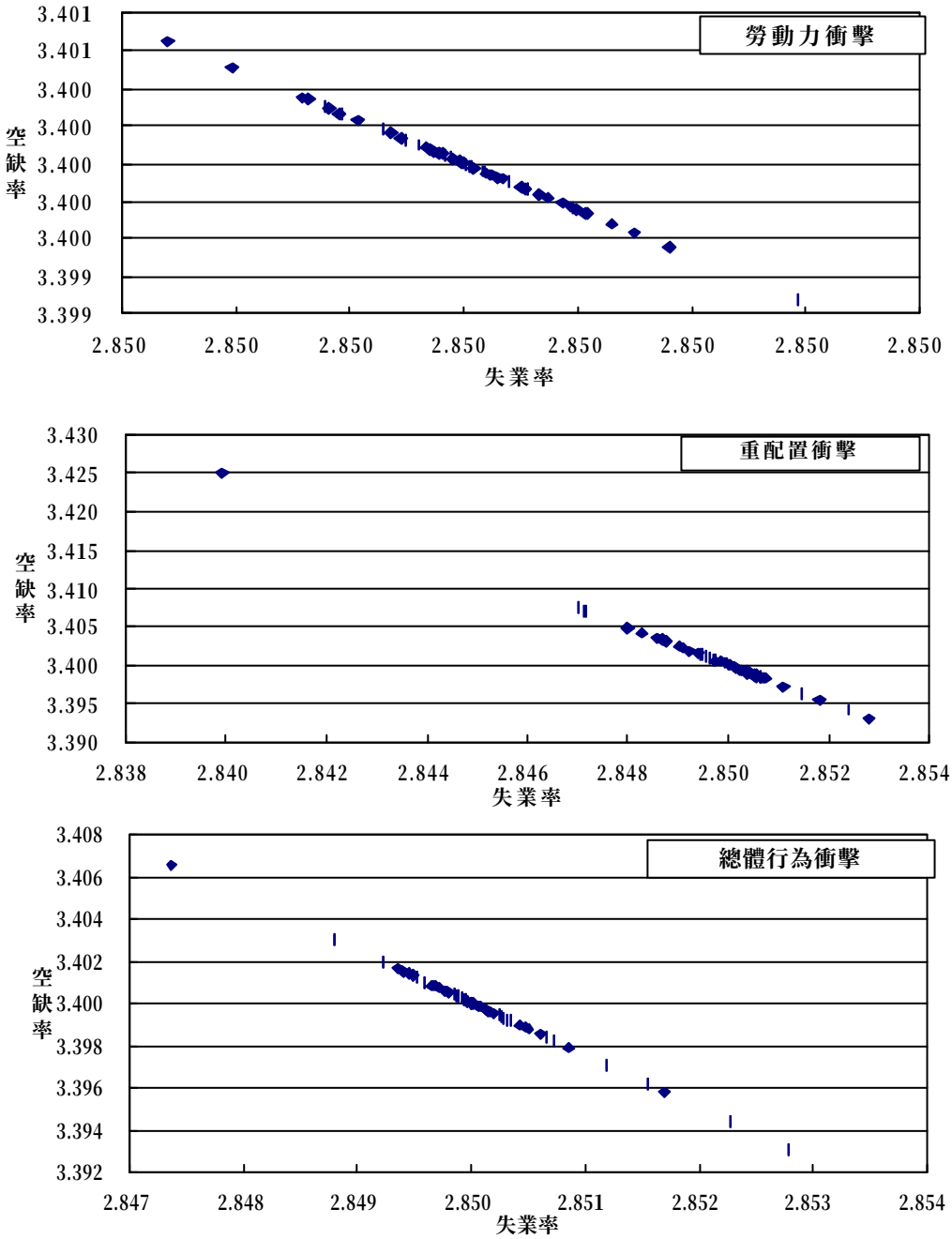
單位：%



圖十三　結構衝擊對 Beveridge 曲線的影響

註：勞動力，失業人數，空缺人數都取對數。

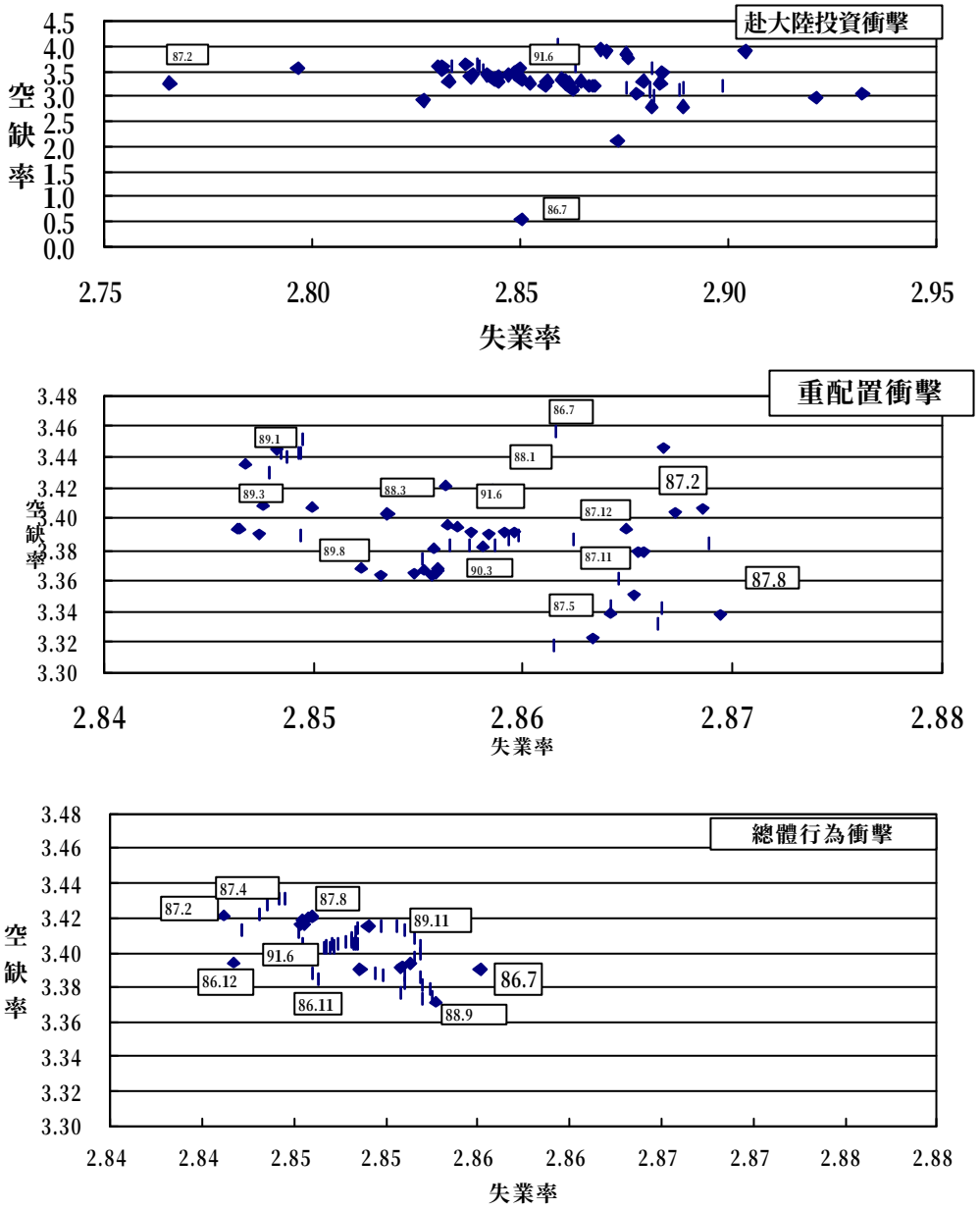
單位：%



圖十四　結構衝擊對 Beveridge 曲線的影響

註：勞動力，失業人數，空缺人數都取對數再作一階差分。

單位：%



圖十五　結構衝擊對 Beveridge 曲線的影響

註：赴大陸投資金額，失業人數，空缺人數都取對數。

當我們考慮台商赴大陸投資的因素之後，如圖十五所示，赴大陸投資的衝擊會使 Beveridge 曲線變得比較平坦，這正符合我們的認定假設：台商赴大陸投資會直接使失業率上升，但不會直接影響空缺率。另外一個明顯的現象是，考慮赴大陸投資的因素之後，相對於圖十三，在重配置衝擊和總體行為衝擊這兩個圖上，Beveridge 曲線在正斜率的方向有比較多的移動力量。這個結果顯示赴大陸投資這個因素，的確會加速台灣產業結構的改變，使一些產業會移向對岸，而加重重配置衝擊或是部門移轉衝擊的效果。

伍、結論

