

99cbc-經 1(委託研究報告)

資產價格變動對民間消費支出 影響效果之研究

本報告係計畫主持人的個人意見，不代表委託機關及計畫主持人
所服務單位之立場

計畫委託單位：中央銀行經濟研究處

計畫主持人：陳南光、協同主持人：王泓仁

中華民國九十九年十二月

中央銀行委託研究計畫編號

99cbc-經 1

資產價格變動對民間消費支出 影響效果之研究

計畫委託單位：中央銀行經濟研究處

計畫主持人：陳南光、協同主持人：王泓仁

中華民國九十九年十二月

謝詞

作者謹在此感謝黃朝熙教授、陳宜廷教授、嚴處長宗大、林副處長宗耀、陳副處長一端、汪研究員建南、李研究員光輝、侯稽核德潛、吳研究員懿娟、何副研究員棟欽、游襄理淑雅、劉副研究員淑敏、繆副研究員維正與蔡專員曜如等對本計畫所提供的寶貴意見、指正或協助。本計畫的所有論點、皆屬作者個人意見，與中央銀行以及作者服務單位無關。文中的任何錯誤皆屬作者的責任。

目錄

第 1 節	前言.....	1
1.1	分析此議題的三個視角	
1.2	各種不同的假說	
第 2 節	實證文獻回顧.....	10
2.1	使用總合資料的實證文獻	
2.2	使用個體資料的實證文獻	
第 3 節	資料建置與統計概況.....	15
3.1	總合資料	
3.2	家計單位資料	
第 4 節	實證模型.....	22
4.1	使用總體變數之實證模型	
4.2	使用家計單位資料之實證模型	
第 5 節	估計結果.....	24
5.1	總合資料估計結果	
5.2	家戶層級資料估計結果	
第 6 節	結論與政策意涵.....	37
參考文獻		39
附錄 1	文獻回顧整理.....	47
附錄 2	以 HP filter 處理變數之估計結果.....	53
附錄 3	VEC 模型估計結果.....	56
附錄 4	工具變數估計法估計結果細項表列.....	58
附錄 5	資產價格波動的政策意涵.....	59
附錄 6	期中報告審查會會議紀錄.....	64
附錄 7	期末報告審查會會議紀錄.....	75

表次

表1：國富調查—家庭部門資產結構.....	3
表2：資料敘述統計量.....	18
表3：房屋與股票財富對消費的影響.....	26
表4：股票財富的消費彈性及邊際消費傾向.....	31
表5：家庭調查資料估計結果.....	34

圖次

圖1：耐久財消費佔總消費比例.....	19
圖2：各種消費之年增率.....	19
圖3：信義房價指數與國泰房價指數.....	20
圖4：總消費、房屋財富、與股票財富年增率(%).....	21

資產價格變動對民間消費支出影響效果之研究

關鍵詞：資產價格、資產財富、消費支出

摘要

由於近年股票市場和房屋市場的波動幅度不斷擴大，而且私部門消費是總合需求中最重要的部分，使得資產市場如何影響消費支出這個議題重要性與日俱增。這篇文章利用台灣的資料實證估計資產財富(價格)對於家庭消費支出的效果。台灣資產市場和家庭資產組合的獨特背景，提供這個議題一個很好的案例研究：(1)房屋財富占家庭總資產的比率(按市價計算)在2004-2008年平均高達39.82%；(2)台灣的家計部門直接持有大部份的股權；(3)台灣的自有住宅比率在2008年高達87.4%。這些現象顯示，資產價格的波動對台灣家庭資產財富以及消費支出的影響幅度，可能比其他國家來得大。

首先，我們比較房屋和股票這兩種主要資產財富(價格)分別對家庭消費支出影響的差異。我們也探討消費支出的不同組成：總消費、耐久財、與非耐久財消費，對於資產財富變動可能的反應差異。最後，我們分別使用總體資料和家庭調查資料來研究這個議題，前者我們研究總合資產財富對總消費的影響，而後者我們可以發現不同家庭群體對於資產價格變化的不同反應。

由於房地產和股票這兩種資產在各種傳遞機制中扮演著不同的角色，理論上這兩者的財富效果會有很大的差異。在理論上，有幾個因素可能造成房屋財富變動的效果小於股票財富變動的效果：(1)房屋資產的流動性比股票財富低，因此家計部門不易將新增房屋價值的資本利得變現。(2)房屋除了作為家計部門的一項

資產，同時也提供住宅服務。當房價上漲，擁有自宅的家庭房屋財富會增加，但是住宅服務的(隱含)成本也同樣上升；(3)擁有自宅者和尚未進入房屋市場者之間的重分配效果可能大幅抵銷房價對消費的財富效果。尤其是當房價上漲，租屋者或計畫換購住宅者(trading-up)甚至可能必須減少其消費支出。另一方面，也有幾個因素可能造成房屋財富變動的效果大於股票財富變動的效果：(1)像是住宅淨值貸款(home equity loans)等金融創新，使得自有住宅的家庭更容易利用其增加的房屋淨值獲得貸款用以消費，而無須依賴房屋交易才能實現資本利得。(2)假如家計部門所擁有的有價證券，大部份是間接透過退休金和共同基金所持有，股票財富變動對消費的影響會比較小。

以下我們總結這篇文章的主要發現以及政策意涵。

(1)就股票資產的財富效果而言，總合股票財富的增加顯著提高了總消費，然而股票資產的財富效果並不大：總消費對於**股票財富**的邊際消費傾向約為每元 1.4~1.456 分，非耐久消費的邊際消費傾向也只有每元 1.035 ~ 1.08 分。就家戶層級資料而言，總消費對於**股價**變動的彈性為 0.028。我們也發現年輕世代的家庭對於股票價格的反應並不顯著，但中年與老年則隨著較高的股票價格而增加消費(彈性分別為 0.025 和 0.08)。由於中年和老年有持有大多數股票財富，顯示股票財富確實可以透過財富效果管道影響台灣家庭的消費支出，但是股票資產的財富效果整體而言並不大。此與我們使用總體資料所獲得的結果具有高度的一致性。這也表示金融資產的大幅波動並不必然伴隨著消費支出的大幅度變動。

(2)就房屋資產的財富效果而言，使用總合資料的估計結果顯示，台灣**房屋財富**的變動並不會顯著地影響總消費支出，確認了「房屋財富並非真正的財富」這種想法。就家戶層級資料而言，**房價**變動對總消費的影響為負，但是並不顯著。當考量不同族群可能產生的不同反應時，我們發現房價變動對不同族群總消費的影響有顯著的分配效果：房價上升對於年輕族群與租屋者族群都有顯著的負面影

響，其彈性分別為-0.06 與-0.101。我們認為，這主要是由於台灣缺乏住宅淨值貸款市場，擁有自宅者能將增加的房屋財富用於消費的管道相當有限。因此，從總合資料來看，房屋財富的上升並不會顯著地帶動家庭消費支出。另一方面，從家戶層級資料來看，那些計劃購買第一間自宅的租屋者和計畫將來要換購較大住宅的年輕世代則可能必須削減他們的消費支出。由於台灣有極高的住宅自有率，因此使用總體數據的估計結果掩蓋了不同家庭群體之間的分配效果。因此，即使房價的變化並不會顯著地影響總消費支出，但是不能夠忽略分配效果對於年輕世代和租屋者的負面影響。

(3)房屋財富對總消費的影響雖然不顯著，但是這並不意味房價或是房屋財富的變動不重要。畢竟，房地產或土地是作為房屋貸款和商業貸款（流動資金和固定資本投資）的擔保抵押品中最重要的資產。這種擔保抵押管道(collateral channel)已被廣泛認為是影響抵押品價值和企業融通投資能力的重要傳導機制。此外，資產市場「泡沫」的大幅度修正（或是大幅度的價格變動）也可能因為銀行對資產市場的曝險過度，透過房地產貸款或直接持有的土地，而損害其財務狀況(銀行貸款管道(bank lending channel))。最後，若美國和其他貿易夥伴有比較強的房屋財富效果，在全球性的房地產價格大幅下跌下，將導致該國總需求的疲軟，因而影響台灣的出口成長。

1. 前言

資產價格在近二十年呈現大幅度的波動，特別是北歐與東亞國家在 1980 年代末期和 1990 年代的金融危機，以及最近發生的次貸危機，均經歷了以股票與不動產價格為主的資產價格膨脹與萎縮的循環。因此學界與政策制定者持續關注資產價格大幅波動對於總體經濟活動所造成的影響，以及政策是否應對於資產價格的波動作出反應。目前大量的文獻已發現數種資產價格影響總體經濟的重要管道，例如財富效果 (Case et al. (2005), Campbell and Cocco (2007))、抵押擔保效果 (Kiyotaki and Moore (1997))、多種貨幣傳遞機制 (Mishkin (2001, 2007))，以及金融不穩定與系統性風險 (Cecchetti et al. (2000), Mishkin (2008))。由於私部門消費是總合需求中最重要的部分，許多理論與實證研究均致力於瞭解資產價格透過改變家庭財富對家計部門消費支出的影響。即使如此，由於近年股票市場和房屋市場的波動幅度不斷擴大，使得資產市場如何影響消費支出這個議題的重要性與日俱增。

這篇文章利用台灣的資料實證估計資產財富(價格)對於家庭消費支出的效果。我們希望藉由台灣的實證結果所提供的進一步證據，能對於這支文獻有所貢獻。事實上，台灣資產市場和家庭資產組合的獨特背景，提供這個議題一個很好的案例研究。

首先，根據 2004-2008 年國富調查的家庭部門資產組成，表 1 顯示房地產和有價證券持有（包含股票及債券）兩項資產佔家庭財富極高的比率，尤其是房屋財富佔家庭總資產的比率（按市價計算）在 2008 年為 40.66%，而 2004-2008 年平均高達 39.82%。此數字遠遠超越同時期美國房屋財富佔家庭總資產的比率，26.7% (Flow of Fund, Federal Reserve Board)。值得注意的是，美國的房地產市場在

超過 15 年不間斷的成長後，才達到此高點。有價證券資產持有比率（按市價計算）在 2008 年的 13.71%，2004-2008 年平均 17.16%。比起同時期美國家庭股權持有（equity holding）比率 18%，大致相當。

其次，房屋財富占家庭總資產的比率（按市價計算）由 2004 年的 40.52% 逐步減少為 2007 年的 38.69%；而有價證券資產持有比率（按市價計算）也由 2004 年的 18.14% 減少為 2007 年的 17.85%。房屋財富比率並沒有因為房價自 2003 年以來的強勢上漲而出現增加的趨勢。不管是按市價計算或是按最終所有權設算，房屋財富與有價證券占家庭總資產的比率均呈現長期下降的趨勢。¹按市價計算的房屋財富占家庭總資產比率在 2008 年回升至 40.66%。這主要是由於次貸危機期間，股價下跌的幅度顯著超過房價修正的幅度。表一顯示，有價證券資產持有比率（按市價計算）由 2007 年的 17.85% 銳減為 2008 年的 13.71%。造成房地產和有價證券持有比例近年逐步下降的主要因素，是由於金融資產變得更加分散（尤其是國外資產淨額的快速上升），因此家計部門持有的金融性資產淨額占總資產比例隨時間而增加。

第三，值得注意的是，不同於美國家計部門多以退休基金或是共同基金的方式間接持有有價證券，在台灣家計部門股權直接持有的比重非常高。在 2000 年初，我國家庭部門股權直接持有的比重高達 9 成 5，美國等先進國家在同時期平均僅在 5 成左右（施燕、陳一端（2003））。近年雖有逐步降低趨勢，但是比重仍高。最後，台灣的自有住宅比率自 1976 年之 65.4% 增加至 2008 年之 87.4%，僅次於新加坡²，遠較已開發國家如美國、英國等同時期約 60% ~ 70% 的水準高出許多。

¹按兩種不同方式計算的財富比例雖有不同，但是變動相當穩定。兩種方式計算所得的房屋財富比例之相關係數為 0.98，有價證券持有比例之相關係數為 0.95。

²新加坡具有相當高的自有住宅比率，主要是因為公共住宅在新加坡房地產市場扮演主要的角色。

表 1 國富調查--家庭部門資產結構

	2004	2005	2006	2007	2008	平均
實體資產 (% , by market price)	47.09	46.39	44.59	43.97	45.82	45.57
實體資產 (% , by final ownership)	39.33	39.01	38.50	37.80	36.49	38.23
房屋資產 (% , by market price)	40.52	40.32	38.93	38.69	40.66	39.82
房屋資產 (% , by final ownership)	33.84	33.91	33.61	33.26	32.38	33.40
淨金融資產 (% , by market price)	52.91	53.61	55.41	56.03	54.18	54.43
淨金融資產(% , by final ownership)	60.67	60.99	61.50	62.20	63.51	61.78
有價證券 (% , by market price)	18.14	17.86	18.23	17.85	13.71	17.16
有價證券 (% , by final ownership)	31.63	30.91	29.39	29.38	31.29	30.52

註：房屋資產為總實體資產（physical assets）減去家戶設備（household equipments）。實體資產與淨金融資產之合為100%。
資料來源：行政院主計處。

這些現象顯示，資產價格的波動對台灣家庭資產財富以及消費支出的影響幅度，可能比其他國家來得大。為了解台灣資產財富(價格)對於家庭消費支出的效果，我們從三個不同的角度來探討這個議題。

首先，我們想知道不同類型的資產財富(價格)如何影響消費支出。由於房屋和股票是構成家庭財富的兩種主要資產型態，這兩種財富分別對家庭消費支出影響的差異應值得探討。其次，如同一般所了解的，消費支出個別組成部分的波動有著巨大的差異。比如，總消費的變動可能掩蓋其個別組成部分對財富變動所產生的不同反應。我們將探討消費支出的不同組成：總消費、耐久財與非耐久財消費，對於資產財富變動可能的反應差異。最後，我們分別使用總體資料和家庭調查資料來研究這個議題。使用家戶層級的資料，可以讓我們進一步了解資產財富(價格)對於不同特性的家庭所造成的衝擊。以下我們分別闡釋這三個視角的重要性。

1.1 分析此議題的三個視角

1.1.1 房屋財富與股票財富效果

生命週期-恆常所得假說 (Life Cycle-Permanent Income Hypothesis, LC-PIH) 連結了消費、所得、與財富，是消費-財富管道的一個重要的理論基礎。LC-PIH 模型主張財富的消費傾向決定於財富變動的年金值，隱含財富變動對於消費的邊際影響並不大，而且諸如房地產與股權等各種類型資產的財富效果是相同的。然而，如同 Mishkin (2001, 2007) 所言，由於房地產和股票在各種傳遞機制中扮演著不同的角色，理論上這兩者的財富效果會有很大的差異。房屋財富或者股票財富何者對於消費的影響來得大，仍然是個爭論不下的問題。在理論上，有幾個因素

可能造成房屋財富變動的效果小於股票財富變動的效果。

第一，房屋資產的流動性比股票財富低，因此家計部門不易將新增房屋價值的資本利得變現。並且，和股票相比，房屋有較高的異質性和較低的交易頻率，因此家計部門對於自身房屋財富變動的了解比金融財富來得不容易（Dvornak and Kohler (2003), Case et al. (2005)）。

其次，房屋除了作為家計部門的一項資產，同時也提供住宅服務。當房價上漲，擁有自有住宅的家庭房屋財富會增加，但是住宅服務的(隱含)成本也同樣上升(Poterba (2000))。如同 Buiter (2008) 的模型所顯示，房屋價值增加導致較高的住宅消費成本，因而抵銷了對於非住宅消費的財富效果；換言之，房屋財富並非真正的財富 (housing wealth isn't wealth)。同樣地，Sinai and Souleles (2005) 的模型發現，預計長期居住在同一自有住宅的家庭，對於租金和房價的波動能完全避險。因此，無論這些波動有多大，都沒有實質的財富效果。他們認為，房屋價值增加對於非住宅消費若有任何效果，應該是反映房屋作為擔保品的借貸限制因房價上漲而放寬所致。

第三，擁有自宅者和尚未進入房屋市場者之間的重分配效果可能大幅抵銷房價對消費的財富效果。Sinai and Souleles (2005) 認為房屋財富增加對於不同特性的家庭所造成的消費分配效果，比消費總量的影響來得大。因此，房價上漲並不會顯著地增加擁有自宅家庭的消費能力，但是租屋者或計畫換購住宅者甚至可能必須減少其消費支出。

另一方面，也有幾個因素可能造成房屋財富變動的效果大於股票財富變動的效果。首先，像是住宅淨值貸款(home equity loans)等金融創新，使得自有住宅的家庭更容易利用其增加的房屋淨值獲得貸款用以消費，而無須依賴房屋交易才

能實現資本利得(Aoki et al. (2002))。這說明了「房貸淨值汲取(mortgage equity withdrawal, MEW)」的盛行認定房屋不只作為一種資產，更是做為消費貸款的良好抵押品³。

其次，假如家計部門所擁有的有價證券，其中大部份是間接透過退休金和共同基金所持有，他們往往比較不清楚其所持有資產組合的市場價值，或者無法立即實現其資本利得以供消費。因此股票財富變動對消費的影響會比較小(Poterba and Samwick (1995))。

