台灣人力資源市場之失業率發生結構性斷層變動之計量檢定

王春源*

南亞技術學院校長、企管系教授

摘要

本文要分析台灣人力資源市場之失業率，在發生台海緊張與亞洲金融風暴的1996 年之後與換黨執政的 2000 年之後，產生很關鍵性的結構性斷層變動。本文設立 ARMA(1)、ARMA(2)與 ARCH(1)等計量模型，來估計檢定，發現：台灣人力資源市場之失業率之變化，在 1996 年與 2000 年發生結構性斷層變動之假設，在計量檢定上，是成立的。

關鍵字：結構斷層、ARMA(1)、ARMA(2)、ARCH(1)

*Email: banking@nanya.edu.tw Tel: 03-4361070#1402 Fax:03-4388198

AN ECONOMETRIC TESTING OF THE STRUCTURAL CHANGE OF UNEMPLOYMENT RATE OF TAIWAN'S HUMAN RESOURCES MARKET

Chun-Yuan Wang*

President and Professor, the Dept. of Business Management, Nanya Institute of Technology, Taiwan.

Abstract

This paper is attempted to analyze the critical occurrence of the structural change of the unemployment rate of Taiwan's human resources market in the episode of cross straits' strain and Asian financial crisis after 1996 and governance substitution by party alternation after 2000. We set up econometric models of ARMA(1), ARMA(2) and ARCH(1) to estimate and to test the structural change of the unemployment rate, and find that it is statistically significantly verified.

Keywords: Structural Change, ARMA(1), ARMA(2), ARCH(1)

*Email: banking@nanya.edu.tw Tel: 03-4361070#1402 Fax:03-4388198

壹、導論

本文目的在計量檢定台灣人力資源市場之失業率，是否在 1996 年後的台海兩岸緊張與亞洲金融風暴，以及 2006 年後的換黨執政期間，發生二次結構性斷層變動？而使台灣總體平均之自然失業率往上提高至社會難以承擔之重。

為達成本研究之目的，我們進行如下之研究步驟：

(1).設立計量檢定模型。

(2).作 ARMA(1)模型之估計與檢定。

(3).由 ARMA(1)模型求算自然失業率(NRU)。

(4).作 ARMA(2)模型之估計與檢定。

(5).由 ARMA(2)模型求算 NRU。

(6).作 ARCH(1)模型之估計與檢定。

最後，我們匯總 3 點主要發現，並提出 4 點政策性建議，期能福利各界勞工之求生發展。

貳、計量檢定模型

為探討台灣人力資源市場之失業率，在發生台海緊張與亞洲金融風暴的 1996 年之後與換黨執政的 2000 年之後，產生很關鍵性的結構斷層變動，我們採用時間數列計量模型之干預分析（intervention analysis）來作計量檢定（註１）。估計方法是設立一個失業率之自我迴歸移動平均模型（autoregressive moving average model, ARMA）。ARMA(1)模型利用過去最近一期的失業率，來預估當期的失業率，此即自我迴歸之意義。

我們令干預變數（intervention variable）VD_t 在 1996 年之前為 0，在 1996-2000 年期間為 1，在 2000 年之後為 2。此外，另令干預變數 V_t 在 2000 年之後為 1；在 2000 年之前為 0。VD_t 考慮台灣失業率在 1996 年與 2000 年產生二次劇烈之結構斷層；而 V_t 則只考慮台灣失業率在 2000 年產生一次劇烈之結構性斷層變動：

$$VD_t = \begin{cases} 2, \text{在2000年以後之期間。} \\ 1, \text{在1996}-\text{2000年期間。} \\ 0, \text{在1996年以前之期間。} \end{cases} \tag{1}$$

$$V_t = \begin{cases} 1, \text{在2000年與2000年以後之期間。} \\ 0, \text{在2000年以前之期間。} \end{cases} \tag{2}$$

我們令變數T_t代表要素生產力的變動與生產技術的變動，導致經濟潛在產出的變動趨勢（註 2），進而去影響失業率趨勢。

考慮到干預變數VD_t、V_t與產出變動趨勢變數T_t後，台灣失業率之 ARMA(1)估計模型，可分別表示為如下之 AR(1)模型：（註 3）

$$UR_t = C_{00} + \theta_1 UR_{t-1} + \lambda_{11} VD_t + \lambda_{21} T_t \tag{3}$$

$$UR_t = C_{01} + \theta_2 UR_{t-1} + \lambda_{12} V_t + \lambda_{22} T_t \tag{4}$$

