勞動市場與勞資關係，施俊吉主編
中央研究院中山人文社會科學研究所專書(29)，頁35－74
民國81年8月，台灣，台北

勞動供給的跨期分析：臺灣的實證研究*

林向愷** 官德星***

壹、序 論

這篇文章想從一個代表性家計單位跨期決策的角度，探討臺灣製造業實質工資率和每人平均工時在過去四十年(1953-1989)的變動。過去四十年來台灣的勞動市場由於經濟快速發展而有顯著變化。從1950年到1970年這二十年間，出口導向的發展策略將農業部門中過剩人口導入勞動密集的工業生產部門，不僅舒解了當時相當嚴重的人口壓力，亦使勞動市場呈現繁榮景象。從1970年開始，國際市場由於兩次的石油危機而陷於不景氣，加上其他開發中國家勞動密集產品的國際競爭力日益提高，以及已開發國家對我出口商品的設限，使得台灣原先享有優勢的勞動密集產品受到相當不利的影響。近年來，整個工業發展方向已漸由勞務密集產品的生產轉為技術密集產品的生產。勞動經濟學者亦相當關注這項變化可能給勞動市場帶來的結構性變動，並已有許多相關研究。但這些研究所採用資料多為橫剖面的個體資料，然後利用計量經濟方法將個人的社會經濟特徵加以適當控制，以探討勞動市場中工資結構、勞動供給以及人力資源供需諸問題。但以勞動市場中相關的時間序列資料為對象的研究，則較為少見。

---

* 作者感謝吳聰敏、黃朝熙兩位教授以及兩位匿名評審人的批評和建議，以及李秀雲小姐仔細的校讀。最後，感謝林淳暉和楊麗弘兩位小姐的文書處理。

** 臺大經濟系教授

*** 國立中興大學經濟系副教授

從圖二和圖三來看，無可否認臺灣地區製造業的實質工資率和平均每人工時在過去四十年間都展現繁複的動態現象。1984年以前實質工資率成長率除了在第一次石油危機(1974-75)期間呈現短暫性減緩外，其餘時間均以相當穩定速率成長，但自1984年後，實質工資率成長速度則明顯變緩。另一方面，製造業每人平均工時由1956年以來逐年呈下降趨勢。實質工資率的成長基本上反映勞動邊際生產力的成長，姑且不論決定勞動邊際生產力成長背後因素。試想一個代表性家計單位若預期到實質工資率將有持續性成長，其勞動供給行為應會有什麼樣的改變？在一個跨期分析的架構（即容許家計單位有儲蓄行為）下，實質工資率持續上升通常會引發兩個效果：一是各期薪資所得增加所引發的財富效果，另一是勞務的當期相對價格（跨期相對價格）變動所引發的當期以及跨期替代效果。若休閒為正常財，則實質工資率恆常變動所引發的財富效果和跨期替代效果，對每人平均工時的影響應是一致的，造成每人平均工時逐期下降。另一方面，台灣資料也顯示實質工資率的短期波動幅度遠大於工時的短期波動幅度，這個現象反映了實質工資率短暫性變動所引發的財富效果和替代效果應甚為相當。以上只是以跨期決策的角度，對台灣製造業在過去四十年來工資和工時的變動做一個粗略的解釋。本文主要目的就是想利用計量方法更精確地了解代表性家計單位面對實質工資率短暫性或恆常性變動的情況下，其勞動供給的跨期決策是否和台灣製造業每人平均工時和實質工資率變動相一致。

以跨期分析的架構探討勞動供給行為的文獻，國外已有不少。以個體資料（主要是利用Panel Study of Income Dynamics的資料）為對象的研究，有Heckman and MaCurdy(1980), MaCurdy(1981), Altonji(1982, 1986)，和Hotz, Kydland and Sedlacek(1988)。他們均採用生命週期的消費和勞動供給模型討論個人消費、休閒以及實質工資率間的動態關係。這些研究或多或少強調家計單位（或勞動供給者）之間社會

經濟特徵的異質性。實證結果發現勞動跨期供給的分析架構，仍無法充份解釋每人平均工時的變動。無法解釋的主要關鍵在於：為了要合理解釋每人平均工時的變動所需要的勞動供給彈性遠大於實際的估計值，而可能的原因是個體資料中家計單位（或個人）間社會、經濟上異質程度過小，致使異質性無法解釋實質工資率與工時的變動。另一個研究方向，是排除經濟個體之間的異質性，而專注於代表性家計單位勞動供給的跨期行為。這方面的研究有 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 以及 Mankiw, Rotemberg and Summers(1985)。實證結果發現，勞動供給的跨期行為無法解釋每人平均工時和實質工資率之間相對波動的幅度，即每人平均工時變動的波動幅度為實質工資率的三倍。這些研究亦發現，前後期勞動供給具有互補關係。跨期互補關係，一方面表示每人平均工時的變動持續性(persistence)是一個重要的統計特質；另一方面亦反映美國勞動市場，由於勞動契約和受薪階級(salary works)等制度因素，使得家計單位（或經濟個體）無法對實質工資率的變動依其最適勞動供給選擇做調整。但是這些制度上的限制只能說明經濟個體各期勞動供給不會有替代關係，但卻無法據以否定勞動供給的跨期分析是一個解釋工時和實質工資率跨期變動的可行架構。依據第貳節資料分析以及張清溪和吳崇慶(1983)的實證結果，臺灣勞動市場的完全競爭程度很高，家計單位（或經濟個體）應有較大的空間依其最適選擇做調整。本文打算利用臺灣地區製造業中每人平均工時和實質工資率的時間序列資料，就同樣的問題做一個計量分析。在效用函數的設定上，將採時間不可分性(non-time-separable)的效用函數型式，以便包容更多消費和休閒的跨期傳遞機能。

本文研究重點是在跨期分析的架構下，探討一個代表性家計單位，在相對價格變動情形下（包括實質工資率和實質利率），如何調整它各期的勞動供給以及消費水準。我們先設定代表性家計單位的最適化問題，但並不打算解出價格和數量的均衡解，只利用一階條件中

的 Euler 方程式，以 GMM(Generalized Method of Moments) 方法進行參數估計和理論模型限制條件的統計檢定。模型中代表性家計單位爲價格接受者，而現有的總體時間序列資料均爲均衡價格與數量的觀察值，這些都是決定於市場總合供需的內生變數。若將這些均衡觀察值代入 Euler 方程式中，事實上表示整個模型設定、參數估計都忽略了均衡實質工資率爲一內生變數的事實。爲了避免忽略均衡實質工資率內生性所引起的設定誤差，我們假設均衡實質工資率爲外生的隨機過程。這個假設事實上也排除家計單位所面對的實質工資率，不受其過去勞動供給影響這個可能性。近來，有些學者如Shaw(1989)，強調過去各期的勞動供給會透過人力資本的累積過程，影響到它本期所面對的實質工資率。若果如此，實質工資率在家計單位決策階段已不再是一個外生的隨機過程，而且過去的勞動供給也不一定要透過前述的跨期傳導機能，才會影響本期勞動供給。但這樣做會使模型設定和計量分析變得更複雜，不是一個起步性研究應採行的策略；再者，依臺灣地區製造業每人平均工時、實質工資率間的因果關係檢定結果來看，工時變動不是實質工資率變動的因變數；所以本文仍將採用實質工資率爲外生變數的假設。囿於資料的限制，我們所選取的樣本，不一定和模型所隱含的變數完全一致。譬如，實質工資率和每人平均工時是以製造業相關資料來代替，而非全體受雇員工的實質工資率和每人平均工時。即使如此，實證結果仍然可以提供我們一些相當重要的訊息，而這些訊息也是靜態模型無法得到的。

本文章節大致爲：第貳節將探討每人平均工時、實質工資率以及消費的時間序列性質，以了解一個動態總體勞動模型所必須解釋的現象。我們在第參節中提出跨期架構下代表性家計單位所面對的最適動態問題，並討論它的經濟涵義。這個模型基本上是依循 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 和 Kydland and Prescott(1982) 的模型設定。由於實證分析時，GMM 計量方法要求模型中相關諸變數皆爲定態序列，

接著我們探討模型中非定態序列轉換為定態序列時，所衍生出來有關變數間理論長期關係的限制條件。這些限制式將有助於了解各種轉換方式的合宜性。第肆節主要是說明GMM方法，使讀者對這個方法有一個基本概念。第伍節將報告模型估計以及統計檢定結果。最後一節則是結論以及未來研究的方向。

貳、臺灣地區製造業實質工資率與每人平均工時的時間序列特徵

總體勞動分析和傳統個體勞動分析一個基本歧異在於總體勞動分析較著重於實質工資率、消費以及每人平均工時諸時間序列資料的動態性質，以及其間回授關係(feedback relationship)的探討。在模型設定以及參數估計前，有必要對台灣地區每人平均消費(c_t)，每人平均工時(l_t)以及實質工資率(w_t)諸時間序列的統計性質，做一個簡要的描述，以了解一個總體勞動模型所必須解釋的現象。