1.1.2 總體資料與家庭調查資料

總合股票財富通常以市場資本化總額(market capitalization)來代表，而且該筆總體資料相對上容易取得。研究家庭財富對消費支出效果的主要問題是建構一個良好的總合房屋財富的指標。例如，Case et al. (2005) 利用美國各地區房屋價格指數和各州的房屋存量，建立了一個各州與全國性房屋財富的指標。

然而，依賴總體時間序列資料的研究，在資產財富波動和家庭消費支出之間的關係缺少一個清楚的交代。而且，總體資料通常由於缺少控制家計部門的人口統計特性(demographic)和經濟特性(economic characteristics)，因而產生遺漏變數(omitted variables)和內生性問題(endogeneity problems)。利用家戶層級的資料，讓我們可以控制家庭的居住區域，家庭所得的變動，家庭的人口統計特性，以及是否擁有自有住宅等。家戶層級的資料也可以幫助我們釐清資產財富波動和家庭消費支出背後各種不同的理論基礎，而這些不同的理論基礎通常無法從總體層級的資料清楚地分辨。

³ Leamer (2007)認為房地產部門比其他部門對於產出的影響更為重要。他主張房屋市場的變動是經濟活動最好的指標。

然而，大多數的家庭調查資料並非對同一批家庭進行重複訪問的追蹤資料（panel data），因此我們無法觀察個別家計單位跨時的行為變化。為了解決這個問題，Browning et al. (1985) 和 Deaton (1985) 根據戶長出生年研究「家庭世代（cohorts of households）」而建立了準追蹤資料（pseudo panel data）模型。使用準追蹤資料同樣對於分析有某些限制。例如，我們仍然不能夠精確地確認個別家庭對於其資產財富變動的反應。我們只能夠說明來自某個世代中個別家庭的消費支出，可能是由於房價指數或是股價指數上升而使得該家庭的資產財富增加所致。

1.1.3 非耐久財與耐久財消費

文獻中的許多文章通常使用非耐久財消費(加上勞務)來代表消費支出。這可能是因為家計單位從耐久財消費獲得的效用分散到往後許多時期。這也如同標準的總體經濟模型往往設定瞬時且時間可分割的效用函數，因而鮮少論及關於耐久財的支出。然而，如同 Monacelli (2009)、Aoki et al. (2004)、和 Iacoviello (2005) 的模型所顯示，在他們的效用函數設定裡，除了非耐久財消費之外，也含有耐久財和(或)住宅服務的需求。耐久財和(或)住宅服務的需求均受限於借貸限制式(borrowing constraints)。如此，耐久財消費對於資產財富(價格)變動反應的動態與非耐久財消費會有大幅度的差異。

1.2 各種不同的假說

基本上，LC-PIH 將資產價格(財富)與消費的相關性歸因於直接的資產財富效果。其後的文獻發展則針對資產財富影響消費的方式，提出多種不同的傳遞管道。藉由回顧這些不同的傳遞機制與意涵，有助釐清這些不同的傳遞管道以及如何使用不同的實證估計策略認定個別的傳遞管道。

1.2.1 純粹財富效果(Pure Wealth Effect)

根據純粹財富效果，房屋財富或股票財富上漲會使得終身財富(life-time wealth)上升，因而帶動消費的增加。至於此財富效果的大小，隨以下情況而定。首先，如上述所說的，若大部分家計單位的資產財富是透過機構間接持有，則資產財富的變動對於消費的影響會比較小。近年許多文獻發現一些工業化國家股票財富變動對於消費的影響不大(Starr-McCluer(2002), Ludvigson and Steindel(1999), Lettau and Ludvigson(2001))。這結果可能隱含，這些國家的家計單位普遍間接持有大部分的股票財富。

其次，擁有自有住宅的家庭會受益於房屋價格的上升，而租屋者或那些計畫換購大住宅(trading-up)的家庭則會受害。因此，根據純粹的財富效果，自有住宅比率高的國家會有比較大的財富效果。

最後，從個別家庭來看，年老世代的家計單位通常擁有自有住宅，而年輕世代的家計單位傾向是租屋者(或者年輕世代的家計單位計畫將來要換購大住宅，而年老世代的家計單位會換購小住宅(trading-down))。同樣，年老世代的家計單位通常比年輕世代的家計單位持有比較多的股票資產。根據純粹的財富效果，年老世代比年輕世代有比較高的邊際消費傾向。

1.2.2 流動性限制管道(Liquidity Constraint Channel)

當家計單位以房屋與股票做擔保借款，房屋或股票財富的增加會放寬信用限制，因而增加他們的借款與消費。Ortalo-Magne and Rady(2006) 與 Lustig and van

Nieuwerburg(2005)強調以房屋當作擔保品的角色：房屋價格上升導致消費的增加並非肇因於財富效果，而是因為房價上升放寬了信用限制，受到借貸限制的自宅擁有者在生命週期裡可以平滑消費。根據這個觀點，對於受到借貸限制的家計單位，比如年輕世代的家計單位與租屋者，消費支出對於資產財富變動的反應會特別地顯著。有趣的是，這結果與先前討論的純粹財富效果完全相反：純粹財富效果認為年老世代的家計單位(自宅擁有者)，也就是較少受到借貸限制者，對於資產財富變動的反應比較顯著。

當然，除了出售自有住宅，家計單位只能透過重新融資(refinancing)與房屋淨值貸款放寬流動性限制，利用增加的房屋財富淨值來消費。因此，流動性限制管道的重要性必須依賴房貸融資與房屋淨值貸款市場的發展程度(Miles(1992), Muellbauer and Murphy (1997), Iacoviello (2004, 2005), Aoki et al. (2004), Aron and Muellbauer (2006), Muellbauer (2007))。

1.2.3 共同因子 (The Common Factors)

實証估計所顯示資產財富與消費的高度相關，有可能是源自模型未觀察到的總體變數所致。舉例來說，預期未來所得的上升(可能由於預期未來生產力提升)可能增加房屋勞務與金融資產的需求，同時使得房屋價格與股票價格上漲，並且帶動消費支出的增加。因此我們會觀察到資產財富與消費支出呈現正向相關(Attanasio and Weber (1994), Campbell and Mankiw (1990), Aron and Muellbauer (2006), Calomiris et al. (2009))。這個觀點隱含的是，年輕世代的家計單位比年老世代的家計單位有較大的邊際消費傾向，因為年輕世代由於預期未來所得上升所增加的終生財富會比年老世代所增加的終生財富來得多。

另外一個常見的驅動因子是信用市場制度及立法上的改變，像是金融管制鬆

綁、自由化、與房貸融資市場的發展，都可以放寬信用限制。比如，房貸融資市場的發展與借貸限制的放寬通常會帶動房屋價格的攀升與家庭消費支出的增加。若未能控制與預期未來所得成長或信用供給條件改變相關的衝擊，將會導致可能的內生性偏誤，而這會造成不一致性的估計並且高估了房屋財富對於消費支出的影響力。

這篇文章其餘部份的架構如下。第二節回顧實證文獻。第三節為資料來源與架構，統計敘述與變數之描述。第四節為計量模型與估計方法。第五節為實證結果與分析。第六節為本文結論與政策意涵。

2. 實證文獻回顧

2.1 使用總合資料的實證文獻

Davis and Palumbo (2001)根據消費、所得與家計單位財富三者長期的關係，發現長期邊際消費傾向在每元 3~6 分的範圍內。Mishkin (2007)發現在美國，房屋財富的長期邊際消費傾向為每元 7.6 分，而非房屋金融財富的長期邊際消費傾向為每元 3.8 分。Ludwig and Slok (2002)利用 1985-2000 年股票與房屋價格指數，估計 16 個 OECD 國家的共整合關係式。他們依照以銀行為基礎和以市場為基礎的金融體系來將這些國家分組。他們發現，不論以那一類金融體系為基礎的國家，消費對於股價變動的長期彈性(以銀行為基礎的國家是 0.03，以市場為基礎的國家是 0.08)比房價變動的長期彈性(以銀行為基礎的國家是 0.015，以市場為基礎的國家是 0.04)來得大。

上述許多文獻均採用共整合分析，透過 LC-PIH 的消費模型可推導出一個的消費與財富(如房屋或股票持有)的長期穩定關係。然而，經濟總體變數間的長期穩定關係之設定必須對於經濟活動的走勢加諸較強的限制。Lettau and Ludvigson (2004)發現美國家庭資產價值的變動大部份可以歸因於短暫的(transitory)衝擊(這些短暫的衝擊主要來自股票財富的變動)，因此家庭的消費支出並不會對於短暫的資產財富變化有太大的反應。因此，過去傳統根據消費、勞動所得和財富的共同趨勢所作的估計，會明顯地高估財富效果。

Carroll et al. (2006) 不採取共整合分析，而是利用 Hall (1978)的隨機漫步檢驗，加入了總合房屋與股票財富的落後項，並且控制了短期利率與預期失業。他們利用 1960Q1-2004Q3 美國資料發現，來自房屋財富的立即的邊際消費傾向大約只有每元 2 分，最終長期效果可以達到每元 9 分，遠大於股票財富的效果(股票財富的短期邊際消費傾向為每元 0.8 分，長期為每元 4 分)。Slacalek (2009)利用與 Carroll et al. (2006)相同的架構來探討 16 個 OECD 國家的金融與房屋的財富效果，並且控制了失業率、利率與利差。相對於 Carroll et al. (2006)，整體而言，所有國家房屋財富的平均長期邊際消費傾向只有每元 1.2 分，小於金融財富的平均長期邊際消費傾向每元 2.8 分。

Case et al. (2005)使用 14 個 OECD 國家的追蹤資料(1975-1999，年資料)與美國的追蹤資料(1982-1999，季資料)，採用不同的方式來估計資產財富的效果。他們根據 1982-1999 年美國各州的房屋價格指數與房屋單位數，建立了一個各州與全國性房屋財富的指標。以跨國的房屋財富效果來說，估計得的彈性相當大，介於 0.11 到 0.17 之間。以美國跨州來比較，房屋財富的彈性在 0.05 到 0.09 之間，也遠超過金融財富的彈性(介於 0 到 0.02 之間)。

Case. et al. (2005)與 Carroll et al. (2006) 的估計採用當期消費的變動

對當期所得、房屋與股票財富的變動作迴歸。然而，Calomiris et al. (2009)認為這種設定會造成嚴重的內生性問題，也就是消費與房屋價格兩者皆可能被預期未來所得的變化所驅動，而導致非一致性的估計式。他們使用 Case. et al. (2005)美國房屋財富的資料，並控制了內生偏誤，發現房屋財富的變動對於消費的效果很小而且不顯著。同樣，Aron and Muellbauer (2006)認為若未能控制借貸限制放寬的效果，將會高估資產財富或擔保品對於消費的影響。他們控制了包含所得成長預期、消費者借貸限制以及與其他經濟變數(像是所得不確定性與利率)的交互作用。他們發現英國的信用市場自由化後，房屋財富的邊際消費傾向只有大約每元 3 分，與非流動性金融財富的邊際消費傾向大致相同。這結果顯示，若一個國家的房貸市場相較於英國比起較不發達時，房屋財富的邊際消費傾向可能會比股票財富的邊際消費傾向來得更小。

就國內文獻方面，陳南光、徐之強(2002)使用六個變數的 VECM(1983:Q1-2000:Q4)估計股票財富對於消費的影響效果，估計發現消費變異可被股票財富變動解釋的比例低於 5%。其次，就經濟體系的長、短期衝擊如何影響消費、所得與股票財富，消費與股票財富的長期趨勢可能受到所得波動影響最大，而短期循環波動則可能來自本身的暫時衝擊，這顯示股票財富變動對實質消費的整體影響力不大。最後，股票財富的正向變動對實質消費變動影響在短期內效果較強；反之，負向變動對實質消費變動影響則在較長期發生較大的效果。而且股票財富正向變動對實質消費的影響比負向變動來得大。若將上述的 VEC 模型中的股票財富換成房地產價格，估計結果顯示房價對於實質消費並沒有顯著的影響；相較之下，房價對實質民間投資有顯著的影響。

汪建南、李光輝(2004)採用八個變數的 VECM(1996M1-2003M9)，發現實質消費對股價上升的反應不顯著，而股價的 Tobin's q 效果在前 3 個月則會顯著增加實質民間投資。鍾經樊、詹維玲、張光亮(2004)利用馬可夫(Markov)結構轉換模型，

發現當股票財富在高成長狀態下增加時，消費者的預防性儲蓄動機減弱，消費成長率顯著上升，使得消費成長率與所得成長率的相關降低。

2.2 使用個體資料的實證文獻

Lehnert (2004)利用自 1968-1993 年美國 PSID 的家計調查資料，發現房屋財富的平均消費彈性是 0.04-0.05，換算成邊際消費傾向約為每元 2~3 分。房屋財富對於消費的效果對於中年後期(52-62 歲，最有可能是房屋擁有者與較不被信用限制者)的家計單位最大；其次是最年輕的家計單位(也就是最有可能被信用限制者)。這結果顯示財富效果與流動性限制兩者同時影響家庭消費支出對於房屋財富的反應。Bostic et al. (2009)同樣利用自 1989-2001 年美國家計調查資料來研究房屋財富與金融財富對於消費的影響。他們發現，房屋財富的消費彈性大約在 0.06 左右，比金融財富的消費彈性 0.02 來得大。

Grant and Peltonen (2005)利用自 1989-2002 年義大利家計調查追蹤資料，發現擁有自宅者房屋財富的邊際消費傾向非常顯著，而且超過 0.08；另一方面，股票財富的邊際消費傾向只有 0.004。再者，年老世代(45-65 歲)的房屋財富邊際消費傾向大約為 0.15，而年輕世代(25-44 歲)的邊際消費傾向大約為 5%，而且統計上不顯著。這結果與純粹財富管道的結果一致。同樣地，Sierminska and Takhtamanova (2007)根據跨國個體資料，發現擁有自宅者的房屋財富效果(加拿大的消費彈性為 0.12，芬蘭 0.1，義大利 0.13)均顯著大於金融財富效果(加拿大的消費彈性很小，芬蘭 0.02，而義大利 0.04)。其次，年老世代房屋財富的消費彈性也同樣大於年輕世代。

Gan (2010)利用自 1992-2004 年香港房屋財富與信用卡消費的追蹤資料，發

現房屋財富對於信用卡消費有顯著的效果(即使沒有重新融資與信用限制的放寬)。房屋財富之消費彈性為 0.171，換算成邊際消費傾向為每元 1.6 分。

Campbell and Cocco (2007)利用英國 Family Expenditure Survey (FES) 的家計調查資料，控制所得成長、區域失業、利率、房屋權屬、抵押貸款，與區域房屋價格後，發現年老世代的自宅擁有者對於房屋價格變動的消費反應最大(彈性為 1.7)；年輕世代的租屋者對於房屋價格變動的消費反應最小，而且統計上不顯著。這結果與先前討論的純粹財富效果是一致的。

Attanasio et al. (2009)採用與 Campbell and Cocco (2007)相同的英國家計調查調查資料 FES，檢驗三個假設：(1) 財富效果；(2) 借貸限制的放寬；(3) 房屋財富與消費同時受到其他因素的影響(像是預期未來所得)。他們發現房屋價格變動的效果對於自宅擁有者與租屋者是相同的，這結果顯示借貸限制管道並未起明顯的作用。其次，年輕世代(房屋價格彈性為 0.21)比老年世代(房屋價格彈性 0.04，而且不顯著)對於房屋價格變動的反應更大，這結果也與財富管道相抵觸。因此，他們認為房屋財富與消費是同時受到其他未觀察到的因素影響所致(像是預期未來所得)。

國內文獻方面，薛立敏、陳琇里 (1998) 利用主計處 1993 年「個人所得分配調查」進行 PROBIT 及多元迴歸分析，結果顯示擁有自宅者在房租、傢俱、醫療、教育、交通及娛樂等項的所得彈性較高，而租屋者在外伙食、衣著的所得彈性較高。這個差異顯示擁有自宅者較租屋者生活穩定，因此願意將所得配置在增進全家生活品質的消費上。

3 資料建置與統計概況

3.1 總合資料

我們首先考慮總合資產財富效果對於耐久財消費、非耐久財消費與總消費的影響。耐久財消費的定義為家具，家庭設備與家電品，運輸交通與通訊支出的總和⁴，而非耐久財是全部私人消費減去耐久財消費。所得變數則由可支配所得來衡量。實質利率則是一年期定存利率減去通貨膨脹率。

有關房屋財富的衡量，對本研究至為重要。由於房價會因所在地區及其它條件的不同而有差異，因此理論上，愈趨近個體層級的資料將愈理想。鑑於實際資料的取得困難，我們利用四個區域（台北市、台北縣、台中市、高雄市）的房屋價格指數乘上其相對應的住宅存量，來建構總合房屋財富的衡量。四個區域之中，台北市、台中市、及高雄市分別代表台灣北部、中部與南部都會住宅區，而台北縣則是台灣最大與人口數最多的縣市。⁵

總合股票財富由台灣證券交易所公布的市場資本總額來表示。我們也加入“金融資產”，包括定期存款、外幣存款等。所有變數皆以物價及人口數做調整，而以實質人均數表示。⁶另外我們也檢驗房價指數與股價指數對於消費的影響。房價指數方面則分別採用信義房價指數與國泰房價指數。