式中，C_{oi}為常數項；θ_i為失業率之一階自我迴歸係數；λ_{1i}為干預變數之係數；λ_{2i}為產出變動趨勢變數之係數。本文之實證資料與圖示，列於附表 1 與圖 1。

參、ARMA(1)之計量估計與檢定結果

台灣在 1978-2006 的 29 年長期間，估計式(3)與式(4)所示之台灣失業率的 ARMA(1)模型，分別得到：

$$\begin{array}{lcccccccc} UR_t & = & 0.788 & + & 0.663UR_{t-1} & + & 0.475VD_t & - & 0.025T_t \\ & & SE=0.233 & & SE=0.147 & & SE=0.208 & & SE=0.016 \\ & & t=3.389 & & t=4.500 & & t=2.288 & & t=-1.517 \\ & & & & \beta=0.651 & & \beta=0.332 & & \beta=-0.113 \end{array} ; \begin{array}{l} R^2=0.911 \\ \overline{R}^2=0.901 \\ F=85.690 \end{array} \tag{5}$$

$$\begin{array}{lcccccccc} UR_t & = & 0.618 & + & 0.842UR_{t-1} & + & 0.389V_t & - & 0.039T_t \\ & & SE=0.247 & & SE=0.132 & & SE=0.349 & & SE=0.016 \\ & & t=2.503 & & t=6.386 & & t=1.115 & & t=-2.512 \\ & & & & \beta=0.827 & & \beta=0.144 & & \beta=-0.179 \end{array} ; \begin{array}{l} R^2=0.898 \\ \overline{R}^2=0.886 \\ F=73.272 \end{array} \tag{6}$$

迴歸方程式(5)隱含：

(1).以前一期失業率UR_{t-1}、1997 年前後亞洲金融風暴與 2001 年換黨執政產生二次劇烈之失業率結構變動VD_t，以及要素生產力和生產技術的變動T_t等變數，來解釋當期失業率UR_t之變化的能力，高達 90.1%。

(2).前一期失業率增減 1%，會影響下一期失業率升降變動 0.663%，其標準化後影響UR_t之係數$\beta = 0.651$，此在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。

(3).以 1996 年與 2001 年為台灣發生二次失業率結構斷層之檢定，並使 1978-2006 年期間之平均失業率UR_t提高 0.475%，其標準化後影響UR_t之係數$\beta = 0.332$，此在 95%之機率分配下，呈雙尾顯著。

(4).要素生產力與生產技術的變動T_t，每提高 1%，由於競爭力提升，帶來新商機，

擴增投資，此平均會使失業率下降 0.025%，其標準化後影響UR_t之係數$\beta=-0.113$，此在 90%-95%之機率分配下，呈雙尾顯著。

迴歸方程式(6)隱含：

(1).以前一期失業率UR_{t-1}、2000 年發生一次失業結構斷層變動V_t與要素生產力和生產技術的變動T_t等變數，來解釋當期失業率UR_t之變化的能力，達 88.6%。

(2).前一期失業率增減 1%，會影響下一期失業率升降變動 0.842%，其標準化後影響UR_t之係數 $\beta=0.827$，此在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。

(3).以 2000 年為台灣發生失業結構變動之檢定，在 85%之機率分配下，呈雙尾顯著；2000 年的失業結構變動，使 1978-2006 年期間的平均失業率UR_t提高 0.389%，其標準化後影響UR_t之係數$\beta=0.144$。

(4).要素生產力與生產技術的變動T_t，每提高 1%，由於競爭力提升，帶來新商機，此平均會 使失業率下降 0.039%，其標準化後影響UR_t之係數$\beta=-0.179$，此在 95%-99%之機率分配下，呈雙尾顯著。

比較迴歸方程式(5)與(6)之估計結果，發現：以 1996 年與 2001 年為台灣發生二次劇烈之失業結構斷層之檢定結果，其在解釋能力$\overline{R}^2$、顯著程度t值，以及標準化後之影響係數β值等統計量上，皆較僅以 2000 年斷層為佳。因此，台灣的人力資源市場之結構性失業劇變，可追溯到 1996 年後的台海緊張與亞洲金融風暴，以及 2000 年後的換黨執政等二次劇烈斷層。

