

中央研究院經濟所學術研討論文

IEAS Working Paper

財富在不同時期對台灣消費行為的影響：
多變量馬可夫結構轉換模型的應用

鍾經樊、詹維玲、張光亮

IEAS Working Paper No. 04-A007

February, 2004

Institute of Economics
Academia Sinica
Taipei 115, TAIWAN
<http://www.sinica.edu.tw/econ/>



中央研究院 經濟研究所

INSTITUTE OF ECONOMICS, ACADEMIA SINICA
TAIWAN

財富在不同時期對台灣消費行為的影響： 多變量馬可夫結構轉換模型的應用

鍾經樊¹

中研院經濟所

詹維玲

中研院經濟所

張光亮

台大經濟系

摘要：根據消費者跨期效用極大化的緩衝存量理論 (the buffer stock theory)，財富的增加有降低預防性儲蓄動機的作用，因而得以減緩消費成長率對所得成長率之過度敏感的反應。由於台灣過去曾不只一度經歷股票市值以及房產價值的飆漲，本文的目的即是在使用台灣的總體資料，檢驗股票財富與消費之間是否存在這種現象。本文的實證模型是一個根據消費 Euler 方程式的三變量二狀態之結構轉換模型，允許實質非耐久財消費成長率、實質所得成長率、與實質股票市值成長率受到相同隨機狀態變數的影響，以內生決定結構及其轉換時點。根據實證結果我們可認定出二狀態：一個是三變量均快速成長的狀態，時間約在 1973 年的第 3、4 季，1978 年的第 3 季，1987 年的第 2 季到 1990 年的第 1 季、以及 1991 年的第 2、3 季，另一個則是持續時間較長的低成長狀態。本文的主要發現是，台灣總體消費之所以對所得過度敏感，正如緩衝存量理論所述，乃是一個肇因於預防性儲蓄動機的現象。當以股票市值為代表的財富在高成長狀態下急劇增長時，消費者的預防性儲蓄動機會減弱，過度敏感的現象便不復存在。

關鍵字：消費過度敏感現象、預防性儲蓄動機、財富效果、三變量結構轉換模型

1 前言

自從 Hall (1978) 提出對消費的理論分析後, 大部分的消費或儲蓄的研究, 均依據消費 Euler 方程式的估計, 來進行對「生命循環-恆常所得假設」(life-cycle/permanent-income hypothesis, LC/PIH) 的檢定。所謂的消費 Euler 方程式是指¹

$$\Delta \ln(c_{t+1}) = \frac{1}{\rho} \left[E_t(r_{t+1}) - \delta \right] + \varepsilon_{t+1}, \quad (1)$$

這裡, Δ 表示一階差分, c_t 是在 t 期的實質非耐久財消費, E_t 表示給定 t 期訊息集合 Ω_{t-1} 下之條件期望值, ρ 是固定的相對風險趨避度係數, r_t 是在 t 期的利率, δ 是時間偏好係數, 而 ε_t 則是預測誤差 (通常被假設為 martingale difference)。但自 Flavin (1981) 以來, 很多實證研究都指出, 消費成長率相對於當期所得具有「過度敏感」(excess sensitivity) 的特性, 亦即在消費 Euler 方程式 (1) 中加入一個原本不應加入的當期 (或前一期) 所得成長率, 實證上卻常發現其係數估計值會顯著異於零。

許多學者嘗試以「流動性限制」(liquidity constraints, 即人們無法自金融體系中自由借貸資金) 來解釋違反 LC/PIH 預測之過度敏感的結果, 然實證上則有相互矛盾的發現: Jappelli and Pagano (1989, 1994) 和 Zeldes (1989) 的研究結果支持流動性限制的解釋, 但是 Flavin (1985, 1991), Campbell and Mankiw (1991), Runkle (1991) 和 Shea (1995a, 1995b) 等大多數的文獻則得到相反的結果。Jappelli and Pagano (1994) 更指出金融自由化有降低流動性限制的作用, 但 Campbell and Mankiw (1991) 根據其跨國研究也未發現金融自由化有助於減緩過度敏感的現象。

文獻中對流動性限制的處理可以 Jappelli and Pagano (1989) 與 Campbell and Mankiw (1989, 1991) 的研究為代表, 他們假設受到流動性限制之消費者的可支配所得占全部可支配所得是一個固定比例 λ , 受到流動性限制的消費者之當期消費只能等於當期所得, 而其他的消費者則會嘗試依據恆常所得來決定當期消費, λ 的大小便可代表過度敏感的程度。

Bewley (1977) 和 Scheinkman and Weiss (1986) 認為流動性限制和可交易資產總量有關: 當消費者的可交易資產總量未能達到一特定水準時, 將不易從金融體系獲得足夠的借貸, 因而產生流動性限制。根據這個理論, 當股價上漲時, 股票價值的增加將有助於緩解流

¹消費 Euler 方程式是在動態預算限制式 $A_{t+1} = (1 + r_{t+1})(A_t + y_t - c_t)$ 之下極大化終生效用現值 $E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1 + \delta)^{-j} U(c_{t+j})$ 所需滿足的一階條件。這裡, y_t 是在第 t 期的實質所得, A_t 是在第 t 期期初所持有之實質金融資產, 而效用函數 $U(c_t)$ 則是採用具有固定相對風險趨避度的 $c_t^{1-\rho}/(1-\rho)$ 。

動性限制, 原本受到流動性限制的消費者將得以調整消費至 LC/PIH 所預測的水準, Euler 方程式中所得的係數將不再顯著, 過度敏感的程度下降。這個理論曾被多位研究者採用個體家計資料加以驗證, 但是並無一致結論: Zeldes (1989) 和 Jappelli and Pistaferri (2000) 發現流動性限制可解釋過度敏感, 但 Runkle (1991) 和 Shea (1995a) 則未能獲得類似的結果。

除了流動性限制之外, 預防性儲蓄 (precautionary saving) 也常被用來解釋消費過度敏感的問題, 而闡釋預防性儲蓄動機的理論可以 Carroll (1992, 1997) 和 Carroll and Kimball (2001) 所提出的「緩衝存量模型」(the buffer stock model) 為代表。這個理論指出, 由於未來所得的不確定性, 具有預防性儲蓄動機的消費者將以財富的持有做為未來消費的「緩衝存量」, 更由於謹慎心理 (prudence) 與缺乏耐性 (impatience) 的交互作用, 消費者會試圖將財富與恆常所得的比例維持在一個固定的目標水準, 消費和所得就會因此呈現相同的成長率, 繼而產生過度敏感的現象。Carroll (2001) 指出我們是無法從所得和消費的資料中判斷, 造成消費對所得過度敏感的現象是因為流動性限制 (消費者借貸不到) 還是預防性儲蓄動機 (消費者不願借貸)。

緩衝存量模型除了解釋消費過度敏感的問題外, 還顯示財富和消費之間的關係: 當財富因暫時性的衝擊而驟增以致財富與恆常所得比例高於目標水準時, 儲蓄者會因為預防性儲蓄需求的下降而調增其消費以減少財富, 消費的高成長會持續到財富與恆常所得比例回到目標水準為止。所以當財富大幅上升導致消費的高成長時, 過度敏感程度會因所得成長維持不變而暫時下降。

我們也可根據消費 Euler 方程式 (1) 如下之二階泰勒展開式解釋預防性儲蓄動機:

$$\Delta \ln(c_{t+1}) = \frac{1}{\rho} \left[E_t(r_{t+1}) - \delta \right] + \frac{1+\rho}{2} \text{Var}_t \left[\Delta \ln(c_{t+1}) - \frac{1}{\rho} r_{t+1} \right] + \varepsilon_{t+1}, \quad (2)$$

其中 $1/\rho$ 為 CRRA 效用函數的跨期替代彈性, Var_t 表示給定 t 期訊息集合 Ω_{t-1} 下之條件變異數, Kimball (1990) 稱呼消費成長率之條件變異數前的係數 $1 + \rho$ 為「相對謹慎係數」(coefficient of relative prudence)。條件變異數之所以會對消費成長率有所影響便是肇因於消費者的預防性儲蓄動機: 當條件變異數所代表的消費風險上升時, 消費者的預防性儲蓄動機會隨之增強, 本期消費相對於下一期消費便會降低, 導致下一期消費成長率上升。根據這種推論, 若預防性儲蓄動機成立, 則條件變異數前的係數便傾向為正。Wilson (1998) 根據 (2) 式建構時間序列模型, 研究勞動所得的條件變異數 (作為消費成長率之條件變異數的替代變數) 對消費的影響, 證實預防性儲蓄動機的存在。

Carroll (1992, 1997) 曾提到消費或所得成長率變異數和預期未來所得或利率有相關性, Ludvigson and Paxson (2001) 與 Jappelli and Pistaferri (2000) 則更進一步指出, 當這種相關

性存在時,若在 Euler 方程式的估計過程中忽略消費或所得成長率的條件變異數項,將產生消費過度敏感或跨期替代彈性的偏誤估計,然而 Attanasio and Low (2002) 經由模擬分析卻未發現這類的偏誤。

過去五十年來台灣經濟不斷的增長和演變,除了遭受兩次石油危機外,自 1986 年開始,更是經歷了一個巨大的結構改變。1987 年到 1990 年短短四年之間,國民儲蓄率由最高峰的 38.5% 驟降至 29.3%, 然後徘徊緩降至今年 (2003 年) 的 25% 左右。此外,1980 年代後期受到資本市場自由化以及新台幣對美元匯率升值的衝擊,台灣也經歷了一段前所未見的股價房價飆漲時期,造成金融資產及非金融資產價值的急遽增加,我們因此預期,伴隨著這些變動而來之流動性限制的降低,以及財富恆常所得比例的調整,都將減緩消費過度敏感的程度,本文的主要目標即在檢驗台灣總體時間序列資料是否支持此項預期。我們特別要指出,和文獻中以 Euler 方程式為基礎的消費研究相比,本文不同之處在於對財富效果的強調。