信義房價指數由信義房屋不動產企劃研究室取得，主要以成屋與中古屋的銷

⁴此為美國商務部經濟分析局(Bureau of Economic Analysis)有關國民所得與生產統計裡個人消費支出的定義。主計處所定義的家庭耐久財及半耐久財包括家用之家具、空調照明設備、廚房餐飲設備、育樂器具設備、寢具設備及汽、機車等運輸工具。但是這些項目與主計處所公布的 12 項家庭消費的科目並沒有一對一的呼應。而且這些僅有年資料，沒有月或季資料。檢視我們根據美國 BEA 的定義，本文所採用的耐久財多包括了幾項勞務，因此有高估的傾向。

⁵信義房價指數的成屋與中古屋仲介交易價格並未剔除仲介費用，因此會高估實際的房屋財富。此外，我們祇使用 4 個主要都會區的房價指數來計算房屋財富，這也是另一個可能高估房屋財富的因素。不過，若是仲介費比例與四個都會區人口佔全台灣人口比例隨時間大致不變，對於估計結果的影響應不大。

⁶表一顯示家戶持有的其他金融資產比重逐年上升，究其原因是由於近年民眾持有的海外資產快速增加。這會低估以國內股票市值計算的家計股票財富。另一方面，股票市值並未剔除外資持股的部分，這則會高估家計部門的股票財富。

售價格為計算基礎；國泰房價指數則來自國泰建設與政大臺灣房地產研究中心，是以新推建案的房價為計算基礎。住宅存量資料則來自於內政部營建署。其它實證資料，皆取自於台灣行政院主計處資料庫與 AREMOS 經濟統計資料庫。實證樣本期間為 1992Q1 至 2009Q3。表 2a 整理總合資料的敘述統計量。

圖 1 為耐久消費財占總消費支出的份額。樣本期間的耐久財消費份額大約在 17%-21%範圍內。圖二為耐久財、非耐久財與總消費的成長率。從圖 2 可清楚地觀察到，耐久財消費的波動比非耐久財消費波動來得大。圖 3a 為區域房屋價格指數的走勢，圖 3b 比較信義房價指數與國泰房價指數的走勢。兩者的房價走勢頗為一致，而相關係數為 0.90。圖 4 為兩種資產財富分別與總消費的年增率。從圖形可知，雖然股票財富波動較大，但股票財富與房屋財富大致上呈正相關。

3.2 家計單位資料

除了總合資料之外，我們使用家計調查資料來估計資產財富變動對於消費的影響。資料來源為行政院主計處的「家庭收支調查資料庫」。此資料庫包含了家計單位 12 項分類的消費支出，及豐富的家計單位特性(年齡、家庭戶口組成、住宅區域、自宅擁有者或租屋者)等資訊，得以讓我們從家計單位的層面，分析財富變動對消費的影響。

我們利用 1991-2006 年，共 16 年的家庭收支調查資料作分析，每一年包含有 13,000 至 16,000 筆不同家計單位詳細的統計資訊，因此 16 年一共有 231,581 筆觀察樣本。為了與總合資料相符合，我們同樣定義耐久財消費為衣著、家具、家庭設備、家電品、運輸交通與通訊支出的總和。

由於接受調查的家計單位，並非每年都重複出現，所以家庭收支調查資料並非長期追蹤資料 (panel data)。因此，我們採用 Browning et al. (1985)與 Deaton(1985)的方法來建置一個準追蹤資料 (pseudo panel data) 的樣本。此樣

本乃以出生群組 (birth cohort) 為分析基礎，而群組則是根據家戶戶長的出生年，將家戶樣本分成 11 個出生群。最年老的群組由戶長在 1930 年前出生的家計單位組成，其次為出生於 1930-1934 年間的群組，而最年輕的群組為家戶戶長出生在 1975 年或以後之家計單位所組成。表 2b 整理家庭收支調查資料各群組的敘述統計量。

採用家庭收支調查資料時，另一個限制在於其並未紀錄每個家庭所擁有的金融資產與房屋資產。對此，我們參考 Attanasio et al. (2009) 與 Campbell and Cocco (2007) 處理英國家庭支出調查資料相似的做法，改採房屋價格指數與股票價格指數作分析，以檢驗不同家計單位的群組，如何對房屋或股票價格變動作反應。

表 2 資料敘述統計量

(a) 總合資料

	平均數	標準差	最小值	最大值
總消費	0.0672	0.0118	0.0432	0.0843
非耐久財消費	0.0542	0.0094	0.0341	0.0668
耐久財消費	0.0130	0.0025	0.0086	0.0175
股票財富	0.4792	0.2288	0.1356	1.0445
房屋財富	85.2037	16.7791	61.5534	130.9333
可支配所得	0.0977	0.0137	0.0694	0.1214

註：單位：每人百萬新台幣（2006 物價水準）。

(b) 家庭收支調查資料

群組 (cohort)	戶數	總消費	非耐久財消費	耐久財消費	年齡	家庭規模	所得	房價指數	股價指數
1	18,958	352,627	347,025	18,905	74.86	1.95	471,129	115.81	6563.29
2	11,160	448,414	421,108	34,357	66.51	2.52	668,506	115.31	6563.29
3	12,824	537,572	491,673	49,389	61.40	3.04	873,825	115.30	6563.29
4	16,559	651,625	580,137	69,471	56.47	3.51	1,064,313	116.29	6563.29
5	21,446	740,141	656,000	81,396	51.19	3.87	1,180,139	117.42	6563.29
6	34,966	757,764	669,710	85,362	46.43	4.11	1,138,448	117.56	6563.29
7	38,339	736,601	651,180	82,140	41.51	4.21	1,075,722	117.17	6563.29
8	33,936	707,188	621,371	81,402	36.60	4.19	1,047,157	116.55	6563.29
9	23,522	683,601	598,082	80,317	31.69	3.98	1,041,225	116.40	6563.29
10	13,063	640,157	557,966	77,883	26.92	3.72	963,707	116.26	6563.29
11	6,794	544,309	487,808	57,383	21.73	3.48	768,246	116.07	6563.29
全體	231,567	618,182	552,915	65,273	46.85	3.51	935,674	116.37	6563.29

註：單位：新台幣（2006 物價水準）。

圖 1：耐久財消費佔總消費比例

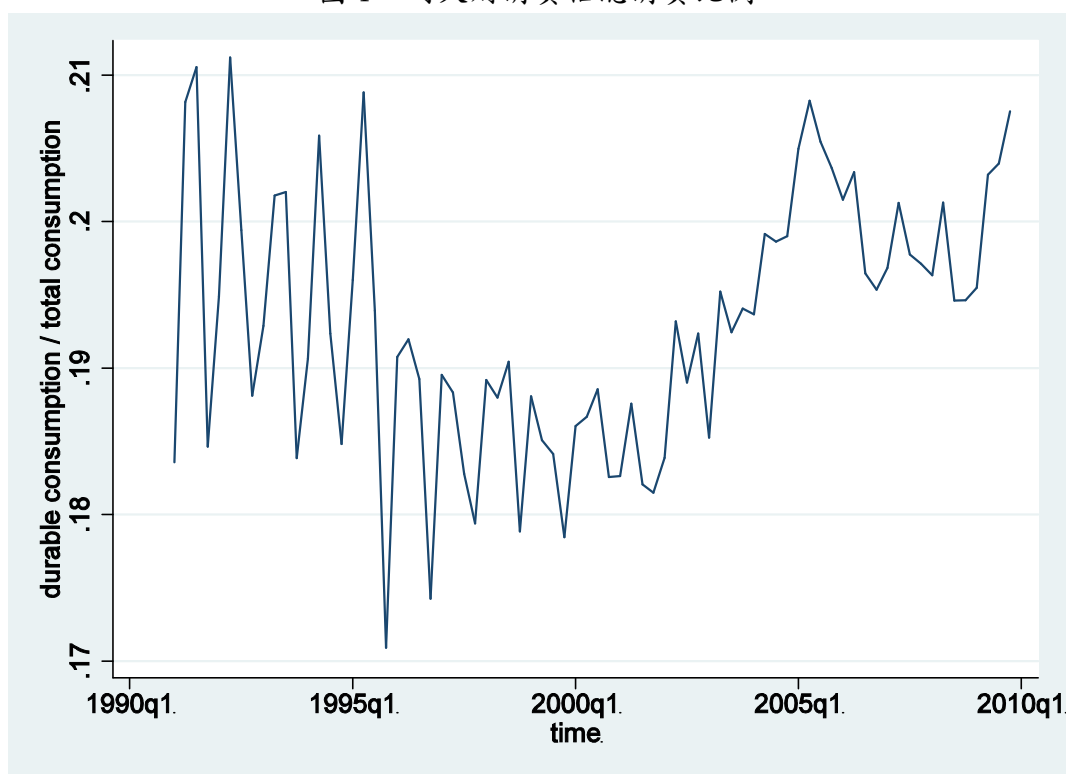


圖 2： 各種消費之年增率

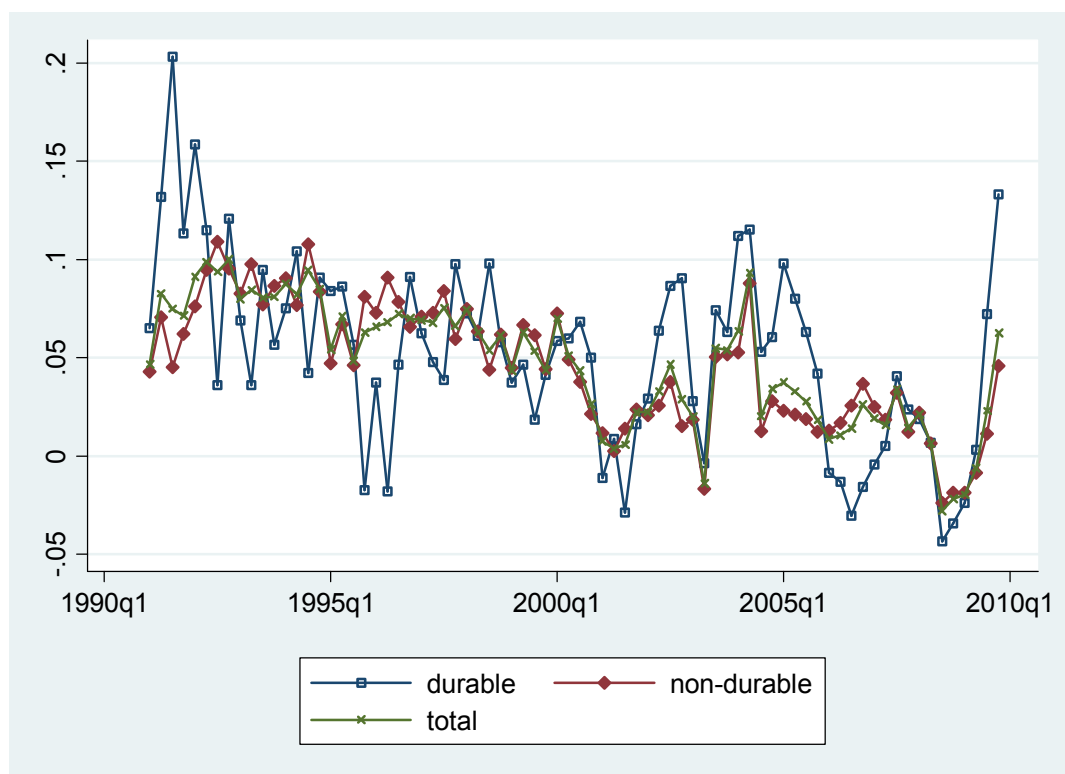
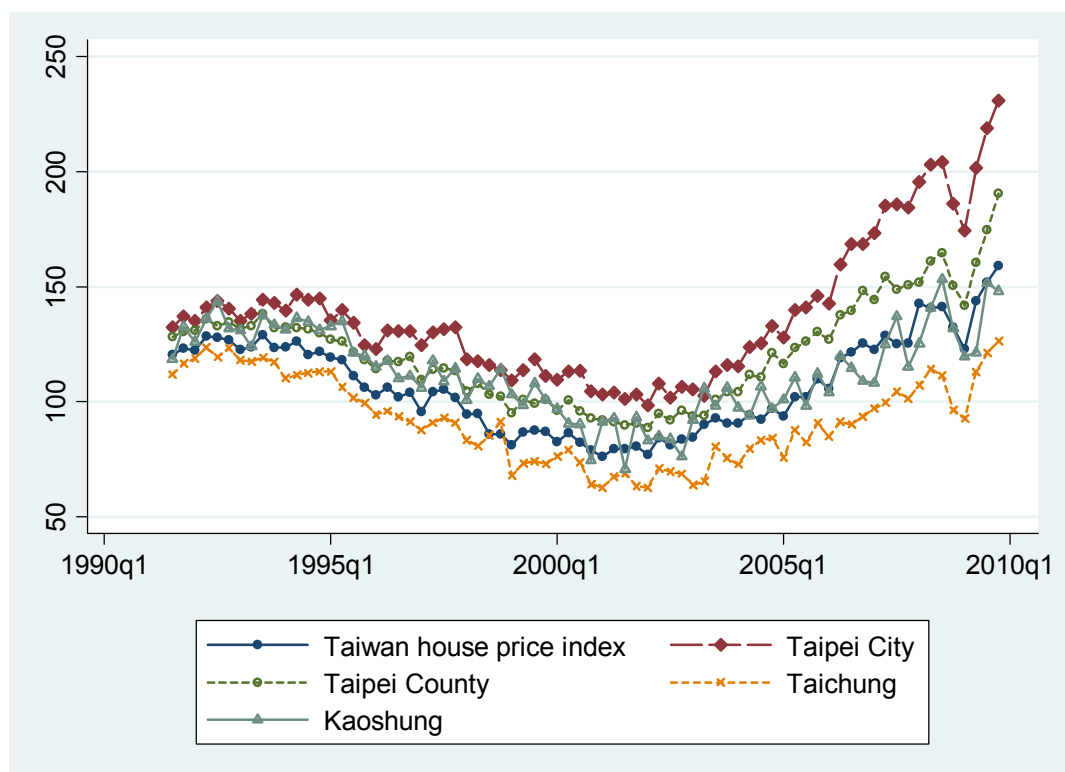


