

勞動力年齡結構，預期因素， 與失業率的關係—台灣地區的實證研究

林 忠 正*

一、導 論

近幾年來勞動力年齡結構 (labor fore age structure) 的變化對勞動市場的影響在勞動經濟學方面常有所討論。Freeman (1979) , Lin (1982) , Martin (1980) 和 Welch (1979) , 發現勞動力的年輪數量 (labor force cohort size) 至少對青少年的相對工資有顯著的負影響。但是我們猜想年輪數量效果 (cohort size effect) 在勞動市場裏應該不止呈現在薪資所得方面而已，可能對勞動力的就業也有深遂的影響。可惜在這方面的研究似乎不多，本文的主旨在於配合預期理論，探討勞動力年齡結構的變化如何影響到勞動力的就業機會。

本文的研究在台灣地區有相當顯著的政策意義，因為台灣地區的人口自從本世紀以來人口的變遷非常迅速，可以說是一個典型的人口轉型 (population transition) 模式，尤其戰後生育率急速成長製造了戰後巨大的嬰兒潮 (baby booms) ，要等到 1960 年代自然人口成長率 (natural rate of population growth) 才回到

*中央研究院三民主義研究所副研究員。

戰前的水準。戰後嬰兒潮使得台灣地區的年齡結構也發生了巨大的改變，加上這嬰兒潮的生育回音（fertility echoes），我們可以預測未來半世紀間台灣地區的人口年齡結構（population age structure）將有持續不斷的顯著變化。同時經濟發展的過程使得性別和年齡區分的勞動參與率（sex-age-specific labor force participation rates）型態上也會產生很大改變。這二種因素將會導致台灣地區的勞動力年齡結構的持續而顯著地改變。而這種變化是否會影響至台灣地區失業率的結構也成爲急迫的問題。

由於模型建立在預期因素的考慮，本文的另一個目的就是探討預期因素是否會改變到台灣地區的失業結構。這個問題牽涉到膨脹政策對改善就業情況的有效性，也是足供就業政策擬定的參考。

二、理論架構

假設勞動市場存在勞動默契（implicit labor contract），可能是由於立即競賣勞動市場（spot auction market）的交易成本（transaction cost）極爲昂貴（Mayers and Thaler, 1979），或者是由於勞工對風險分擔的態度較僱主爲保守（Baily, 1974; Azariadis, 1975; Gordon, 1974; Grossman, 1977），使得貨幣工資不能立即隨市場變化而調整。換句話說，在短時間內貨幣工資具有某種程度的僵固性。面對這種勞動市場的性質，一個尋找就業機會的搜索者因爲了解勞資雙方之間勞動默契（implicit labor contract）的存在，而不能立刻隨市場變動而轉移到任何較高工資的工作職位，就必需考慮到就業後由於貨幣工資在短時間內不能自由調整而受到通貨膨脹侵蝕的損失。爲了簡化問題，我們假定尋找就業機會的搜索者受限於有限的工作生命或有限的資源，最多只能支持 n 個期間的失業，且每個期間只面臨一個求才的機會。一旦獲得了任何一個工作機會，這個搜索過程立刻停止，而且已放棄的工作機會就不能回頭再取得。在這種情況下，搜索者必需尋找一個最適停止的規則（optimal stopping rule）去追求真實工資淨收益的

期望值達到最大。

假如勞動默契 (implicit labor contract) 都訂在每一期間的期初，搜索成本都發生在每一期間的中間。如果搜索者在 t 期初已獲得一個工作機會，其工資出價 (wage offer) 為 x_t ，那麼搜索就得立刻做下決定，是否接此一工作機會，抑且繼續搜索下去。在這裏我們把 $v_t^*(x_t)$ 這個符號代表在 t 期初且尚餘有 n 個求才機會時，搜索者決定是否就業可獲得的最大實質利益之期望值 (maximum expected real gain)，

$$v_t^*(x_t) = \max \left\{ \frac{x_t}{p_t^*}, \frac{-c_t^*}{p_t^*} + \theta \int_0^\infty v_{t+1}^*(y_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) \right\} \quad (2-1)$$

因為 x_t 是 t 期初的工資出價 (wage offer)， p_t^* 是搜索者所預期的 t 期物價水準， c_t^* 是代表搜索者若不接受 x_t 的就業機會在 t 期中搜索 $t+1$ 期初就業機會的預期貨幣成本； θ 是搜索者在一個合乎自己條件的求才機會裏為僱主所接受的機率 (也就是 job offer probability)； y_{t+1}^* 和 p_{t+1}^* 則是搜索者對 $t+1$ 期的貨幣工資與物價水準的預測。 $dF(*)$ 是工資的分配密度函數。