肆、台灣自然失業率(NRU)的決定模型 ARMA(1)

由迴歸方程式(5)，可推論在長期均衡下，不發生失業結構斷層變動與生產技術變動，而使$VD_t\approx 0$與$T_t\approx 0$，而且，令前後期之失業率，處於靜止均衡之相等狀態下，即：$UR_t=UR_{t-1}=\overline{UR}$，則式(5)隱含：

$$\overline{UR}=0.788+0.663\overline{UR}=2.34(\%) \tag{7}$$

此失業率$\overline{UR}=2.34(\%)$，係在長期靜止均衡之假設下求解，可視為台灣在無1996年後之台海緊張與亞洲金融風暴與無2000年後之換黨執政所造成的二次失業結構斷層變動下之自然失業率(NRU)，其顯然應小於台灣在 2006 年全年之失業率 3.91%，這是回到一個社會較可容忍之失業率。

由迴歸方程式(6)，可推論在長期均衡下，不發生失業結構斷層變動與生產技術變動，而使$V_t \approx 0$與$T_t \approx 0$，而且，令前後期之失業率，處於靜止均衡之相等狀態下，即：$UR_t = UR_{t-1} = \overline{UR}$；將這些長期均衡之前提條件，代入迴歸式(6)，得到：

$$\overline{UR} = 0.618 + 0.842\overline{UR} = 3.91(\%) \tag{8}$$

此失業率$\overline{UR} = 3.91\%$，係在長期靜止均衡之假設下求解，可視為台灣在不發生 2000 年以後之失業結構一次斷層變動下之自然失業率(NRU)，其顯然高於 2000 年之前，失業結構尚未變動前之 NRU，以及式(7)所示不發生二次失業結構斷層變動之 NRU。令我們感動的是，此估算出來之 3.91%的 NRU，恰等於台灣在 2006 年全年之失業率。

另方面，我們尚作一條不考慮失業結構發生變化VD_t與V_t之台灣失業率UR_t的 ARMA(1)模型，得到：

$$\begin{array}{lcccc} UR_t = & 0.441 & + & 0.969UR_{t-1} & - & 0.047T_t \\ & SE=0.19 & & SE=0.066 & & SE=0.014 \\ & t=2.319 & & t=14.667 & & t=-3.285 \\ & & & \beta=0.952 & & \beta=-0.213 \end{array} \quad ; \begin{array}{l} R^2 = 0.893 \\ \overline{R}^2 = 0.885 \\ F = 108.273 \end{array} \tag{9}$$

比較迴歸式(9)與有考慮失業結構發生變化VD_t與V_t 之式(5)與式(6)，發現：

(1).式(5)與式(6)之整條解釋能力R^2與$\overline{R}^2$，皆較式(9)大。

(2).式(5)與式(6)之常數項，代表除了UR_{t-1}、VD_t或V_t與T_t等四個解釋變數以外之其他變數的總影響係數，其統計顯著程度t值，皆較式(9)大。

(3).因此，造成式(9)在靜止均衡狀態下之失業率$\overline{UR} = 0.441/1-0.969 = 14.23$，有背離常理之過大現象。由此推理，式(5)與式(6)之 ARMA(1)模型，考慮到台灣在 1996 年後與 2000 年後發生二次失業結構斷層變化之變數，應屬較佳之計量估計式。

伍、ARMA(2)之計量估計與檢定結果

假如台灣的當期失業率UR_t，會受前一年與前二年之失業率的影響，則失業率UR_t之計量估計迴歸式，便須設 ARMA(2)來估測，得到：

$$UR_t = \underset{\substack{SE=0.18\\ t=4.270}}{0.767} + \underset{\substack{SE=0.183\\ t=7.417\\ \beta=1.337}}{1.357UR_{t-1}} - \underset{\substack{SE=0.122\\ t=-4.569\\ \beta=-0.532}}{0.557UR_{t-2}} + \underset{\substack{SE=0.175\\ t=1.279\\ \beta=0.157}}{0.224VD_t} - \underset{\substack{SE=0.018\\ t=-3.626\\ \beta=-0.242}}{0.065T_t} \; ; \; \begin{array}{l} R^2 = 0.955 \\ \bar{R}^2 = 0.947 \\ F = 120.734 \end{array} \tag{10}$$