圖 3 信義房價指數與國泰房價指數
(a) 信義房價指數：區域房價指數走勢



(b) 信義房價指數與國泰房價指數：全國

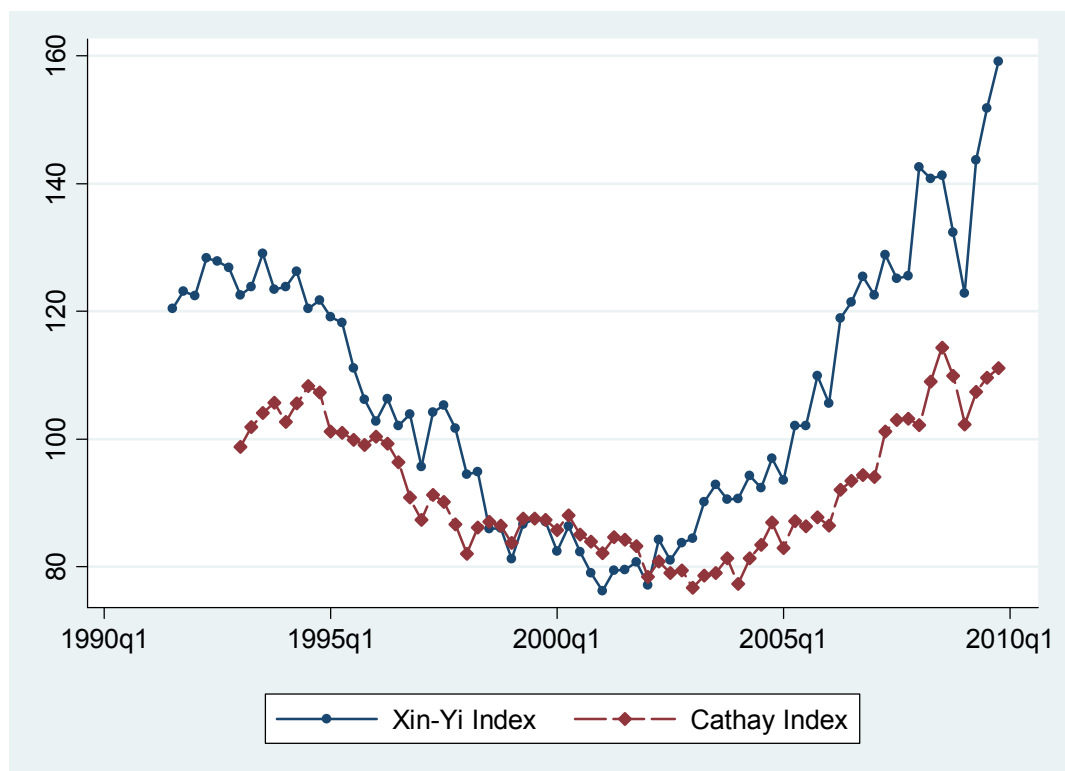
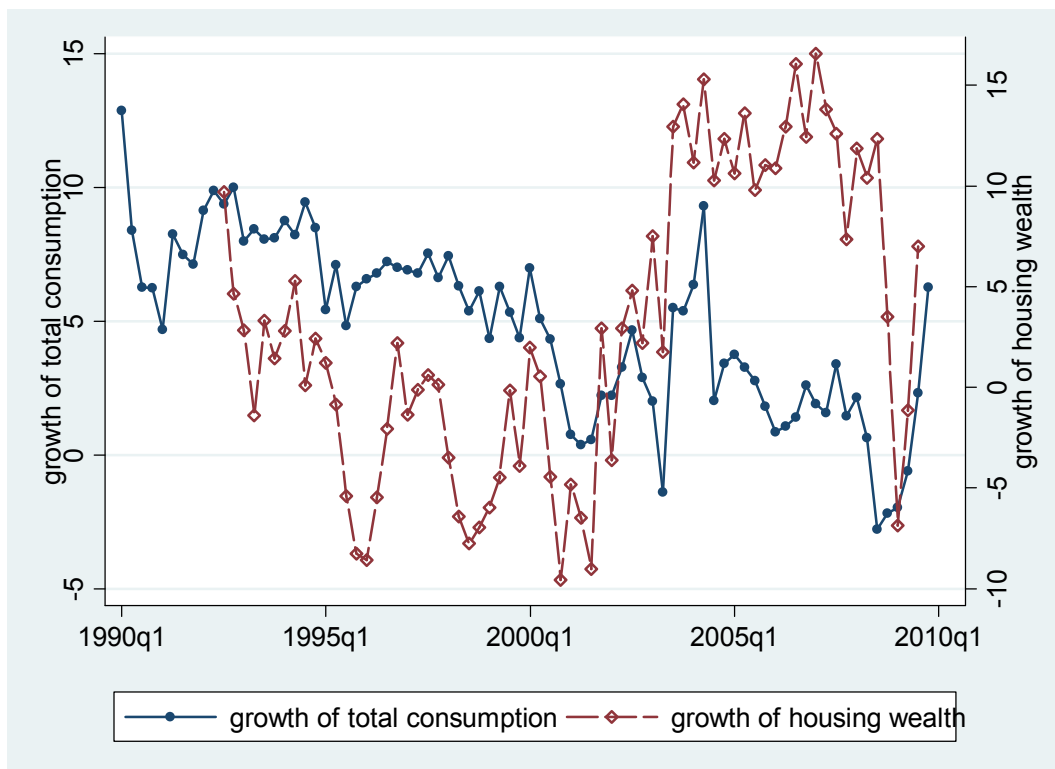
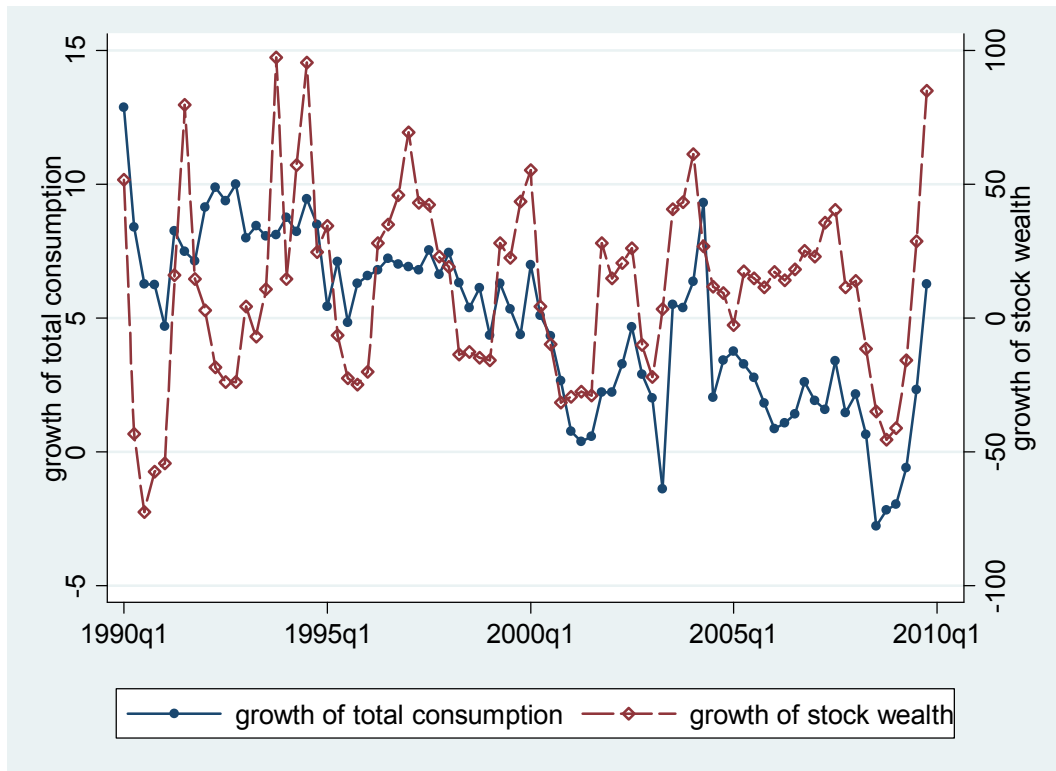


圖 4 總消費、房屋財富、與股票財富年增率(%)



4 實證模型

4.1 使用總體變數之實證模型

我們採用下列消費函數設定

$$\Delta \ln c_t = f(\Delta \ln HW_t, \Delta \ln SW_t, \Delta \ln y_t, r_t), \quad (1)$$

其中， c_t 是在 t 期的每人實質消費支出，可以是總消費、非耐久財消費，或是耐久財消費。 r_t 是 t 期的實質利率， y_t 是 t 期的每人實質可支配所得，而 HW_t 和 SW_t 分別為每人在 t 期所擁有之實質房屋與股票財富。另外，我們也分別採用以GDP平減指數平減之房價指數與股價指數取代。所有資料皆從 AREMOS 資料庫取得。除了利率之外，價格及數量的變數均先以2006年GDP平減指數轉為實質變數；數量變數再進一步除以總人口數，以得到實質人均數。我們並以一個包含截距項、時間趨勢、時間趨勢平方、及季虛擬變數的簡單迴歸，調整變數中的季節性。

GLS Dickey-Fuller 檢定顯示，模型中除了實質利率之外，其它變數都具有單根特性，而變數間也存在共整合關係，因此在估計模型時，我們先將變數做一次差分以使變數為定態。但因為本研究樣本數有限，而變數的定態檢定在樣本數有限的情況之下不一定可靠，因此我們在附錄2列出以 HP filter剔除變數中隨機趨勢之後的估計結果。

Calomiris et al. (2009) 強調使用當期所得、房屋、與股票財富變數做迴歸分析，可能會產生內生性問題，因為民眾對於未來所得之預期，將會改變目前消費與資產財富。針對此問題，我們採用工具變數法，利用相關變數的落後項作為工具變數以解決內生性問題。我們共考慮了下列三種不同的估計方式：(i)所有變數皆為同期變數，不使用工具變數；(ii)工具變數估計法，其中工具變數包括內生變數的落後期、金融資產（定期存款加外幣存款）變數之落後期、及本國實

質出口總值之落後期變數⁷，落後期數皆為落後一期及兩期；和(iii)採用落後一期的資產財富/價格變數，作為當期的代理變數。

最後，我們也考慮估計一個VEC模型，檢視消費對實質財富變化的(累加)衝擊反應函數。但是由於樣本數小，我們發現估計結果並不穩定。我們將估計結果及相關的討論置於附錄3。

4.2 使用家計單位資料之實證模型

如先前所述，由於主計處的家庭收支調查資料並非追蹤資料，因此我們建構了以家戶戶長出生年為分類的出生群組，作為估計的基礎。我們將各個變數取群組平均之後，建立一個準追蹤調查資料，而以追蹤調查資料的方法估計之。由於家庭收支調查資料並未包含家庭財富統計，因此我們依照國外文獻作法，採用資產價格變數，作為探討財富效果對消費的影響。下列為我們實證模型的一般化設定：

$$\Delta \ln c_{ct} = f(\alpha_c, \Delta \ln q_{ct}^H, \Delta \ln q_t^S, \Delta \ln y_{ct}, Z_{ct}), \quad (2)$$

其中 α_c 為群組效果， c_{ct} 是群組 c 家戶在第 t 期之平均實質消費（總消費、非耐久財消費、或耐久財消費）支出，因此 $\Delta \ln c_{ct}$ 可以視為群組 c 的平均實質消費年成長率。 q_{ct}^H 和 q_t^S 分別為實質房屋價格與股票價格⁸，而 y_{ct} 是群組 c 之實質所得， Z_{ct} 則代表群組 c 之家計特性變數，而在實證模型中，我們考慮了戶長年齡（ age_{ct} ）、家庭成員人數（ $size_{ct}$ ）等變數。

在實證分析時，我們考量財富變動對於不同族群可能產生不同影響，因此設計了四種不同的族群虛擬變數探討：(A)以年齡族群為分類：若該族群的平均家戶戶長年齡小於35歲，稱為年輕族群，則DY=1；若平均戶長年齡介於35歲與55歲，稱為中年族群，令DM=1；平均戶長年齡高於55歲者，稱為年長族群，令D0=1。(B)以是否擁有房屋為分類：若該族群擁有自有住宅的比例較全體樣本高，則DHO=1，

⁷我國經濟成長受出口影響甚巨，而經濟成長亦影響國民所得，故先驗上出口可為所得的工具變數。

⁸房價指數以各家計單位所在地之房價指數為基礎，以算數平均計算。請見表 2b。

而租屋者比例較高的族群則令DNH0=1。(C)以該族群之多數家戶居住地區為北部(DN=1)和南部(DS=1)做區分。(D)以家戶所得為分類：若該族群之平均家戶所得在全體樣本的中位數所得以上，稱為高所得族群，即DW=1；在中位數所得以下者，稱非高所得族群，則DNW=1。⁹

5 估計結果

5.1 總合資料估計結果

表3呈現了使用總合資料的估計結果。首先，在各種模型設定下，個人可支配所得對總消費與非耐久財消費，皆具有顯著的影響，但其對耐久財的消費影響則不顯著。

在總消費方面，使用同期變數之下，房屋財富對消費有顯著的影響：房屋財富的消費彈性高達9.3%（見表3的第(1)、(2)行）。然而，如同前述Calomiris et al. (2009)所強調，使用當期所得、房屋、與股票財富變數的設定，會造成內生性問題，導致非一致性的估計值。我們用Hausman (1978)檢驗發現確實有顯著的內生性問題。以表3總消費A組的第一個模型為例，在內生變數包含房屋財富、股票財富、利率、及所得的前提下，Hausman檢定的統計量為 $F(4, 55) = 3.159$ ，對應的P值為 0.021，顯著拒絕沒有內生性的虛無假設。

為了控制內生性的偏誤，我們分別以兩種方式處理。第一種方式為工具變數法（例如，表3之[B]），其中工具變數包括內生變數的落後1及2期變數、金融資產（定期存款加外幣存款）之落後1、2期變數、及本國實質出口總值之落後1、2期變數。在所有迴歸模型中，檢驗第一階段工具變數配適度的 partial R^2 （見 Shea, 1997），除所得變數為0.18之外，其餘都在 0.22以上，而估計後以 Sargan test 檢定過度認定假設，得到的 χ^2 統計量，亦都顯示無法拒絕選擇之變數乃為合理工具變數的虛無假設。

⁹我們也試過以平均所得取代中位數所得做計算，結果並無顯著差異。

第二種方式為代理變數方法（例如，表3之[C]），此方法選擇以內生變數的落後一期變數，作為內生變數的代理變數。以表3總消費C組的第一個模型為例，使用代理變數之後，Hausman檢定的統計量為 $F(4, 55)=1.746$ ，其對應的P值為0.153，顯示無法拒絕變數沒有內生性的虛無假設。

表3模型（4）及（7）的估計結果顯示，控制了財富與所得變數的內生性之後，房屋財富對於總消費的影響變得完全不顯著。事實上，不僅是總消費，房屋財富對於非耐久財與耐久財消費均呈現不顯著的影響（見表3(b)與表3(c)）。就股票財富而言，不論以同期變數估計或以工具變數估計，對於所有消費類別的影響都不顯著，但在股票財富落後一期的情況下則為顯著（模型（7）），其對於總消費的彈性為2.5%-2.6%（5%顯著水準），對於非耐久財消費為2.3%-2.4%（10%顯著水準）。

整體而言，房屋財富變動，對於各類消費的影響都不顯著，而股票財富變動的效果，則較明顯。我們將所有模型中具有顯著的財富係數估計值整理於表4。

另外，我們亦考慮以房價指數與股價指數來檢驗資產價格對於消費的影響，其中我們採用以中古屋交易價格編製的信義房價指數，作為模型中的房價變數。表3的模型（3）、（6）、與（9）列出股價指數與信義房價指數對消費的影響效果。在控制內生性問題後，房價變動對於所有類型消費的影響都不顯著，此結果與之前採用4個都會區所計算得的房屋財富之估計結果一致。股價指數只有在採用落後一期的方式下對總消費些微顯著（10%顯著水準），但是係數卻是負值，並不十分合理。除了以信義房屋的指數作為房價變數之外，我們也嘗試用國泰房價於模型中。結果顯示，雖然大部分的結果與表3的結果一致，但也出現部分不合理的結果。例如，部分模型顯示，房價變動對於耐久財消費具有負向而且顯著的影響，同時這些係數的絕對值異常的大。由於國泰房價指數乃以預售屋與新成屋的價格為計算基礎，這些每季新推案的住宅數量只佔全國房屋數量的一小部分，代表性有限，因此我們傾向採用信義房價指數（此指數以中古屋交易價格為計算基礎）以及其所計算的房屋財富所估計的結果。

表 3 房屋與股票財富對消費的影響

(a) 總消費

	[A]			[B]			[C]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Housing Wealth	0.093	0.093		-0.009	-0.007		-0.052	-0.055	
	(0.042)**	(0.042)**		(0.117)	(0.123)		(0.046)	(0.046)	
Stock Wealth	0.012	0.012		0.014	0.014		0.026	0.025	
	(0.010)	(0.010)		(0.026)	(0.026)		(0.011)**	(0.011)**	
Housing Price			0.072			0.028			-0.012
			(0.038)*			(0.079)			(0.039)
Stock Price			-0.011			-0.003			-0.019
			(0.010)			(0.025)			(0.011)*
Interest Rate	-0.001	-0.001	-0.002	-0.005	-0.005	-0.005	-0.001	-0.001	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)*	(0.002)**	(0.002)**	(0.002)**	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Income	0.133	0.135	0.152	0.424	0.426	0.380	0.123	0.118	0.144
	(0.057)**	(0.058)**	(0.062)**	(0.175)**	(0.178)**	(0.172)**	(0.064)*	(0.065)*	(0.063)**
Financial Wealth		0.006			0.005			-0.029	
		(0.032)			(0.100)			(0.034)	
Observations	70	70	71	68	68	69	70	70	71
R-square	0.84	0.84	0.80				0.80	0.81	0.80

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：模型 [A] 之變數為當期變數取一階差分；模型 [B] 以 [A] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [C] 以 [A] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註 3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季節虛擬變數。

(b) 非耐久財消費

	[A]			[B]			[C]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Housing Wealth	0.090	0.091		-0.080	-0.057		-0.082	-0.085	
	(0.055)	(0.056)		(0.168)	(0.176)		(0.057)	(0.057)	
Stock Wealth	0.015	0.015		0.034	0.036		0.024	0.023	
	(0.013)	(0.013)		(0.037)	(0.038)		(0.013)*	(0.013)*	
Housing Price			0.087			0.055			-0.046
			(0.048)*			(0.091)			(0.048)
Stock Price			-0.005			0.001			-0.013
			(0.012)			(0.029)			(0.013)
Interest Rate	-0.002	-0.002	-0.002	-0.009	-0.009	-0.007	-0.002	-0.002	-0.002
	(0.001)*	(0.001)	(0.001)**	(0.003)***	(0.003)***	(0.003)**	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Income	0.144	0.148	0.164	0.495	0.516	0.345	0.140	0.135	0.157
	(0.076)*	(0.077)*	(0.077)**	(0.251)*	(0.255)**	(0.198)*	(0.079)*	(0.079)*	(0.079)*
Financial Wealth		0.016			0.061			-0.031	
		(0.042)			(0.143)			(0.042)	
Observations	70	70	71	68	68	69	70	70	71
R-square	0.80	0.80	0.78	--	--	--	0.79	0.79	0.78

註1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註2：模型 [A] 之變數為當期變數取一階差分；模型 [B] 以 [A] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [C] 以 [A] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季節虛擬變數。

(c) 耐久財消費

	[A]			[B]			[C]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Housing Wealth	0.099	0.095		0.287	0.189		0.078	0.075	
	(0.126)	(0.127)		(0.298)	(0.313)		(0.131)	(0.132)	
Stock Wealth	0.001	-0.001		-0.070	-0.080		0.035	0.034	
	(0.029)	(0.030)		(0.067)	(0.067)		(0.031)	(0.031)	
Housing Price			0.004			-0.089			0.129
			(0.109)			(0.194)			(0.106)
Stock Price			-0.038			-0.012			-0.042
			(0.028)			(0.062)			(0.029)
Interest Rate	0.001	0.001	0.001	0.011	0.010	0.001	0.002	0.002	0.002
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.006)*	(0.006)*	(0.006)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Income	0.082	0.072	0.094	0.123	0.029	0.530	0.046	0.043	0.081
	(0.174)	(0.176)	(0.176)	(0.445)	(0.454)	(0.424)	(0.182)	(0.184)	(0.174)
Financial Wealth		-0.041			-0.260			-0.021	
		(0.097)			(0.254)			(0.098)	
Observations	70	70	71	68	68	69	70	70	71
R-square	0.41	0.42	0.38				0.40	0.40	0.40