由圖一和圖二，我們可清楚看出四十年來臺灣地區每人平均實質消費水準和製造業的實質工資率都呈明顯的上昇趨勢[1]。其間由於第一次石油危機(1974-1975)導致勞動邊際生產力下降以及物價水準大幅上揚，使得實質工資率不昇反降，直到1977年實質工資率才回到原有的成長趨勢上。從1984年以後，實質工資率成長率又有顯著下降。至於實質消費水準各期波動幅度相對於上昇趨勢卻顯得更小。也就是說，每人平均消費水準走勢呈相當平滑的上昇型態。由表一中兩個時間序列水準值的交叉相關係數(cross correlation coefficient)來看，w_t和c_t有極高的當期相關(0.98)。從表一第二部份的結果來看，$\log w_t$和$\log c_t$當期相關係數則又更高(0.99)。由於兩序列的走勢幾乎決定於其成長部份，較高的當期相關係數值，意謂$\log w_t$和$\log c_t$可能有相同的成長趨勢（或是$\log w_t$和$\log c_t$有共同的趨勢）。這兩變數間落後和領先的

表一：台灣地區製造業每人平均工時、每人平均消費與實質工資率交叉相關表

1. 和 w_t 交叉相關係數

變數 x	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
c_t	0.61	0.69	0.77	0.87	0.98	0.91	0.84	0.78	0.70
l_t	-0.66	-0.76	-0.83	-0.86	-0.91	-0.87	-0.83	-0.77	-0.71
w_t	0.69	0.77	0.85	0.92	1	0.92	0.85	0.77	0.69

2. 和 $\log w_t$ 交叉相關係數

變數 x	x_{t-4}	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}	x_{t+4}
$\log c_t$	0.71	0.78	0.85	0.92	0.99	0.93	0.86	0.80	0.72
$\log l_t$	-0.77	-0.85	-0.90	-0.90	-0.93	-0.87	-0.81	-0.74	-0.66
$\log w_t$	0.73	0.80	0.87	0.94	1	0.94	0.87	0.80	0.73

附註：資料來源請見附錄說明。

交叉相關係數值幾呈對稱型式逐期下降，所以$\log w_t$和$\log c_t$之間動態回授關係，應無不對稱情形存在。

從圖三可看出台灣地區製造業每人平均工時在1956年後逐年下降。當實質工資率逐年上昇而工時逐年下降，表示實質工資率持續上昇所誘發的財富效果以及跨期替代效果必然大於當期消費與休閒的替代效果。在經濟發展早期階段，家計單位為了維持生活必需的水準，在邊際勞動生產力偏低情形下，必須投入相當長的時間於工作上；當實質工資率（或勞動邊際生產力）因經濟發展而上升時，家計單位可不必再投入那麼長的時間以維持基本的消費水準，而將部份時間用於休閒。整個經濟到了成熟階段時，實質工資率上升所誘發的當期替代效果並不必然小於財富效果以及跨期替代效果，所以每人平均工時呈上下起伏的定態走勢。此時工時變動基本上反映經濟的景氣情況。這種定態變動的型態可見諸美、英等國的工時時間序列資料。由於臺灣地區製造業中每人每期休閒時數不可能超過該期總時數，儘管過去四十年來，每人平均工時有逐年下降的趨勢，但這不可能一直持續下去，所以仍假設l_t為定態序列。最後，$\Delta\log w_t(\equiv \log w_t - \log w_{t-1})$和$\Delta\log l_t(\equiv \log l_t - \log l_{t-1})$之間有負的當期交叉相關(-0.26)。若以$log w_t$和$log l_t$計算當期交叉相關係數，則為-0.91。由於這個統計值受到非定態時間趨勢影響很大，造成這個結果基本上反映l_t和w_t有反向的長期趨勢。$\Delta\log w_t$和$\Delta\log l_t$存有當期負相關可能的的原因有二：(i)勞動供給移動造成實質工資率和每人平均工時沿勞動需求線上移動而呈反向變動，或(ii)勞動供給呈後彎型式，而勞動需求線的移動造成實質工資率和工時亦呈反向變動。

實質工資率和每人平均工時波動幅度相對大小的衡量和討論，一直是總體勞動分析中一個重要的問題。這裡，我們以變數對數值的變異數來衡量該變數波動幅度的大小。由於$\log w_t$和$\log l_t$均為非定態時間序列，其變異數不具有太大的意義。為解決這個問題，我們先利用

線性迴歸方式消除$\log w_t$和$\log l_t$中線性時間趨勢部份，然後以迴歸所得的殘差值，計算各變數的變異數。以1953年到1989年樣本期間而言，我們發現$\log w_t$的變異數(0.093)爲$\log l_t$的變異數(0.026)的3.6倍，表示實質工資率波動幅度遠大於每人平均工時的波動幅度[2]。由於$\log w_t$和$\log l_t$的變異數是依迴歸所得的殘差值計算得到的，所以，這裡變異數大小實際上是衡量變數短暫性偏離長期趨勢值的程度。而所計算出來的變異數可用於衡量景氣循環過程中各變數的短期波動幅度。景氣循環屬短暫現象，所誘發的替代效果和財富效果大致相當，造成每人平均工時變動幅度應小於實質工資率的變動幅度。這個結果和利用英美等國的勞動市場資料所得的結果截然不同，例如Kydland(1983)和Ashenfelter(1984)曾提及這些國家每人平均工時（或雇用人數）的變動程度幾乎是實質工資率變動幅度的三倍，而這個現象也一直是歐美研究總體勞動學者所無法解釋的。另一方面，在經濟成長過程中，由於實質工資率持續性上昇所引發的財富效果遠大於替代效果，使得$\log w_t$逐年上昇而$\log l_t$卻逐年下降。但這兩個現象之間並無不一致的地方，只是造成每人平均工時變動的原因，有恆常性和短暫性的不同而已。

實質工資率和每人平均工時的自迴歸模型估計結果分別列於表二和表三。就實質工資率估計結果來看，實質工資率有明顯的成長趨勢（一階自迴歸模型中w_{t-1}的係數估計值爲1.01），也表示w_t有很強的變動持續性，這個結果和同表中以美國資料估計的結果相差不多。由於美國在二次大戰戰後的非農業部門勞動邊際生產力成長速度較臺灣製造業爲慢，所以一階自迴歸模型中，w_{t-1}的估計係數值(0.95)亦較臺灣爲低。依Altonji and Ashenfelter(1980)以1929-1976這段期間的實質工資率年資料估計所得的結果來看($w_t = 1.002w_{t-1} + u_{1t}$)，$w_{t-1}$係數估計值則很接近臺灣的係數估計值。由表二中二階自迴歸模型估

表二：實質工資率自迴歸模型

1. 台灣資料期間：1953 － 1989

1. $w_t = 1.01 w_{t-1} + u_{1t}$ $\quad SC = -5.900$

2. $w_t = 1.22 w_{t-1} - 0.21 w_{t-2} + u_{2t}$ $\quad SC = -5.826$

3. $w_t = 1.34 w_{t-1} - 0.55 w_{t-2} + 0.22 w_{t-3} + u_{3t}$ $\quad SC = -5.863$

4. $w_t = 1.29 w_{t-1} - 0.47 w_{t-2} + 0.22 w_{t-3} - 0.03 w_{t-4} + u_{4t}$ $\quad SC = -5.708$

2. 美國資料期間：1947 － 1980

1. $w_t = 0.95 w_{t-1} + u_{1t}$

2. $w_t = 1.784 w_{t-1} - 0.805 w_{t-2} + u_{2t}$

表三：每人平均工時的自迴歸模型

1. 台灣資料期間：1953 – 1989

1. $l_t = 1.00l_{t-1} + v_{1t}$	$SC = -7.685$
2. $l_t = 0.98l_{t-1} - 0.02_{t-2} + v_{2t}$	$SC = -7.565$
3. $l_t = 1.10l_{t-1} - 0.27l_{t-2} + 0.171l_{t-3} + v_{3t}$	$SC = -7.858$
4. $l_t = 0.79l_{t-1} + 0.14l_{t-2} + 0.03l_{t-3}$ $+0.04l_{t-4} + v_{4t}$	$SC = -8.000$
5. $l_t = 0.65l_{t-1} + 0.15l_{t-2} + 0.19l_{t-3}$ $+0.09l_{t-4} - 0.08l_{t-5} + v_{5t}$	$SC = -7.914$

2. 美國資料期間：1947 – 1980

1. $l_t = 0.658l_{t-1} + v_{1t}$

2. $l_t = 0.784l_{t-1} - 0.085l_{t-2} + v_{2t}$

計結果可知，w_{t-2}的係數估計值爲負(-0.21)，這表示二階自迴歸模型的兩個特性根都是正的。這個結果顯示台灣地區實質工資率跨期變動的一個顯著特質是它有很顯著的變動持續性。這些結果和以美國資料所得結果頗爲類似，但臺灣製造業實質工資率的變動持續程度要較美國爲強。

以美國和臺灣地區製造業的每人平均工時資料分別估計l_t的自迴歸模型，所得的結果就有較大的差異。如前所述，臺灣製造業每人平均工時在1956年後逐年下降，表示工時變動的持續性相當強。這個現象和工時的一階自迴歸模型估計式中l_{t-1}的係數所得估計值(1.00)相當一致。而l_t的二階自迴歸估計式中l_{t-2}的係數爲-0.02，結果顯示工時變動波動性不顯著。至於以美國資料估計所得的結果，發現美國每人平均工時的變動持續程度，遠低於臺灣製造業的每人平均工時。這個結果亦印證美國已在經濟發展成熟階段，故每人平均工時呈現上下起伏的定態走勢。

表二和表三同時列有不同階次的自我迴歸模型Schwarz Criterion的統計量(SC)。利用SC值可判定l_t和w_t自迴歸模型的最適落後階次(lag order)，而自迴歸模型的落後階次所展現的也是一個理論模型所必須解釋的。依SC值來看，w_t最適落後階次爲1期，表示實質工資率以長期成長現象最爲顯著。反觀l_t，其最適落後階次爲4期，表現l_t有較繁複的動態關係。