說到股票財富和消費之間的關係時,我們必須提起另一個相關文獻: Ludvigson and Stein-del (1999)、Starr-McCluer (1999)、Poterba (2000)、Mehra (2001) 及 Lettau and Ludvigson (2003) 使用共整合方法針對包含財富項之消費函數的實證研究中發現,² 1990 年代美國股票市場的勃興和該國儲蓄率持續下降的現象有關,也就是說,股票財富對消費/儲蓄行為是具有重要的影響力。

相對於包含財富項之消費函數的設定,本文的理論架構仍然建立在標準的消費 Euler 方程式上,我們要強調,由於財富 (尤其是股票財富) 並不影響跨期效用極大化的一階條件,所以文獻中尚未見到以總體時間序列資料針對股票財富對過度敏感問題之影響的研究。關於這個問題,我們要指出當 Zeldes (1989)、Jappelli and Pistaferri (2000)、Runkle (1991) 和 Shea (1995a) 等人運用家計資料以研究可交易資產額和流動性限制之間的關係時,是先依照樣本家庭所擁有之可交易資產總額與所得的大小,將樣本家庭加以分組後,再檢驗不同組家庭是否會因流動性限制的差異,而有不同的消費過度敏感程度。換句話說,這些研究者是以一間接且非線性的方式,將可交易資產額的影響導入對消費 Euler 方程式的研究中。³ 當

²相對於不包含財富項之消費 Euler 方程式 (1), 消費函數之所以可以包含財富項的理論依據是如下的等式: $c_t = (r/(1+r))[A_t + \sum_{j=0}^{\infty} E_t(y_{t+j})/(1+r)^j]$, 這裡的 A_t 即是在第 t 期期初所持有之實質金融資產 (請參見註 1)。在利率及消費維持固定水準的假設下, 這個等式可由動態預算限制式 $A_{t+1} = (1+r_{t+1})(A_t + y_t - c_t)$ 直接導出。

³Garcia, Lusardi and Ng (1997) 指出流動性限制只受到可交易資產總額之影響的假設過於簡化, 他們認為流動性限制會因消費者的年齡、種族、婚姻狀態、家庭人口數、所得及財富的不同而有所不同, 所以也應該將這些因素都導入 Euler 方程式的估計過程中。

我們利用台灣總體時間序列資料以檢驗股票財富對消費過度敏感程度的影響時，自然也可遵循同一原則，嘗試依照財富增長速度的快慢將時間序列資料加以分組，然後再觀察各組資料是否會呈現不同的消費過度敏感程度。但我們必須指出，無論如何界定財富增長速度以做為分組依據，都將無可避免的失之主觀。一個比較客觀的做法是採用結構轉換 (regime switching) 時間序列模型，由資料內生決定影響消費過度敏感程度之財富增長速度的「不同狀態」，以及狀態轉換的時點。

本文的目的即在於檢驗股票市場財富的結構改變對消費/儲蓄決策的影響，我們以 Hamilton (1988, 1989, 1990) 所提出一階馬可夫狀態轉換模型為基礎，設立一個實質非耐久財消費成長率、實質所得成長率、與實質股票市值成長率的三變量模型，允許這三個變量同時受一個內生且不可直接觀察之隨機狀態變數 (state variable) 的影響。三個變量的時間序列資料將根據狀態變數劃分成兩種狀態，我們所要研判的是可支配所得成長率在不同的狀態下是否會對非耐久財消費成長率產生不同的影響。

本文的第二節將介紹我們所提出的三變量狀態轉換模型，第三節簡述估計所使用的台灣資料，第四節則解釋估計的結果，第五節是總結。

2 實證模型

本文的實證模型是一個包括三個變量的聯立狀態轉換 AR-ARCH 模型，所考慮的三個變量分別是實質非耐久財消費成長率、實質所得成長率、與實質股票市值成長率，我們假設這三個變量受到同一個狀態變數 s_t 的影響，並由模型內生決定狀態的定義以及轉換的時點，狀態的數目則設定為二。

實質非耐久財消費成長率

實質非耐久財消費成長率的方程式是實證模型的核心，我們以消費 Euler 方程式的二階泰勒展開式 (2) 為基礎，提出如下的實證模型：

$$\Delta \ln c_t = \alpha_{c,s_t} + \beta_{s_t} \left[\theta \cdot \Delta \ln y_t + (1 - \theta) \cdot \Delta \ln y_{t-1} \right] + \gamma_{s_t} \cdot r_t + \zeta_{s_t} \cdot h_{y_t} + u_t, \quad (3)$$

$$u_t = \sum_{i=1}^{a_c} \phi_{ci} u_{t-i} + \sigma_c \cdot v_{ct}, \quad (4)$$

這裡的 r_t 為實質利率， y_t 是實質所得，而 $h_{y_t} \equiv \text{Var}_t(\Delta \ln y_t)$ 則是實質所得成長率的條件變異數。我們要特別指出，實質所得成長率及其條件變異數在我們的模型中均為內生決定，對

於這兩個變量的模型設定我們將留待稍後的 (5) 式和 (6) 式中再加以討論。為增加模型的彈性, 我們容許實質所得成長率的誤差項 u_t 具有 AR 形式的序列相關如 (4) 式, 而 v_{ct} 則是一個期望值為 0 變異數為 1 的隨機誤差項, 其係數 σ_c 將就是 (3) 式之誤差項的標準誤。這裡我們要強調 (3) 式的一項重要特色: 除了 θ 係數外, 所有其他係數 α_c (常數項)、 β 、 γ 、 ζ 均有 s_t 的下標, 表示這些係數都會隨狀態變數 s_t 的變動而可以有兩種不同的係數值。

對於 (2) 式和 (3) 式之間的差異, 我們有如下的兩點說明: 第一、正如我們在第一節中的解釋, 由於消費 Euler 方程式 (2) 不包含實質所得成長率, 所以我們是無法從 LC/PIH 的理論中找到將實質所得成長率納入 (3) 式的依據, 但由於過度敏感可能存在, 故在 (3) 式中加入所得成長率為解釋變數, 若所得成長率的 β 係數估計值竟然還是顯著的話, 則就表示消費行有對當期所得過度敏感的現象。本文的主要目標便是研究 β 係數在容許結構轉換的情形下, 是否仍具有顯著的估計值。至於實質所得成長率在 (3) 式中的設定, 我們採用的是當期值和前期值的加權平均, 做為相對權重的 θ 係數 (不受狀態變數 s_t 影響) 也將隨同其他係數一起估計。⁴

第二、我們在 (3) 式中以所得的條件變異數替代消費條件變異數的原因是: 若在 (3) 式中納入消費本身的條件變異數, 則 (3) 式將成爲一個 ARCH in mean 模型, 而 ARCH in mean 模型和 MA (moving average) 時間序列模型一樣, 在加入結構轉換機制之後, 將無法適用 Hamilton 對馬可夫狀態轉換模型的估計方法。此外我們也須指出, 加入消費或是所得條件變異數的原因, 都是用以反應未來的不確定性對消費的影響, 就實證模型的設定上來說, 兩者之間是有相當的替代性。基於這些考量, 我們便採用 Wilson (1998) 的做法, 以所得條件變異數來替代消費條件變異數, 而所得條件變異數前的係數, 我們仍視之為相對謹慎係數。

實質所得成長率

實證模型之所以包含實質所得成長率方程式而成爲一個較複雜的聯立方程式系統, 除了因爲所得成長率是消費成長率方程式中的重要解釋變數外, 更因爲所得成長率在該方程式中可能有內生性的問題。關於這個問題我們要指出, 由於消費和所得資料跨時加總 (time aggregation) 的不一致 (消費決策和所得決定所需時間長短不同), 消費成長率方程式的誤差項 v_{ct} 會與當期及未來的 $\Delta \ln y_t$ 相關, 如果直接採用最小平方估計將造成偏誤, 因此文獻上皆改採工具變數估計法。本文直接設定 $\Delta \ln c_t$ 和 $\Delta \ln y_t$ 的動態過程, 並允許對應的誤差項 v_{ct} 和 v_{yt} 相關, 進而採用聯立方程式的全息概似估計法 (full-information maximum like-

⁴Campbell and Mankiw (1991) 亦採用相同設定來檢定消費過度敏感現象。

likelihood estimation, FIML), 應可解決所得成長率在消費成長率方程式中的內生性問題。

對於實質所得 y_t 的動態模型我們採取如下的設定：

$$\Delta \ln y_t = \alpha_{y,s_t} + \sum_{i=1}^{a_y} \phi_{yi} (\Delta \ln y_{t-i} - \alpha_{y,s_{t-i}}) + \sqrt{h_{yt}} \cdot v_{yt}, \quad (5)$$

$$h_{yt} = \omega_y + \sum_{i=1}^{q_y} a_{yi} (\sqrt{h_{y,t-i}} \cdot v_{y,t-i})^2, \quad (6)$$

這個模型基本上是一個 AR-ARCH 模型, v_{yt} 是一個期望值為 0 變異數為 1 的隨機誤差項, 其係數 h_{yt} 是 $\Delta \ln y_t$ 的條件變異數, 將遵循 ARCH 模型 (6) 式之動態設定。由之前對消費成長率方程式 (3) 的討論得知, 條件變異數 h_{yt} 項的重要性不僅在於它容許 (5) 式以較彈性的方式描述 $\Delta \ln y_t$ 的動態變化, 更重要的是, 它也將進入 (3) 中以替代消費的條件變異數。

實質所得成長率的模型設定中, 受到狀態變數影響的係數只有一個, 即 (5) 式的常數項 α_y (即實質所得成長率的無條件期望值)。由於過去三十年來台灣實質所得的高速成長, 其季資料無疑是包含了多次結構轉換, 因此我們容許其無條件期望值附加 s_t 下標, 以捕捉台灣經濟成長率可能的結構轉換。關於這點我們要特別指出, 自 Hamilton (1988, 1989, 1990) 提出結構轉換模型的經典論述以來, 結構轉換模型用得最多最廣的便是對所得成長率的實證研究。在這類研究中, 所得成長率的結構轉換通常是由景氣循環所造成的, 也就是說, 若對 (5) 式進行單一方程式結構轉換模型的估計,⁵ 所估得的結構轉換時點將會相當接近景氣循環的轉折時點。