註1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註2：模型 [A] 之變數為當期變數取一階差分；模型 [B] 以 [A] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [C] 以 [A] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季節虛擬變數。

除了房屋及股票財富，我們另外考慮了其它金融財富對消費的影響，而該金融財富定義為定期存款與外幣存款之和。估計的結果列於表3的模型（2）、（5）、（8）。結果顯示，金融資產對於各種類型的消費都卻沒有顯著的影響，加入後模型其他變數的顯著性也沒有任何改變。

為了估計財富的邊際消費傾向(MPC)，我們將表3內估計的財富係數估計值，乘上消費對財富的比值。房屋財富對於所有類型的消費支出都不具統計顯著性，因此我們只計算股票財富的邊際消費傾向。由於不同時間點的消費對財富的比值略有不同，因此 MPC 的計算，會因衡量之時點的不同而有差異；我們分別考慮樣本期間之平均消費對財富比、以及樣本期末的消費對財富比。表4的結果顯示，對於總消費而言，股票財富的MPC在樣本期間介於每元1.4~1.456分之間，而在2009年的MPC則介於每元0.85~0.884分之間。對於非耐久財消費而言，股票財富的MPC在樣本期間介於每元1.035~1.08分之間，在2009年的MPC則介於每元0.621~0.648分之間。

房屋財富對於消費影響不顯著的結果，與其它具有相同條件國家(如銀行導向的經濟、為小型開放國家、房貸機構結構)的研究結論一致。例如，Flood et al. (2008)使用IMF(2008)所發展的房貸市場指數(mortgage market index)來衡量房貸市場的深化程度。該指數包括房貸負債占GDP比率、LTV比率、變動利率房貸的普及程度、房屋權益貸款市場的發展程度、房貸年限、房貸證券化、自有住宅比率等變數。他們發現，房貸市場深化程度愈高的國家，房價與消費支出之關係就愈緊密。Ludwig and Slok (2002)發現以銀行導向的經濟體(相對於市場導向經濟)房屋財富效果並不顯著，而股票財富效果在各國家中皆為顯著。Phang (2002)也發現房屋財富效果並不存在於新加坡。

如前言所述，有幾點理由可解釋房屋財富效果為何小於股票財富效果。理論上，Buiter's (2008)主張，既然房屋勞務成本隨著房價而上升，房屋財富便不盡然是財富，此與我們的估計結果一致。我們認為由於台灣沒有房屋淨值借貸市場，因此家戶並不能利用本身新增的房屋淨值向銀行取得貸款用於消費。因此，房屋價格上漲時，只會造成貸款成數(loan-to-value (LTV))之放寬或是貸款所得比上

升，但並不能刺激消費支出。¹⁰

然而不顯著的房屋財富效果，並不隱含房屋價格或房屋財富變動不重要。畢竟實質房地產或土地是做為房貸與商業借貸(流動資金與固定資產投資)擔保品的最重要資產。另一個可能是總體資料平滑了不同群體的差異影響，尤其是在年輕與老年、擁有自宅者與租屋者等之間的重分配效果。在下節裡，我們將看到使用家庭調查資料所呈現出不同群體間資產財富之重分配效果。

¹⁰國內住宅淨值貸款的市場非常小，祇有台新銀行自 2007 起辦理的“房屋加值貸款”。其他銀行推出的「全額型房貸」與「百分百房貸」並非基於房屋淨值上升，而是基於一開始辦理房屋貸款時，房屋鑑價與市價的差額。

表 4 股票財富的消費彈性及邊際消費傾向

		彈性	MPC (Cents/NT Dollar)
I. Average: total sample (annually)			
TC/SW	0.56	0.025-0.026	1.4 - 1.456
NC/SW	0.45	0.023-0.024	1.035 - 1.08
DC/SW	0.11	0	--
II. Evaluated in 2009 (annually)			
TC/SW	0.34	0.025-0.026	0.85 - 0.884
NC/SW	0.27	0.023-0.024	0.621 - 0.648
DC/SW	0.07	0	--

註 1：TC = 總消費；NC=非耐久財消費；DC=耐久財消費；SW=股票財富。

5.2 家戶層級資料估計結果

估計第(2)式時，以 Hausman 統計量檢定，顯示 α_c 應被視為隨機效果 (random effects) 為適當，因此我們以追蹤調查資料之隨機效果方法估計之。表 5 顯示家庭調查資料的估計結果。我們一共估計 5 個模型：(1)基本模型，(2)家庭戶長年齡分組，(3)擁有自有住宅或租屋者，(4)以居住地區分組，和(5)以家庭所得分組。我們得到以下的發現。

首先，基本模型顯示房價變動對總消費的影響為負，但是並不顯著。股票價格的增加，則顯著地使總消費增加。股價變動的消費彈性為 0.028。這樣的結果和我們從總體資料所獲得的結果具有一致性。

當考量不同族群可能產生的不同反應，我們首先加入年齡組（青年、中年、老年）虛擬變數的交互作用項到模型內。結果顯示，年輕族群與老年族群的總消費隨著房價上升顯著地減少：房價變動的消費彈性分別為-0.06 與-0.095，而中年族群也減少但不具統計顯著性。如前所言，在台灣房屋資產的財富效果很小，此處由個體群組資料得到的證據，加強了這個結論。此結論和部分國外文獻的結果不同；在這些文獻中，由於高房價放寬信用限制，年輕世代家庭得以實現其房屋淨值的資本利得，從而增加消費。而對於台灣的家計單位而言，財富效果並不存在，也沒有放寬年輕家庭的借貸限制。年輕世代的家庭反而必須縮減消費儲蓄購屋或者換購住宅。至於年老世代的家庭，房價提高時也顯著減少消費。這可能由於預留遺產的動機：老一輩為了留給下一代足夠的購屋資金，當房價上升時也減少消費，以增加預留的遺產。

就股價變動而言，年輕族群消費對於股票價格的反應並不顯著，但中年與年長族群，則隨著較高的股票價格而增加消費：中年和老年對於股價變動的總消費彈性分別為 0.025 和 0.080。由於中年和年長族群持有大多數總合股票財富，因此這和我們使用總體資料獲得股票財富增加消費的結論相一致，顯示有顯著的股票財富效果存在於台灣家庭。

接下來，我們考慮自有住宅虛擬變數的交互作用項。我們發現房價上升對於自有住宅者的消費影響並不顯著，但是租屋者的消費成長強烈且顯著地減少：房價變動的消費彈性為-0.101。這顯示房價的上升對於消費分配的影響，比其對總消費量的影響更重要。因此，較高的房屋價格並不會增加自有住宅者的消費能力，甚至租屋者可能減少消費支出，以為其住宅支付較高的租金。當股票價格上升，自有住宅者對於股價變動的消費彈性為0.046，而租屋者對股票價格變動的反應則不顯著。由於老年家庭往往是自有住宅者，而年輕家庭則多半為租屋者，這些結果和以年齡組為基礎的發現是一致的。¹¹

若以居住地區分為南、北兩地，房價上升對於南部家庭沒有顯著的影響，但是對於北部家庭的總消費有顯著的負面影響，其彈性為-0.048。股價上升對於北部家庭的總消費沒有顯著的效果，但是對於南部家庭則有顯著的正面效果，其彈性為0.062。若將樣本區分為高、低所得(以中位數區分)兩個族群，我們發現房價上升對於所得高低兩個族群的總消費都沒有顯著的影響，而股價上升對於低所得的族群則有正向的顯著效果，其彈性為0.048。這再次顯示股價變動相對於房價變動對於家庭消費有更顯著的影響。

最後，就非耐久財而言，各個分組的估計結果與總消費的估計結果大體上一致。不同的是，一些個別項目的統計顯著性增加。比如，以自有住宅和租屋區分的群組，當房價上升時，不管是擁有自有住宅或租屋者，非耐久財消費均顯著下降，而租屋者的下降幅度更大。若以高、低所得區分，當房價上升時，兩個群組的非耐久財消費都顯著下降，而低所得家庭的降幅比較大。

¹¹ 這個結果也顯示，在資產財富變化與消費的各種不同的假說裡，流動性限制的管道在台灣並不重要。

表 5 家庭調查資料估計結果：總消費

Dependent Variable: $\Delta \ln C_{ct}$	(1)	(2)	(3)	Dependent Variable: $\Delta \ln C_{ct}$	(4)	(5)
$\Delta \ln Y_{ct}$	0.567 (0.052)***	0.571 (0.045)***	0.561 (0.053)***	$\Delta \ln Y_{ct}$	0.559 (0.047)***	0.570 (0.048)***
age_{ct}	-0.004 (0.002)*	-0.004 (0.001)***	-0.004 (0.002)***	age_{ct}	-0.004 (0.002)**	-0.004 (0.002)**
age_{ct}^2	0.004 (0.002)	0.004 (0.002)**	0.004 (0.002)**	age_{ct}^2	0.004 (0.002)*	0.004 (0.002)**
$Size_{ct}$	0.278 (0.082)***	0.293 (0.074)***	0.299 (0.095)***	$Size_{ct}$	0.278 (0.078)***	0.281 (0.076)***
$Size_{ct}^2$	-0.095 (0.024)***	-0.101 (0.024)***	-0.100 (0.028)***	$Size_{ct}^2$	-0.094 (0.023)***	-0.096 (0.023)***
$Size_{ct}^3$	0.011 (0.002)***	0.011 (0.002)***	0.011 (0.003)***	$Size_{ct}^3$	0.011 (0.002)***	0.011 (0.002)***
$\Delta \ln q_{ct}^H$	-0.048 (0.038)			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DN$	-0.048 (0.024)**	
$\Delta \ln q_{ct}^S$	0.028 (0.013)**			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DS$	-0.047 (0.065)	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DY$		-0.060 (0.024)**		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DN$	0.002 (0.011)	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DM$		-0.013 (0.023)		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DS$	0.062 (0.014)***	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DO$		-0.095 (0.056)*		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DW$		-0.025 (0.017)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DY$		-0.019 (0.014)		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNW$		-0.077 (0.060)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DM$		0.025 (0.011)**		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DW$		0.014 (0.012)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DO$		0.080 (0.016)***		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNW$		0.048 (0.027)*
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DHO$			-0.030 (0.030)			
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNHO$			-0.101 (0.057)*			
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DHO$			0.046 (0.011)***			
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNHO$			-0.001 (0.014)			
Obsevation	165	165	165	Obsevation	165	165
Number of Cohort	11	11	11	Number of Cohort	11	11

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：虛擬變數包括：青年族群(DY=1)、中年族群(DM=1)、老年族群(DO=1)；擁有自有住宅(DHO=1)、非擁有自有住宅(DNHO=1)；位於北部(DN=1)、位於南部(DS=1)；高收入(DW=1)、非高收入(DNW=1)。

表 5 家庭調查資料估計結果：非耐久財消費

Dependent Variable: $\Delta \ln NDR_{ct}$				Dependent Variable: $\Delta \ln NDR_{ct}$			
	(1)	(2)	(3)		(4)	(5)	
$\Delta \ln Y_{ct}$	0.596 (0.047)***	0.598 (0.039)***	0.593 (0.047)***	$\Delta \ln Y_{ct}$	0.587 (0.043)***	0.599 (0.043)***	
age_{ct}	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	age_{ct}	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	
age_{ct}^2	0.002 (0.003)	0.002 (0.002)	0.002 (0.003)	age_{ct}^2	0.002 (0.003)	0.002 (0.002)	
$Size_{ct}$	0.393 (0.130)***	0.412 (0.115)***	0.401 (0.135)***	$Size_{ct}$	0.395 (0.129)***	0.396 (0.126)***	
$Size_{ct}^2$	-0.138 (0.036)***	-0.144 (0.034)***	-0.140 (0.038)***	$Size_{ct}^2$	-0.137 (0.037)***	-0.139 (0.036)***	
$Size_{ct}^3$	0.015 (0.003)***	0.016 (0.003)***	0.016 (0.004)***	$Size_{ct}^3$	0.015 (0.004)***	0.015 (0.003)***	
$\Delta \ln q_{ct}^H$	-0.187 (0.037)***			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DN$	-0.183 (0.020)***		
$\Delta \ln q_{ct}^S$	0.041 (0.013)***			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DS$	-0.192 (0.066)***		
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DY$		-0.185 (0.038)***		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DN$	0.013 (0.014)		
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DM$		-0.149 (0.026)***		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DS$	0.076 (0.013)***		
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DO$		-0.244 (0.052)***		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DW$		-0.172 (0.021)***	
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DY$		-0.006 (0.011)		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNW$		-0.207 (0.062)***	
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DM$		0.039 (0.013)***		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DW$		0.028 (0.014)**	
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DO$		0.090 (0.018)***		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNW$		0.059 (0.027)**	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DHO$			-0.183 (0.035)***				
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNHO$			-0.215 (0.057)***				
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DHO$			0.058 (0.013)***				
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNHO$			0.015 (0.014)				
Obsevation	165	165	165	Obsevation	165	165	
Number of Cohort	11	11	11	Number of Cohort	11	11	

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：虛擬變數包括：青年族群 (DY=1)、中年族群 (DM=1)、老年族群 (DO=1)；擁有自有住宅 (DHO=1)、非擁有自有住宅 (DNHO=1)；位於北部 (DN=1)、位於南部 (DS=1)；高收入 (DW=1)、非高收入 (DNW=1)。

表 5 家庭調查資料估計結果：耐久財消費

Dependent Variable: $\Delta \ln DR_{ct}$	(1)	(2)	(3)	Dependent Variable: $\Delta \ln DR_{ct}$	(4)	(5)
$\Delta \ln Y_{ct}$	0.676 (0.131)***	0.668 (0.130)***	0.674 (0.131)***	$\Delta \ln Y_{ct}$	0.681 (0.138)***	0.679 (0.125)***
age_{ct}	-0.020 (0.009)**	-0.020 (0.009)**	-0.020 (0.008)**	age_{ct}	-0.019 (0.009)**	-0.020 (0.009)**
age_{ct}^2	0.023 (0.011)**	0.024 (0.011)**	0.024 (0.010)**	age_{ct}^2	0.023 (0.011)**	0.023 (0.011)**
$Size_{ct}$	0.815 (0.224)***	0.825 (0.238)***	0.835 (0.207)***	$Size_{ct}$	0.799 (0.216)***	0.819 (0.228)***
$Size_{ct}^2$	-0.198 (0.060)***	-0.201 (0.067)***	-0.202 (0.060)***	$Size_{ct}^2$	-0.192 (0.054)***	-0.199 (0.062)***
$Size_{ct}^3$	0.018 (0.006)***	0.018 (0.007)***	0.018 (0.006)***	$Size_{ct}^3$	0.017 (0.006)***	0.018 (0.006)***
$\Delta \ln q_{ct}^H$	0.008 (0.101)			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DN$	-0.059 (0.085)	
$\Delta \ln q_{ct}^S$	0.009 (0.029)			$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DS$	0.089 (0.200)	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DY$		0.103 (0.150)		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DN$	0.011 (0.022)	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DM$		0.001 (0.087)		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DS$	0.007 (0.050)	
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DO$		-0.044 (0.173)		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DW$		0.029 (0.075)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DY$		0.011 (0.098)		$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNW$		-0.019 (0.165)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DM$		-0.003 (0.019)		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DW$		-0.006 (0.017)
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DO$		0.023 (0.029)		$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNW$		0.029 (0.063)
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DHO$			0.031 (0.072)			
$\Delta \ln q_{ct}^H \cdot DNHO$			-0.020 (0.196)			
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DHO$			0.002 (0.025)			
$\Delta \ln q_{ct}^S \cdot DNHO$			0.016 (0.066)			
Observations	165	165	165	Observations	165	165
Number of Cohort	11	11	11	Number of Cohort	11	11

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：虛擬變數包括：青年族群(DY=1)、中年族群(DM=1)、老年族群(DO=1)；擁有自有住宅(DHO=1)、非擁有自有住宅(DNHO=1)；位於北部(DN=1)、位於南部(DS=1)；高收入(DW=1)、非高收入(DNW=1)。

6 結論與政策意涵

這篇文章實證分別檢驗房屋與股票財富（價格）的變動對於消費支出的影響。我們同時使用台灣的總體資料和家戶層級資料，前者我們研究總合資產財富對總消費的影響，而後者我們可以發現不同家庭群體對於資產價格變化的不同反應。以下我們總結這篇文章的主要發現以及政策意涵。

首先，就股票資產的財富效果而言，總合股票財富的增加顯著提高了總消費，然而股票資產的財富效果並不大：總消費對於股票財富的邊際消費傾向約為每元 1.4~1.456 分，非耐久消費對於股票財富的邊際消費傾向也只有每元 1.035 ~ 1.08 分。就家戶層級資料而言，股票價格增加，總消費顯著上升，其彈性為 0.028。我們也發現年輕世代的家庭對於股票價格的反應並不顯著，但中年與老年則隨著較高的股票價格而增加消費：中年和老年的總消費對於股價變動的彈性分別為 0.025 和 0.08。由於中年和老年有持有大多數總合股票財富，顯示股票財富確實可以透過財富效果管道影響台灣家庭的消費支出，但是股票資產的財富效果整體而言並不大。此與我們使用總體資料所獲得的結果具有高度的一致性。這也表示金融資產的大幅波動並不必然伴隨著消費支出的大幅度變動。這與 Lettau and Ludvigson (2001, 2004) 認為股票財富的變動在很大程度上是短暫的 (transitory) 的論點一致。因此，家庭的消費支出並不會對於短暫的資產財富變化有太大的反應。