最後，我們打算利用因果關係檢定以了解實質工資率和工時之間的動態關係。我們先估計雙變量的一階自迴歸模型。爲簡化說明，選用的變數爲$\Delta \log w_t$和$\Delta \log l_t$。依χ^2統計值結果來看，我們發現"實質工資率變動不是工時變動的因變數"這個虛無假設不爲現有資料所接受，但"工時變動不是實質工資率變動的因變數"的虛無假設卻無法被棄卻。這些結果和Sargent(1978)以美國實際資料所得到的結果一致。另一方面，實證結果顯示前期實質工資率變動對當期實質工資率

有負的影響。依勞動供給跨期分析架構，若家計單位預期未來實質利率上昇，造成未來商品相對於本期商品變得較便宜，此時家計單位會以未來休閒替代本期休閒，造成本期勞動供給增加。所以本期或未來預期的事前實質利率變動，都會引發跨期替代效果。在雙變量自迴歸模型中，休閒的機會成本(w_t)並未能完全反映這個跨期替代效果。為了更進一步了解前述因果關係檢定結果的穩當性。接下來，我們在雙變量自迴歸模型加上實質利率，最理想的實質利率變數應是事前實質利率（即名目利率減掉預期物價膨脹率）。由於我們手邊沒有這個利率的觀察值，只有以事後實質利率代替。為了避免實証結果受到這個作法的影響，我們也將以名目利率替代事前實質利率。三變量自迴歸模型估計的結果發現"製造業每人平均工時變動不是實質工資率變動的因變數"這個虛無假設，仍無法被棄卻。

由以上的討論，我們可歸納出台灣地區製造業每人平均工時和實質工資率三個特質：(i)依雙變量（或三變量）自迴歸模型的估計結果知道，每人平均工時和實質工資率間有繁複的動態關係。w_t有較短的落後階次而l_t則有四期的落後階次。(ii)由於每人平均工時的變動不是實質工資率變動的因變數，使得兩變數之間的回授關係單純了許多。若勞動供給曲線存在後彎情形，則實質工資率和每人平均工時之間的反向變動關係並不足以辨別造成這些反向變動的眞正原因：需求面的外在衝擊或供給面的外在衝擊。這個問題必須在理論模型設定時予以解決。(iii)實質工資率短期波動的幅度（以對數的變異數衡量）為工時的三倍，此為臺灣勞動市場所特有的。

參、模型設定

假設一個非常簡單的經濟體系，體系中的代表性家計單位對商品消費和休閒有它的偏好。這個經濟個體的時間不是用於休閒就是用

於勞動投入。以勞動投入取得薪資報酬，透過資產累積（儲蓄）而用於未來某期的消費。由於每期消費財購置和休閒時數都具有耐久財性質（即跨期傳遞機能），因此過去的商品購買水準以及休閒時數會影響本期效用，導致效用具有跨期不可分性。由於這個代表性家計單位在選擇消費和休閒（或勞動供給）時，會考慮到本期的決策對未來的效用所產生的影響。所以，家計單位勞動供給與消費的選擇會因(i)資產累積（儲蓄），以及(ii)偏好具有跨期不可分性，而成為一個具有跨期性質的最適問題。這裡我們不打算解出整個價格和數量均衡解，只打算導出這個代表性家計單位跨期問題的一階必要條件，並以此探討實質工資率、實質利率、消費和休閒諸變數間的均衡關係。

為簡化分析，假設本期家計單位所能享用休閒和消費財所帶來的服務，為現在和過去消費財購買水準以及休閒時數的線性函數：

$$c_t^* = a(L)c_t,$$

$$x_t^* = b(L)x_t,$$

式中c_t為t期消費財購買數量，x_t為t期休閒時間，而c_t^*為t期所享用的消費服務，而x_t^*為t期所享用的休閒服務。$a(L)$和$b(L)$為遞延算子（lag operator，以L表示）的多項式。$a(L) \equiv 1 + aL$，a的符號決定於消費財的跨期性質，若$a \neq 0$,則表示消費財的購置不僅在本期會給家計單位帶來效用，而且也會影響到下一期家計單位的效用。

一般常見的$b(L)$設定有二：(i)$b(L) \equiv 1 + bL$，以及(ii)$b(L) \equiv 1 + \frac{\delta L}{1-\eta L}$。第一種設定曾為Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)使用過，它表示本期的休閒不只會決定本期所能享用的休閒性服務，而且也會影響到下期可享用的休閒性服務。若$b < 0$表示本期休閒時數的增加會給下期帶來負效用。由於家計單位所享用的休閒性服務必須為正值($x_t^* > 0$)，所以當b為負值時，家計單位必須在本期選擇足夠的效用，以抵消上期休閒選擇所帶來的負效用。換句話說，若上一期

的休閒時數增加時，會透過$x_t^* = x_t + bx_{t-1}$的關係式，使x_t^*下降，因而提高x_t^*所帶來之邊際效用。此時由於本期休閒邊際效用提高，家計單位會增加本期休閒時數。於是我們會觀察到當上期休閒增加時，本期的休閒也會增加，此即其跨期互補關係。反之，$b > 0$表示前後期休閒時數呈替代關係。第二種設定曾爲Kydland and Prescott(1982)以及Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)使用過。若x_t^*爲定態時間序列的話，則η的絕對值必須限定爲絕對值小於一的係數。這種情形下，$b(z)$可展開成：

$$b(z) = 1 + \delta \sum_{j=1}^{\infty} \eta^{j-1} z^j,$$

這個式子表示本期休閒性服務不只受當期休閒時數所影響，同時也受以前各期休閒時數所影響。若$0 < \eta < 1$，則t期休閒時數增加一個單位會給$t + \tau$期帶來$\delta\eta^{\tau-1}$額外休閒性服務。由此亦知，δ的符號亦決定本期休閒時數倒底給未來休閒服務帶來正效果或負效果。舉例說，$\delta > 0$時，本期休閒時數增加對未來各期休閒性服務皆有正效果，但效果逐期遞減，而遞減速度則決定於η。我們可以再從實質工資率的變動所產生之跨期替代效果和財富效果，來探討休閒的跨期互補關係。我們如果從資料上觀察到休閒和實質工資率都呈現持續上升，那麼很顯然它反映的是跨期互補的關係。然而這個關係卻是因爲當實質工資率因經濟成長不斷上升時，一方面，其所產生的財富效果使休閒持續上升（假設休閒爲正常財）；另一方面，跨期替代效果也因家計單位預期未來的實質工資率仍會持續上升，造成本期休閒的上升。亦即，實質工資率持續上升所帶來的財富效果和跨期替代效果共同作用的結果，造成休閒時間隨著工資率持續上升亦呈持續上升之勢。

代表性家計單位的各期效用決定於各期享用的c_t^*和x_t^*的水準；其預期效用現值可用下列型式表示：

$$E_0\Big[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\frac{(c_t^{*\gamma}x_t^{*(1-\gamma)})^\theta-1}{\theta}\Big], \tag{1}$$

式中β爲折現率，$0<\beta<1, \theta$爲效用函數參數，其值限定小於1，且$0<\gamma<1$。$E_0[X]\equiv E[X\mid\Omega_0], X$爲一隨機變數，$E$爲數學預期算子(mathematical expectations operator)，Ω_0爲0期代表性家計單位所擁有的訊息集合。當θ趨近於零時，式(1)可寫成

$$E_0\Big[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t[\gamma\log c_t^*+(1-\gamma)\log x_t^*]\Big]。$$

由上式亦知，當θ趨近於0時，各期消費服務和休閒服務間具有可加性。代表性家計單位t期預算限制式爲：

$$A_{t+1}=r_t[A_t+w_t(X-x_t)-c_t], \tag{2}$$

式中A_t爲t期家計單位所擁有的實質資產總值，w_t爲t期實質工資率，r_t爲事前實質毛利率(real gross interest rate)，亦即名目毛利率減掉預期物價膨漲率。X爲每一期固定的時間秉賦，x_t爲每一期休閒時數，故$l_t\equiv X-x_t$即爲經濟個體每一期的工作時間。若代表性家計單位爲一價格接受者，則它的最適問題是在現有市場價格水準下滿足各期預算限制式(2)，選擇$\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$和$\{x_t\}_{t=0}^{\infty}$使得預期效用現值(1)極大。

這個問題的一階條件除了各期最適決策必須滿足該期預算限制式(2)外，也須滿足Euler方程式：

$$\begin{aligned}E_t\big[&\gamma w_t a(\beta L^{-1})[a(L)c_t]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta}\\&-(1-\gamma)b(\beta L^{-1})[a(L)c_t]^{\gamma\theta}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta-1}\big]=0,\end{aligned} \tag{3}$$

以及

$$E_t\left[\beta r_t a(\beta L^{-1})[a(L)c_{t+1}]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta}\right.$$
$$\left.-a(\beta L^{-1})[a(L)c_t]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta}\right]=0\ 。\tag{4}$$