本文利用勞資雙方的配對函數和 Beveridge 曲線，來研究台灣自 1995 年 1 月以來的失業現象。實證結果顯示在 1997 下半年開始，台灣失業的主要成因是產業結構的改變，但因為產業結構改變所導致勞工在部門間的移轉，是一個比較長期的效果，因此直到 2000 年初，台灣的失業率雖有上升，但還不至於有大幅度顯著的增加。但從 2000 年中以後，由於國際和國內的景氣都開始轉壞，而產業結構改變所導致的部門移轉效果，因為愈來愈多的台商相繼赴大陸投資，而仍然繼續發生作用，使失業率上升，因此在這兩個因素同時發酵之下，台灣的失業率在 2001 年開始就產生了大幅度的上升，至今還沒有下降的趨勢。大陸磁吸效應的確對台灣的失業產生影響，但是這個影響並不是最近這一兩年才產生的，而是至少從 1997 年就開始的。但是這種產業外移所造成的結構性失業的上升，是一種長期的現象，因此若是沒有近兩年多來國際和台灣本身景氣變壞的因素同時發生，台灣的失業雖然仍會因大陸磁吸效應而緩步上升，但還不至於急速惡化到超過 5%的高水準。當我們在探討這個重要問題時，這些由 Beveridge 曲線所得到的實證結果，或許可以提供我們一個思考台灣失業問題的角度，當然它本身也有一些限制。