其次，世界各地的房地產市場在最近幾年經歷了前所未有的房價波動。房價大幅度修正對於實質經濟的影響成為眾所關注的議題。就房屋資產的財富效果而言，使用總合資料的估計結果顯示，台灣房屋財富的變動並不會顯著地影響總消費支出，確認了「房屋財富並非真正的財富」這種想法。就家戶層級資料而言，

房價變動對總消費的影響為負，但是並不顯著。當考量不同族群可能產生的不同反應時，我們發現房價變動對不同族群總消費的影響有顯著的分配效果：房價上升對於年輕族群與租屋者族群都有顯著的負面影響，其彈性分別為-0.06 與 -0.101。

我們認為，這主要是由於台灣缺乏住宅產權貸款市場，擁有自宅者能將增加的房屋財富用於消費的管道相當有限。因此，從總合資料來看，房屋財富的上升並不會顯著地帶動家庭消費支出。另一方面，從家戶層級資料來看，那些計劃購買第一間自有住宅的租屋者和計畫將來要換購較大住宅的年輕世代則可能必須削減他們的消費支出。這個分配效果的取決於現有長期住宅自有者和首次購屋者與租屋者的相對人數。由於台灣有極高的住宅自有率，因此使用總體數據的估計結果掩蓋了不同家庭群體之間的分配效果。因此，即使房價的變化並不會顯著地影響總消費支出，但是不能夠忽略分配效果對於年輕世代和租屋者的負面影響。

房屋財富對總消費的影響雖然不顯著，但是這並不意味房價或是房屋財富的變動不重要。畢竟，房地產或土地是作為房屋貸款和商業貸款（流動資金和固定資本投資）的擔保抵押品中最重要資產。這種擔保抵押管道(collateral channel)已被廣泛認為是影響抵押品價值和企業融通投資能力的重要傳導機制。此外，資產市場「泡沫」的大幅度修正（或是大幅度的價格變動）也可能因為銀行對資產市場的曝險過度，透過房地產貸款或直接持有的土地，而損害其財務狀況(銀行貸款管道(bank lending channel))。最後，若美國和其他貿易夥伴有比較強的房屋財富效果，在全球性的房地產價格大幅下跌下，將導致該國總需求的疲軟，因而影響台灣的出口成長。

參考文獻

- 薛立敏、陳琇里 (1998), “住宅租擁選擇下家計消費支出之比較”, 住宅學報, 7, 21-40。
- 陳南光、徐之強 (2002), “資產價格與中央銀行政策 - 台灣的實証分析”, 中央銀行季刊, 24(1), 45-82。
- 施燕、陳一端 (2003), “從多元化金融體系之發展看企業籌資與家庭理財方式的轉變”, 中央銀行季刊, 25(4), 23-30
- 蔡曜如 (2003), “我國房地產市場之發展、影響暨政府因應對策”, 中央銀行季刊, 25(4), 31-64。
- 汪建南、李光輝 (2004), “我國貨幣政策操作及傳遞機制之實証分析—兼論銀行信用管道與股票價格管道”, 中央銀行季刊, 26(3), 17-56。
- 鍾經樊、詹維玲、張光亮(2004), “股票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”, 經濟論文, 32(4), 501-533。
- Allen, F., Gale, D, 2000. Bubbles and Crises. *The Economic Journal*, 110(460), 236-55.
- Ando, A., Modigliani, F., 1963. The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Aoki, K., Proudman, J., Vlieghe, G., 2002. Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed?” Federal Reserve Bank of New York, *Quarterly Review*, 163 - 177.
- Aoki, K., Proudman, J., Vlieghe, G., 2004. House Prices, Consumption, and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach,” *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 414 - 35.
- Aron, J., Muellbauer, J., 2006. Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption. CSAE WPS/2006-08.
- Asea, P.K., Blomberg, S.B., 1998. Lending Cycles. *Journal of Econometrics*, 83(1-2), 89-128.
- Assenmacher-Wesche, K., Gerlach, S., 2008a. Can Monetary Policy Really Be Used to Stabilise Asset Prices? Manuscript.
- Assenmacher-Wesche, K., Gerlach, S., 2008b. Ensuring Financial Stability: Financial Structure and the Impact of Monetary Policy on Asset Prices. Institute for Empirical Research in Economics Working Paper 361.

Attanasio, O.P., Weber, G., 1994. The UK Consumption Boom of The Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence. *The Economic Journal*, 104, 1269-1302.

Attanasio, O.P., Blow, L., Hamilton, R., Leicester, A., 2009. Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations. *Economica*, 76, 20-50.

Benjamin, J., Chinloy, P., Jud, G.D., 2004. Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 341 - 354.

Bernanke, B.S., 2007. The Financial Accelerator and the Credit Channel. Speech given at The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century Conference, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta, Georgia, June 15.

Bernanke, B.S., Gertler, M., 1999. Monetary policy and Asset Price Volatility. *Economic Review*, 84(4), 17-51.

Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S., 1999. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, in: Taylor, J., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1. North-Holland, Amsterdam, pp. 1341-1393.

Bernanke, B.S., Gertler, M., 2001. Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices? *American Economic Review*, 91(2), 253-257.

Besley, T.J., Meads, N., Surico, P., 2008. Household External Finance and Consumption. CEPR Discussion Paper No. DP6934.

Bordo, M.D., Jeanne, O., 2002. Monetary Policy and Asset Prices: Does "Benign Neglect" Make Sense? *International Finance*, 5(2), 139-64.

Borio, C., Lowe, P., 2002. Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus. BIS Working Paper 114.

Bostic, R., Gabriel, S., Painter, G., 2009. Housing Wealth, Financial Wealth and Consumption: New Evidence from Micro Data," *Regional Science and Urban Economics*, 39(1), 79-89.

Browning, M., Deaton, A., Irish, M., 1985. A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle. *Econometrica*, 53(3), 503-43.

Buiter, W., 2008. Housing Wealth isn' t Wealth. NBER Working Paper 14204.

Calomiris, C.W., Longhofer, S.D., and W. Miles, W., 2009. The (Mythical?)

Housing Wealth Effect. NBER Working Paper 15075.

Campbell, J., Cocco, J., 2007. How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro Data. *Journal of Monetary Economics*, 54, 591 – 621.

Campbell, J. and Mankiw, G., 1990. Permanent Income, Current Income, and Consumption. *Journal of Business & Economic Statistics*, 8(3), 265–279.

Cardarelli, R., Igan, D., Rebucci, A., 2008. The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy. *World Economic Outlook*, 103 – 133, International Monetary Fund.

Carroll, C.D., 2004. Housing Wealth and Consumption Expenditure. Working Paper, John Hopkins University.

Carroll, C.D., Otsuka, M., Slacalek, J., 2006. How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach. NBER Working Paper 12746.

Case, K.E., Quigley, J.M., Shiller, S., 2005. Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, 5(1).

Cecchetti, S.G., 1998. Policy Rules and Targets: Framing the Central Banker's Problem. *Economic Policy Review*, 4(2), 1–14.

Cecchetti, S.G., Genberg, H., Lipsky, J., Wadhvani, S., 2000. Asset Prices and Central Bank Policy. Geneva Reports on the World Economy, Volume 2.

Cochrane, J. H., 1994. Permanent and Transitory Components of GDP and Stock Prices. *Quarterly Journal of Economics*, 109, 241–265.

Davis, M.A., Palumbo, M.G., 2001. A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects. Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), Finance and Economics Discussion Series: No. 2001–09.

De Veirman, E., Dunstan, A., 2008. How Do Housing Wealth, Financial Wealth and Consumption Interact? Evidence from New Zealand. Working paper.

Deaton, A., 1985. Panel Data From Times Series of Cross-Sections. *Journal of Econometrics* 30, 109 – 126.

Dell'Ariccia, G., Igan, D., Laeven, L., 2008. Credit Booms and Lending Standards: Evidence From The Subprime Mortgage Market. IMF Working paper, WP/08/106.

Demyanyk, Y., Van Hemert, O., 2008. Understanding the Subprime Mortgage Crisis. Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, Issue May, 171–192.

Detken, C., Smets, F., 2003. Asset Price Booms and Monetary Policy. ECB

Working Paper.

Doms, M., Furlong, F., Krainer, J., 2007. Subprime Mortgage Delinquency Rates. Working Paper 2007-33, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Dvornak, N., Kohler, M., 2003. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Data Analysis for Australia. Reserve Bank of Australia, Discussion Paper, 2003/7.

Faia, E., Monacelli, T., 2006. Optimal Interest Rate Rules, Asset Prices and Credit Frictions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(10), 3228-3254.

Fernandez-Corugedo, E., Price, S., Blake, A., 2003. The Dynamics of Consumer Expenditure: The UK Consumption ECM Redux. Bank of England Working Paper, 204.

Fisher, L., Otto, G., Voss, G., 2005. Housing Booms, Non-Financial Wealth and Consumption: Lessons from the Australian Experience. University of Victoria, mimeo.

Flood, K., Morin, S., Kolet, I., 2008. House Prices and Consumer Spending. *Bank of Canada Review*, issue Summer, 33-46.

Gan, J., 2010. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households. *Review of Financial Studies*, 23(6), 2229-2267.

Ghent, A.C., Owyang, M., 2010. Is Housing the Business Cycle? Evidence from U.S. Cities. *Journal of Urban Economics*, 67(3), 336-351.

Grant, C., Peltonen, T., 2005. Housing and Equity Wealth Effects of Italian Households. DNB Working Paper No. 43.

Greenspan, A., 2002. Remarks on "Economic Volatility" at the "Rethinking Stabilization Policy." In: Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, 30 August.

Gruen, D., Plumb, M., Stone, A., 2005. How Should Monetary Policy Respond to Asset-Price Bubbles? *International Journal of Central Banking*, 1(3), 1-31.

Hall, R.E., 1978. Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 971 - 87.

Hausman, J.A., 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46, 1251-1272.

- Hemyanyk, Y., Van Hemert, O., 2008. "Understanding the Subprime Mortgage Crisis," Proceedings, Federal Reserve Bank of Chicago, Issue May, 171-192.
- Higgins, M., Osler, C., 1997. Asset Market Hangovers and Economic Growth: the OECD During 1984-93. *Oxford Review of Economic Policy*, 13, 110-134.
- Hurst, E., Stafford, F., 2004. Home is Where the Equity Is: Mortgage Refinancing and Household Consumption. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(6), 985-1014.
- Iacoviello, M., 2004. Consumption, House Prices and Collateral Constraints: a Structural Econometric Analysis. *Journal of Housing Economics*, 13(4), 305-321.
- Iacoviello, M., 2005. House prices, Borrowing Constraints and Monetary policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739-764.
- Iacoviello, M., Minetti, R., 2008. The Credit Channel of Monetary Policy: Evidence From the Housing Market. *Journal of Macroeconomics*, 30(1), 69-96.
- International Monetary Fund, 2008. The Changing Housing Cycle and the Implications for Monetary Policy. *World Economic Outlook*, April, 103 - 32.
- Keeton, W.R., 1999. Does Faster Loan Growth Lead to Higher Loan Losses. FRB Kansas, *Economic review*, 2, 57-75.
- King, R., Plosser, C., Stock, J., Watson, M., 1991. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*, 81, 819 - 840.
- Kishor, N.K., 2007. Does Consumption Respond More to Housing Wealth Than to Financial Market Wealth? If So, Why? *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(4), 427-448.
- Kiyotaki, N., Moore, J., 1997. Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105, 211-248.
- Kohn, D.L., 2008. The U.S. Economy and Monetary Policy. Speech given at the University of North Carolina at Wilmington, Cameron School of Business' Business Week Program, Wilmington, North Carolina, February 26, 2008.
- Leamer, E.E., 2007. Housing Is the Business Cycle. Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Lehnert, A., 2004. Housing, Consumption, and Credit Constraints. Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion paper 2004-63.

- Lettau, M., Ludvigson, S., 2001. Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 56(3), 815–849.
- Lettau, M. and Ludvigson, S., 2004. Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption. *American Economic Review*, 94(1), 276–299.
- Lown, C., Morgan, D.P., 2006. The Credit Cycle and the Business Cycles: New Findings Using the Survey of Senior Loan Officers. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6), 1575–1597.
- Ludwig, A., Slok, T., 2002. The Impact of Changes in the Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries. IMF Working Paper 02/1, International Monetary Fund.
- Ludvigson, S., Steindel, C., 1999. How Important Is the Stock Market Effect on Consumption? *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 5(2), 29–52.
- Ludvigson, S., Steindel, C., Lettau, M., 2002. Monetary Policy Transmission Through the Consumption–Wealth Channel. *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, 117–133.
- Lustig, H., van Nieuwerburg, V., 2005. Housing Collateral, Consumption Insurance and Risk Premia: an Empirical Perspective. *Journal of Finance*, 60, 1167–1219.
- Mian, A.R., Sufi, A., 2009. The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the U.S. Mortgage Default Crisis. *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1449–1496.
- Mian, A.R., Sufi, A., 2010. House Prices, Home Equity–Based Borrowing, and the U.S. Household Leverage Crisis. Chicago Booth Research Paper No. 09–20.
- Miles, D., 1992. Housing Markets, Consumption and Financial Liberalisation in the Major Economies. *European Economic Review*, 1093–1136.
- Miles, D., 1994. Housing, Financial Markets and the Wider Economy, New York and Chichester, John Wiley and Sons.
- Mishkin, F.S., 2001. The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. NBER Working Paper 8617.
- Mishkin, F.S., 2007. Housing and the Monetary Transmission Mechanism. Working Paper, Finance and Economic Discussion Series, Federal Reserve Board.

Mishkin, F.S., 2008. How Should We Respond to Asset Price Bubbles? Speech at the Wharton Financial Institutions Center and Oliver Wyman Institute's Annual Financial Risk Roundtable, Philadelphia, Pennsylvania.

Modigliani, F., 1963. The Monetary Mechanism and Its Interaction with Real Phenomena. *Review of Economics and Statistics*, 45(1), 79–107.

Monacelli, T., 2009. New Keynesian Models, Durable Goods and Collateral Constraints. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 242–254.

Muellbauer, J.N., 2007. Housing, Credit and Consumer Expenditure. Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City, pages 267– 334.

Muellbauer, J.N., Murphy, A., 1997. Booms and Busts in The UK Housing Market. *The Economic Journal*, 107, 1701–1727.

Ortalo-Magne, F., Rady, S., 2006. Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraint. *Review of Economic Studies*, 73 (2), 459–485.

Phang, S.Y., 2004. House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence From Singapore. *Journal of Housing Economics*, 13(2), 101 – 119.

Pichette, L., Tremblay, D., 2003. Are Wealth Effects Important for Canada? Bank of Canada Working Paper, 2003/30.

Poterba, J.M., 2000. Stock Market Wealth and Consumption. *Journal of Economic Perspectives*, 14(2), 99–118.

Poterba, J., Samwick, A., 1995. Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 295 – 357.

Shea, J., 1997, “Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure,” *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 348–52.

Sierminska, E., Takhtamanova, Y., 2007. Wealth Effect out of Financial and Housing Wealth: Cross-Country and Age Group Comparisons. FRBSF Working Paper.

Sinai, T., Souleles, N., 2005. Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Risk. *Quarterly Journal of Economics*, 120, 763–789.

Slacalek, J., 2009. What Drives Personal Consumption?: The Role of Housing and Financial Wealth. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Berkeley Electronic Press, 9(1), Article 37.

Starr-McCluer, M., 2002. Stock Market Wealth and Consumer Spending. *Economic Inquiry*, 40(1), 69-79.

Tan, A., Voss, G., 2003. Consumption and Wealth in Australia. *The Economic Record*, 79(244), 39-56.

Taylor, J.B., 2007. Housing and Monetary Policy. NBER Working Paper 13682.

Weinberg, J.A., 1995. Cycles in Lending Standards? FRB Richmond, *Economic Quarterly*, 81(3), 1-18.