由效用函數的設定來看，代表性家計單位在決定各期消費財購買量以及休閒時數時，必須面臨兩種取捨關係：(i)當期消費和當期休閒時數之間的取捨關係。舉例說，若代表性家計單位欲增加微量的休閒時間，它的薪資所得($=w_t$)勢必減少。在最適情形下因薪資所得減少所損失的邊際效用，必須正好爲休閒時間增加所帶來的邊際效用所補償。式(3)中等式左邊第一項，爲薪資所得變動所帶來的邊際效用，而第二項爲休閒所帶來的邊際效用。(ii)前後期消費水準之間的取捨關係。由於代表性家計單位可以透過儲蓄來改變各期消費型態，而且消費具有耐久財性質，造成家計單位本期效用不僅受過去選擇的影響，也會影響到未來效用，所以它們選擇消費時，必須考慮到這個跨期取捨關係。舉例說，若家計單位微量減少本期消費水準，然後透過資產持有量的增加（儲蓄增加）以增加下期的消費水準(r_t)。在最適情況下，本期消費減少所損失的邊際效用，必須正好爲下一期消費增加所帶來的邊際效用所補償。式(4)中，等式左邊第一項爲下期消費的邊際效用現值，第二項則爲本期消費的邊際效用。

由式(3)和式(4)可知：即使$a=0$和$b=0$時，家計單位的儲蓄行爲（資產累積）仍會使本期消費和休閒的邊際效用，受到下一期消費和休閒的影響。$b=0$表示休閒性服務的邊際效用等於本期休閒所產生的邊際效用，而$a=0$則表示消費服務的邊際效用等於本期消費購買所產生的邊際效用。但$a\neq 0$或$b\neq 0$時，由於消費或休閒具有跨期特質使得過去的消費和休閒的決策亦會影響到本期效用。所以，這個代表性家計單位的決策，不只會受到過去決策的影響，也會因它了解到這層關係，而使本期的決策也必須考量到對未來效用的影響。也就

是說，當 $a \neq 0$ 或 $b \neq 0$ $(\delta \neq 0)$ 時，效用函數(1)具有時間不可分性的特質。

為說明效用不可分性對分析以及結果的影響。再假設 $a = b = 0$，這表示上期的消費和休閒將不會影響本期的效用。此時，(3)和(4)兩式可簡化成：

$$E_t\left[\gamma w_t c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta} - (1-\gamma) c_t^{\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}\right] = 0$$

$$E_t\left[\beta \gamma_t c_{t+1}^{\gamma\theta-1} x_{t+1}^{(1-\gamma)\theta} - c_t^{\gamma\theta-1} x_t^{(1-\gamma)\theta}\right] = 0$$

前式左邊第一項表示每增加一單位時間於工作上，所能換來的薪資所得所帶給家計單位的效用。而第二項則表示增加一單位休閒所增加的效用。兩者之條件期望值相等，表示家計單位的最適決策是，使其每一單位時間無論是去工作或休閒，其效用增加的期望值必須要相等。同理第二式代表家計單位在做跨期選擇時，必使其減少一單位本期消費所減少之效用，恰等於下一期此單位儲蓄所增加之效用。從這個簡化式中，可清楚地看出(3)和(4)兩式分別表示期間內消費和休閒的最適選擇，以及跨期的消費（或休閒）的最適選擇，只不過我們考慮了消費和時間可能的跨期影響後，公式變得比較複雜而已，但基本的道理是完全一樣的。

接下來，我們將由式(3)以及式(4)導出 c_t, x_t, w_t 和 r_t 之間可能的長期關係，這種長期關係以共積(co-integration)的概念定義最清楚。變數定態轉換方式很多，雖然這些方法都能使非定態的經濟變數，轉換為定態的變數，但這些轉換過程卻導出不同的長期關係。

為了方便討論，假設 $\frac{c_t}{c_{t-1}}, \frac{w_t}{w_{t-1}}, \frac{x_t}{x_{t-1}}$，為定態時間序列。對一個任意給定 τ 值，$\frac{c_{t+\tau}}{c_t}, \frac{w_{t+\tau}}{w_t}, \frac{x_{t+\tau}}{x_t}$ 仍為定態序列。以 $\frac{c_{t+\tau}}{c_t}$ 為例，$\frac{c_{t+\tau}}{c_t}$ 可拆成：

$$\frac{c_{t+\tau}}{c_t} \equiv \frac{c_{t+\tau}}{c_{t+\tau-1}} \cdot \frac{c_{t+\tau-1}}{c_{t+\tau-2}} \cdots \frac{c_{t+1}}{c_t} ,$$

而連乘積中各項依前面假設皆爲定態序列。$\frac{c_t}{c_{t-1}}$ ，$\frac{w_t}{w_{t-1}}$ 和 $\frac{x_t}{x_{t-1}}$ 爲定態序列的假設，事實上，已容許下列三種可能性：(i) 變數皆呈固定成長率成長，(ii) 變數皆爲含有單根的非定態時間序列，(iii) 變數皆爲定態序列。

第一種定態轉換方式是在式(3)等號兩邊分別除上 $c_t^{\gamma\theta}$ ，經過一些運算可得下式：

$$\begin{aligned}
&\frac{w_t}{c_t} E_t\big[\gamma[1 + a\frac{c_{t-1}}{c_t}]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta} \\
&\quad +a\beta\gamma[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta}\big] \\
&\quad = E_t\big[(1-\gamma)[1 + a\frac{c_{t-1}}{c_t}]^{\gamma\theta}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta-1} \\
&\quad -b\beta(1-\gamma)[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a]^{\gamma\theta}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta-1}\big] 。 \qquad (5)
\end{aligned}$$

經過這個轉換，等號兩邊 $E_t[\cdot]$ 爲現在和未來 $\frac{c_t}{c_{t-1}}$ 觀察値的函數。若式(5)中條件預期值 $\log E_t[\cdot]$ 仍爲定態序列，則(5)式意含 $\log w_t - \log c_t$ 爲定態序列。若 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 爲含有單根的非定態時間序列，則依 Engle and Granger(1987)的定義，這表示 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 爲雙變量共積時間序列，其共積向量(co-integration vector)爲[1, -1]。但是這種轉換方式只能適用於 x_t 爲定態序列的情形下。

第二種定態轉換方法是將式(3)等號兩邊各除以 $c_t^{\gamma\theta} x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ ：

$$\begin{aligned}
&\frac{w_t x_t}{c_t} E_t\big[\gamma[1 + a\frac{c_{t-1}}{c_t}]^{\gamma\theta-1}[1 + b\frac{x_{t-1}}{x_t}]^{(1-\gamma)\theta} \\
&\quad +\gamma a\beta[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a]^{\gamma\theta-1}[\frac{x_{t+1}}{x_t} + b]^{(1-\gamma)\theta}\big] \\
&\quad = E_t\big[(1-\gamma)[1 + a\frac{c_{t-1}}{c_t}]^{\gamma\theta}[1 + b\frac{x_{t-1}}{x_t}]^{(1-\gamma)\theta-1} \\
&\quad -b\beta(1-\gamma)[\frac{c_{t+1}}{c_t} + a]^{\gamma\theta}[\frac{x_{t+1}}{x_t} + b]^{(1-\gamma)\theta-1}\big] 。 \qquad (6)
\end{aligned}$$

若式(6)等號兩邊的 $\log E_t[\cdot]$ 爲定態序列，則 $logw_t + logx_t - logc_t$ 爲定態序列。而 $\log w_t$ ，$\log x_t$ 和 $\log c_t$ 之間長期關係，需視這三個變數是否爲非定態序列而定。舉例來說，若 $\log x_t$ 爲定態序列，而 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 爲非定態序列，則 $\log w_t$ 和 $\log c_t$ 之間有共積關係，其共積向量爲[1, -1]，但 $\log x_t$ 和這兩個變數間則不存在長期關係。

其它可能的轉換方式，包括：在式(3)等號兩邊各除以 $c_t^{*\gamma\theta-1}$ ，或在等號兩邊各除以 $c_t^{*\gamma\theta} x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ ，這種方法曾爲 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)所用。以前一種方式轉換，若 c_t^* 和 w_t 爲非定態時間序列，則可導出 $\log c_t^*$ 和 $\log w_t$ 之間有共積關係；以後一種方式轉換，則可導出 $\log w_t + \log x_t^* - \log c_t^*$ 爲定態過程。顯而易見的是，在不同的定態轉換方式下，各變數間可能會有不同的長期關係。我們可利用這些長期關係做一些統計檢定，來判定何種轉換較爲合宜。要將式(4)中 c_t 予以轉換，我們可對式(4)等號兩邊除以 $c_t^{\gamma\theta-1}$ 可得

$$
\begin{aligned}
&E_t\Big[r_t\{\beta[\frac{c_{t+1}}{c_t}+a]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta}\\
&+a\beta\gamma[\frac{c_{t+2}}{c_{t+1}}\cdot\frac{c_{t+1}}{c_t}+a\frac{c_{t+1}}{c_t}]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_{t+2}]^{(1-\gamma)\theta}\}\Big]\\
&=E_t\Big[\gamma[1+a\frac{c_{t-1}}{c_t}]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_t]^{(1-\gamma)\theta}\\
&+a\beta\gamma[\frac{c_{t+1}}{c_t}+a]^{\gamma\theta-1}[b(L)x_{t+1}]^{(1-\gamma)\theta}\Big]\ \circ
\end{aligned}
$$

由於上式各項中消費(c_t)和休閒(x_t)各項的階次都相同，所以同除以 $c_t^{\gamma\theta-1}$ ，並不會如式(5)中多出一項 c_{t-1}(或 x_t/c_t)。這表示定態轉換過程並不會如式(5)一樣對各變數間長期關係加諸一些限制條件。若這個經濟體系中信用市場中買賣的私人債券均爲完全指數化（即本金、利息以實物方式支付）且 x_t 爲定態時間序列，則依上式來看，r_t 必須爲定態序列。至於其它轉換方式也只會使上式中變數表現方式有所不同，都不會對相關經濟變數加諸如式(5)和式(6)的長期關係限制式。