$$UR_t = \underset{\substack{SE=0.18\\ t=4.010}}{0.722} + \underset{\substack{SE=0.148\\ t=9.822\\ \beta=1.435}}{1.456UR_{t-1}} - \underset{\substack{SE=0.122\\ t=-4.824\\ \beta=-0.562}}{0.589UR_{t-2}} + \underset{\substack{SE=0.260\\ t=0.918\\ \beta=0.089}}{0.239V_t} - \underset{\substack{SE=0.015\\ t=-4.913\\ \beta=-0.275}}{0.074T_t} \; ; \; \begin{array}{l} R^2 = 0.953 \\ \bar{R}^2 = 0.945 \\ F = 116.667 \end{array} \tag{11}$$

迴歸式(10)隱含：考慮到台灣在 1996 與 2000 年後，發生二次失業率結構斷層變動VD_t與要素生產力、生產技術變動T_t後之台灣失業率 ARMA(2)模型，整體迴歸式之解釋能力$\bar{R}^2$，高達 94.7%。其中，VD_t之估計係數，在 85%-90%之機率分配下，呈雙尾顯著；其他的解釋變數T_t、UR_{t-1}、UR_{t-2}等之估計係數與常數項，皆在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。

迴歸式(11)隱含：考慮到台灣在 2000 年後發生失業率結構斷層變動V_t與要素生產力、生產技術變動T_t後之台灣失業率 ARMA(2)模型，整條迴歸式之解釋能力，高達 94.5%。其中，V_t之估計係數，在 80%-85%之機率分配下，呈雙尾顯著；其他的解釋變數T_t、UR_{t-1}、UR_{t-2}等之估計係數與常數項，皆在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。

比較式(10)與式(11)之解釋能力$\bar{R}^2$，以及干擾變數VD_t與V_t之估計係數統計量SE、t與β值，發現：式(10)所採用之發生二次失業率結構斷層變動VD_t為解釋變數之估測結果較優。

陸、台灣自然失業率(NRU)的決定模型 ARMA(2)

台灣失業率的 ARMA(2)模型式(10)之解釋能力，較 ARMA(1)模型式(5)之解釋能力高與顯著。假如台灣失業率的變化，甚接近式(10)之設定，即前 2 年的失業率，會慣性的影響到今年的失業率，且台灣失業率結構在 1996 年以後與 2000 年以後發生過二次斷層變動，若台灣失業率照式(10)之 ARMA(2)迴歸式發展，則台灣之自然失業率(NRU)，有 94.7%之解釋能力，將出現下面之高值：

$$\overline{UR} = 0.767/(1-1.357+0.557) = 0.767/0.2 = 3.835(\%)$$

，此約等於台灣在 2007 年 2 月之失業率 3.86%，此失業率仍偏高，政府應予正視，

防患未然。

台灣失業率的 ARMA(2)模型式(11)之解釋能力，較 ARMA(1)模型式(6)之解釋能力高與顯著。假如台灣失業率的變化，亦接近式(11)之設定，即前 2 年的失業率，會慣性的影響到今年的失業率，且台灣失業率結構僅在 2000 年之後發生一次斷層變動，若台灣的失業率照此方程式(11)發展，則台灣的自然失業率(NRU)，有 94.5%的解釋能力，將出現下面之較高值：

$$\overline{UR} = 0.722/(1-1.456+0.589) = 0.722/0.133 = 5.42857$$

，政府更應速防患未然。

為突顯台灣失業率在 1996 年以後與在 2000 年以後發生結構斷層變化之命題，我們刪除式(10)與式(11)之失業率結構變化變數VD_t與V_t後，另作計量估計，得到：

$$\begin{array}{lcccccccc} UR_t = & 0.614 & + & 1.534UR_{t-1} & - & 0.585UR_{t-2} & - & 0.081T_t & \\ & SE = 0.136 & & SE = 0.121 & & SE = 0.122 & & SE = 0.013 & ; \ R^2 = 0.951 \\ & t = 4.511 & & t = 12.713 & & t = -4.81 & & t = -6.29 & \\ & & & \beta = 1.512 & & \beta = -0.559 & & \beta = -0.302 & \ \bar{R}^2 = 0.945 \end{array} \quad (12)$$