從 (2-1) 式我們很容易可以得到最適停止的工資標準 R_t^* ，亦即在 t 期尚餘有 n 個求才機會的最低工資要求水準 (reservation wage)，

$$\frac{R_t^*}{p_t^*} = \theta \int_0^\infty v_{t+1}^*(y_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) - \frac{c_t^*}{p_t^*}, \quad n \geq 1 \quad (2-2)$$

$$R_{t+n}^* = 0 \quad (2-3)$$

或者 R_t^* 也可以化成下式

$$R_t^* = p_t^* \cdot \theta \cdot \int_0^\infty v_{t+1}^*(y_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) - c_t^*, \quad n \geq 1 \quad (2-4)$$

$$\begin{aligned} R_t^* &= p_t^* \theta \left[R_{t+1}^* F(R_{t+1}^*) + \int_{R_{t+1}^*}^\infty y_{t+1}^* dF(y_{t+1}^*) \right] - c_t^* \\ &= p_t^* \theta \cdot \left[R_{t+1}^* + \int_{R_{t+1}^*}^\infty (y_{t+1}^* - R_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) \right] - c_t^* \\ &= p_t^* \cdot \theta \cdot R_{t+1}^* + \left[p_t^* \cdot \theta \cdot \int_{R_{t+1}^*}^\infty (y_{t+1}^* - R_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) - c_t^* \right] \quad (2-5) \end{aligned}$$

因此最低工資要求 R_t^* 不但是本期的預期的物價水準與搜索成本之函數，也是以後

各期的預期物價水準，預期工資分配與預期搜索成本的函數，以數學表示則成

$$R_t^e = R_t^e(P_t^*, P_{t+1}^* \dots, dF(y_{t+1}^*), dF(y_{t+2}^*), \dots, C_t^*, C_{t+1}^*, \dots, \theta) \quad (2-6)$$

由(2-4)式我們確知

$$\frac{\partial R_t^e}{\partial P_t^*} > 0, \quad \frac{\partial R_t^e}{\partial C_t^*} < 0 \quad (2-7)$$

也就是 t 期的最低工資要求 (reservation wage) 隨 t 期的預期物價水準上漲而提高，而與 t 期的預期搜索成本呈負相關。以上的討論在於探討最低工資要 R_t^e 是何種變數的函數，因為 R_t^e 的決定對以下失業率的討論極其重要。

現在讓我們回到失業率的問題，一個搜索者在 t 期獲得就業的機率為 P_t ，

$$P_t = \theta \int_{R_t^e}^{\infty} dF(y_t) = \theta [1 - F(R_t^e)] \quad (2-8)$$

θ 與 R_t^e 的代表意義不變， $[1 - F(R_t^e)]$ 是搜索者本身接受一個求才機會的機率 (acceptance probability)。 θ 很明顯的是受到空缺職位 (vacancies) 數量的影響，較多的空缺職位則提供就業的機率 θ 自然上升，反之則下降，空缺職位的變動通常是受到景氣與生產技術變動的影響。此外，我們必需考慮到空缺職位的申請者人數與 θ 也有相當關係，但是個別申請者中有不同的技術水準和最低工資要求，使得問題變得很複雜。假如僱主傾向於在一個工資出價 (wage offer) 下僱用技術水準最高的搜索者，而且同一技術水準都有相似的最低工資要求 (reservation wage)，那麼對搜索者而言只有技術水準不亞於自己的搜索者才夠成申請職位的競爭性，至少我們可以推測社會上同技術水準的人數增加必然降低 θ 值。男性的技術水準如果可以勞動市場經驗來衡量，那麼同年齡組的男性勞動力增加也會引導 θ 下降。因此 θ 具有下列的性質

$$\frac{\partial \theta^*}{\partial L_a} < 0 \quad \text{且} \quad \frac{\partial \theta^*}{\partial L_{a+i}} \leq 0 \quad i \geq 1 \quad (2-9)$$

$$\frac{\partial \theta^a}{\partial V} \frac{\partial V}{\partial B} \geq 0 \quad (2-10)$$

a 代表男性年齡，L_a 代表同年齡組的男性勞動力，V 代表空缺職位的數目，B 則代表景氣變數。

若且失業的搜索者對當期的物價水準判斷錯誤，必然使失業的搜索者在決定是否接受一個工作機會的判斷產生某一程度的誤差。例如對當期物價水準低估時，使得屬於年齡組 a 的搜索者以為當期的預期實質工資出價 (expected real wage offer) 已超過自己的最低實質工資要求的接受工作，也就是造成不該就業而就業的誤差。或者，過份高估當期的物價水準，把自己的最低名目工資訂得太高而產生該就業而不就業的情況，這種預期誤差的造成就業決定的錯誤為 β^a (a 代表男性年齡)，

$$\beta^a = \theta^a \int \frac{R_t^a(P_t; Z)}{R_t^a(P_t^*; Z)} dF^a(y_t) \quad (2-11)$$