肆、計量方法

本節簡述GMM的基本概念。最適化問題的一階條件經過移項的處理後可以用下面的向量函數(vector-valued function)表示：

$$E_t h(z_{t+n}, b) = 0, \quad t \geq 0, \quad n > 0, \tag{7}$$

式中b爲待估的參數向量，z_{t+n}爲定態且平均漸近獨立(ergodic)的時間序列，同時z_{t+n}必須是計量學者可觀察的變數。如果z_{t+n}包含如技術進步一類的外生隨機變數，儘管它們是家計單位資訊集合中一個可觀察的變數，只要計量學者無法觀察到這些變數，我們就無法利用GMM方法[3]。$h(\cdot,\cdot)$可視爲一個隨機變數，且通常$h(\cdot)$爲b的非線性函數。其條件期望值爲0，所以資訊集合(Ω_t)中的任何變數，都和$h(\cdot,\cdot)$有正交（或互不相關）的性質。而GMM方法便是利用這個正交性質導出樣本正交條件(orthogonality conditions)，然後再利用這些條件做參數估計。

令$f(\cdot) = h(\cdot,\cdot) \otimes I_t$，式中$I_t \subseteq \Omega_t$，$\otimes$爲Kronecker乘積算子。一般將$I_t$稱爲工具變數(instrument variables)。此時母體正交條件爲：

$$E[f(z_{t+n}, I_t, b)] \equiv E[h(z_{t+n}, b) \otimes I_t] = 0, \quad t \geq 0, \quad n > 0 \tag{8}$$

在有限樣本條件下，對應於式(8)的母體正交條件是：

$$g_T(b) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} f(z_{t+n}, I_t, b)。 \tag{9}$$

而GMM的方法就是在找出b的估計值（以$\hat{b}$表示），使得$g_T(b)$愈接近於0愈好。這個估計問題亦可想成求解下列的二次式最適問題：

$$J_T(b) = g_T(b)' W_T g_T(b), \tag{10}$$

其中W_T加權矩陣爲對稱且爲正定的，正定矩陣確保$J_T(b)$二次式最適問題存有最小值。顯而易見，$g_T(b)=0$的解亦爲式(10)的極小解。由於W_T爲未知的加權正定矩陣，理想的W_T估計值（以$\hat{W}_T$表示）應是讓$\hat{b}$的漸近變異數矩陣(asymptotic covariance matrix)達到最小。根據Hansen(1982)，最小的漸近共變異數矩陣爲：

$$(D_0'S_0^{-1}D_0)^{-1} \tag{11}$$

式中D_0和S_0分別爲：

$$D_0 = E[\frac{\partial h}{\partial b}(z_{t+n}, b)\otimes I_t],$$

$$S_0 = \sum_{j=-n+1}^{n-1} E[f(z_{t+n}, I_t, b)f(z_{t+n-j}, I_{t-j}, b)'] \text{。}$$

Hansen(1982)同時證明W_T^{-1}爲S_0的一致性估計式(consistent estimator)。實際估計過程並無法保證W_T一定是正定矩陣，因此需要一些統計的方法，使得$\hat{W}_T$在計算的過程中維持正定條件成立。目前文獻上有不同的幾個W_T的計算方法[4]。這裡我們將採行Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)文中使用的Durbin(1960)估計方法。由於$f(z_{t+n}, I_t, b)$是一個定態序列，依Wold分解定理(Wold's decomposition theorem)，它必然存在一個唯一的無窮階次移動平均表現式(moving average representation)。在有限樣本的情形下，我們只能以一個有限階次的移動平均表現式做爲$f(z_{t+n}, I_t, b)$的近似表現式。Durbin(1960)曾提出利用Yule-Walker方程式估計出這個有限次移動平均表現式。有了這個移動平均表現式後，可求算出W_T^{-1}的估計值，最後就可估計參數。

除參數估計之外，GMM還可用於檢定母體正交條件是否成立。若母體正交條件的數目大於待估參數的個數，b就不可能同時滿足$g_T(b)=0$中每一條方程式，此時就會有過度認定(over-identifying restrictions)

的情形出現。若 $J_T(b)$ 愈趨近於 0，則正交條件成立的虛無假說被資料棄卻的機率就愈小。根據 Hansen(1982, Lemma 4.2)，我們可利用這些過度認定限制式，來檢定母體正交條件是否成立。Hansen 並證明 $T \cdot J_T(b)$ 呈卡方分配(χ^2-distribution)，其自由度爲 $f(\cdot)$ 和 b 維數的差。因此當某些正交條件不成立時，$J_T(b)$ 會大於 0，這時我們就可以用樣本計算出的 $T \cdot J_T(b)$，和相對應的母體卡方分配值比較，以判斷是否應接受或拒絕虛無假設。

伍、實證結果

由於 Euler 方程式（式(3)及式(4)）中的總體經濟變數不是定態的時間序列，所以必須先經過定態轉換才能用於計算正交條件的有限樣本算術平均值(9)。依據第三節的討論，在估計參數時，我們考慮下列四種定態轉換方式：式(3)和式(4)分別除以：(i)$c_t^{*\gamma\theta}\ x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{*\gamma\theta-1}\ x_t^{*(1-\gamma)\theta}$；(ii)$c_t^{\gamma\theta}\ x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{\gamma\theta-1}\ x_t^{(1-\gamma)\theta}$；(iii)$c_t^{\gamma\theta}\ x_t^{*(1-\gamma)\theta-1}$ 以及 $c_t^{\gamma\theta-1}\ x_t^{*(1-\gamma)\theta}$；(iv)$c_t^{*\gamma\theta}\ x_t^{(1-\gamma)\theta-1}$ 和 $c_t^{*\gamma\theta-1}\ x_t^{(1-\gamma)\theta}$。四種定態轉換方式對 c_t 和 x_t 的長期性質都有不同的假設，估計四種不同計量模型，主要目的也是想了解各種定態轉換過程對估計結果影響程度。爲了簡化符號使用，這四種定態轉換方式分別以 $H(c_t^*, x_t^*)$；$H(c_t, x_t)$；$H(c_t, x_t^*)$ 和 $H(c_t^*, x_t)$ 表示。

如前所述，GMM 方法所使用的工具變數必須選自代表性家計單位的訊息集合(Ω_t)[5]。這裡我們選用下列三組工具變數：

$$A = \{1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1\},$$

$$B = \{1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, l_t, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1\},$$

$$C = \{1, \frac{c_t - c_{t-1}}{c_{t-1}}, \frac{l_t - l_{t-1}}{l_{t-1}}, \frac{w_t - w_{t-1}}{w_{t-1}}, r_t - 1\}\ 。$$

由於每人平均消費(c_t)和實質工資率(w_t)均呈顯著的上升趨勢，所以取這些變數的毛成長率爲工具變數以消除非定態成份。基本上，我們認爲事後實質利率應無時間趨勢，故不做任何定態轉換的處理。而B組和C組又增加了工時這個變數[6]。B組是以每人平均工時水準值爲工具變數，表示每人平均工時理論上因受每期時間秉賦限制而爲定態時間序列，但C組中則以每人平均工時的毛成長率爲工具變數，主要顧及過去四十年來台灣製造業每人平均工時確呈下降趨勢。雖然，依據GMM方法，只要在代表性家計單位訊息集合中的變數皆可選爲工具變數，但各變數的統計性質差異和訊息集合設定誤差，都可能造成估計結果穩當性降低，所以，選用三組工具變數的目的在於了解估計結果對工具變數選取的敏感程度。實際上，我們估計了四種定態轉換方法和三組工具變數組合所得的12種情形，結果列於表四和表五。

參數估計過程中，無論何種情況，待估的參數均爲θ ，γ ，a和b 。爲了避免實證分析上可能遇見的困難，令$\beta = 0.99$而不予估計[7]。而每年總時數則設定爲8760小時。以下首先報告並討論參數估計結果，最後再利用J_T統計量檢定各種計量模型限制條件的合宜性。

爲了和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的結果相比較，實證結果討論重點放在表四中第一部分。以A和C兩組工具變數所得到的θ估計值和模型的限制條件不符，而B組所得的θ和γ估計值顯示代表性家計單位的效用函數型式爲凹性(concave function)。但由於θ估計值的t統計值都不是非常顯著，所以這個結果並不能完全排除“效用函數爲對數型式”的可能性。這些結果和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的結果相當一致,而θ和γ的估計值要較他們所得到的爲高。較高的理由是：當臺灣地區製造業實質工資率w_t持續上升時，代表性家計單位的財富（即各期所得的預期現值）會隨之增加。其結果，一方面若休閒爲正常財，財富增加則會造成本期工時減少。另一方面也會因本期休閒相對於下期休閒的機會成本下降，而使家計單位

表四：模型結構參數估計

1. 定態轉換方式：$H(c_t^*, x_t^*)$

參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	2.5835	0.1339	2.2436
	(4.0167)	(1.3037)	(1.3920)
γ	0.1418	0.1604	0.1531
	(0.0152)	(0.0551)	(0.0026)
a	-0.5247	-0.7503	-0.4640
	(0.2034)	(0.1426)	(0.1060)
b	-0.8777	-0.9126	-0.6544
	(0.1731)	(0.1042)	(0.1226)
$J(T)$	1.2145	0.4557	10.8325*
自由度	4	6	6