比較式(12)與式(10)和式(11)，雖然式(12)之各估計係數與統計量，因台灣自 1996 年以來與自 2000 年以來之失業結構斷層變動期間尚短，因而其與式(10)、式(11)之估計結果，相差不多，但式(10)與式(11)之整條解釋能力R^2仍然較式(12)為優，故佐證台灣在 1996 年以後與在 2000 年以後曾發生失業結構斷層之變動VD_t與V_t。

柒、台灣失業率之波動性結構變動的檢定：ARCH(1)模型

另方面，為探討台灣失業率之波動性（volatility），在存有 1996 年與 2000 年之失業結構斷層干預變數下，變異是否顯著，我們可利用最大概似法，來估計下式：（註 4）

$$\sigma_{u_t}^2 = \alpha_0 + \alpha_1\sigma_{u_{t-1}}^2 + \alpha_2 VD_t + \alpha_3 T_t \quad (13)$$

$$\sigma_{u_t}^2 = \beta_0 + \beta_1\sigma_{u_{t-1}}^2 + \beta_2 V_t \quad (14)$$

式中，α_0與β_0為常數項；α_1與β_1為台灣失業率變異數之 ARCH (1)係數（註 5）；α_2為台灣失業率在 1996 年之後與 2000 年之後發生劇烈變動之干預係數；β_2

為台灣失業率結構在 2000 年之後發生斷層變動之干預係數；$\sigma_{u_t}^2$ 為當期 t 失業率之變異數；$\sigma_{u_{t-1}}^2$ 為前一期 $t-1$ 失業率之變異數。

台灣在 1978-2006 的 29 年長期間，式(13)與式(14)的迴歸計量估計結果顯示：台灣失業率之波動性，在 1996 年之後與 2000 年之後確曾發生結構性變動 VD_t 與 V_t，其在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。迴歸結果如下：

$$\sigma_{u_t}^2 = \underset{\substack{SE=0.027\\ t=1.162}}{0.032} + \underset{\substack{SE=0.061\\ t=14.216\\ \beta=0.796}}{0.871\sigma_{u_{t-1}}^2} + \underset{\substack{SE=0.027\\ t=4.13\\ \beta=0.235}}{0.112VD_t} + \underset{\substack{SE=0.003\\ t=0.229\\ \beta=0.009}}{0.001T_t} \quad ; \begin{matrix} R^2=0.967 \\ \overline{R}^2=0.963 \\ F=243.332 \end{matrix} \tag{15}$$

$$\sigma_{u_t}^2 = \underset{\substack{SE=0.025\\ t=2.177}}{0.054} + \underset{\substack{SE=0.063\\ t=13.724\\ \beta=0.781}}{0.86\sigma_{u_{t-1}}^2} + \underset{\substack{SE=0.050\\ t=4.408\\ \beta=0.251}}{0.219V_t} \quad ; \begin{matrix} R^2=0.966 \\ \overline{R}^2=0.963 \\ F=341.245 \end{matrix} \tag{16}$$

式(15)之 ARCH(1)模型隱含：

(1).台灣失業率在 1996 年之後與 2000 年之後發生結構變動 VD_t，平均導致台灣失業率波動之變異數 $\sigma_{u_t}^2$，增加 0.112；VD_t 對 $\sigma_{u_t}^2$ 之標準化的影響係數 $\beta=0.235$。

(2).式(15)整條迴歸式之解釋能力，高達 $\overline{R}^2=96.7\%$ 與 $\overline{R}^2=96.3\%$。

(3).若台灣失業率在 1996 年之後與 2000 年之後不發生結構性斷層變動 $VD_t=0$，且若台灣失業率變異數跨年相等，不生時間波動性，即令式(15)之 $\sigma_{u_t}^2=\sigma_{u_{t-1}}^2$，則得到台灣失業率在靜止變異下之波動變異數為：

$\sigma_u^2=0.032/1-0.871=0.248$。

式(16)之 ARCH(1)模型隱含：

(1).台灣失業率在 2000 年之後發生結構斷層變動 V_t，平均導致台灣失業率波動之變異數 $\sigma_{u_t}^2$ 增加 0.219；V_t 對 $\sigma_{u_t}^2$ 之標準化的影響係數 $\beta=0.251$。