P_t 是 t 期實際的物價水準，Z 是其他的決定 R_t^a 之變數向量 (參考 (2-7) 式)。當預期物價水準小於實際物價水準時 β^a > 0，反之 β^a < 0。如果預期物價水準與實際物價水準相差不大時，(2-11) 式可以化成

$$\beta^a = \alpha_0 (P_t - P_t^*) \theta^a \quad (2-12)$$

$$\alpha_0 = \frac{\partial R_t^a}{\partial P_t^*} dF^a(y_t) > 0 \quad (2-13)$$

如果以 t-1 期為基期令 P_{t-1} = 1，則 (2-12) 式可化成變動率形式

$$\beta^a = \alpha_0^* (\dot{P}_t - \dot{P}_t^*) \theta^a \quad (2-14)$$

所以短期年齡組 a 的失業變化就等於

$$\begin{aligned} \Delta U_t^a &= -\beta^a U_t^a \\ &= -\alpha_0^* \theta^a (\dot{P}_t - \dot{P}_t^*) U_t^a \end{aligned} \quad (2-15)$$

化成分齡失業的變化率則成

$$\frac{\Delta U_t^*}{U_t^*} = -\alpha_0^* \theta^* (\dot{P}_t - \dot{P}_t^*) \quad (2-16)$$

(2-16) 式說明了在其他條件不變時，意外的通貨膨脹率會使失業以 $\alpha_0^* \theta^*$ 的比例下降，至於勞動力年齡結構的變化如何影響到失業的變化？則需透過 θ^* 的變化。由(2-9)式，我們知道勞動力年齡數量 (labor force cohort size) 的增加會因為職位競爭性提高而導至被僱主接受的機率 (job offer probability) 下降，因此當勞動力年齡數量增加時會使該年齡組的失業人口增加 (參看(2-15)式)，而致使失業人口增加率提高 (參看(2-16)式)；亦即 $\partial(\Delta U_t^* / U_t^*) / \partial L_a > 0$ 。

如果在搜索就業的過程裏，搜索者考慮自己的生產力也會隨工作經驗成長時，在勞動默契 (implicit labor contract) 制度下，(2-1)式可加入預期勞工生產力的成長因素 (亦即真實工資的成長)，

$$V_t^*(x_t) = \max \left\{ \frac{X_t}{P_t^* w^*}, \frac{-C_t^*}{P_t^*} + \theta \int_0^\infty V_{t+1}^*(y_{t+1}^*) dF(y_{t+1}^*) \right\} \quad (2-17)$$

w^* 是預期的真實工資水準。那麼(2-16)式則可化成

$$\frac{\Delta U_t^*}{U_t^*} = -\alpha_0^* \theta^* [(\dot{P}_t - \dot{P}_t^*) + (\dot{w} - \dot{w}^*)] \quad (2-18)$$

$$= -\alpha_0^* \theta^* (\dot{W}_t - \dot{W}_t^*) \quad (2-19)$$

\dot{W} 和 \dot{W}^* 分別是實際貨幣工資和預期貨幣工資的成長率。(2-19)式說明了在預期不變時，失業人口的成長率和貨幣工資的成長率成負相關，這也正是 Phillips Curve 所要表示的關係；同時(2-19)式也說明了 Phillips Curve 受到勞動力年齡結構變動的短期影響。在長期均衡分析裏，預期因素等於實際因素，(2-18)式或(2-19)式正說明了長期失業人口的變化率不受勞動力年齡結構因素，物價和貨幣工資的變化所影響。

三、實證分析

根據上節的討論，我們得到一個扼要的結果，那就是分齡失業率（age-specific unemployment rates）的變化受到同年齡組勞工人數的影響，並且與景氣、意外通貨膨脹率，和意外真實工資成長率呈負相關。同時為了考慮到不同分齡失業率對上述幾個獨立變數（independent variables）變動的反應可能不同，而引進年齡的虛擬變數（dummy variables）。透過虛擬變數與解釋變數間的交互效果（interaction effects），我們試著去控制年齡因素對分齡失業率的非對稱性效果（asymmetrical effects），因此我們的迴歸設定性（regression specification）如下：

$$\begin{aligned}
 U_x = & a_0 + a_1 L_x + a_2 D_1 \cdot L_x + a_3 D_2 \cdot L_x + b_1 G + b_2 D_1 \cdot G + b_3 D_2 \cdot G \\
 & + c_1 (\dot{P} - \dot{P}^*) + c_2 D_1 \cdot (\dot{P} - \dot{P}^*) + c_3 D_2 \cdot (\dot{P} - \dot{P}^*) + d_1 (\dot{w} - \dot{w}^*) \\
 & + d_2 D_1 \cdot (\dot{w} - \dot{w}^*) + d_3 D_2 \cdot (\dot{w} - \dot{w}^*) + e_1 F + e_2 D_1 \cdot F + e_3 D_2 \cdot F \\
 & + f_1 A + f_2 A^2 \qquad (3-1-A)
 \end{aligned}$$