2. 定態轉換方式：$H(c_t, x_t)$

參數估計值/工具變數	A	B	C
θ	0.2056	0.2857	0.3641
	(0.3053)	(0.3625)	(0.1649)
γ	0.0043	-0.0218	-0.0033
	(0.0100)	(0.0122)	(0.0083)
a	-1.2066	-1.0084	-1.2095
	(0.1321)	(0.0899)	(0.1277)
b	-1.0139	-1.0186	-1.0085
	(0.0089)	(0.0117)	(0.0053)
$J(T)$	3.6945	8.2747	10.2624
自由度	4	6	6

附註：表中A, B, C所指的是分別以A, B, C三組工具變數所估出的參數。括號內的值為標準誤。

*意指在10%的顯著水準下理論模型不為資料所接受。

表五：模型結構參數估計

1. 定態轉換方式: $H(c_t, x_t^*)$

參數估計值／工具變數	A	B	C
θ	2.4413	0.2409	1.5800
	(2.0845)	(0.8177)	(0.6705)
γ	0.5495	-0.0566	0.4406
	(0.2787)	(0.0242)	(0.0740)
a	-0.8790	-1.0351	-0.8170
	(0.1423)	(0.0176)	(0.0687)
b	-0.7514	-1.0216	-0.6957
	(0.1197)	(1.25×10^{-10})	0.1161
$J(T)$	0.2610	6.8994	5.5057
自由度	4	6	6

2. 定態轉換方式: $H(c_t^*, x_t)$

參數估計值／工具變數	A	B	C
θ	0.9812	0.9902	1.0631
	(0.2039)	(0.1589)	0.2301
γ	-0.000066	0.000049	-0.0004
	(0.0007)	(0.0005)	(0.0018)
a	-0.76636	-0.7797	-0.7337
	(0.1060)	(0.0857)	(0.0823)
b	-1.0104	-1.0099	-1.0119
	(0.0038)	(0.0028)	(0.0099)
$J(T)$	0.2119	0.2205	0.6663
自由度	4	6	6

附註：說明請見表四。

以本期休閒替代下期休閒。w_t上升趨勢越強，財富效果以及跨期替代效果應愈顯著，造成表現跨期替代關係的參數有較高估計值。

接著下來，就a和b的估計值討論消費和休閒的跨期性質。以B組工具變數所得的a和b估計值均為負值，而且估計值的t統計量均甚為顯著。負的a估計值表示本期消費商品購買量，除了給本期帶來正的消費服務，會給下期帶來負的消費服務。也就是說，若上期較家計單位有較高的消費商品購買量，由於增加的購買量會給本期帶來較多負的消費服務，所以家計單位為了維持各期正的消費服務水準($c_t^* > 0$)，勢必提高本期消費商品購買數量，以抵消上期消費購買量的增加所帶來負的服務水準。這表示實質消費水準在成長過程中，消費購買水準呈現跨期互補關係。但這種互補關係在消費水準未逐年上升的情形下並不一定成立。由臺灣資料可明顯看出每人平均消費水準明顯地逐年增加，故消費財購買量應有跨期互補關係。由於民間消費包括耐久財（但不包括新建民宅）和非耐久財的支出，上述跨期互補關係產生可能有的原因：(i)消費支出變動所必須支付的調整成本；舉例說，搜尋成本(search cost)的考慮會讓消費者較不願意嘗試和以往不同的消費財選擇。一般而言，耐久財的調整成本較高，但即使我們將耐久財支出剔除於消費支出外，只要耐久財和非耐久財之間有互補關係（例如耗油的汽車使用較多的汽油），非耐久財的消費支出仍可顯現一些互補關係；(ii)消費習慣；家計單位的消費習慣一經養成，往往需要一段時日才會逐漸改變原有習慣。由於這兩種說法所顯現的跨期互補關係往往不易區分，要想進一步了解互補關係的真正成因，需要在消費跨期性質的設定上予以進一步區分，此已超出本文研究範圍故不再討論。但這個結果($|a| > 1$)和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)所得的結果正好相反。不過$a < 0$的結果也不一定都被一般的實證結果所拒絕。譬如Ferson and Constantinides(1991)的實證結果顯示，無論是用月資料、季資料或年資料來估計美國的總體消費行為，都發現習慣持

續(habit persistence)的效果超過耐久性(durability)的效果，而前者會使模型中的a為負值，後者則使a為正值。因此當我們估計出a值為負值時，表示消費的習慣持續性效果大於耐久性效果。他們的方法或許是解決這個問題一個可行的研究方向。

負的b估計值表示家計單位必須在各期維持足夠的休閒時間，以抵消前一期休閒時數可能給本期休閒服務(x_t^*)帶來負的效果。更精確地說，依B組工具變數所得的實證結果，若$b = -0.91$，則本期的休閒時數(x_t)必須維持在上期休閒時數(x_{t-1})的90%以上，以維持正的休閒服務水準($x_t^* > 0$)。這表示本期工時的減少，會使往後數期的工時亦呈減少的狀態，且減幅變小的速度很緩慢。由於臺灣製造業每人平均工時的資料呈逐年下降之勢（即每人平均休閒時數逐年增加），所以我們可以說各期休閒有互補關係。這個結果和Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)和Hotz, Kydland and Sedlacek(1988)所得的結果頗為一致。但我們的結果要較他們的好解釋，因為(i)臺灣製造業每人平均工時變動的波動幅度，遠小於實質工資率波動幅度，(ii)過去四十年來，各期每人休閒時數呈上昇趨勢，表示休閒的跨期互補關係，為台灣製造業每人平均工時波動持續性的一個重要來源。休閒的跨期互補關係的產生可能是因為工作上一些制度因素的限制；例如，受雇者在短期內無法自由地改變工作時間，但這種改變的自由度隨資料取樣頻率(sampling frequency)愈短而愈有彈性。也就是說，短期（月或季）資料應顯示工時具有較强的跨期互補關係，而長期（年）工時資料應表現跨期替代關係。但我們以年資料的實證結果仍然發現休閒有很强的跨期互補關係，這裡可能解釋原因是制度的限制在過去四十年有了改變（如國定假日愈來愈多），造成休閒成逐年增加之勢。

最後我們再談談γ的估計值所代表的經濟意義。依據Kydland and Prescott(1982)的論點，他們認為以美國資料來看，γ的值應在$\frac{1}{3}$左右才合理。因為據他們的觀察，家計單位用於非市場性活動的時間，約

爲市場性活動時間的兩倍(Kydland and Prescoot 1982, p.1352)。但此處所得的γ估計值卻遠低於$\frac{1}{3}$。假若各期每人平均消費成長率和實質工資成長率均爲固定常數，即經濟體系處於恆定狀態(steady state)，則c_t和$w_t x_t$之間存有如下關係：

$$\frac{\gamma}{1-\gamma} = \frac{c}{wx}$$

依B組工具變數所得的γ參數估計值，可估算出在恆定狀態下，每人平均消費(c)和每人平均休閒時間的市場價值(wx)之比約爲0.19。這個數值和利用c_t，w_t和x_t實際資料的平均值（分別以$\bar{c}$，$\bar{w}$，$\bar{x}$表示）所算出$\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$的值(0.175)極爲接近，表示勞動供給的跨期模型尙能掌握實際資料的長期走勢。但事實上，以臺灣資料估算出的$\frac{\gamma}{1-\gamma}$高於實際平均值($\frac{c}{wx}$)，是因爲臺灣地區製造業每人平均休閒時數在過去四十年呈上昇趨勢，表示x_t（或l_t）還未達到恆定狀態。這種情況下，$\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$會有高估現象；所以，在經濟成長更趨成熟時$\frac{c}{\bar{w}\bar{x}}$應會下降。而這個結果也和Eichenbaum, Hansen and Singleton正好相反。

其他三種定態轉換方式所得的實證結果則列於表四第二部分和表五。以$H(c_t, x_t)$做變數的定態轉換，估計結果除了A組工具變數外，其它二組的γ估計值均爲負值，違反理論模型的限制條件，故不予考慮。現就A組工具變數所得的參數估計值，和以Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)轉換方式所得的結果相比較。其中最顯著的差異是利用$H(c_t, x_t)$定態轉換方式所得的γ值顯著地偏低且統計不顯著($\gamma = 0.0043$)。而且以γ估計值算出來的$\frac{c}{wx}$值只有0.043，和實際資料算出的$\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$比較起來低得太多，頗不合理。另一方面，$a$、$b$估計值均爲負值且絕對值均大於一。雖然我們並未對$a$，$b$做任何限制，這個結果表示前一期消費商品購買數量和休閒時數對本期c_t^*和x_t^*的影響力要大於本期消費財購置和休閒時數的影響力。依台灣實際資料來看，由於c_t和x_t較c_t^*和x_t^*有更顯著的成長趨勢，（或可說，在參數估

計過程中，a和b估計值傾向為負值以減緩c_t和x_t的成長趨勢），所以，估計結果所得的$|a|>1$和$|b|>1$事實上反映了由於正交條件的有限樣本算術平均數的統計性質為c_t和x_t中成長部份所左右，而造成消費和休閒的跨期關係必須掌握c_t和x_t明顯的上升趨勢。表四甲、乙兩部份中，c_t^*和x_t^*應較為接近定態過程。此時若選擇$H(c_t^*,x_t^*)$為定態轉換方式，而工具變數又以毛成長率型式出現（如C組），將會造成有限樣本正交條件有過度差分現象。過度差分的結果往往會使θ值大於一。至於以$H(c_t,x_t)$為定態轉換方式，有限樣本正交條件中的$\frac{c_t}{c_{t-1}}$和$\frac{x_t}{x_{t-1}}$應無過度差分的可能，所以沒有θ估計值大於一的情形。