附錄 1 文獻回顧整理

Table A1-1 使用總合資料之文獻

Study	Data	empirical model	results
Davis and Palumbo, 2001	quarterly(1960-2000)) U.S. aggregate data	both consumption and wealth in level	stock market wealth(elasticity): 0.057, (elasticity): 0.07 non-stock market wealth(elasticity): 0.08, (elasticity): 0.36
Luding and Sloek, 2002	quarterly (1985Q1-2000Q4) aggregate data for 16 OECD countries	error correction specification	stock market price index(LR elasticity): 0.0305 for bank-based, 0.0815 for market-based house price index(LR elasticity): 0.0154 for bank-based, 0.0403 for market-based
Tan and Voss, 2003	quarterly(1980Q1-1999Q3) Australian data, non-durables as consumption expenditure	both consumption and house price in level (Steady-State Relationships)	net non-financial wealth (MPC): 0.0021 net financial wealth (MPC): 0.0405
		in first differences with no error correction term	net non-financial wealth (MPC): -0.0007 net financial wealth (MPC): -0.0033
Case, Quigley and Shiller, 2005	Aggregate across 14 countries, annual(1975-1999)	OLS in level	stock wealth (elasticity): -0.01 ~ 0.019 housing wealth (elasticity): 0.11 ~ 0.166
		GLS with serially correlated errors in level	SW(elasticity): -0.004 ~ 0.007 HW(elasticity): 0.108 ~ 0.136
		OLS in first difference	SW(elasticity): -0.007 ~ -0.01 HW(elasticity): 0.128 ~ 0.147

		ECM (in first difference with lagged consumption-income ratio)	SW(elasticity): -0.004 ~ 0.001 HW(elasticity): 0.097 ~ 0.107
		ECM with lagged stock market response	SW(elasticity): -0.006 ~ 0.005 HW(elasticity): 0.092 ~ 0.104
	Aggregate across US. States, quarterly(1982-1999)	OLS in level	financial wealth (elasticity): 0.028 ~ 0.063 HW(elasticity): 0.047 ~ 0.086
		GLS with serially correlated errors in level	FW(elasticity): 0.007 ~ 0.042 HW(elasticity): 0.039 ~ 0.062
		OLS in first difference	FW(elasticity): 0.001 ~ 0.003 HW(elasticity): 0.03 ~ 0.038
		ECM (in first difference with lagged consumption-income ratio)	FW(elasticity): -0.003 ~ -0.009 HW(elasticity): 0.044 ~ 0.054
		ECM with lagged stock market response	FW(elasticity): -0.003 ~ -0.01 HW(elasticity): 0.081 ~ 0.104
Carroll, Otsuka, Slacalek, 2006	quarterly(1960-2004) U.S. aggregate data	both consumption and wealth in first difference	stock wealth(SR MPC): 0.0081 ~ 0.0157 nonstock wealth(SR MPC): 0.0182 ~ 0.0381 stock wealth(implied LR MPC): 0.041 ~ 0.063 nonstock wealth(implied LR MPC): 0.091 ~ 0.153
Aron and Muellbauer, 2006	quarterly(1976-2001) UK aggregate data	equilibrium correction model, consumption in first	The MPC out of net liquid assets is 0.15, out of illiquid financial wealth 0.03 and the same out of housing wealth but only at the peak values of the CCI.

	quarterly South African aggregate data for 1971–2003		the MPC out of net liquid wealth is estimated at 0.20, out of directly held illiquid financial wealth at 0.08, 0.05 out of pension wealth and out of housing wealth at 0.10
Mishkin, 2007	FRB/US model aggregate data		housing wealth(LR MPC): 0.076 non-housing financial wealth(LR MPC): 0.038
Muellbauer, 2007	quarterly(1967–2005)) UK aggregate data	consumption in first difference and wealth in level (to non-property income)	illiquid financial assets(MPC): 0.0071/0.31=0.023 ~ 0.0061/0.33=0.019 net liquid assets(liquid assets minus debt, MPC): 0.11 housing wealth(MPC): 0.0111/0.31=0.036 housing wealth interaction effect with CCI(MPC at maximum value of CCI(normalized at 1)): 0.0106/0.33=0.032
	quarterly(1962–2006)) US aggregate data, liquid assets minus debt	consumption in first difference and wealth in level (to non-property income)	illiquid financial assets(MPC): 0.018 ~ 0.019 net liquid assets(liquid assets minus debt, MPC): 0.095 housing wealth interaction effect with CCI(MPC at maximum value of CCI(normalized at 1)): 0.08
Slacalek, 2009	Aggregate data in 16 OECD countries	the same with Carroll et al., 2006	financial wealth(SR MPC): 2.77 housing wealth(SR MPC): 1.19 financial wealth(implicit LR MPC): 3.79 for market-based, 0.08 for bank-based(insignificant) housing wealth(implicit LR MPC): 3.76 for market-based, 2.02 for bank-based
Calomiris, Longhofer, Miles, 2009	CQS aggregate state-level panel data	OLS in first difference	SW(elasticity): 0.013 ~ 0.021 HW(elasticity): 0.001 ~ 0.005 and statistically insignificant (p-values > 0.6)
		Prais-Winsten estimates in first difference	SW(elasticity): 0.019 ~ 0.025 HW(elasticity): 0.014 ~ 0.018 and statistically insignificant (0.2 > p-values > 0.05)

		2nd-4th lags used as instruments in first difference	SW(elasticity): 0.21 ~ 0.23 HW(elasticity): 0.033 ~ 0.071 and statistically insignificant (p-values > 0.3)		
		2nd-6th lags used as instruments in first difference	SW(elasticity): 0.149 ~ 0.182 HW(elasticity): 0.024 ~ 0.055 and statistically insignificant (p-values > 0.3)		
	aggregate US time series data employed by Carroll et al. (2006)	OLS using lagged regressors, all variables are log-difference	larger and significant housing wealth effect		
			As dependent variable	non-stock wealth as housing wealth	real estate owned by households as housing wealth
			Aggregate consumption	SW: 0.024 ~ 0.025 HW: 0.15 ~ 0.227	SW: 0.022 ~ 0.024 HW: 0.043 ~ 0.083
			Durable consumption	SW: 0.088 ~ 0.092 HW: 0.794 ~ 0.847	SW: 0.079 ~ 0.081 HW: 0.409 ~ 0.424
			Nondurable consumption	SW: 0.021 HW: 0.264 ~ 0.266	SW: 0.02 HW: 0.108 ~ 0.111
			housing wealth effect are larger for durables than for nondurables significant cumulative housing effect only for nondurables		

Table A1-2 使用家庭資料之文獻

Study	data	empirical model	results
Lehnert, 2004	household-level PSID data, 1968-1993	estimation among a sample of stable homeowners, both consumption and price in first difference	average consumption elasticity out of housing wealth is 0.0390 - 0.0472, implies a MPC of 1.9 - 3.1 cents per dollar.
		both consumption and wealth in first difference	housing wealth on 25 - 34(elasticity): 3.05 ~ 3.77 housing wealth on 35 - 42(elasticity): 0.00 ~ 0.01 housing wealth on 43 - 51(elasticity): 2.91 ~ 3.95 housing wealth on 52 - 62(elasticity): 3.36 ~ 4.69 housing wealth on 63 - 95(elasticity): 2.90 ~ 2.98
Campbell and Cocco, 2007	quarterly(1988-2000) household-level UK FES microdata, focus only on non-durable consumptions, house price	benchmark regression for region cohorts, both consumption and price in first difference	regional house price(elasticity): 1.218 ~ 1.585 UK wide house price(elasticity): 1.320 ~ 1.381 difference between regional and national house price(elasticity): 0.688 ~ 0.724 negative effect of change in proportion of homeowners, but is not significantly different from zero
		benchmark regression for cohorts of homeowners and renters, both consumption and price in first difference	house price on old homeowner(elasticity): 1.673 ~ 1.705 house price on young homeowner(elasticity): 0.796 ~ 1.024 house price on old renter(elasticity): 0.739 ~ 0.742 house price on young renter(elasticity): 0.003 ~ 0.024
Gan, 2007	quarterly(1992-2004) household-level Hong Kong microdata	both consumption and wealth in first difference	housing wealth(elasticity): 0.171, imply a MPC of 1.6 cents out of one dollar

			housing wealth on age below 40(elasticity): 0.166 housing wealth on age 40 – 60(elasticity): 0.099 housing wealth on age above 60(elasticity): 1.499
Sierminska and Takhtamanova, 2007	comparable wealth micro data from the LWS (Canada, Finland, and Italy)	both consumption and wealth in level	financial assets on Canada(elasticity): -0.023 housing wealth on Canada(elasticity): 0.024 financial assets on Finland(elasticity): 0.022 housing wealth on Finland(elasticity): 0.062 financial assets on Italy(elasticity): 0.035 housing wealth on Italy(elasticity): 0.101 the housing wealth effect is consistently stronger for older households for a set of three countries
Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester, 2009	quarterly(1978-2001 /02) household-level UK microdata, house price	consumption in level and house price in difference	regional change in house price interacted with age for young(elasticity): 0.209 for middle-age(elasticity): 0.127 for old(elasticity): 0.042 regional change in house price interacted with homeownership for home owner: 0.116 for renter: 0.133
		both consumption and house price in level	regional level of house price interacted with age for young(elasticity): 0.161 for middle-age(elasticity): 0.163 for old(elasticity): 0.165
Bostic, Gabriel, Painter, 2009	US CEX and SCF micro data, 1989-2001	both consumption and house price in level	financial wealth(elasticity): 0.017 ~ 0.021 house value(elasticity): 0.053

附錄 2 以 HP filter 處理變數之估計結果

Table A2-1 房屋與股票財富對消費的影響 (HP filter)

(a) 總消費

	[D]			[E]			[F]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Housing Wealth	0.098	0.101		0.007	-0.011		0.050	0.049	
	(0.039)**	(0.038)**		(0.120)	(0.128)		(0.042)	(0.043)	
Stock Wealth	0.019	0.020		0.038	0.050		0.020	0.020	
	(0.009)**	(0.009)**		(0.027)	(0.030)*		(0.011)*	(0.011)*	
Housing Price			0.052			0.039			0.039
			(0.034)			(0.062)			(0.033)
Stock Price			0.004			0.005			-0.001
			(0.008)			(0.010)			(0.008)
Interest Rate	-0.001	-0.001	-0.002	-0.004	-0.005	-0.003	-0.001	-0.001	-0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)*	(0.003)	(0.003)*	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Income	0.166	0.167	0.280	0.165	0.126	0.328	0.211	0.210	0.292
	(0.054)***	(0.054)***	(0.055)***	(0.140)	(0.151)	(0.115)***	(0.058)***	(0.059)***	(0.055)***
Financial Wealth		0.024			0.036			-0.005	
		(0.016)			(0.024)			(0.018)	
Observations	71	71	71	69	69	69	70	70	70
R-square	0.77	0.78	0.69				0.73	0.73	0.68

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：模型 [D] 之變數為經 HP filter 剔除隨機趨勢項的當期變數；模型 [E] 以 [D] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [F] 以 [D] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註 3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季虛擬變數。

(b) 非耐久財消費

	[D]			[E]			[F]		
	(1)	(3)	(2)	(4)	(6)	(5)	(7)	(9)	(8)
Housing Wealth	0.071	0.075		-0.058	-0.083		0.040	0.040	
	(0.044)	(0.044)*		(0.145)	(0.155)		(0.048)	(0.048)	
Stock Wealth	0.024	0.025		0.038	0.056		0.018	0.018	
	(0.011)**	(0.011)**		(0.03)	(0.037)		(0.012)	(0.012)	
Housing Price			0.056			0.012			0.036
			(0.037)			(0.068)			(0.036)
Stock Price			0.005			0.008			-0.000
			(0.008)			(0.011)			(0.009)
Interest Rate	-0.001	-0.001	-0.002	-0.005	-0.007	-0.003	-0.001	-0.001	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.003)*	(0.003)**	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Income	0.146	0.148	0.259	0.241	0.186	0.354	0.208	0.208	0.277
	(0.062)**	(0.061)**	(0.060)***	(0.170)	(0.184)	(0.126)***	(0.066)***	(0.067)***	(0.060)***
Financial Wealth		0.030			0.050			0.002	
		(0.019)			(0.029)*			(0.021)	
Observations	71	71	71	69	69	69	70	70	70
R-square	0.77	0.78	0.72				0.74	0.74	0.71

註1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註2：模型 [D] 之變數為經 HP filter 剔除隨機趨勢項的當期變數；模型 [E] 以 [D] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [F] 以 [D] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季虛擬變數。

(c) 耐久財消費

	[D]			[E]			[F]		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Housing Wealth	0.210	0.209		0.278	0.290		0.096	0.090	
	(0.114)*	(0.115)*		(0.346)	(0.347)		(0.115)	(0.116)	
Stock Wealth	-0.001	-0.001		0.035	0.027		0.032	0.031	
	(0.028)	(0.028)		(0.079)	(0.082)		(0.030)	(0.030)	
Housing Price			0.036			0.145			0.059
			(0.089)			(0.166)			(0.086)
Stock Price			-0.002			-0.012			-0.008
			(0.020)			(0.026)			(0.021)
Interest Rate	-0.002	-0.002	-0.003	0.002	0.003	-0.003	-0.001	-0.001	-0.003
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.007)	(0.007)	(0.005)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Income	0.255	0.255	0.373	-0.137	-0.110	0.234	0.230	0.224	0.358
	(0.160)	(0.162)	(0.145)**	(0.405)	(0.410)	(0.307)	(0.160)	(0.161)	(0.143)**
Financial Wealth		-0.003			-0.025			-0.037	
		(0.049)			(0.065)			(0.050)	
Observations	71	71	71	69	69	69	70	70	70
R-square	0.37	0.37	0.33				0.38	0.38	0.33

註1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註2：模型 [D] 之變數為經 HP filter 剔除隨機趨勢項的當期變數；模型 [E] 以 [D] 為基礎，再以工具變數法估計；模型 [F] 以 [D] 為基礎，而資產財富及資產價格皆為落後一期之變數。

註3：解釋變數尚包含（未列出）常數項、時間趨勢平方項的一階差分、及季虛擬變數。

附錄 3 VEC 模型估計結果

我們將總體資料，以 Engle and Granger (1987) 提出的誤差修正模型 (VECM) 做估計。由於我們的實證樣本數較少，因此若內含的內生變數多，模型即面臨自由度不足的問題。因此我們選擇估計一個包含消費、房屋財富/價格、股票財富/價格、及所得等四個變數的模型。我們先以 Schwartz Bayesian Information Criterion (SBIC) 判斷模型的最適落後期數為 2 期，然後再以 Johansen trace test 判斷及估計模型的共整合向量。表 A3-1 列出由該檢驗得到的共整合向量。

以 VEC 模型的估計結果所繪的衝擊反應函數列於圖 A3-1。圖中顯示，不論房屋及股票資產是以財富或價格形式表示，所得及股票資產對總消費的長期影響皆為正向，但房屋資產的長期效果卻為負。我們也發現，若將模型設定做變動（例如，以不同標準選擇落後期數、或是在模型中考慮時間趨勢項與否），則模型的估計結果會有很大的改變。我們認為在小樣本下，此 VEC 模型的估計結果並不穩定。

表 A3-1 VECM 共整合向量

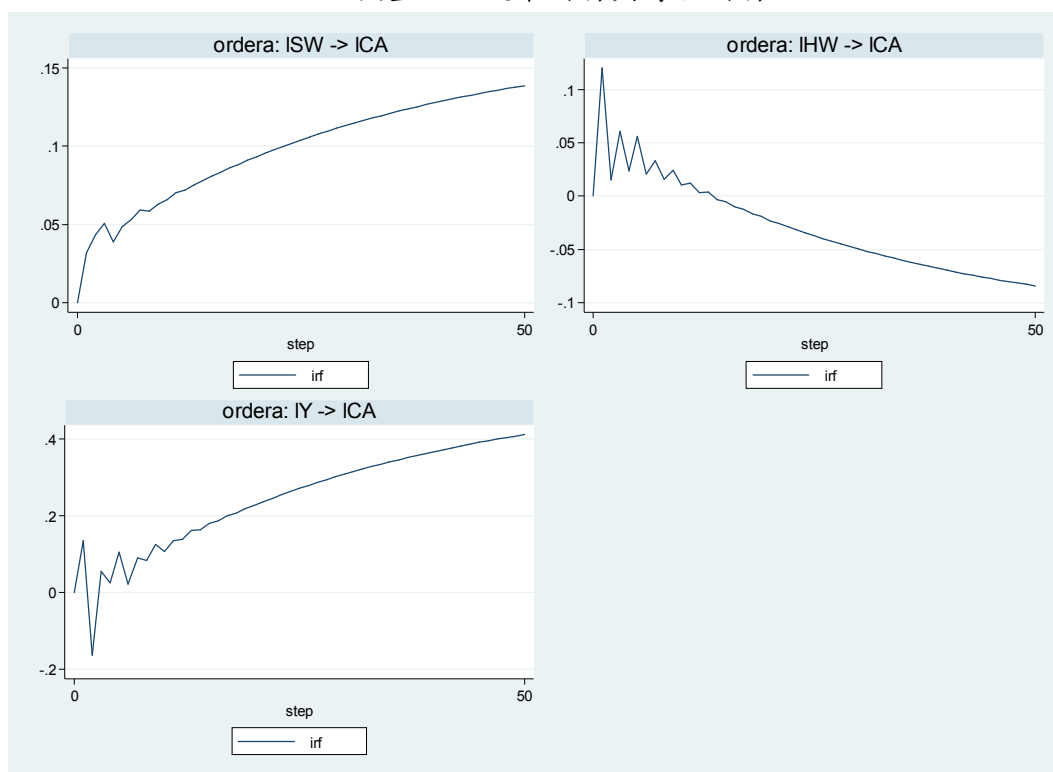
模型一：股票財富與房屋財富			模型二：股票價格與房屋價格		
	V1	V2		V1	V2
總消費	1	--	總消費	1	--
股票財富	--	1	股票價格	--	1
房屋財富	0.059	-0.761	房屋價格	0.003	-0.305
所得	-0.884	-4.857	所得	-1.124	-3.071