或者

$$\begin{aligned}
 U_x = & a_0 + a_1 L_x + a_2 D_1 \cdot L_x + a_3 D_2 L_x + b_1 G + b_2 D_1 \cdot G + b_3 D_2 \cdot G \\
 & + c_1 (\dot{P} - \dot{P}^*) + c_2 D_1 \cdot (\dot{P} - \dot{P}^*) + c_3 D_2 \cdot (\dot{P} - \dot{P}^*) \\
 & + e_1 F + e_2 D_1 \cdot F + e_3 D_2 \cdot F + f_1 A + f_2 A^2 \qquad (3-1-B)
 \end{aligned}$$

U_x = 男性 x 年齡組的失業率

L_x = 男性 x 年齡組占男性總勞動力百分比的自然對數值

$D_1 = 1$ ，如果該男性年齡組是 15 ~ 19 足歲

= 0，如果不合乎上述條件

$D_2 = 1$ ，如果該男性年齡組是 20 ~ 24 足歲

= 0，如果不合乎上述條件

G = 每人固定價格的平均產值(per capita product at constant prices)

與長期趨勢的差距，作為景氣變化的代表變數

\dot{P} = 每年實際通貨膨脹率

\dot{P}^* = 每年預期的通貨膨脹率

\dot{w} = 每年平均真實工資上升率

\dot{w}^* = 每年預期的平均真實工資成長率

F = 女性勞動力占男性勞動力百分比的自然對數值

A = 年齡值

A^2 = 年齡值的平方

我們之所以認為這些解釋變數對分齡失業率的影響並非成對稱性質的理由是這樣的：由於不同年齡的男性勞工一般而言可以代表不同程度的勞動市場經驗，在人力資本（human capital）上不但有量（stock）的不同而且也有質（quality）的不同，因此不同年齡的男性勞工可能面臨不同的勞動市場條件（labor market conditions）；此外，不同年紀的勞工本身在勞動市場上移動的交易成本（transaction cost）以及在生命週期（life cycle）消費和所得二方面的折算因子（discount factors）值也不同，所以不同年齡的男性勞工面對勞動市場變數的改變其反應也可能不同。所以年齡變數A， A^2 ， D_1 和 D_2 的引進在我們的迴歸分析中是相當重要的。

勞工年輪數量（labor force cohort size）對失業率的影響則由 L_x ， $D_1 L_x$ ，和 $D_2 L_x$ 的迴歸係數（regression coefficient）呈現出來。同年齡且同教育程度的男性勞工一般而言是比較接近同質的勞動力，但是由於資料的限制，我們不得不捨棄年齡和教育二重分類失業率（age-education-specific unemployment rates）的分析方法，而只採取年齡分類的失業率分析方法。所以我們是在教育和勞動市場早期工作經驗（early labor market experiences）具有相當高替代性的假設下，把同年齡而不同教育水準的男性勞動力視為近似同質的勞工，彼此競爭工作機會。在其他條件不變時，同齡勞動力相對數量增加的必然使其就業機率降低，

反之則升高。L_x 是男性 15 歲到 64 歲的勞動力依據五歲年齡組(five-year-group) 區分，以每年年中分齡男性勞動力(mid-year age-specific male labor force) 作為該年平均使用的分齡男性勞動力，資料來源是從民國 52 年到民國 72 年 19 年間台灣省勞調所刊行的「台灣地區勞動力調查報告」以及行政院主計處發行的「中華民國勞工統計月報」之有關報告。

預期通貨膨脹率 \dot{P}^* 與預期真實工資成長率 \dot{w}^* 的推估是使用下面一個簡單的調整公式(adaptive expectation formulation)：

$$\dot{P}_t^* = \lambda P_{t-1} + (1 - \lambda) P_{t-1}^* \quad (3-2)$$

$$\dot{w}_t^* = \lambda w_{t-1} + (1 - \lambda) w_{t-1}^* \quad (3-3)$$

λ 在這裏是預期的調整係數(coefficient of adjustment)。雖然晚近理性預期(rational expectation)的研究建議 \dot{P}^* 可以化成貨幣給量的成長率與所得成長率等總體變數的函數(Barro, 1977, 1978; Sargent and Wallace, 1975; Sargent and Wallace, 1975)，但是我們的重點擺在勞動市場失業方程式(unemployment equation)的分析；而且如果引進這些理性預期經濟學者的建議，我們就要面臨估計上自由度不足的問題了。

至於年齡因素可能透過勞動市場的交易成本(transaction cost)的不同或者風險分擔的態度不同，造成不同年齡的勞動移轉(labor mobility)的程度和型態不同。例如成年勞工勞動的移轉，可能比較多採用在職搜索(on-the-job search)的方法更換工作，而青少年可能常採用離職後尋職的方法，因此我們推測青少年勞工的失業率受到意外通貨膨脹率和真實工資成長率的影響也比較大，所以(3-1)式中的 c_1 和 d_1 應為負數，而 c_2 ， c_3 ， d_2 ， d_3 也是為負數。