我們在這裡要特別強調的是, 將容許結構轉換的所得成長率方程式 (5) 納入我們的多變量模型中, 目的並不是對景氣循環的考量, 而是試圖認定出一個消費成長、所得成長、和股票市值成長所共同定義的結構轉換。

實質股票市值成長率

在研究消費 Euler 方程式的同時引入一個聯立的實質股票市值成長率的方程式, 可說是我們所提出的實證模型中最獨特之處, 根據緩衝存量理論有關財富增長速度將會影響消費過度敏感程度的論述可知, 實質股票市值成長率在我們的實證模型中將是界定狀態以及狀態轉換時點的主要變數。

⁵文獻裡對所得成長率所進行的典型實證研究中, 並不包括條件變異數 (6) 式的設定。

我們對股票市場實質市值 p_t 的模型設定和實質所得非常類似，也是將 p_t 的成長率設成 AR-ARCH 模型：

$$\Delta \ln p_t = \alpha_{p,s_t} + \sum_{i=1}^{a_p} \phi_{pi} \left(\Delta \ln P_{t-i} - \alpha_{p,s_{t-i}} \right) + \xi_{s_t} \sqrt{h_{p,t-i}} \cdot v_{p,t-i}, \quad (7)$$

$$h_{pt} = \omega_p + \sum_{i=1}^{q_p} a_{pi} (\sqrt{h_{p,t-i}} \cdot v_{p,t-i})^2. \quad (8)$$

在這個模型設定中不只 (7) 式中的常數項受到狀態變數的影響，我們還在隨機誤差項 v_{pt} 前附加了一個受到狀態變數影響的新係數 ξ_{s_t} ，表示股票市值成長率的波動程度除了 ARCH 效果外，也會隨狀態轉換而改變。採取這種比所得成長變異數更有彈性之設定的原因有二：第一、股票市值會反應股市的風險，而這種財務風險通常要比總體經濟變數（諸如所得等）的波動程度複雜得多。第二、如前所述，在我們的實證模型中，股票市值的變動是定義狀態變數 s_t 的主要依據，因此有必要容許期望值和變異數同時受到狀態變數 s_t 的影響，以將股票市值的模型設定和狀態變數 s_t 更緊密的聯繫起來。

若不看之前的 (3)、(5) 和 (6) 式，而將 (7) 和 (8) 式視為一個單變量模型，則這就是 Hamilton and Susmel (1994) 的 SWARCH 模型，這類模型曾廣泛的應用在財務資料的實證研究中。

隨狀態改變的相關係數

如前所述，對聯立三變量模型 (3) – (8) 的估計，我們將採行全息概似估計法 (FIML)，因此需要設定模型中三個隨機誤差項 v_{ct} 、 v_{yt} 、和 v_{pt} 的聯合分配，我們的設定是

$$\begin{bmatrix} v_{ct} \\ v_{yt} \\ v_{pt} \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{cy,s_t} & \rho_{cp,s_t} \\ \rho_{cy,s_t} & 1 & \rho_{yp,s_t} \\ \rho_{cp,s_t} & \rho_{yp,s_t} & 1 \end{bmatrix} \right).$$

由於三個誤差項 v_{ct} 、 v_{yt} 、和 v_{pt} 均是以 0 為期望值，以 1 為變異數的標準化隨機變數，所以它們的變異數共變數矩陣的對角線元素都是 1，而非對角線元素則都是相關係數。我們容許相關係數隨狀態改變，所以各變量之間不再是不隨時間改變的固定關係，這是對傳統多變量 ARCH 模型的一項重要改進。有了這個彈性不僅估計比較不受到相關係數之設定誤差的不利影響，我們還有機會觀察消費成長、所得成長、和股票市值成長三者之間的關係是如何隨狀態的改變而改變。

估計實證模型所需的概似函數相當繁複,在附錄中我們將說明概似函數的設定以及 FIML 執行的步驟。這裡我們只指出本文對隨機狀態變數 s_t 的設定和 Hamilton (1988, 1989, 1990) 的單變量結構轉換模型是相同的,都是二狀態一階馬可夫鏈。在這個模型中,狀態轉換概率 (transition probabilities) p_{ij} (從狀態 i 轉換到狀態 j 的概率, $i, j = 1, 2$) 是固定的係數,將和模型內其他的係數一起估計。

本文在計量方法上所採用的三變量狀態轉換模型,是對現有狀態轉換模型之文獻的一個重要擴充。絕大多數應用 Hamilton (1988, 1989, 1990) 所提出的馬可夫狀態轉換模型的實證研究,都侷限在單變量或雙變量模型,例如:探討單變量馬可夫狀態轉換模型之實證文獻有 Cai (1994)、Engle and Hamilton (1990) 與 Hamilton (1988, 1989, 1990); 探討雙變量模型之實證文獻有 Garcia and Perron (1996)、Hamilton and Lin (1996)、Hamilton and Susmel (1994) 及 Ramchand and Susmel (1998)。Ang and Bekaert (2002) 探討三個國家間的利率關係時,提出一個包含六個變量的狀態轉換模型,他們假設各個變數都受到相同狀態變數的影響,在均數方程式中允許自我迴歸項係數隨狀態改變,變異數雖也可以隨狀態改變,但卻不包含 ARCH 效果。財務實證文獻也有根據因子 (factor) 模型的架構建議多變量狀態轉換模型,例如 Billio and Pelizzon (2000) 考慮包含十種資產之套利定價模型 (Arbitrage Pricing Theory), 並假設資產都受到同一狀態變數的影響。這些多變量狀態轉換模型對動態結構的設定都加入多種限制,不如本文實證模型的一般化。

3 資料

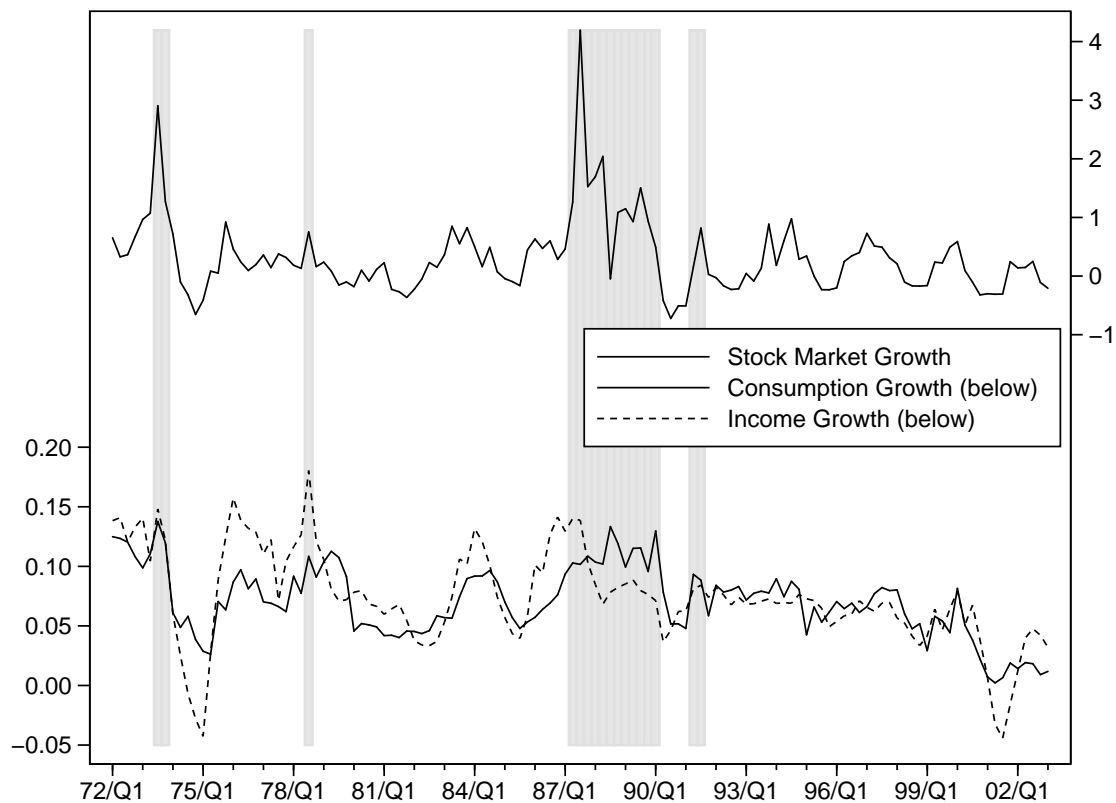
本文的資料期間是 1971:Q1 至 2003:Q1, 共 125 筆季資料。各項資料的來源是: 一、由於「國民所得季資料庫」僅提供總消費金額,並無非耐久財消費的資料,我們只能自行加總細項消費支出季資料得到如下的民間非耐久財消費實質支出: 從民間消費實質支出總額,扣除衣著鞋襪及服飾用品、家庭器具及家庭設備、運輸交通及通訊等項支出。二、國民所得資料庫只提供可支配所得的年資料,而沒有我們所需要的季資料,所以我們只得以國內生產毛額季資料做為替代。⁶ 三、實質股票市場市值是以國內生產毛額平減指數調整來自「台灣經濟新報」(TEJ) 的股價市值資料所得。⁷ 四、實質利率是名目利率扣除通貨膨脹率 (以 CPI 計算)

⁶Campbell and Mankiw (1990, 1991) 及 Vaidyanathan (1995) 進行多國研究時也發現各國多無可支配所得的資料,他們也是以國內生產毛額做為可支配所得的替代變數。

⁷實質股票市場市值不論是以「消費者物價指數」調整或是以「國內生產毛額平減指數」調整,所得到的數值

後得之，而名目利率則是來自「金融統計月報」(IFS) 之郵匯局三個月定期存款利率。非耐久財消費及實質所得季資料均未經過季節調整，為避免季節因素的影響，本文採用 Davidson , Henry , Serba and Yeo (1978) 的建議，以年成長率衡量未經季節調整變數之成長率。