(2).式(16)整條迴歸式之解釋能力，高達 $R^2=0.966$，$\overline{R}^2=0.963$。

(3).若台灣失業率在 2000 年之後不發生結構性斷層變動$V_t = 0$，且若台灣失業率變異數跨年相等，不生時間波動性，即令$\sigma^2_{u_t} = \sigma^2_{u_{t-1}}$，將此靜止變異條件代入式(16)，得到台灣失業率波動性跨期相等之變異數為：。

$\sigma^2_u = 0.054/1-0.86 = 0.3857$。

為了旁證台灣失業率在 1996 年之後與在 2000 年之後發生結構性斷層變化VD_t與V_t，我們刪除式(15)與式(16)之VD_t與V_t變動，重新估計，得到：若不考慮發生VD_t與V_t之變數，則所迴歸估計出來之 ARCH(1)模型之統計量的顯著性與合理性，皆較式(15)與式(16)為劣，其結果如下：

$$\sigma^2_{u_t} = \underset{\substack{SE = 0.031 \\ t = 0.602}}{0.019} + \underset{\substack{SE = 0.055 \\ t = 19.537 \\ \beta = 0.969}}{1.067\sigma^2_{u_{t-1}}} \quad ; \begin{matrix} R^2 = 0.939 \\ \bar{R}^2 = 0.936 \\ F = 381.702 \end{matrix} \tag{17}$$

式(17)隱含：

(1).其解釋能力$\bar{R}^2 = 0.936$，較式(15)與式(16)之$\bar{R}^2 = 0.963$ 為低。

(2).常數項之t值甚低，雙尾甚不顯著。

(3).台灣失業率波動性跨期相等時之變異數，變為不合理之負值，

$\sigma^2_u = 0.019/1-1.067 = -0.2836$

(4).$\sigma^2_{u_{t-1}}$之係數等於 1.067，大於 1，為不合理之不穩定值。

因此，我們由 ARCH(1)模型之計量估計，發現：台灣失業率之變化，在 1996 年之後與 2000 年之後發生結構性斷層變動之假說，在統計檢定上，是成立的。

捌、結論

本文主要發現，匯總如下：

(1).由 ARMA(1)模型之計量結果知，在 1978-2006 的 29 年長期間，台灣的人力資源市場，曾在 1996 年後的台海緊張與亞洲金融風暴與 2000 年後的換黨執政，連續發生二次失業結構斷層，此在 95%-99%之機率分配下，呈雙尾顯著。根據

此 ARMA(1)模型，可推算若台灣在不連續發生這二次失業結構斷層之靜止均衡狀態下，則有 90.1%之解釋能力，台灣的自然失業率(NRU)等於 2.34%，其顯然會小於台灣在 2006 年全年之失業率 3.91%。2.34%的 NRU 雖然是回到一個社會較可容忍之失業率，但仍遠高於 1996 年前的 1978-1995 之 18 年期間的平均失業率 1.84%。

(2).由 ARMA(2)模型之計量結果知，如上述之發現(1)所示，台灣的人力資源市場之失業率結構斷層，曾在 1996 年後與 2000 年後，先後發生過二次，此在 85%-90%之機率分配下，呈雙尾顯著。根據此 ARMA(2)模型，同上述(1)之算法，有 94.7%之解釋能力，可推算台灣的自然失業率等於 3.835%，此約等於台灣在 2007 年 2 月之失業率 3.86%，此率仍偏高，政府應予正視防患，有效調降。

(3).由 ARCH(1)模型之計量結果知，台灣的人力資源市場之失業率結構斷層，曾在 1996 年後與 2000 年後，先後發生過二次，顯著造成台灣失業率波動變異數平均提高 0.112，此在 99%之機率分配下，呈雙尾顯著。根據此 ARCH(1)模型，有 96.3%之解釋能力，可推算台灣的失業率波動變異數，在無結構斷層的靜止均衡狀態下，$\sigma_u^2 = 0.248$；此變異數愈小，對勞動者之就業安定性愈佳。

根據上列主要發現，本文敬提如下之政策性建議：

(1).鑒於台灣總體經濟曾受 1996 年的兩岸關係惡化之台海危機及其後之亞洲金融風暴，以及 2000 年後的換黨執政等之不安性的負面侵壞，已殃及台灣的人力資源市場之失業率，發生結構斷層，NRU 劇升至 2.34%—3.835%之間，此乃台灣社會不堪容忍、無法容忍、無力容忍、不能容忍之失業率，政府應正視防患失業率再度斷層惡化，並速採就業媒合與職業訓練之優惠措施。