由於 λ 是事先無法知悉的數值，我只有使用最大可能性估計法(maximum-likelihood estimation)。我們讓 λ 分別等於 0，0.01，0.02，...，0.99，然後利用最小二次差方估計法(OLS)用估計(3-1)式。這個估計方法使得我們的自由度減少了一度，因此所有的估計結果都必需加以調整。

變數 G 是用來控制景氣對分齡失業率的影響。一般而言廠商投資在資深員工身上的特殊職訓 (specific training) 比新進員工多得多，任意讓資深員工離職必然造成廠商的損失，因此可以推測景氣因素對年紀大員工失業率的影響比較小，而對年輕新進員工失業率的影響大。從勞工的角度而言，景氣好時就業機會增加，而且年輕勞工因勞動市場移轉的交易成本 (transaction cost) 比較低移動性快，失業情況容易隨景氣好轉而改善。年紀大的勞工因特殊職訓 (specific training) 的存量已經累積相當多了，加上家庭負擔等因素，勞動市場的交易成本不但提高了，勞動市場移動的回報率 (rates of return from labor mobility) 也因年齡因素而降低了，所以其磨擦性失業率相對地比較不受景氣變化的影響。因此年齡和景氣的相互效果 (interaction effects) 對失業率的決定也是相當重要的。

這裏我們引進女性勞動力作為男性分齡失業率的解釋變數是因為 Freeman (1979) 曾指出女性勞動力與年青男性勞動力在生產上具有相當程度的競爭性 (替代性)。女性勞動力因為家庭與生育的關係在勞動市場的活動常常呈現不連續的情況，因此女性勞動力可能與年輕男性在勞動市場裏競爭起步程度 (entry-level) 或職業生涯裏的早期工作 (early-career jobs)，而較少與年紀大的男性工作者競爭資深的職位 (senior positions)，尤其在目前台灣地區的生產形態大致上是勞力密集產業 (labor intensive industries)，勞工的生產技術水準較低，女性勞動力所做的工作可能和年輕男性勞動力的工作更為接近，由於這個勞力密集的生產業特性，可能使得女性勞動力與年輕男性競爭類似的工作，而影響到年輕男性勞動力獲得就業的機率。換句話說，女性勞動力的相對數量與青少年的失業率可能會呈反向關係。

綜合上述的討論，我們可以推測 (3-1) 式中迴歸係數的正負值，也就是 a_1 ， e_2 ， e_3 與 f_2 的值大於零； b_1 ， b_2 ， b_3 ， c_1 ， c_2 ， c_3 ， d_1 ， d_2 ， d_3 與 f_1 的值小於零。迴歸分析的結果則列於表一。

表一的結果有設定式 (A) 與 (B) 之分，原因是由於民國 65 年以前的工資

資料並未依年齡區分，只有總平均工資數值。因此設定式(B)的可接受性必需依賴在男性各年齡組的真實工資年成長率相似的假設。儘管設定式(B)有這個弱點，我們仍然可以發現加入工資有關的解釋變數，使各解釋變數的顯著性加強，也就是T值(絕對值)大致上都增加了，因此設定式(B)仍具有參考的價值，同時我們也發現各解釋變數的迴歸係數值隨 λ (預期的調整係數)的改變而變化，調整後的 R^2 值(\hat{R}^2)也隨 λ 增加而下降，依據最大可能性估計法(maximum likelihood estimation)，在以0.01做為 λ 值估計間隔的條件下，我們可以推測 $\hat{\lambda} = 0.01$ 是 λ 的最大可能性之估計值的平均值，F值的測試推翻設定性(A)與(B)中所有迴歸係數值皆為零的虛無假定(null hypothesis)。

就 $\lambda = 0.01$ 時，個別解釋變數對男性分齡失業率的影響列入表2，從表2我們可以發現男性各年齡組的失業率皆受相對年輪數量(relative cohort size)的影響，相對年輪數量大的男性勞動力面對臨較高的失業率。就15~19歲的男性而言，每增加10%的勞動力其分齡失業率提高約2.5~3.0個百分點；25歲以上的男性每增加10%的勞動力，其分齡失業率提高約1.1~1.4個百分點；20~24歲的青年男性失業率最受年齡結構變化的影響，每增加其10%的勞動力，失業率增高至5到8個百分點，以台灣地區這種低失業率形態的社會裏，上述勞動力年齡組合的變化對失業率的影響不可謂不大。