圖一顯示實質非耐久財消費年成長率 (consumption growth)、實質所得年成長率 (income growth)、與實質股票市值年成長率 (stock market value growth) 的樣本值，表一則列出這些變數以及實質利率的基本統計量。



圖一：實質非耐久財消費年成長率、實質所得年成長率、與實質股票市值年成長率

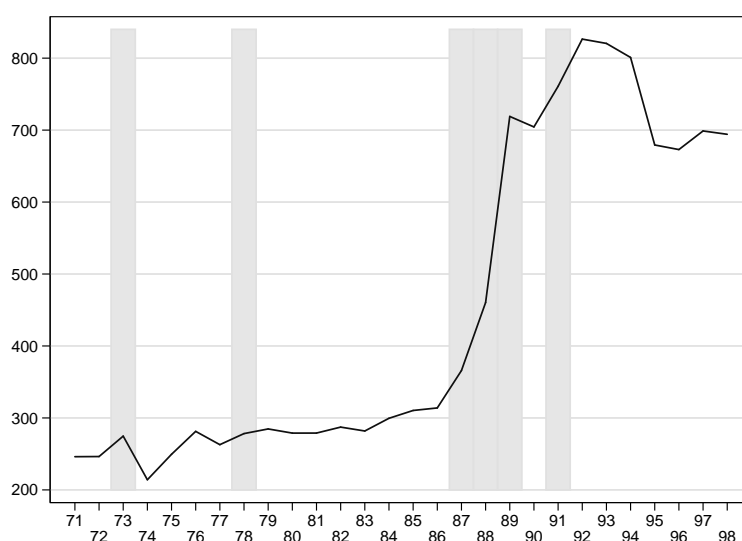
消費成長率和所得成長率的關係是本文的研究主題，而我們可在圖一中清楚的看出它們之間的緊密關係：消費成長率大致有追隨所得成長率的傾向，但所得成長率的波動程度卻又明顯的大於消費成長率。可以這麼說，當所得成長率上升時，消費成長率也會以較小的增幅隨之上升；而當所得成長率下降時，消費成長率也會以較小的降幅隨之下降。所以當所得成長率上升時，所得成長曲線會在消費成長曲線之上，而當所得成長率下降時，所得成長曲線會在消費成長曲線之下。但從圖一中我們卻也可發現對上述現象的描述有兩個顯著的

均非常接近，對估計結果也幾乎沒有影響。

例外：在不景氣的 1980 年和 1981 年，消費成長的跌幅要比所得成長的跌幅為大。而 1987 到 1989 的三年更是反常，在所得成長下降的同時，消費成長卻逆勢上揚幾乎達到歷史最高水準。

至於股票市值曲線，我們發現它在 1973 年曾有短暫的驟升，接著要等到十五年後的 1987-1989 年間才有另一次的飆漲。⁸ 我們對後者特別感到興趣，除了因其增幅較大持續時間較久外，也因為這次股票市值的成長和消費的成長，幾乎是同時達到各自的歷史最高水準。而所得也正好是從這段時期開始，由超過百分之九的高速成長，緩降至一九九〇年代平均百分之六的穩定成長。由股票市值和消費的漲勢以及所得的跌勢，我們預期在這段期間裡，消費的快速成長可能和股票市值所代表的財富比較有關係，對所得的敏感程度則應較低。

圖二所展示的是 1971 年到 1998 年台北市標準住宅平減總價的年資料（資料來自國立政治大學房地產研究中心），由圖中我們可清楚的看出在 1986 年到 1989 年間，台北市房產價格呈現出和股票市值幾乎是一樣的竄升現象。



圖二：台北市標準住宅平減總價（單位：萬元新台幣，1996 年為基準年）

我們要指出，就台灣的資料而言，房產可能也是一個很好的財富表徵，這是因為有超過百分之七十的家庭擁有房產，台灣民衆明顯偏好以持有房產做為累積財富的方式。但由於我們無法取得台灣房產價格的季資料，所以我們只採股票市值為財富的替代變數。由於股市和

⁸1980 年代後期對股票證券市場的管制獲得解除，交易上市公司由 1985 年的 127 家，遽增到 1990 年的 199 家。當年股市開戶人數 500 萬人，約為 1985 年的 10 倍（投入台灣股票市場交易的人大部份是散戶，他們的成交金額約占總成交金額的 90%），在這段時間裡，上市股份面值總價成長 3 倍，上市股份市值總價成長 6 倍。

房市的類似性 (尤其是在 1980 年代的後期), 我們認為股票市值的資料是能夠代表財富快速累積的效果。

表一: 基本統計量

變數	樣本平均	樣本標準誤	極小值	極大值
實質非耐久財消費年成長率 ($\times 100$)	7.055	2.973	0.222	13.769
實質所得年成長率 ($\times 100$)	7.419	4.063	-4.416	18.046
實質股票市值年成長率 ($\times 10$)	3.114	6.464	-7.233	41.935
實質利率	4.876	3.229	-15.229	10.821

4 估計結果

經由對係數估計值顯著性以及對殘差診斷性的一系列檢定, 實證模型採取如下的動態設定: 實質非耐久財消費 $\Delta \ln c_t$ 採用 AR(1) 設定、實質所得 $\Delta \ln y_t$ 採用較複雜的 AR(2)-ARCH(2) 設定、而實質股票市值 $\Delta \ln p_t$ 則採用 AR(5) 設定。

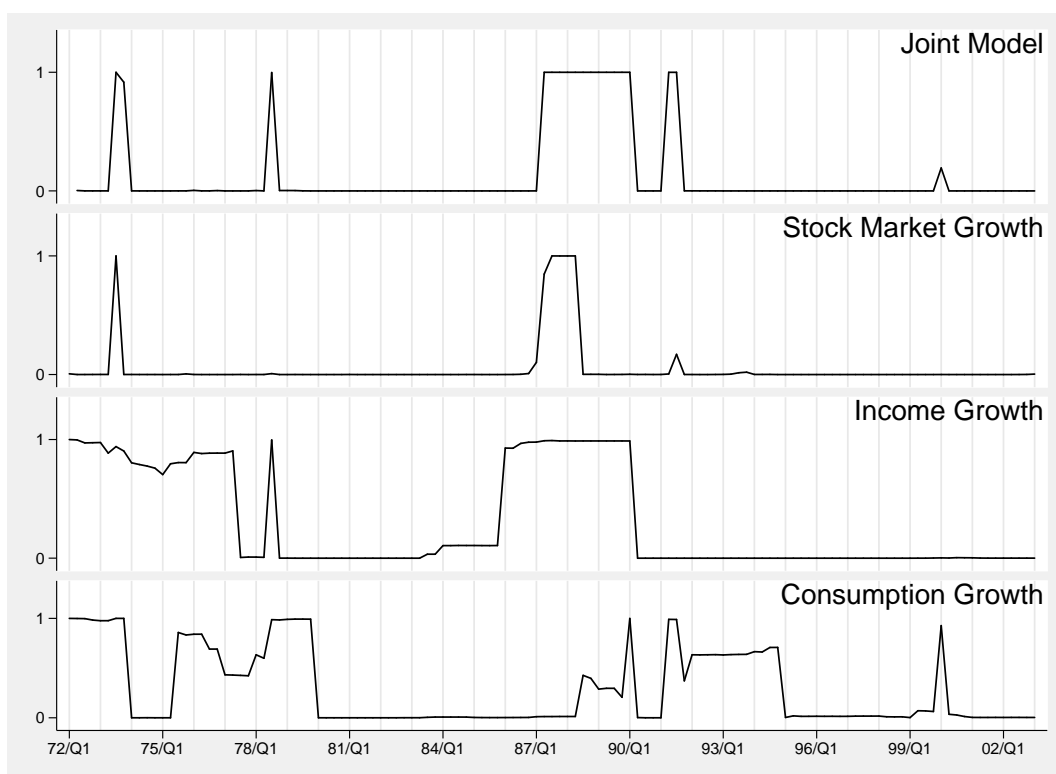
估計結果列於表二的「多變量聯合估計」欄下, 其中 $\alpha_{c,2} - \alpha_{c,1}$ 、 $\alpha_{y,2} - \alpha_{y,1}$ 、和 $\alpha_{p,2} - \alpha_{p,1}$ 分別是三個方程式之常數項在兩個狀態下的差異, 由其顯著的估計值可看出, 三個變數的平均成長率都會隨著狀態的轉換, 且這些平均成長率在狀態一均高於狀態二, 我們因此稱呼狀態一為「高成長狀態」, 狀態二為「低成長狀態」。

由於狀態轉換概率 p_{11} 的估計值較 p_{22} 為小, 高成長狀態 (狀態一) 是一個持續時間比較短、也比較不常發生的狀態。圖三中第一小圖所顯示的是根據模型估計值所導出之高成長狀態的全期概率 (smoothed probabilities), 即根據所有資料所推導出在各時點發生高成長狀態的概率。我們可依照這些全期概率是否大於 0.5 來認定各個時點所屬狀態: 若高成長狀態全期概率超過 0.5, 則該時期便被認定為高成長狀態時期, 否則就是低成長狀態時期。根據這個原則我們得知 1973 年的第 3、4 季、1978 年的第 3 季、1987 年的第 2 季到 1990 年的第 1 季、以及 1991 年的第 2、3 季, 總共 17 季屬於高成長狀態, 其餘的 107 季則為低成長狀態, 處於低成長狀態的期間約為高成長狀態的七倍。