(2).基於造成台灣失業率斷層惡化之禍首為『不安』，故舉凡會造成台灣政治經濟社會不安與人心惶恐之國內外與兩岸等之緊張惡業與不得民心之政策，皆應避免為之。全民渴望思治望治，在安定的大環境下求生發展。

(3).人力資源市場之就業需求、機會與薪酬條件，皆是總體實質投資狀況所引伸出之需求(derived demand)，故政府須力求改善總體實質投資環境，便利各界，招商投資，創造就業機會。

(4).鑒於各迴歸估計結果，皆甚一致性的顯示：要素生產力與生產技術的進步 T，會帶來競爭力的提升，而生新商機，創造就業機會，使失業率下降，故政府須大力推行提升各業 T 之職訓教育措施。

註釋

註 1：參閱 W. Enders（2004）之方法。

註 2：參閱 R. Gordon（2002）之觀念。

註 3：此 AR(1)模型，表示最近過去一期之失業率，乃決定當期失業率之重要因素。

註 4：參閱 R. Engle（1982）之 ARCH 觀念。

註 5：參閱 T. Bollerslev 與 Wooldridge, J.（1992）之觀念。

參考文獻

1. Armstrong, M., (2000), The political economy of hazards. *Environmental Hazards* 2: 53-55.
2. Bradley, T Ewing, Jamie B Kruse, Mark A Thompson, (2003), A comparison of employment growth and stability before and after the Fort Worth tornado. *Environmental Hazards* 5: 83-91.
3. Bollerslev, T., Wooldrideg, J., (1992), Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews* 11: 143-172.
4. Caballero, R., Engel, E., Haltiwanger, J., (1997), Aggregate employment dynamics: building from microeconomic evidence. *American Economic Review* 87: 115-137.
5. Clark, T., (1998), Employment fluctuations in the US regions and industries: the roles of national. Region-specific, and industry-specific shocks. *Journal of Labor Economics* 16: 202-229.
6. Enders, W., (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition. Wiley, New York.
7. Engle, R., (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the UK inflation. *Econometrica* 50:987-1008.
8. Ewing, B., Kruse, J., (2002), The impact of project impact on the Wilmington, North Carolina labor market. *Public Finance Review* 30: 296-309.
9. Gordon, R., (2002), *Macroeconomics*, 9th Edition. HarperCollins, New York.
10. Guimaraes, P., Hefner, F., Woodward, D., (1993), Wealth and income effects of natural disasters: an econometric analysis of Hurricane Hugo. *Review of Regional Studies* 23: 97-114.
11. Harvey, A., (1994), *Time Series Models*, 2nd Edition. MIT Press. Cambridge.
12. Hewings, G., Mahidhara, R., (1996), Economic impacts: lost income, ripple effects and recovery. In: Changnon, S. (Ed.) *The Great Flood of 1993*. Westview Press. Boulder, CO.
13. Mills, T., (1999), *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, 2nd Edition. Cambridge University Press, Cambridge.
14. Payne, J., Ewing, B., George, E., (1996), 1999.Time series dynamics of US state

unemployment rates. *Applied Economics* 31: 1503-1510.

15. Romer, d., (1996), *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, New York.
16. Rose, A., Lim, D., (2002), Business interruption losses from natural hazards: conceptual and methodological issues in the case of th Northridge earthquake. *Environmental Hazards* 4: 1-4.
17. USA Today, (2000), Fort Worth picks up in wake of twisters. Retrieved May 7, 2003 from http://nebraskaweather.unl.edu/severe/reports/outside_ne/000328tornews1.htm
18. US Bureau of Labor Statistics, monthly editions from January 1980 to December, 2002. Employment and Earnings. US Bureau of Labor Statistics, Washington, DC.
19. West, C., Lenze, D., (1994), Modeling the regional impact of natural disaster and recovery: a general framework and an application to Hurricane Andrew. International Regional Science Review 17: 121-150.