另外一個有趣的發現是女性勞動力F對男性分齡失業率的影響，在設定式(A)的迴歸結果指示女性勞動力的相對增加20~24歲除外的男性失業率有顯著的負影響。但是在設定式(B)，我們卻又發現20~24歲的男性失業率與女性勞動力呈顯著正相關；這也許是女性勞動快速成長中唯一可慮的一點。不過設定式(A)或(B)，都顯示25歲以上的男性失業率與女性勞動力呈某種程度的顯著負相關，亦即女性相對勞動力每增加10%可以減少25歲以上成年男性失業率約3.0~3.6個百分點，這個結果至少證實女性勞工與25歲以上男性勞工在勞動市場上不是彼此競爭類似的工作職位。若採取較嚴格的5%信賴區間的係數測定方法，那麼設定

表 1 被解釋變數 = 男性分齡失業率
(括號內為已)

	$\lambda = 0.01$		$\lambda = 0.05$	
	(A)	(B)	(A)	(B)
L_x	0.1441 *** (0.0446)	0.1172 *** (0.0416)	0.1493 *** (0.0453)	0.1258 *** (0.0426)
$D_1 L_x$	0.1026 (0.1504)	0.1780 (0.1410)	0.0996 (0.1572)	0.3723 *** (0.1548)
$D_2 L_x$	0.3932 ** (0.1825)	0.6681 *** (0.2055)	0.3306 * (0.1737)	0.4962 *** (0.1827)
G	0.0003 (0.0029)	-0.0009 (0.0029)	0.0005 (0.0029)	0.0006 (0.0030)
$D_1 G$	-0.0197 ** (0.0093)	-0.0247 *** (0.0087)	-0.0168 * (0.0095)	-0.0303 *** (0.0092)
$D_2 G$	-0.0067 (0.0094)	-0.0130 (0.0091)	-0.0048 (0.0094)	-0.0105 (0.0092)
$(\dot{P} - \dot{P}^*)$	0.0007 (0.0012)	-0.0008 (0.0023)	0.0009 (0.0012)	-0.0016 (0.0025)
$D_1 (P - \dot{P}^*)$	-0.0115 *** (0.0034)	-0.0269 *** (0.0044)	-0.0099 *** (0.0038)	-0.0342 *** (0.0057)
$D_2 (P - \dot{P}^*)$	-0.0077 ** (0.0038)	-0.0191 *** (0.0059)	-0.0067 * (0.0038)	-0.0175 *** (0.0062)
$(\dot{w} - \dot{w}^*)$		-0.0005 (0.0019)		0.0015 (0.0022)
$D_1 (w - \dot{w}^*)$		-0.0216 *** (0.0042)		-0.0278 *** (0.0052)
$D_2 (w - \dot{w}^*)$		-0.0123 *** (0.0050)		-0.0120 ** (0.0055)
F	-0.3579 *** (0.0826)	-0.2064 * (0.1210)	-0.3756 *** (0.0791)	-0.3215 *** (0.1113)
$D_1 F$	0.1507 * (0.0876)	0.2423 *** (0.0836)	0.1395 (0.0910)	0.3442 *** (0.0923)
$D_2 F$	0.3229 *** (0.1173)	0.5252 *** (0.1384)	0.2783 *** (0.1107)	0.4046 *** (0.1210)
A	-0.0324 *** (0.0097)	-0.0267 *** (0.0090)	-0.0335 *** (0.0098)	-0.0284 *** (0.0092)
A^2	0.0004 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0003 *** (0.0001)
Constant	2.4406	1.7100	2.5398	2.1819
F	34.4729	35.2427	33.2265	33.8053
R^2	0.7282	0.7695	0.7209	0.7621
R^2	0.7071	0.7477	0.6992	0.7396
n	209	209	209	209

*在信賴區間為 0.10 時顯著；
**在信賴區間為 0.05 時乃然顯著；
***在信賴區間為 0.01 時乃然顯著。

(male age-specific unemployment rate)
調整的標準差)