由以上討論可知，工具變數的選擇對實證結果有相當影響，其中尤以工時的影響最為明顯。從理論上來說，工時受到時間秉賦的限制，是不可能持續性地下降，因此在第二組工具變數中，我們都用工時的水準值來當作工具變數。然而我們從資料來看，臺灣地區製造業每人平均工時的確是逐年下降的，造成工時存在長期趨勢的虛無假設無法被棄卻。於是我們在C組的工具變數中，加入了工時的成長率，以資比較。在不使用l_t當作工具變數，或是使用$\frac{l_t-l_{t-1}}{l_{t-1}}$為工具變數的估計結果中，$\theta$的值都大於一，表示代表性個人是風險愛好者，這個結果當然是和一般的實證結果相牴觸的。因此儘管資料有下降的趨勢，但是一方面在理論上有時間秉賦的限制，另一方面，如果樣本時間夠長的話，工時終將為定態的序列（這點可以用已開發國家的資料來證明）。因此，在實證研究時，還是將工時當作一個定態的序列較好。

為了更進一步討論定態轉換方式對估計結果的影響，表五也列出了另外兩種轉換方式的估計結果。以下就分別對這兩種方式的實證結果加以說明。若以$H(c_t,x_t^*)$的定態轉換方式來說，以A和C這兩組工具變數所得的θ估計值都大於一，違反效用函數的設定，故不予討論。然而在B組工具變數所得的結果中，γ的估計值又小於0，也是一個不合理的結果。因此我們無法從$H(c_t,x_t^*)$這種定態轉換方式中，得到比

較有意義的估計結果。

若以 $H(c_t^*; x_t)$ 的定態轉換方式來看，就 θ 值而言，則除了C組工具變數的估計值不合理外，其它兩組的結果都是可以接受的。而就 γ 的估計值來看，A、C兩組的值都是負的，顯然違反了模型中 γ 必須是正值的設定。B組的 γ 雖然是正的，但是它的值太小，以致於我們求算出的 $\frac{\gamma}{1-\gamma}$ 的值和實際資料所算出的 $\frac{\bar{c}}{\bar{w}\bar{x}}$ 值相去太遠，因此也不是一個合理的結果。

綜上所述，由於 θ 和 γ 這兩個參數不能同時滿足理論上的限制，因此無論用 $H(c_t, x_t^*)$ 還是 $H(c_t^*, x_t)$ 的定態轉換方式，都不能得到合理的估計結果。這表示這兩種定態轉換方式都不是一個較好的平減方式，因爲其估計結果無法用一般的經濟理論來解釋。最後要附帶一提的是，在使用本文所建議的各種定態轉換方式時，無論其結果是否完全合於常理，a 、b 的估計值都是負的。這表示消費和休閒的跨期互補關係十分明顯，而且這個結果不因我們所使用的定態轉換方式，或是工具變數的選擇而有所不同。此外，在各種估計結果中，γ 會有出現負值的情形；即使估計值是正的，其值也偏低。這個結果與第三節經濟理論不太一致。不過這並不表示我們的模型出了問題，而是因爲在估計過程中，當 a （和 b ）負值過大時，$c_t + ac_{t-1}$ （和 $x_t + bx_{t-1}$ ）就有可能出現負值，於是在使用我們的定態轉移方式時，$\frac{c_t + ac_{t-1}}{c_{t-1}}$ 的正負號就有可能改變。爲了維持 $\frac{c_t + ac_{t-1}}{c_{t-1}}$ 正的邊際效用，如此就會影響到 γ 的大小和符號。而使用 Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988) 的定態轉換方式，則較不易有這種情形發生。

各種不同的定態轉換方法，所得的估計結果，除了消費財和休閒具有跨期互補關係相同外，其它參數估計結果則有若干差異。最後，我們可以利用第三節中有關變數間共積關係，來判定何種定態轉換方式較爲合宜。現以第二種轉換方式 $H(c_t, x_t)$ 爲例簡述判定的方法。以 $H(c_t, x_t)$ 轉換，若式(6)中等號兩邊的 $log E_t[\cdot]$ 均爲定態序列，則

$log(w_t x_t) - logc_t$ 應爲定態序列。由於 $log(w_t x_t)$ 和 $logc_t$ 依資料來看，均爲非定態序列，接下來，我們可利用ADF檢定方法(Augmented Dickey-Fuller test)，檢定 $log(w_t x_t)$ 和 $logc_t$ 是否爲共積序列。ADF檢定方法是先將 $log(w_t x_t)$ 對 $logc_t$ 做迴歸：

$$log(w_t x_t) = \alpha logc_t + u_t$$

取其迴歸殘差值 u_t，再將 Δu_t 對 u_t 和 Δu_t 過去的觀察值($\Delta u_{t-1}, \ldots, \Delta u_{t-q}$)做迴歸：

$$\Delta u_t = g_0 u_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} g_i \Delta u_{t-i} + \epsilon_t$$

算出 u_{t-1} 係數估計值($\hat{g}_0$)的 t 統計量，就可利用 Phillips and Ouliaris(1990)表 II_a 的顯著水準臨界值，檢定 $log(w_t x_t)$ 和 $logc_t$ 之間無共積關係的虛無假設是否被拒絕。若 $\hat{g}_0$ 的估計值顯著地小於0，表示"$log(w_t x_t)$ 和 $logc_t$ 之間無共積關係"的虛無假設無法成立。

ADF檢定結果列於表六。依 Phillips and Ouliaris(1990)表 II_a，ADF統計量在5%和10%顯著水準下的臨界值分別爲-2.76和-2.45。上述四組檢定中，只有 $log(w_t x_t^*)$ 和 $logc_t$ 間有共積關係，表示 $H(c_t, x_t^*)$ 的定態轉換方式可能較爲理想，但觀諸表五中參數估計結果，則又顯示這種轉換方式所得的參數估計值多違反理論模型的限制條件。由於式(6)以及類似式子中 $logE_t[\cdot]$ 必須爲定態序列的假設無法驗證，所以僅憑這個結果尚難論斷其它轉換方法所得結果的可信程度。以上的討論只是凸顯定態轉換方式對參數估計結果有相當的影響，至於確切影響途徑以及應如何選取最適的定態轉換方式，都值得吾人繼續思考。

表六：ADF統計檢定

1.對$log(w_t x_t)$和$logc_t$的共積關係檢定

$$落後期數(q) = \begin{aligned} 1 &: t(g_0) = -0.931 \\ 2 &: t(g_0) = -0.917 \end{aligned}$$

2.對$log(w_t x_t)$和$logc_t^*$的共積關係檢定

$$落後期數(q) = \begin{aligned} 1 &: t(g_0) = -0.555 \\ 2 &: t(g_0) = -0.794 \end{aligned}$$

3.對$log(w_t x_t^*)$和$logc_t$的共積關係檢定

$$落後期數(q) = \begin{aligned} 1 &: t(g_0) = -3.295 \\ 2 &: t(g_0) = -2.750 \end{aligned}$$

4.對$log(w_t x_t^*)$和$logc_t^*$的共積關係檢定

$$落後期數(q) = \begin{aligned} 1 &: t(g_0) = -2.158 \\ 2 &: t(g_0) = -1.533 \end{aligned}$$

註：表中$t(g_0)$表示g_0估計值的t統計量。

陸、結　論

這篇以一個非線性理性預期動態模型，探討臺灣地區製造業每人平均工時和實質工資率的變動。實證結果顯示每人平均工時和每人平均消費皆有相當顯著的跨期互補現象。這個結果並不隨定態轉換方式或工具變數的不同而有差異。但風險趨避係數和其它參數估計值往往會因定態轉換方式和工具變數的不同而有相當差異，對這個問題我們只有粗略的說明，有待以後繼續研究定態轉換方式和工具變數的使用對參數估計值穩當性的影響。為了了解理論模型所衍生出來跨式限制式的合宜性，文中又利用χ^2統計量對母體正交條件做統計檢定，發現資料並無法棄卻母體正交條件，這個結果和以歐美資料所得的結果不同。

由於理論模型中有關消費和休閒的跨期傳導機能過於簡略，所以無法更進一步了解這些變數跨期互補關係的成因。未來研究應朝跨期傳導機能適度複雜化的方向努力。

附錄：資料來源以及處理

本文實證部份是以臺灣製造業每人平均工時和實質工資率的年資料來分析。樣本的觀察期間為1953年到1989年。各變數的定義及來源簡述如下：c_t為每人每年的實質消費（以1986年為基期），它是利用民間名目消費除以消費者物價指數以及全國總人口得到的。其中民間消費刊行於中華民國國民所得中，此處係取自「教育部電算中心」EPS的國民所得年資料庫(NIAA)，消費者物價指數和總人口多年資料取自經建會出版的 Taiwan Statistical Data Book, 1990。l_t為製造業受雇員工每人每年的平均工時（以小時計），w_t為製造業受雇員工每人每小時的實質薪資（以1986年為基期）。r_t為一般商業銀行一年期存款的實質毛利率，亦即毛利率減掉CPI所設算出的年物價膨脹率。一

般商業銀行一年期存款利率取自中央銀行**金融統計月報**。名目工資和工時受到資料的限制，只有以製造業名目工資和工作時數替代，這些資料取自主計處出版的**薪資與生產力統計年報**。在收集工時資料時，發現1966年到1972年的工時資料和其他期間的資料有顯著不一致（請見圖三），經向主計處查詢，不一致現象係由於主計處使用的統計方法前後有所不同。本文實證研究所使用這段期間的工時資料為修正後的資料，而非原來主計處**薪資與生產力統計年報**所刊行的資料。