表二：參數估計結果

變數	參數	多變量聯合估計		單變量個別估計	
		估計值	標準誤	估計值	標準誤
$\Delta \ln c_t (\times 100)$	$\alpha_{c,1}$	10.432***	0.679	10.906***	2.174
	$\alpha_{c,2} - \alpha_{c,1}$	-6.815***	0.935	-3.970***	0.979
	β_1	-0.005	0.051		
	β_2	0.273***	0.069		
	ζ_1	0.005	0.043		
	ζ_2	0.059***	0.015		
	γ	0.083*	0.049		
	θ	0.000	0.063		
	AR(1) ϕ_{c1}	0.693***	0.015	0.913***	0.106
	σ_c	1.572***	0.257	1.463***	0.327
$\Delta \ln y_t (\times 100)$	$\alpha_{y,1}$	9.031***	0.552	11.339***	0.619
	$\alpha_{y,2} - \alpha_{y,1}$	-3.063***	0.536	-5.143***	0.392
	AR(1) ϕ_{y1}	1.108***	0.087	1.147***	0.082
	AR(2) ϕ_{y2}	-0.350***	0.064	-0.351***	0.067
	ω_y	0.504***	0.119	0.551***	0.131
	ARCH(1) a_{y1}	0.580***	0.119	0.340**	0.146
	ARCH(2) a_{y2}	0.412***	0.120	0.538***	0.139
$\Delta \ln p_t (\times 10)$	$\alpha_{p,1}$	8.599***	1.436	13.626***	2.914
	$\alpha_{p,2} - \alpha_{p,1}$	-7.158***	1.276	-11.337***	2.724
	AR(1) ϕ_{p1}	0.564***	0.087	0.743***	0.107
	AR(2) ϕ_{p2}	0.288***	0.074	0.076***	0.105
	AR(3) ϕ_{p3}	-0.054	0.099	-0.057***	0.109
	AR(4) ϕ_{p4}	-0.389***	0.093	-0.407***	0.064
	AR(5) ϕ_{p5}	0.142	0.096	0.226***	0.080
	ξ_2	0.254***	0.071	0.181***	0.051
	ω_p	87.553*	45.234	222.877**	108.693
相關係數	$\rho_{cy,1}$	0.162	0.150		
	$\rho_{cy,2}$	0.270***	0.091		
	$\rho_{cp,1}$	-0.135	0.108		
	$\rho_{cp,2}$	0.199**	0.091		
	$\rho_{yp,1}$	0.622***	0.146		
	$\rho_{yp,2}$	0.255***	0.087		
狀態轉換機率	p_{11}	0.743***	0.101		
	p_{22}	0.961***	0.019		

星號 ***、**、和 * 分別表示在 99%、95%、和 90% 信賴水準下為顯著的係數估計值。



圖三：狀態一（高成長狀態）之全期概率

回到之前的圖一和圖二，在那裡我們以陰影來顯示屬於高成長狀態的期間。我們發現股票市值（圖一上半部）以及房產價格（圖二）的成長率在高成長時期顯然都較高，尤其是1973年第3、4季和1987年第2季到1990年第1季，而1978年的第3季之所以屬於高成長狀態似乎和所得的高成長率比較有關。最令人驚訝的是1988年第2季到1990年第1季的這段時期，因為所得成長率在這段所謂的高成長時期中卻是處於一個較低且不斷下滑的狀況，而消費成長率在這同一段時期中卻反而是處於歷史的最高水準。這些結果顯示，三個變量共同之高成長狀態的定義似乎是由股票市值成長率所主導，而所得成長率和消費成長率之間的相對變化也有相當貢獻。⁹

⁹一個有趣的問題是：我們是否能較為客觀的檢驗三個變數中何者是決定狀態的重要因素？迴歸模型似乎可提供一些線索：現考慮一個以顯示高成長狀態的虛擬變數（若 t 期屬於高成長狀態，則虛擬變數在 t 期的樣本值是 1，否則為 0）為應變數，以實質非耐久財消費成長率 $\Delta \ln c_t$ 、實質所得成長率 $\Delta \ln y_t$ 、與實質股票市值成長率 $\Delta \ln p_t$ 為解釋變數的 Probit 迴歸模型，估計結果是

$$\text{高成長狀態的概率} = \Phi(-6.77 + 62.10 \cdot \Delta \ln c_t - 13.22 \cdot \Delta \ln y_t + 2.11 \cdot \Delta \ln p_t),$$

三個解釋變數之迴歸係數估計值的 t 值依序分別是 3.42、-1.43、與 3.14。這些結果顯示所得成長率對狀態

再回到表二「多變量聯合估計」欄下的估計結果，我們可對三個變量在兩個狀態下的行為有如下的解釋：股票市值在低成長時期之年成長率平均大約是 14.4%，在高成長時期則增為 86%，而由其變異數倍數 ξ_2 的顯著估計值 0.254 得知，在兩個不同狀態下股票市值的波動程度也有顯著的差異——高成長時期約為在低成長時期的四倍。所得在低成長時期之年成長率平均大約是 5.968%，在高成長時期則增為 9.031%。至於消費的平均成長率，由於受到所得成長率及其條件變異數乃至於利率的影響，我們將在研究過消費方程中其他係數的估計值後再行分析。

除了證實三個變量的平均成長率存在結構轉換外，根據消費方程中 β_{s_t} 和 ζ_{s_t} 係數的估計結果，我們更進一步的發現，消費對所得的過度敏感程度以及所得條件變異數對消費的影響（即相對謹慎係數），也都有結構轉換的現象。在 124 季樣本期間中佔有 107 季的低成長狀態中，過度敏感的程度相當高（消費的所得彈性是顯著的 0.273），但在 17 季高成長狀態中則幾乎完全看不到這種過度敏感的現象。至於相對謹慎係數所顯示之預防性儲蓄動機對消費所造成的影響，也只有在低成長狀態時期才顯著——當所得條件變異數所代表的風險每增加 1% 時，當期消費會因預防性儲蓄動機而降低，導致消費成長率（下一期消費高出本期消費的比率）增加顯著的 0.059%。

根據這些估計結果，我們認為台灣總體消費成長率之所以對所得成長率有過度敏感的反應，正如緩衝存量模型所述，乃是一個肇因於預防性儲蓄動機的現象。當以股票市值為代表的財富在高成長狀態下急劇增長時，消費者的預防性儲蓄動機削弱，消費成長率便和所得成長率分道揚鑣，過度敏感的現象便不復存在，這是本文的最主要實證結論。在這裡我們也必須指出，由於相對謹慎係數顯示的是預防性儲蓄動機對消費所造成的影響，而相對謹慎係數的估計值會隨狀態的改變而改變，我們才特別強調預防性儲蓄動機的變動是造成不同過度敏感程度的主因。

高成長狀態下財富的增加也可能有助於緩解流動性限制，所以我們本來也無法完全排除流動性限制是過度敏感之肇因的可能性。但在這裡我們要特別指出，台灣在 1980 年代後期曾實行多項金融自由化的措施（是促成該段時期台灣金融資產價值大增的一個重要原因），而金融自由化一般被認為具有緩解流動性限制的作用。若流動性限制的緩解真有助於降低消費的過度敏感，則台灣總體消費的過度敏感程度不僅應在 1980 年代後期處於一個較低水準（如同我們所估計得到的結果），在 1990 年代的大多數時間中也應不會太高，但這卻和

的決定似乎沒有顯著的貢獻。

我們的實證結果不符，我們因此對流動性限制是過度敏感之肇因的說法持較保留的態度。

在消費方程式中的所得項的設定是當季和前一季所得年成長率的加權平均： $\theta \cdot \Delta \ln y_t + (1 - \theta) \cdot \Delta \ln y_{t-1}$ ，由於權數 θ 的估計值極接近 0，我們推論在每一季消費決策的形成過程中，只能對前一季的所得年成長率做出反應，當季所得年成長率似未有足夠時間產生任何影響力。

消費方程式中實質利率 r_t 的係數 γ 有跨期替代彈性的意義，根據 LC/PIH 理論，利率對消費的影響可分為替代效果與所得效果，若替代效果大於所得效果，則實質利率的上升將會延遲消費，消費方程式中實質利率的係數就會是正的。由表二中我們發現 γ 係數的估計值是一個在顯著水準邊緣上的正值，¹⁰ 表示利率變動對消費的替代效果稍大於其所得效果。

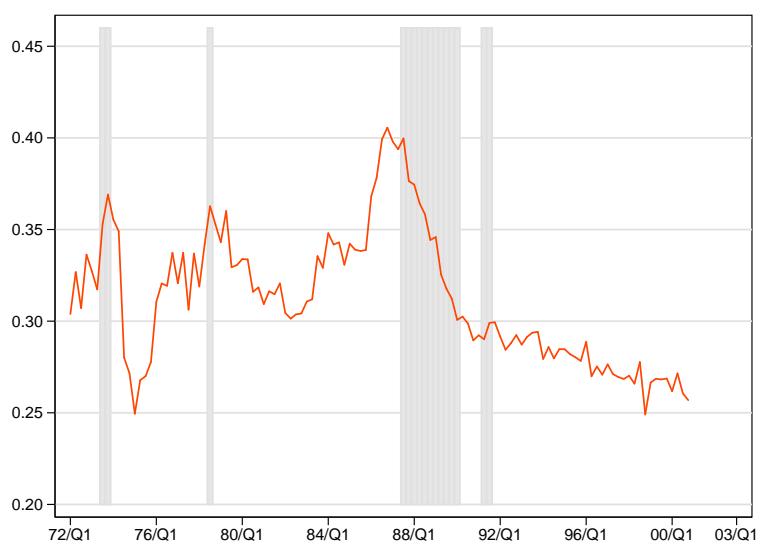
在討論了實質利率、所得成長率及其條件變異數對消費的影響後，我們便可計算在不同狀態下消費成長率的平均水準。在高成長狀態下，由於只有實質利率有一個接近顯著的係數 0.083，我們可求出其「平均影響」： $4.876 \times 0.083 = 0.402$ ，這裡的 4.876 是實質利率的樣本平均（請見表一）。將 0.402 加到 $\alpha_{c,1}$ 的估計值 10.432 後，我們便得到在高成長狀態下消費年成長率的平均水準 10.834%。由於在低成長狀態下，實質利率、所得成長率及其條件變異數均對消費產生顯著的影響，而所得成長率在低成長狀態下的平均水準大約是 5.968%，其不受狀態影響之條件變異數的平均（即 $\sum_{i=2}^{125} \hat{h}_{y,t} / 124$ ）大約是 4.848，將這些數字各自乘上對應的係數再添加到 $\alpha_{c,2}$ 的估計值 3.217（= 10.432 - 6.815），便得到低成長狀態下消費年成長率的平均水準 5.935%，¹¹ 大致是等於所得成長率在低成長狀態下的平均水準 5.968%，符合緩衝存量模型所預測的結果。