$\lambda = 0.20$		$\lambda = 0.30$		$\lambda = 0.50$	
(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
0.1554 *** (0.0461)	0.1523 *** (0.0446)	0.1558 *** (0.0461)	0.1562 *** (0.0453)	0.1560 *** (0.0462)	0.1551 *** (0.0458)
0.0117 (0.1613)	0.5224 *** (0.1996)	-0.0172 (0.1583)	0.3940 ** (0.1974)	-0.0408 (0.1537)	0.1999 (0.1778)
0.2549 (0.1643)	0.2835 * (0.1587)	0.2428 (0.1633)	0.2519 (0.1592)	0.2341 (0.1626)	0.2292 (0.1609)
0.0002 (0.0028)	0.0022 (0.0031)	-0.0001 (0.0028)	0.0021 (0.0032)	-0.0005 (0.0027)	0.0013 (0.0033)
-0.0090 (0.0095)	-0.0380 *** (0.0114)	-0.0067 (0.0093)	-0.0348 *** (0.0120)	-0.0046 (0.0087)	-0.0264 ** (0.0118)
-0.0016 (0.0092)	-0.0073 (0.0096)	-0.0005 (0.0090)	-0.0072 (0.0099)	0.0012 (0.0086)	-0.0066 (0.0104)
0.0008 (0.0013)	0.0043 (0.0027)	0.0006 (0.0014)	0.0044 (0.0032)	0.0004 (0.0017)	0.0040 (0.0046)
-0.0051 (0.0043)	-0.0454 *** (0.0103)	-0.0038 (0.0045)	-0.0445 *** (0.0126)	-0.0028 (0.0055)	-0.0452 *** (0.0165)
-0.0050 (0.0040)	-0.0148 ** (0.0074)	-0.0048 (0.0043)	-0.0159 * (0.0090)	-0.0052 (0.0053)	-0.0213 (0.0136)
	0.0039 (0.0026)		0.0041 (0.0031)		0.0039 (0.0045)
	-0.0390 *** (0.0091)		-0.0397 * (0.0112)		-0.0430 *** (0.0158)
	-0.0109 (0.0071)		-0.0121 (0.0088)		-0.0174 (0.0135)
-0.3799 *** (0.0736)	-4020 *** (0.0821)	-0.3768 *** (0.0726)	-0.3966 *** (0.0780)	-0.3735 *** (0.0717)	-0.3796 *** (0.0750)
0.0783 (0.0919)	0.3906 *** (0.1162)	0.0608 (0.0899)	0.3056 *** (0.1140)	0.0469 (0.0871)	0.1880 * (0.1010)
0.2240 ** (0.1030)	0.25068 *** (0.1002)	0.2151 ** (0.1021)	0.2270 ** (0.0997)	0.2088 ** (0.1015)	0.2097 ** (0.0999)
-0.0348 *** (0.0100)	-0.0338 *** (0.0096)	-0.0349 *** (0.0100)	-0.0347 *** (0.0098)	-0.0350 *** (0.0100)	-0.0346 *** (0.0098)
0.0004 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)	0.0004 *** (0.0001)
2.5958	2.6429	2.5875	2.6513	2.5769	2.5887
31.7129	29.8910	31.4960	28.5147	31.3502	27.3558
0.7114	0.7390	0.7100	0.7298	0.7090	0.7216
0.6889	0.7143	0.6874	0.7042	0.6864	0.6952
209	209	209	209	209	209

表2 個別解釋變數對男性分齡失業率的影響 ($\lambda = 0.01$)

變數 \ 年 齡	15 ~ 19		20 ~ 24		25 ~ 64	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
L_x	0.2467* (0.1449)	0.2952** (0.1356)	0.5372*** (0.17865)	0.7853*** (0.2008)	0.1441*** (0.0446)	0.1172*** (0.0416)
$(\dot{P} - \dot{P}^*)$	-0.0108*** (0.0033)	-0.0277*** (0.0045)	-0.007* (0.0037)	-0.0199*** (0.0060)	0.0007 (0.0012)	-0.0008 (0.0023)
$(\dot{w} - \dot{w}^*)$		-0.0221*** (0.0042)		-0.0128** (0.0050)		-0.0005 (0.0019)
G	-0.0194** (0.0088)	-0.0256*** (0.0083)	-0.0064 (0.0090)	-0.0319 (0.0088)	0.0003 (0.0029)	-0.0009 (0.0029)
F	-0.2072* (0.1137)	0.0359 (0.1387)	-0.0350 (0.1319)	0.3188* (0.1777)	-0.3579*** (0.0826)	-0.2064* (0.1210)

*在信賴區間為 0.10 時顯著

**在信賴區間為 0.05 時顯著

***在信賴區間為 0.01 時顯著

(B) 顯示女性勞動力都不妨礙各年齡組男性勞工的就業率。

意外的通貨膨脹率 ($\dot{P} - \dot{P}^*$) 對各分齡失業率的迴歸係數顯示意外的通貨膨脹率只會提高 25 歲以下青少年男性的就業率，而對 25 歲以上的男性失業率沒有顯著影響。而且係數 (絕對值) 較低，每增加意外通貨膨脹率 10 個百分點，只能顯著地減少 15~24 歲青少年男性失業率約 0.1 到 0.2 個百分點。這個結果說明了採取通貨膨脹減低失業率的政策代價相當大。25 歲以上的男性勞動力可能由於本身勞動市場的交易成本 (transaction cost) 高，並且缺乏失業救濟金，以至於成年男性勞工比較不可能採取離職後再尋找工作的方法轉換工作，而會採取再職搜索 (on-the-job search) 的方法尋找更好的工作，因此膨脹政策對其磨擦性失業 (frictional unemployment) 並不會有什麼顯著的影響。