註 釋

1 w_t, l_t, c_t 以及 r_t 的資料來源以及相關定義，請見附錄的說明。

2 張清溪與吳崇慶(1983)曾計算台灣地區製造業的工資與就業的變異係數，以探討勞動市場的競爭程度。他們發現以1952-1981年資料所計算出來的製造業名目工資變異係數，為製造業受雇人數變異係數的兩倍。另一方面，同時間實質工資的變異係數則比受雇人數的低。他們認為這個結果和競爭性勞動市場頗為一致，但他們的結果可用性很可惜因未對變數非定態性質先做處理而降低。

3 不過也有些學者利用模擬的方法，來求算那些看不到的變數，並建立一套統計的方法，如Lee and Ingram(1991)一文即是個例子，不過這些將不在本文中討論。

4 在Hansen(1982, Theorem 3.1)中，他建議利用光譜分析(spectral analysis)的方法來估計 W_T 。而Newey and West(1987)則將 W_T 放寬到半正定(positive semi-definite)的矩陣，並提出了一個估計方法。

5 但究竟什麼是最適的工具變數，則到目前為止，還沒有一個一致且確定的方法可循。

6 爲了檢驗我們的結果會不會受到工時這個變數選擇的影響，我們也將工時以休閒時間取代，再做同樣的參數估計。結果發現兩種情形下各參數估計値的差異很小，因此在正文中我們就僅以工時做爲代表。

7 若將β視爲待估參數，則β的估計値會大於一，和理論模型的限制條件不合。而且這種現象亦發生在Eichenbaum, Hansen and Singleton(1988)的研究中。

參考資料

張清溪、吳崇慶

1983 「由製造業工資變動看臺灣勞動的競爭性」，**臺灣工業發展會議論文集**，臺北：中研院經濟所，頁427–444。

Altonji , T.

1982 "The Intertemporal Substitution Model of Labor Market Fluctuations: An Empirical Analysis," *Review of Economic Studies* 49:783–824.

1986 "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy* 94: S176–S215.

Altonji , T. and O. Ashenfelter

1980 "Wage Movements and the Labor Market Equilibrium Hypothesis," *Economica* 47:217–45.

Ashenfelter, O.

1984 "Macroeconomic Analysis and Microeconomic Analysis of Labor Supply," mimeo.

Ashenfelter, O. and D. Card

1982 "Time Series Representations of Economic Variables and Alternative Models of the Labor Market," *Review of Economic Studies* 49:761–782.

Durbin, J.

1960 "The Fitting of Time Series Models," *Review of the International Statistical Institute* XXVIII, 233–44.

Engle, R. and C. Granger

1987 "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55: 251–276.

Eichenbaum, M. and L. P. Hansen

1990 "Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data," *Journal of Business and Economic Statistics* 8:53–69.

Eichenbaum, M. and L. P. Hansen and K. Singleton

1988 "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics* CII: 51–78.

Ferson, W.E. and G.M. Constantinides

1991 "Habit Persistence and Durability in Aqqreqate Consumption," *Journal of Financial Economics* 29:199–240.

Hansen, L. P.

1982 "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Est imators," *Econometrica* 50:1029–1054.

Hansen, L. P. and K. Singleton

1982 "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50:1269–1286.

Heckman, J. and T. MaCurdy

1980 "A Life Cycle Model of Female Labor Supply," *Review of Economic Studies* 47:47–74.

Hotz, V. and F. E. Kydland and G. Sedlacek

1988 "Intertemporal Preference and Labor Supply," *Econometrica* 56:335–360.

Kydland, F. E.

1983 "Non-Separable Utility and Labor Supply" Hoover Institution working paper E-83-16.

Kydland, F. E. and E. Prescott

1982 "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50:1245–1269.

Lee, B. S. and B. Ingram

1991 "Simulation Estimation of Time-Series Models," *Journal of Econometrics* 47:197–205.

MaCurdy, T.

1981 "An Empirical Model of Labor Supply in a Life Cycle Setting," *Journal of Political Economy* 89:1059–1086.

Mankiw, G., J. Rotemberg and L. Summers

1985 "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* C:225–252.

Newey, W. and K. West

1987 "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55:703–708.

Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris

1990 "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Co-integration," *Econometrica* 58: 165–193.

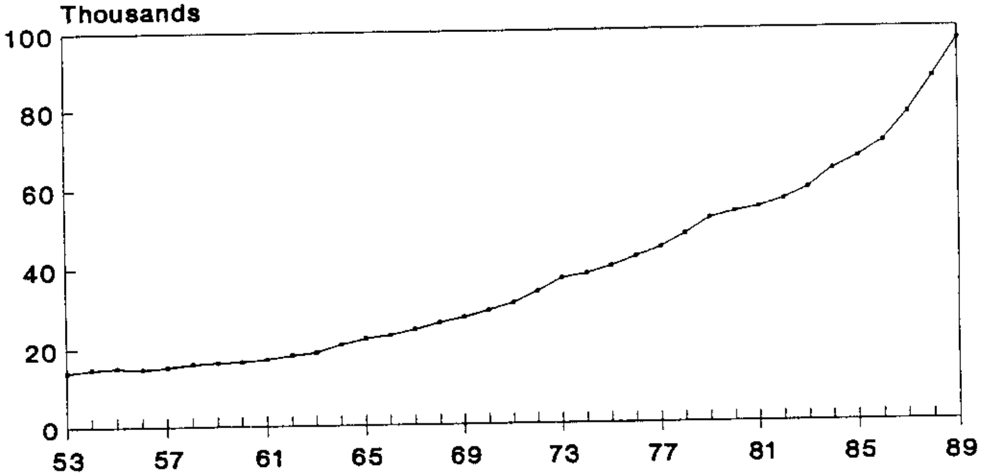
Sargent, T. J.

1978 "Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations," *Journal of Political Economy* 86: 1009–1044.

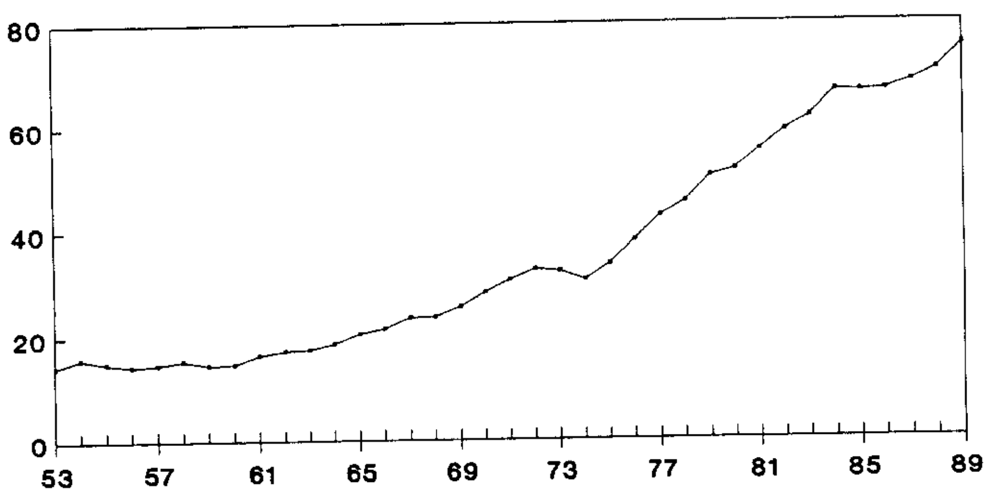
Shaw, K.

1989 "Life-Cycle Labor Supply with Human Capital Accumulation," *International Economic Review* 30:431–456.

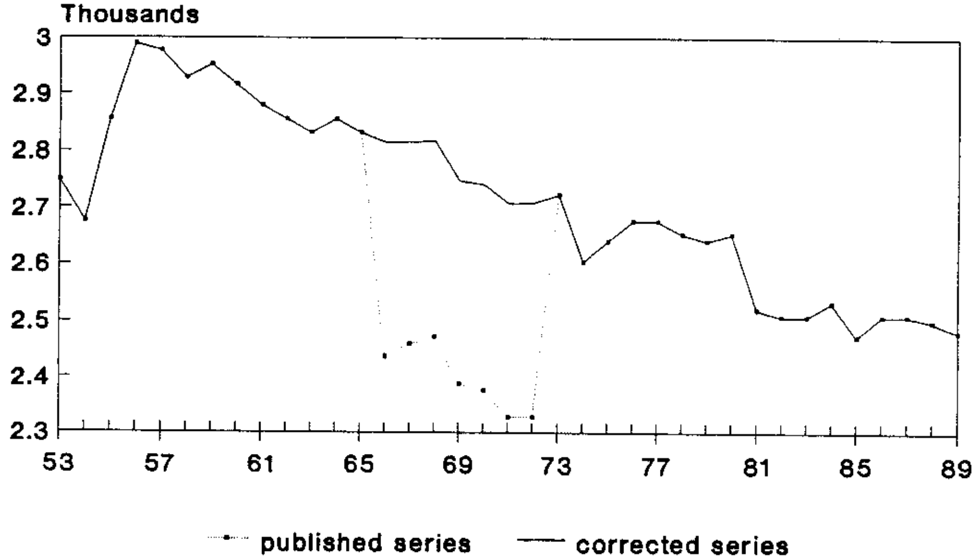
圖一：每人平均實質消費（1953 − 1989）



圖二：台灣地區製造業實質工資率（1953 − 1989）



圖三：台灣地區製造業每人平均工時（1953－1989）



圖四：一年期存款事後實質利率（1953－1989）