消費和所得的年成長率在低成長狀態下大致相等，但在高成長狀態下消費的平均年成長率 10.834% 則要比對應的所得平均年成長率 9.031% 高出 1.8% 之多，這意味著在高成長狀態下儲蓄率將下降。圖四顯示的就是台灣的國民儲蓄率，在以陰影標出的高成長時期中，儲蓄率的確是呈下降的趨勢。

除了所得和利率的影響外，我們在消費方程式的估計結果中還得到一個相當顯著之 AR(1) 係數 ϕ_{c1} 的估計值 0.687，這又再一次違反了 LC/PIH 理論對消費成長率應是 martingale difference 的預測。由消費方程式之殘差所求得的 Ljung-Box 之 Q 統計量分別是 $Q(10) =$

¹⁰由於 γ 係數的估計值在不同的狀態下並沒有顯著的差異，所以我們只估計了一個不隨狀態改變的 γ 係數。

¹¹消費年成長率的這個平均水準是由如下計算過程求得的： $10.432 - 6.815 + 5.968 \times 0.273 + 4.848 \times 0.059 + 4.876 \times 0.083 = 5.935$ 。



圖四：台灣儲蓄率的趨勢

13.96, $Q(15) = 18.29$, $Q(20) = 25.62$, $Q(25) = 32.82$, 我們可據而推論這些殘差應是具備了白噪音的特質, 所以消費方程式的估計品質是達到可接受的水平。

不論是在 LC/PIH 經濟理論中, 或是在我們的實證模型中, 所得和股票市值方程式中的係數並不具重要的經濟意義, 我們所關切的只是要確保它們的動態設定能夠正確的捕捉資料的特性, 尤其是所得的條件變異數以及股票市值的狀態轉換, 所以對所得和股票市值方程式我們分別採用了具有較多參數也較有彈性的 AR(2)-ARCH(2) 和 AR(5) 設定。我們要特別指出, 股票市值方程式中所包含的可隨狀態轉換之變異數倍數 (即 ξ_{s_t} 係數), 似乎有替代 ARCH 效果的作用。我們曾嘗試在股票市值方程式中加入 ARCH 係數, 但都無法獲得顯著的估計值, 所以表二中所報告之股票市值方程式的估計結果未包含任何 ARCH 因子。

這裡我們列舉估計各方程式後所得到的 Ljung-Box 之 Q 統計量: 根據所得方程式之殘差除以條件標準差後所算出之 Q 統計量是 $Q(10) = 11.20$, $Q(15) = 19.79$, $Q(20) = 24.12$, $Q(25) = 26.83$, 股票市值方程式殘差的 Q 統計量是 $Q(10) = 11.80$, $Q(15) = 12.81$, $Q(20) = 14.35$, $Q(25) = 21.47$, 我們無法拒絕所得和股票市值的殘差是白噪音的假設。

由於在實證模型中相關係數也容許狀態轉換, 我們得以發現消費成長率和所得成長率之間的相關係數, 也如同過度敏感程度及預防性儲蓄動機一般, 在低成長狀態下有高而顯著的正估計值, 但在高成長狀態下的估計值則不顯著。¹² 消費成長率和股票市值成長率之間相

¹²根據 LC/PIH 理論, 未預期的所得變動對當期消費應有顯著的影響, 而我們所估計的 ρ_{cy, s_t} 係數只能顯示

關係數的估計值亦是如此，這顯示了在高成長狀態下，消費決策和所得及財富都不會有明顯的線性關係。相對於消費在不同的狀態下和所得及財富有不同的相關性，所得成長率和股票市值成長率之間的相關係數，則不論在哪一種狀態下都有顯著的正估計值，但在高成長狀態下的估計值要比在低成長狀態下高出一倍多。

模型估計的韌性

結構轉換模型的主要特色是經由隨機轉換變數的設計內生決定狀態轉換時點，根據這樣的設計我們發現在不同狀態下有極不相同的消費過度敏感程度。為檢驗這個實證結果的韌性 (robustness)，我們可假設由估計結果所推估出的狀態轉換時點為外生給定，然後再重新估計消費成長率方程式 (3) 和 (4)，以觀察消費過度敏感程度是否仍然會隨狀態的改變而改變。我們先根據之前所估得之狀態轉換時點定義虛擬變數 d_t ：若第 t 期屬於低成長狀態，則 d_t 的樣本值是 1，反之則為 0。現估計一個以消費成長率 $\Delta \ln c_t$ 為應變數的迴歸模型，解釋變數包括虛擬變數 d_t 、實質所得成長率滯後項 $\Delta \ln y_{t-1}$ 、交乘項 ($d_t \cdot \Delta \ln y_{t-1}$)、和實質利率 r_t ，隨機干擾項假設是 AR(1) 數列。由這個單變量模型，我們得到如下的估計結果 (括號內為標準誤)：¹³

$$\Delta \ln c_t = 10.43 - 6.96 \cdot d_t + 0.04 \cdot \Delta \ln y_{t-1} + 0.32 \cdot (d_t \cdot \Delta \ln y_{t-1}) + 0.09 \cdot r_t + e_t,$$

(1.90) (1.62) (0.16) (0.14) (0.05)

$$e_t = 0.66 \cdot e_{t-1} + 1.69 \cdot \epsilon_t.$$

(0.09) (0.23)

上述估計結果的最有趣之處是消費過度敏感現象在不同成長狀態下仍有顯著的差異：消費所得彈性在低成長狀態下是顯著的 0.36，但在高成長狀態下則大幅降低為 0.04，隨著狀態由低成長轉換成高成長，過度敏感現象消失。此外我們也發現，在上述模型中其他的係數估計和模型 (3) 和 (4) 也大致相同，這有力的證明我們所得到的估計結果均具有相當的韌性。

未預期之所得變動與未預期之消費變動在不同狀態下的線性關係，所以無法據之研判我們的估計結果是否支持 LC/PIH 理論預期。

¹³這個迴歸模型和模型 (3) 和 (4) 有三個不同之處：除了以虛擬變數 d_t 引入外生的結構轉換機制外，為簡化模型還將 θ 係數設為 0，並省略了實質所得成長率的條件變異數 h_{y_t} 。但因為模型 (3) 中 θ 係數的估計值極接近 0，條件變異數 h_{y_t} 之係數的估計值也不顯著，所以這個迴歸模型和模型 (3) 和 (4) 有相當類似的設定。

最後值得一提的是, 和模型 (3) 和 (4) 所得到的標準誤比較起來, 上述估計結果中的標準誤均顯得非常大 (大約增加三倍), 顯示單變量模型的估計效率遠不如多變量模型。

我們還可從另一個角度研究估計結果的韌性: 根據緩衝存量模型, 消費的過度敏感現象不僅在財富快速上漲時會消失, 在財富驟跌的期間, 過度敏感的程度也會減弱。台灣股價在 1980 年代後期以及 2000 年左右皆有驟跌的經歷, 當我們對由估計結果所認定出的兩個狀態, 分別賦予高成長和低成長的解釋後, 本文的二狀態模型似乎無法更進一步的捕捉股價快速下降對消費過度敏感程度的影響。我們因此嘗試採用三狀態轉換模型, 希望能夠同時反應高成長、低成長、以及負成長三種狀態, 但是很不幸的, 實證結果並不支持負成長狀態的存在。我們對此的解釋是, 股價驟跌並不表示實質股票市值成長率就一定是負的, 這可由圖一看出: 在 1980 年代後期以及 2000 年左右, 實質股票市值成長率雖然是負值, 但也就不過是 -0.7 而已。

在維持原二狀態模型的設定下, 我們還可再嘗試另一種做法 — 對實質股票市值成長率取絕對值, 這種做法會將股票市值驟跌的時期和遽升的時期都歸併為同一狀態 (即高成長狀態), 但根據我們重新估計的結果發現, 所得到的估計值幾乎和表二完全一樣, 這顯然是因為股票市值驟跌的情況太過少見, 無法對估計結果產生任何影響。

個別方程式的估計

完成對三個方程式的多變量聯立估計後, 我們再進一步對個別方程式進行單變量的估計, 其目的有二: 第一、我們想知道對於模型動態設定之諸如 AR 和 ARCH 參數, 兩種估計方法所產生的估計值是否相近, 以檢驗動態設定的穩定性; 第二、我們想觀察從聯立估計所推導出的三變量共同結構轉換時點, 和從個別方程式估計所認定之單變量個別的結構轉換時點有何差異, 並研判造成差異的原因。