首先，在本文的理論架構下，我們並未考慮勞工之間的異質性。高素質和低素質勞工在面對產業結構和景氣變化時，他們的反應當然是不一樣的，這是

本文以後應該要納入考慮的地方。其次，我們並沒有將廠商的投資行為明顯描述出來，而勞動和資本之間的替代或互補性，在本文中也沒有交代，而這些因素都有可能會影響失業率的決定。這些都是我們未來努力的方向。

93.01.12 收件
93.04.23 修改
93.05.20 接受

附錄

我們在此附錄中，將台灣赴大陸投資占所有對外投資的比例，以圖表的方式列出，資料來源如同表二所列，為經濟部投資審議委員會的統計速報。

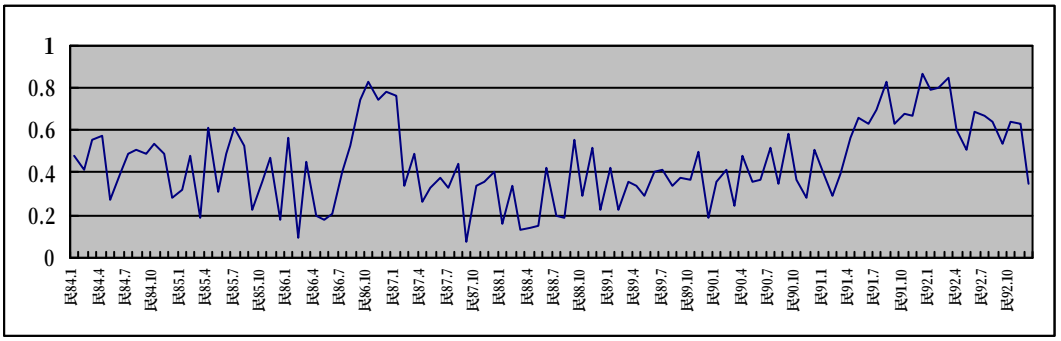


圖 A　台灣赴大陸投資佔對外總投資（包括大陸）比例

參考文獻

1. 林慈芳(2002), “自然失業率之分析與對策,”自由中國之工業, 頁111-129.
2. 許振明(2001), “國內失業原因與對策之探討,”國家政策論壇, 頁159-170.
3. 陳明郎(1992), “造成高失業率的原因與其對策——均衡搜尋模型,”經濟論文叢刊, 頁241-266.
4. Abraham, K. G. and L. F. Katz (1986),"Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?" *Journal of Political Economy*, 94, 507-522.
5. Blanchard, O. J. and P. A. Diamond (1989), "The Beveridge Curve," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-60.
6. Jermann, U. J. (1998),"Asset Pricing in Production Economies," *Journal of Monetary Economics*, 41, 257-275.
7. Lilien, D. M. (1982), "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, 90, 777-793.
8. Merz, M. (1995), "Search in the Labor Market and the Real Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, 36, 269-300.
9. Moen, E. R. (1997), "Competitive Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, 105, 385-411.
10. Mortensen D. T. and C. A. Pissarides (1999a), "New Development in Models of Search in the Labor Market," in O. Ashenfelter and D. Card, ed., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Amsterdam: North-Holland.
11. Mortensen D. T. and C. A. Pissarides (1999b),"Job Reallocation, Employment Fluctuations and Unemployment," in J. B. Taylor and M. Woodford, ed., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland.
12. Pissarides, C. A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed., Cambridge, Massachusetts: the MIT Press.
13. Sims, C. A. (1986),"Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Winter, 2-16.

An Empirical Study of the Recent Unemployment in Taiwan

Lin Mei-Hui* and De-Xing Guan**

Abstract

Since the second half of 2000 there has been a significant increase in the unemployment rate in Taiwan. Using Beveridge curve and vector autoregression (VAR) methods we discuss what are the main causes of this increasing unemployment. We found that, in the period between 1997 and early 2000, the factor responsible for the trend of unemployment has been the structural changes in Taiwan 's industries. But after that period there was a huge increase in unemployment rate and also a downturn in business cycles, and the shifts of domestic firms to mainland China have been more important factors for the increase in unemployment after late 2000. We use the Beveridge curve to document these observations, and also test some identification hypotheses with the monthly data of unemployment and vacancies in Taiwan.

Keywords: unemployment, sectoral shifts, reallocation effects, Beveridge curve

*Senior Clerk, International Bank of Taipei
**Associate Professor, Department of Economics, National Taipei University

Content

Ⅰ.Introduction
1.Structural unemployment
2.Cyclical unemployment
Ⅱ.A Theoretical Model
Ⅲ.The Empirical Framework
Ⅳ.Empirical Results
Ⅴ.Conclusions