意外的真實工資成長率使得勞動市場的貨幣工資叫價高於可接受的最低工資水準，就業的搜索者常會停止搜索的就業，因此短期失業率會下降。在表 2 中，我們發現意外的真實工資成長率對男性分齡失業率的迴歸係數皆呈負值，而且對 25 歲以下的男性失業率的確有顯著的影響。實際真實工資成長率在預期不變時，每增加 10 個百分點會減少 25 歲以下青少年男性失業率約 0.1 到 0.2 個百分點。

意外的勞動市場因素對男性分齡失業率的影響，不管是意外的通貨膨脹率或意外的真實工資成長率，從迴歸係數數值大小來看其影響力都遠遜於男性勞動力年齡結構變遷對失業率的影響力。而且男性 25 歲以上的就業率可以說不受這些意外因素的顯著影響。至於景氣因素對男性失業率的影響，也是很有限，只有 15~19 歲青少年失業率顯著地受到景氣因素的影響，景氣因素超過其長期成長率趨勢的每 10 個百分點只會減少 15~19 歲男性失業率約 0.2 到 0.3 個百分點。

四、結 論

台灣地區的失業率型態雖然是很低，但是實證研究顯示台灣地區的男性分齡失業率受到男性勞動力年齡組成變遷的影響很大，尤其是 25 歲以下男性失業率受到

勞動力年輪數量 (cohort size) 的影響更大。25 歲以下的男性相對勞動力每增加 10 %，可使其分齡失業率提高約 2.5 ~ 7.8 個百分點。25 歲以上的男性失業率亦受到勞動力年輪數量效果 (cohort size effect) 的顯著影響。也就是說台灣地區戰後出生在嬰兒潮 (baby booms) 的一代 (在其他條件不變時) 比其他年代出生的人面對較高的失業率。

膨脹政策因素造成的意外通貨膨脹率在台灣地區只能些微但是顯著地減少男性青少年 (25 歲以下) 的短期失業率，25 歲以上男性就業情形並不顯著地受到意外的膨脹政策所影響。由此可以說明台灣地區膨脹政策似乎不是增加就業率的良策。同時，意外的真實工資成長率每增加 10 個百分點也只能顯著地減少 25 歲以下男性的短期失業率 0.1 到 0.2 個百分點。景氣因素的影響正如人力資本理論 (human capital theory) 所料，比較集中在青少年的失業率上。

女性勞動力相對的成長，可能只對 25 歲以下男性勞工就業有負影響，不過此點尚需詳細資料印證；對 25 歲以上男性勞工的就業率反有幫助，顯示 25 歲以上的男性勞工與女性勞動力的工作性質不同。

參考文獻

Azariadis, C.,

1975 "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria," *Journal of Political Economy*, December, 83, 1183-1202.

Baily, M.,

1974 "Wages and Unemployment Under Uncertain Demand," *Review of Economic Studies*, January, 41, 37-50.

Barro, R.,

1978 "Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States," *Journal of Political Economy*, August, 86, 549-80.

1977 "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States," *American Economic Review*, March, 67, 101-15.

Bjotklund, A. and Holmlund, B.,

1971 "The Duration of Unemployment and Unexpected Inflation: An Empirical Analysis," *American Economic Review*, 121-131.

Darby, M.,

- 1976 "Three-and-a-Half Million U.S. Employees Have Been Misled: Or an Explanation of Unemployment, 1934-1941," *Journal of Political Economy*, January, 84, 1-17.

Freeman, R.,

- 1979 "The Effect of Demographic Factors on Age-earnings Profits," *Journal of Human Resources*, Summer, 14, 289-318.

Gordon, D.,

- 1974 "A Neoclassical Theory of Keynesian Unemployment," *Economic Inquiry*, December, 12, 431-459.

Grossman, H.,

- 1977 "Risk Shifting, Layoffs, and Seniority," Brown University Unpublished Manuscript.

Hamermesh, D. and Grant, J.,

- 1979 "Econometric Studies of Labor-Labor Substitution and Their Implications for Policy," *Journal of Human Resources*, Fall 14, 518-542.

Lin, C.,

- 1982 "Labor force Age Composition and the Age-Earnings Profile in Developing Countries: The Case of Taiwan," University of Hawaii Unpublished Ph.D. dissertation.

Lucas, R. and Rapping, L.,

- 1969 "Real Wages, Employment, and Inflation," *Journal of Political Economy*, September, October, 77, 721-54.

Mayers, D. and Thaler, R.,

- 1979 "Sticky Wages and Implicit Contracts: A Transactional Approach," *Economic Inquiry*, October, 559-74.

Martin, L.,

- 1982 "Japanese Response to an Aging Labor Force," *Population Research and Policy Review*, January, 1, 19-41.

Mortensen, D.,

- 1970 "Job Search, the Duration of Unemployment, and the Phillips Curve," *American Economic Review*, December, 60, 847-862.

Sargent, T. and Wallace, N.,

- 1975 "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, April, 83, 241-54.

Welch, F.,

- 1979 "Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Bust," *Journal of Political Economy*, October, 87, 565-97.