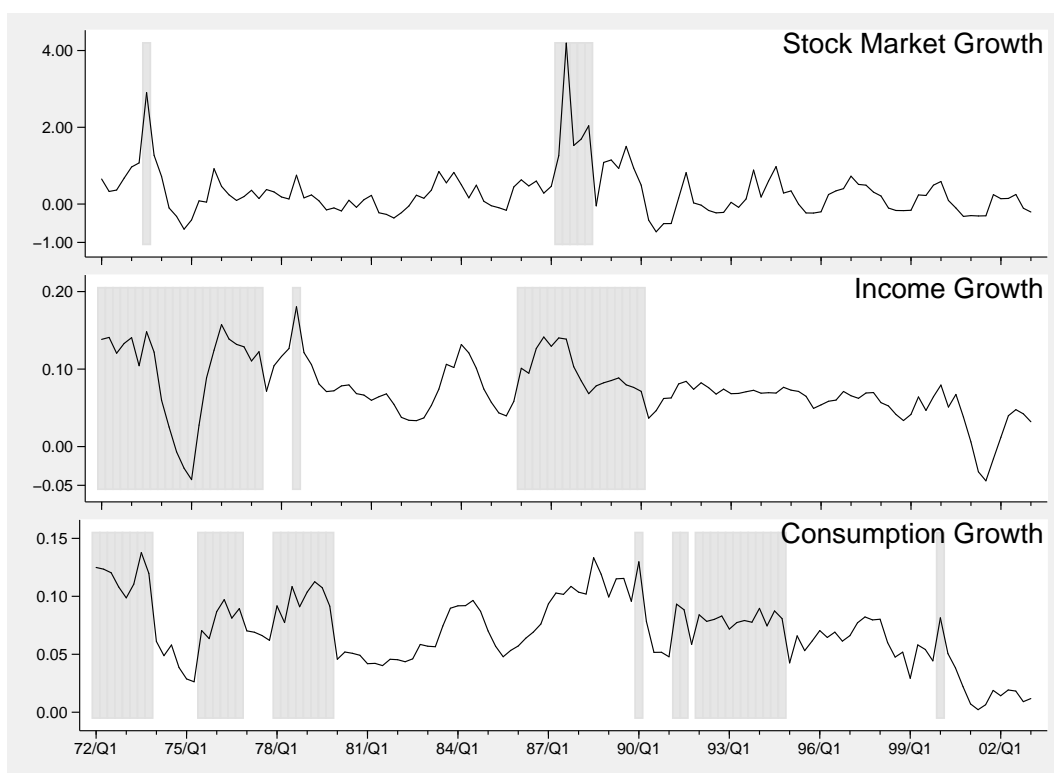
個別方程式的估計結果列在表二「單變量個別估計」欄下, 在估計消費方程式時我們不考慮所得成長率及其條件變異數和利率的影響, 只專注於包含結構轉換之 AR(1) 模型的參數, 至於所得和股票市值的方程式則和之前的設定相同, 分別是包含結構轉換的 AR(2)-ARCH(2) 和 AR(5) 模型。

個別方程式的估計值 (之絕對值) 大都較多變量聯立估計值為高, 但一般來說兩者的差異不算太大, 且符號也都完全相同。此外, 個別方程式單變量估計值的標準誤也比較大, 顯示多變量聯立估計值較有效率。

根據個別方程式的單變量估計結果, 我們也可認定每一個變量各自之高成長和低成長

狀態。圖三的第二、第三、和第四部份顯示的分別就是股票市值、所得、和消費屬於高成長狀態的全期概率，將這些全期概率和由多變量聯立估計所導出聯立全期概率（圖三的第一部份）對照比較，我們發現在聯立全期概率的四次躍增至超過 0.5 水準的情況中，有三次是發生在兩個或兩個以上變量之個別全期概率同時增加的時期，只有在 1991 年的第 2、3 季，聯立全期概率只和一個變量（消費）之個別全期概率同步。大體而言，聯立全期概率是和個別全期概率有著密切的關係。

我們可以根據個別全期概率分別定義各變數的不同狀態，在圖五中我們以陰影標出各變數的高成長狀態時期。我們發現，雖然所得成長率在 1974、1975、1976 三年大幅跌落，在 1988 和 1989 兩年又和 1990 年代其他年份有著極為類似的低所得成長率，但這些年份都被歸為高成長狀態，而有不錯表現的 1983、1984、1985 三年卻又被歸為低成長狀態，所以所得成長率的兩個狀態似乎無法以傳統景氣循環的衰退和興盛來解釋，造成這種不一致的原因可能和所得是以年成長率表示，以及所得方程式包含 ARCH 項有關。此外，消費在 1980 年代中期和後期也有高成長率但被歸為低成長狀態，在 1990 年代中期的低成長率卻被歸為高成長狀態的情形發生。



圖五：各變數資料的狀態一（高成長狀態）

5 總結

根據緩衝存量模型, 具有預防性儲蓄動機的儲蓄者, 會試圖將財富與恆常所得的比例維持在一個固定的目標水準, 消費和所得就會因此呈現相同的成長率, 繼而產生過度敏感的現象, 但當財富驟增以致財富與恆常所得比例高於目標水準時, 儲蓄者會調增其消費直到財富與恆常所得比例回到目標水準為止, 所以當財富大幅上升導致消費的高成長時, 過度敏感程度會因所得成長維持不變而暫時下降。由於台灣經濟不斷的增長和演變, 尤其是在 1980 年代後期更經歷了一段股價房價飆漲時期, 造成資產價值的急遽增加, 我們因此預期, 伴隨著財富的變動將是消費過度敏感程度的降低, 本文的主要目標即在檢驗台灣總體時間序列資料是否支持此項預期。

當我們利用台灣總體時間序列資料以檢驗股票財富對消費過度敏感程度的影響時, 原則是希望依照財富增長速度的快慢將時間序列資料分組, 然後再觀察各組資料是否會呈現不同的消費過度敏感程度, 實際的做法則是採用結構轉換模型, 由資料內生決定影響消費過度敏感程度之財富增長速度的「不同狀態」, 以及狀態轉換的時點。

本文的實證模型是一個根據消費 Euler 方程式的三變量二狀態之結構轉換模型, 允許實質非耐久財消費成長率、實質所得成長率、與實質股票市值成長率受到相同隨機狀態變數的影響, 以內生決定結構及其轉換時點。根據實證結果我們可認定出二狀態: 一個是三變量均快速成長的狀態, 時間約在 1973 年的第 3、4 季, 1978 年的第 3 季, 1987 年的第 2 季到 1990 年的第 1 季、以及 1991 年的第 2、3 季, 另一個則是持續時間較長的低成長狀態。

除了三個變量的平均成長率存在結構轉換外, 消費對所得的過度敏感程度以及預防性儲蓄動機對消費的影響也都有結構轉換的現象。在 124 季樣本期間中佔有 107 季的低成長狀態中, 過度敏感的程度相當高 (其間消費的所得彈性是顯著的 0.273), 但在 17 季低成長狀態中則沒有這種過度敏感的現象。預防性儲蓄動機對消費所造成的影響也只有在低成長狀態時期才顯著 — 當所得條件變異數所代表的風險每增加 1% 時, 消費成長率會隨之增加顯著的 0.059%。

本文的主要發現是, 台灣總體消費之所以對所得過度敏感, 正如緩衝存量理論所述, 乃是一個肇因於預防性儲蓄動機的現象。當以股票市值為代表的財富在高成長狀態下急劇增長時, 消費者的預防性儲蓄動機會減弱, 過度敏感的現象便不復存在。

本文實證上另一個有趣的發現是, 在低成長狀態下消費和所得的年成長率大致相等, 但在高成長狀態下消費的年成長率則要比所得平均年成長率高, 所以在高成長狀態下儲蓄率

將下降, 這個實證結果可以解釋台灣的國民儲蓄率在高成長時期中為何呈下降的趨勢。

最後我們要指出, 本文除了實證分析外, 在計量方法上所採用的三變量狀態轉換模型, 也是對現有狀態轉換模型之文獻的一個重要擴充, 未來應該還有許多應用發展的可能性。

附錄: 實證模型的概似函數

對應消費成長 $\Delta \ln c_t$ 、所得成長 $\Delta \ln y_t$ 、和股票市值成長 $\Delta \ln p_t$ 三個變量之隨機誤差項 v_{ct} 、 v_{yt} 、 v_{pt} 可以由 (3)、(5)、(7) 式求得, 而對應所得成長 $\Delta \ln y_t$ 和股票市值成長 $\Delta \ln p_t$ 兩個變量之條件變異數 h_{yt} 和 h_{pt} 可由 (6) 和 (8) 式導出, 則實證模型的概似函數是

$$\prod_{t=1}^T \left[\sum_{s_t=1}^2 \cdots \sum_{s_{t-\ell}=1}^2 f(\Delta \ln c_t, \Delta \ln y_t, \Delta \ln p_t | s_t, \dots, s_{t-\ell}, \Omega_{t-1}) \cdot p(s_t, \dots, s_{t-\ell} | \Omega_{t-1}) \right],$$

其中 $\ell \equiv \max\{a_y + q_y, a_p + q_p\}$, 而消費成長 $\Delta \ln c_t$ 、所得成長 $\Delta \ln y_t$ 、和股票市值成長 $\Delta \ln p_t$ 三個變量在給定狀態 $s_t, \dots, s_{t-\ell}$ 下的條件聯合密度函數是:

$$\begin{aligned} f(\Delta \ln c_t, \Delta \ln y_t, \Delta \ln p_t | s_t, \dots, s_{t-\ell}, \Omega_{t-1}) = & \\ & \frac{1}{(2\pi)^{3/2} \xi_{s_t}} \times \frac{1}{\sqrt{\sigma_c^2 h_{yt} h_{pt} (1 - \rho_{cy,s_t}^2 - \rho_{cp,s_t}^2 - \rho_{yp,s_t}^2 + 2\rho_{cy,s_t} \cdot \rho_{cp,s_t} \cdot \rho_{yp,s_t})}} \times \\ & \exp \left\{ -\frac{1}{2(1 - \rho_{cy,s_t}^2 - \rho_{cp,s_t}^2 - \rho_{yp,s_t}^2 + 2\rho_{cy,s_t} \cdot \rho_{cp,s_t} \cdot \rho_{yp,s_t})} \times \right. \\ & \left. \left[(1 - \rho_{yp,s_t}^2) v_{ct}^2 + (1 - \rho_{cp,s_t}^2) v_{yt}^2 + (1 - \rho_{cy,s_t}^2) v_{pt}^2 + 2(\rho_{cp,s_t} \rho_{yp,s_t} - \rho_{cy,s_t}) v_{ct} v_{yt} \right. \right. \\ & \left. \left. + 2(\rho_{cy,s_t} \rho_{yp,s_t} - \rho_{cp,s_t}) v_{ct} v_{pt} + 2(\rho_{cy,s_t} \rho_{cp,s_t} - \rho_{yp,s_t}) v_{yt} v_{pt} \right] \right\}. \end{aligned}$$