附表 1：1978-2006 年期間，台灣失業率UR_t，其變異數$\sigma_{u_t}^2$與要素生產力、生產技術變動T_t，以及失業率結構斷層變動之虛擬變數VD_t、V_t。

年	UR_t(%)	V_t	VD_t	T_t(%)	$\sigma_{u_t}^2$
1978	1.67	0	0	22.55	0
1979	1.27	0	0	6.36	0.08
1980	1.23	0	0	6.87	0.059
1981	1.36	0	0	3.51	0.04
1982	2.14	0	0	-0.86	0.145
1983	2.71	0	0	12.66	0.346
1984	2.45	0	0	11.84	0.362
1985	2.91	0	0	2.67	0.456
1986	2.66	0	0	14	0.452
1987	1.97	0	0	10.63	0.402
1988	1.69	0	0	4.25	0.373
1989	1.57	0	0	3.76	0.355
1990	1.67	0	0	-0.22	0.332
1991	1.51	0	0	7.39	0.32
1992	1.51	0	0	4.41	0.308
1993	1.45	0	0	3.86	0.3
1994	1.56	0	0	6.61	0.286
1995	1.79	0	0	4.79	0.27
1996	2.60	0	1	1.87	0.285
1997	2.72	0	1	6.16	0.305
1998	2.69	0	1	3.39	0.318
1999	2.92	0	1	7.37	0.345
2000	2.99	1	1	6.92	0.372
2001	4.57	1	2	-7.81	0.621
2002	5.17	1	2	7.92	0.96
2003	4.99	1	2	7.1	1.206

2004	4.44	1	2	9.85	1.317
2005	4.13	1	2	4.13	1.369
2006	3.91	1	2	8.14	1.389

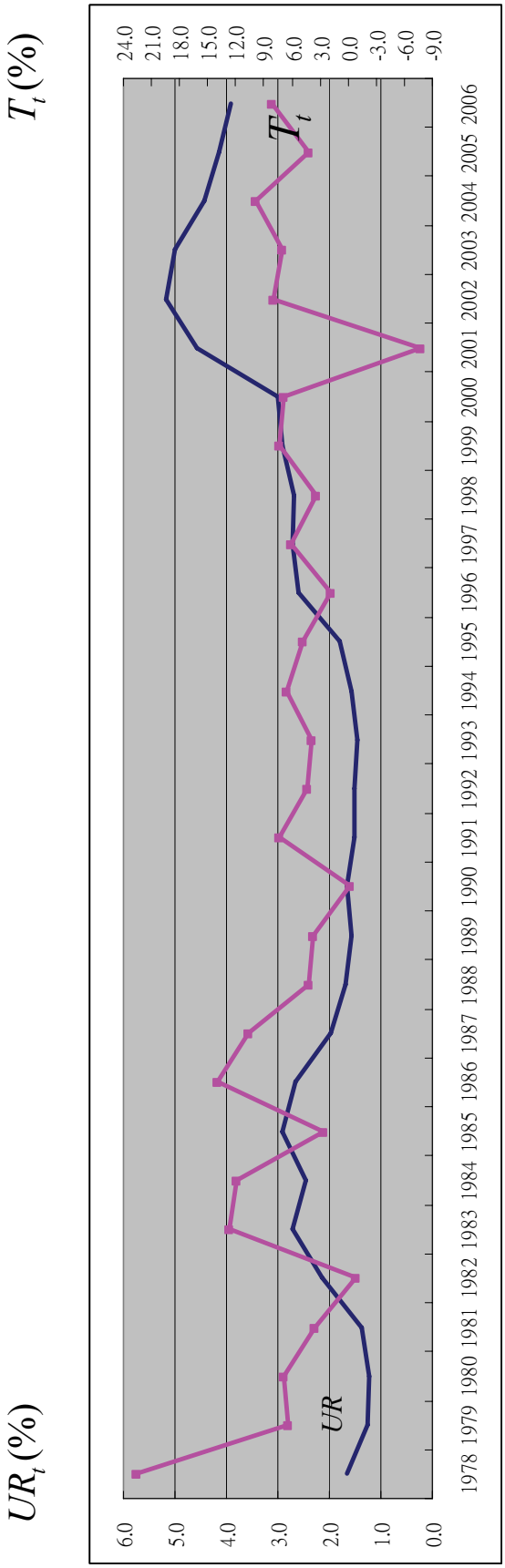

圖 1：在 1978-2006 年期間，台灣失業率UR_t與要素生產力、生產技術變動T_t之關係