至於狀態變數的聯合機率 $P(s_t, \dots, s_{t-\ell} | \Omega_{t-1})$ 的計算, 則須先假設狀態變數 s_t 是一階馬可夫鏈, 再根據兩個遞迴公式輪番計算。由於這個計算方式相當常見, 我們便不在此重述, 詳情可見 Hamilton (1988, 1989, 1990)。

參考文獻

- Ang, A. and G. Bakaert (2002), Regime Switches in Interest Rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 163–182.
- Attanasio, O and H. Low (2002), Estimating Euler Equation, IFS Working paper 02106.
- Bweley, T. F. (1977), The Permanent Income Hypothesis : A Theoretical Formulation, *Jornal fo Economic Theory*, 16, 252–292.
- Billio, M. and L. Pelizzon (2000), Value-at-Risk : A Multivariate Switching Regime Approach, *Journal of Empirical Finance*, 7, 531–554.
- Browning, M. and A. Lusardi (1996), Household savings, micro theories and micro facts, *Journal of Economic Literature* 34, 1797–1855.
- Cai, J. (1994), A Markov Model of Switching-regime ARCH, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 309–316.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1989), Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence, in *NBER 1989 Macroeconomics Annuals*, O. Blanchard and S. Fischer ed., The MIT Press.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1990), Permanent Income, Current Income, and Consumption, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 265–279.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1991), The Response of Consumption to Income: A Cross-country Investigation, *European Economic Review*, 35, 723–767.
- Carroll, C. D. (1992), Buffer Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 61–156.
- Carroll, C. D. (1997), Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1–55.
- Carroll, C. D. (2001a), A Theory of the Consumption Function, with and without Liquidity Constraints, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 23–45.
- Carroll, C. D. (2001b), Death to the Log-Linearized Consumption Euler Equation! (And Very Poor Health to the Second-Order Approximation), *Advances in Macroeconomics*, 1, Article 6.
- Carroll, C. D. and M. S. Kimball (2001), Liquidity Constraints and Precautionary Saving, NBER working paper, no. 8694.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry , F. Srba and S. Yeo (1978), Econometric modeling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure and icome in the United Kingdom, *Economic Journal*, 88, 661–692.

- Engel, C. and J. D. Hamilton (1990), Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do markets Know it ?, *The American Economic Review*, 80, 689–713.
- Flavin, M. (1981), The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, *The Journal of Political Economy*, 89, 974–1009.
- Flavin, M. (1985), Excess Sensitivity of Income to Consumption to Current Income : Liquidity Constraints or Myopia, *Canadian Journal of Economics*, 28, 117–136.
- Flavin, M. (1991), The Joint Consumption/Asset Demand Decision : A Case Study in Robust Estimation, NBER working paper, no. 3802.
- Garcia, R. and P. Perron (1996), An analysis of the Real Interest Rate Under Regime Shifts, *The Review of Economics and Statistics*, 78, 115–125.
- Garcia, R., A. Lusardi and S. Ng (1997), Excess Sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 154–176.
- Hall, R. E. (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy*, 86, 971–987.
- Hamilton, J. D. (1988), Rational Expectations Econometric Analysis of Change in Regime: An Investigation of The Term Structure of Interest Rates, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385–423.
- Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357–384.
- Hamilton, J. D. (1990), Analysis of Time Series Subject to Change in Regime, *Journal of Econometrics*, 45, 39–70.
- Hamilton, J. D. and G. Lin (1996), Stock Market Volatility and the Business Cycle, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 573–593.
- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Change in Regime, *Journal of Econometrics* 64, 307–333.
- Jappelli, T. and M. Pagano (1989), Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison, *American Economic Review*, 79, 1088–1105.
- Jappelli, T. and M. Pagano (1994), Saving, Growth, and Liquidity Constraints, *Quarterly Journal of Economics*, 109, 83–109.
- Jappelli, T. and L. Pistaferri (2000), Using Subjective Income Expectations to Test for Excess Sensitivity of Consumption to Predicted Income Growth, *European Economic Review*, 44, 337–358.
- Kimball, M. S. (1990), Precautionary Saving in the Small and in the Large, *Econometrica*, 58, 53–73.

- Lettau, M. and S. Ludvigson (2003), Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption, *forthcoming in American Economic Review*.
- Ludvigson, S. and C. Steindel (1999), How Important is the Stock Market Effect on Consumption? Federal Reserve Bank of New York *Economic Policy Review*, 29–51.
- Ludvigson, S. and C. H. Paxson (2001), Approximation Bias in Linearized Euler Equations, *The Review of Economics and Statistics*, 83, 242–256.
- Mehra, Y. P. (2001), The Wealth Effect in Empirical Life-Cycle Aggregate Consumption Equations, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 87/2.
- Poterba, J. M. (2000), Stock Market Wealth and Consumption, *Journal of Economics Perspectives*, 14, 99–118.
- Ramchand, I. and R. Susmel (1998), Volatility and cross correlation across major stock markets, *Journal of Empirical Finance*, 5, 397–416.
- Runkle, D. E. (1991), Liquidity Constrains and Permanent Income Hypothesis : Evidence from Panel Data, *Journal of Money Economics*, 27, 73–98.
- Scheinkman, J. A. and L. Weiss (1986), Borrowing Constraints and Aggregate Economic Activity, *Econometrica*, 54, 23–45.
- Shea, J. (1995a), Union Contracts and the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis, *American Economic Review*, 85, 186–200.
- Shea, J. (1995b), Myopia , Liquidity Constrains, and Aggregate Consumption: A Simple Test, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, 798–805.
- Starr-McCluer, M. (1999), Stock Market Wealth and Consumer Spending, Mineo, Federal Reserve Board of Governors.
- Vaidyanathan, G. (1993), Consumption, Liquidity Constraints and Economic Development, *Journal of Macroeconomics*, 15, 591–610.
- Wilson, B. k. (1998), The Aggregate Existence of Precautionary Saving: TimeSeries Evidence from Expenditures on Nondurable and Durable Goods, *Journal of Macroeconomics*, 20, 309–323.
- Zeldes, S. P. (1989), Consumption and Liquidity Constrains: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, 97, 305–346.

Wealth Effects on Consumption in Taiwan: An Application of the Multivariate Markov Regime-Switching Model

Ching-Fan Chung
Institute of Economics
Academia Sinica

Vei-Lin Chan
Institute of Economics
Academia Sinica

and

Kuang-Liang Chang
Department of Economics
National Taiwan University

Abstract

“The buffer stock theory” derived from the intertemporal utility maximization predicts that an increase in wealth will dampen the motive for precautionary savings and therefore reduce consumption’s over-sensitivity with respect to income changes. Since over the last forty years Taiwan has more than once experienced sharp rises in the values of stock market and real estate, the goal of this paper is to examine whether the prediction of the buffer stock theory holds in Taiwan. The empirical model we propose is a trivariate two-state Markov regime-switching model that is originated from Euler equation for consumption growth. The three macro variables we consider are the real non-durable good consumption growth, the real GDP growth, and the real growth in stock market total value. It is assumed that these three variables are subject to the same Markov regime-switching variable in determining their two states. Our empirical results using Taiwan’s quarterly data suggest a high growth state and a low growth one: the former includes 1973Q3, 1973Q4, 1978Q3, 1987Q2 – 1990Q1, 1991Q2, and 1991Q3. The main finding of this paper is as follows: It is indeed the precautionary savings motive that causes the aggregate consumption in Taiwan to be overly sensitive to income changes, just as the buffer stock theory has predicted. When wealth in Taiwan, symbolized by the values of stock market, increased substantially under the high growth state, consumers’ precautionary savings motive weakened and the over-sensitivity phenomenon to a large extent disappeared.

Number	Author(s)	Title	Date
04-A007	鍾經樊 詹維玲 張光亮	財富在不同時期對台灣消費行為的影響： 多變量馬可夫結構轉換模型的應用	02/04
04-A006	Chun-chieh Huang Ching-Chong Lai Juin-Jen Chang	Working Hours Reduction and Endogenous Growth	02/04
04-A005	Juin-Jen Chang Ching-Chong Lai Ping Wang	On the Public Economics of Casino Gambling	02/04
04-A004	Ming-Fu Shaw Shu-Hua Chen Ching-Chong Lai Juin-Jen Chang	Interest Rate Rules, Target Policies, and Endogenous Economic Growth in an Open Economy	02/04
04-A003	Po-Hsuan Hsu Chung-Ming Kuan	Re-Examining the Profitability of Technical Analysis with White's Reality Check	02/04
04-A002	Kamhon Kan Wei-Der Tsai	Obesity and Risk Knowledge	01/04
04-A001	Chi-Chung Chen Ching-Cheng Chang	Climate Change and Crop Yield Distribution: Some New Evidence from Panel Data Models	01/04

03-A009	Joseph Greenberg Sudheer Gupta Xiao Luo	Towering over Babel: Worlds Apart but Acting Together	12/03
03-A008	Shin-Kun Peng Ping Wang	Sorting by Foot: Consumable Travel – for Local Public Good and Equilibrium Stratification	12/03
03-A007	Been-Lon Chen	Economic Growth With Optimal Public Spending Compositional	12/03
03-A006	Been-Lon Chen	Factor Taxation and Labor Supply In A Dynamic One-Sector Growth Model	12/03
03-A005	Kamhon Kan Wei-Der Tsai	Parenting Practices and Children's Education Outcome	11/03
03-A004	Kamhon Kan Sunny Kai-Sun Kwong Charles Ka-Yui Leung	The Dynamics and Volatility of commercial and Residential Property Prices : Theory and Evidence	11/03
03-A003	Yi-Ting Chen Chung-Ming Kuan	A Generalized Jarque-Bera Test of Concitiional Normality	11/03
03-A002	Chung-Ming Kuan Yu-Lieh Huang Ruey S. Tsay	A Component-Driven Model for Regime Switching and Its Empirical Evidence	11/03
03-A001	Chung-Ming Kuan Wei-Ming Lee	A New Test of the martingale Difference Hypothesis	11/03