註 1：各變數均取自然對數。

註 2：「--」表示該變數與其它變數間並無共整合關係。

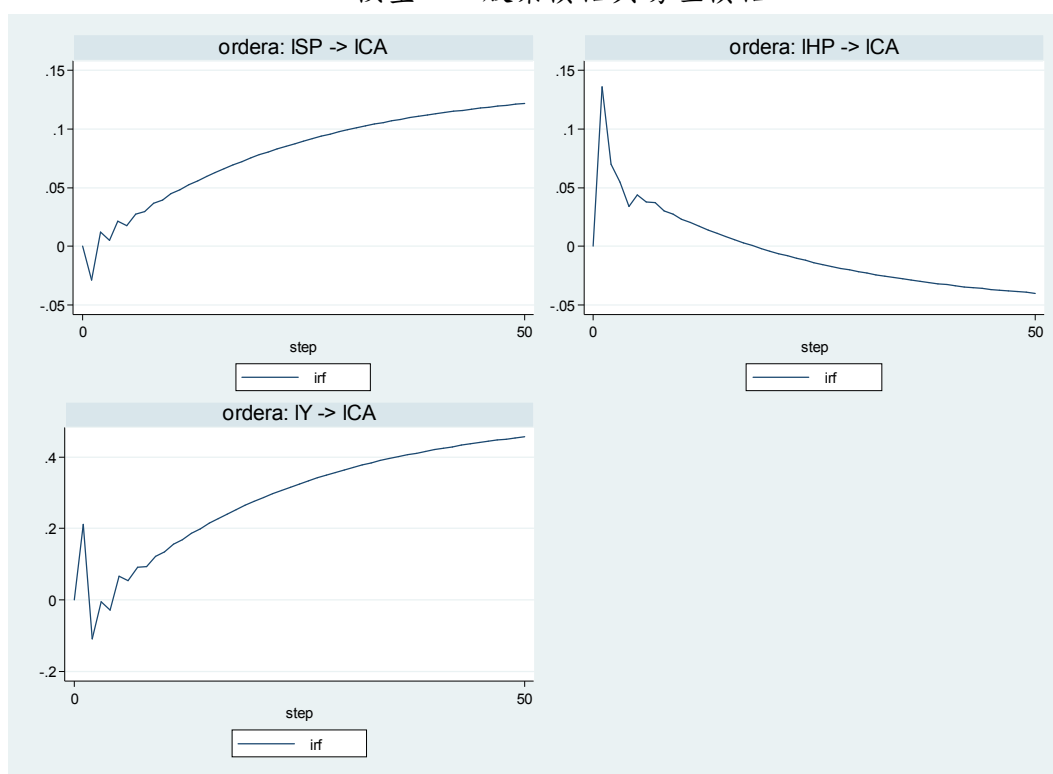
註 3：以 Johansen trace tests 顯示，在 5% 顯著水準下，上述模型有兩個共整合向量。

圖 A3-1 VECM 反應衝擊函數
模型一：股票財富與房屋財富



註：ISW：股票財富，IHW：房屋財富，IY：所得，ICA：總消費。

模型二：股票價格與房屋價格



註：ISP：股票價格，IHP：房屋價格，IY：所得，ICA：總消費。

附錄 4 工具變數估計法估計結果細項表列

	總消費	非耐久財消費	耐久財消費
	[表 3(a)模型 (4)]	[表 3(b)模型 (4)]	[表 3(c)模型 (4)]
Housing Wealth	-0.001	-0.052	0.210
	(0.115)	(0.157)	(0.290)
Stock Wealth	0.015	0.032	-0.055
	(0.025)	(0.034)	(0.063)
Interest Rate	-0.005	-0.008	0.009
	(0.002)**	(0.003)***	(0.005)*
Income	0.424	0.461	0.262
	(0.175)**	(0.239)*	(0.440)
DTrend ²	-0.000	-0.000	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
QD2	-0.034	-0.030	-0.052
	(0.011)***	(0.015)**	(0.028)*
QD3	-0.005	0.005	-0.050
	(0.011)	(0.016)	(0.029)*
QD4	-0.035	-0.023	-0.085
	(0.008)***	(0.011)**	(0.020)***
Constant	0.038	0.030	0.073
	(0.013)***	(0.018)*	(0.032)**
Observations	68	68	68

註 1：括弧中的數字為標準誤。***：1%顯著水準，**：5%顯著水準，*：10%顯著水準。

註 2：DTrend² 為時間趨勢平方項之一階差分，QD2, QD3, QD4 分別為第二、三、及四季之季虛擬變數。

註 3：解釋變數皆為一階差分，包括 Stock Wealth, Housing Wealth, Interest Rate, 及 Income。內生變數包括 Housing Wealth, Stock Wealth, Interest Rate, Income; 工具變數包括 DTrend², QD2, QD3, QD4, 以及下列變數的落後一期和二期：Housing Wealth, Stock Wealth, Income, Financial Wealth, Total Export。所有變數都以實質人均數表示。

附錄 5 資產價格波動的政策意涵

本文一開頭已提及，近二十餘年來幾次資產價格劇烈的波動已經引起學者和決策者的熱烈討論，辯論貨幣政策如何應對資產價格的大幅波動。對於貨幣當局是否應系統性地對資產價格反應，現有文獻的看法相當分歧。貨幣政策如何對於資產價格波動反應，至少有以下幾個考慮的方向：資產價格的變動對於總體經濟的影響為何？資產價格是否脫離基本面，如何衡量“泡沫”？資產價格的變動對於金融體系穩定性的影響為何？貨幣政策能否有效穩定資產價格的波動？代價是什麼？

雖然這篇文章的主要目的在於考慮資產價格的變動對於消費的影響，但是我們仍嘗試連結本文主要的實證結果與上述提及的考慮方向。首先我們回顧近十年有關資產價格與貨幣政策的研究。然後針對上述幾個方向，參照本文的實證結果後，提出政策意涵。

A5.1 貨幣政策應該如何對資產價格波動反應

Bernanke and Gertler (1999, 2001)對於決策者是否能夠可靠地判斷資產價格的推升為“非理性榮景”或資產價格崩盤已迫在眉睫，表示懷疑。他們認為，央行應該只有在資產價格對物價穩定和產量成長波動等主要政策目標產生影響時，才需要對資產價格的波動作出反應。Greenspan (2002)表示了類似的看法，他認為資產價格“泡沫”是否成型很難判定。若是誤判泡沫已形成而採行緊縮性的貨幣政策，恐難不引發經濟衰退。即使能辨認出資產價格泡沫，緊縮性的貨幣政策對於資產價格泡沫以及整體經濟活動的影響也具有高度的不確定性。

就貨幣政策對資產價格反應的穩定效果方面，文獻上有下列研究。

Iacoviello (2005) 根據 Bernanke et al. (1999) 的一般均衡模型，加入抵押貸款的限制式，發現貨幣政策對資產價格反應的穩定效果極為有限。此外，Faia and Monacelli (2006) 發現，只要貨幣政策對通貨膨脹的變動強烈反應，對於資產價格反應所產生邊際福利效果將會消失。Assenmacher-Wesche and Gerlach (2008a) 觀察股價、房價與產出對於貨幣政策變動的反應，發現股價的反應迅速但是持續時間短；反之，房價的反應起初不大，但是會逐漸增強而且持續期間長。因此，採用利率這類單一的貨幣政策工具無法有效穩定所有的資產價格，而且可能必須付出高昂的代價。同時，Assenmacher-Wesche and Gerlach (2008b) 使用 1986-2006 年的 17 個國家的數據，發現利用貨幣政策來抵消資產價格的變動，易導致總體經濟的波動明顯加劇。以上這些研究顯示，貨幣當局將資產價格納入貨幣政策考量內，對於整體經濟活動的穩定並沒有顯著的助益。更甚者，若貿然使用一般性的貨幣政策工具，可能會因為影響的層面過於廣泛，對於整體經濟活動造成不可預期的後果。

另外一些研究結果指出，貨幣當局在面對如何處理資產價格波動時，必須掌握更嚴格與充份的訊息。例如，Bordo and Jeanne (2002) 的理論模型發現，針對資產價格波動的最適貨幣政策，取決於複雜的、非線性的經濟條件。Gruen et al. (2005) 也認為央行應對資產價格波動的方式，取決於資產泡沫隨機特性的細節。

另一些文獻對於貨幣政策是否應該對資產價格波動作出反應，則持完全相反的看法。Borio and Lowe (2002) 觀察到當授信持續快速成長加上資產價格大幅增加，金融不穩定事件發生的機率會隨之增加。因此，貨幣政策應適當對授信成長和資產價格波動反應，以維持金融穩定。Cecchetti (1998) and Cecchetti et al. (2000) 認為資產價格失調(misalignment)並不會比泰勒法則的組成份子(像

是產出缺口等)更難認定，因此如果資產價格明顯脫離基本面，貨幣政策應作出反應。Mishkin (2008)認為金融監理機構和中央銀行比市場更有能力掌握資產價格泡沫形成的時間，因為他們可及早觀察到信用標準惡化與授信擴張過度的警訊。同時，他也特別強調資產價格泡沫可能引起金融部門系統性的危機，並且透過資產價格與金融穩定的回饋效果，對總體經濟產生巨大的負面影響。以上這些研究的共同點在於強調，預防以及處理資產價格“泡沫”對於金融穩定的重要性。

A5.2 信用快速擴張與資產價格的回饋效果

相關研究指出，許多資產價格膨脹與萎縮循環(boom-bust cycles)背後共同的原因，是管制鬆綁與金融創新所引發的信用快速擴張。信用擴張與資產價格之間的回饋效果進一步增強信用擴張以及資產價格上漲的幅度(Higgins and Osler (1997), Allen and Gale (2000))。

另一個觀點則強調放款與資產價格膨脹與萎縮的循環，源自金融機構放款標準(Lending standards)寬鬆與緊縮的循環。研究發現，金融機構的放款標準與景氣呈現反向關係：景氣上升時，金融機構會降低放款標準；反之，景氣下滑時放款標準跟著提高。而且，在景氣高點以及放款標準寬鬆下所作的放款，很大一部分往往在爾後轉變成問題放款，也為日後景氣的下滑預先鋪路(Weinberg (1995), Asea and Blomberg (1998), Keeton (1999), Lown and Morgan (2006))。最近有關次貸危機的研究也有類似的看法。隨著擔保品價值持續走揚，金融機構會以各種方式降低放款標準：提高貸款成數(Loan-to-value Ratio)，提高貸款所得比(Loan-to-income Ratio)，降低申貸回絕率(比如放款給信用紀錄不良的申貸者)等。這些研究也發現，金融機構的放款品質在 2007

年金融危機爆發之前已逐年惡化(Mian and Sufi (2009, 2010), Dell’Ariccia et al. (2008), Hemyanyk and Van Hemeret (2008), Doms et al. (2007))。

A5.3 政策意涵

除了以上文獻已經討論的因素之外，我們的實證結果提供另一項考量貨幣政策是否納入資產價格波動的論點：我們發現房屋財富(或房屋價格)的變動對於整體消費並沒有顯著的影響¹²，而且房價上升對於民間消費支出有顯著的負面分配效果。因此，以民間消費支出占 GDP 六成以上的規模而言，房價的調節對於整體 GDP 並不會有太大的負面影響。這給予貨幣政策一個預防房價脫離基本面和改善負面分配效果的政策支撐點。

基於前述的研究結果，我們對於資產價格變動的政策意涵有以下具體的看法：

- (1) 金融監理的設計應該有助於防範資產價格與信用成長陷入自我強化的正向回饋循環。有兩項金融監理機構可以直接觀察的預警指標：信用擴張的速度以及金融機構的放款標準。以房市為例，當房地產開發與購屋的放款成長速度異常地高於其歷史趨勢以及其他類別的放款，同時發現金融機構以提高貸款成數、降低申貸回絕率等方式大幅降低放款標準時，這些現象均可能顯示房價已脫離基本面。使用這兩項指標作為預警訊號，不僅有大量的文獻支持，而且也不失為易於觀察的指標，可及早察覺信用標準太低與授信擴張過度的警訊。

¹² 陳南光與徐之強(2002)也發現就總體資料而言，房價變動對於民間消費支出並沒有顯著的效果，但是對於投資的影響則是顯著的。

(2) 有鑑於單一、全面性的貨幣政策工具(像是利率)無法兼顧各種不同資產價格的反應，而且副作用不容忽視，因此可以採用選擇性、針對性的政策工具，比如降低特定放款的貸款成數、監控金融機構的放款標準是否惡化等。這類針對性以及多樣性的貨幣政策工具，比較適合用來減緩特定信用的異常成長，以預防資產價格脫離基本面。

附錄 6 期中報告審查會會議紀錄

時 間：民國 99 年 8 月 26 日下午 2 時 30 分至 5 時

地 點：中央銀行第 2 大樓第 1102 會議室

主 席：楊副總裁金龍

報告人：陳南光教授（台灣大學經濟學系）

王泓仁教授（台灣大學經濟學系）

出 席：

評論人：陳宜廷研究員（中央研究院經濟研究所）

黃朝熙教授（清華大學經濟學系）

經研處：嚴處長宗大、陳副處長一端、張研究員炳耀、李研究員光輝、汪研究

員建南、程研究員玉秀、吳研究員懿娟、蔡襄理惠美、游襄理淑雅、

許科長國勝、劉副研究員淑敏、繆副研究員維正、廖副研究員俊男、

田專員慧琦、林辦事員鈺洺、林辦事員依伶、張辦事員志揚

業務局：何副研究員棟欽、賴襄理朝明

外匯局：游副研究員孝元

金檢處：侯稽核德潛

記 錄：陳辦事員佩玗

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

黃教授朝熙：

個人對本計畫的執行以及若干實證結果的解釋，有以下數點建議：

- 一、 對於資產價格變動對消費影響的分析，可將 $\Delta \ln y_t$, Δq_t^H , Δq_t^S 拆解為可預測與不可預測的部份，再分別檢定其對 $\Delta \ln c_t$ 的影響。
- 二、 本計畫在總體資料的迴歸分析，在解釋變數的部份分別採用了遞延的資產

價格或以遞延的資產價格作為工具變數，此皆屬於在 $t-1$ 期所能掌握的資訊，因此其若對 $\Delta \ln c_t$ 缺乏解釋能力，並不能解釋為資產價格變動對消費支出無影響力。

三、在 pseudo panel data 的迴歸分析方面，是否採用了工具變數？若以遞延期的資產價格變動做為工具變數，則亦存在上述的問題，亦即其若對 $\Delta \ln c_t$ 缺乏解釋能力，並不代表資產價格變動對消費支出無影響力。此外，若 efficient market hypothesis 正確，則股價與房價的變動無法由 $t-1$ 期的資訊預期，此時 $\Delta q_t^H, \Delta q_t^S$ 係反應無法由 $t-1$ 期訊息預測的資產價格變動，其迴歸係數在無 simultaneity 問題的情況下，應可反映資產價格變動對消費的影響。但若有未考慮的因素，同時期影響消費與資產價格，則此 simultaneity 的問題，將造成估計值的偏誤，並影響到獲得正確推論的可能。

四、上述一階差分的迴歸所面臨的困難，似缺乏較佳的解決方法。採用水準值的迴歸，雖能避免上述問題，但其面臨解釋與被解釋變數皆存在單根時的 spurious correlation 的問題。

五、此外，股價與房價的上漲與下降對消費的影響是否對稱？此影響是否有門檻效果？亦值得進一步探討。

陳研究員宜廷：

我將由這計畫所使用實證資料及計量模型，提出評論與建議。

實證資料

一、這個計畫的「房屋財富」衡量方式，以信義房屋所提供的台北市、台北縣、台中市與高雄市房屋價格指數乘上內政部營建署的住宅存量而得。我理解在房屋財富不易測量下，此類代理變數定義方式有其必要性。但其中仍有一些無論是從學術上或實務上來看都有趣的問題，值得大家進一步討論。

1. 首先，該項指標是以「信義房屋」的中古仲介交易價格進行編製，其中應未包含新成屋的部分，是否已剔除仲介費用亦值得注意。此外，直接

以房價指數乘以住宅存量定義房屋財富，有可能高估房屋財富的實際價值。基本理由在於，這個計算方式未考慮房價隨著房屋供給增加而下跌的供需法則。

2. 此外，計畫所使用的房價僅限於四個主要的都會區。實際情況是，都會區的房價明顯高於非都會區的房價，這是另一個可能形成房屋財富高估的因素。內政部 2009 年的資料顯示，這四個都會區佔全台灣的人口比例接近四成，這些人口與另外六成人口所面對的房價，應該相當的不同。此類的高估，若在時間序列中維持固定比例，應不至於影響迴歸估計的符號，但係數可能會受到影響。若高估的情況因時而異，則不易評估影響效果。
3. 在「信義房價指數」之外，「北區房價指數」涵蓋桃園、新竹縣市，「國泰房價指數」涵蓋台南縣市及屏東縣市。這些非都會區的房價資訊是否值得用於彌補前者的問題？但這些價格指數抽樣期間與編製對象與方法彼此不同，能否合併使用？能否公開取得？仍須進一步確認。

二、 這個計畫的「股票財富」是以台灣證券交易所公佈的「市場資本總額」所計算的，但臺灣自 1991 年起正式開放外資投資台股。雖每一年外資佔台股市值的比例不盡相同，但近年來大約維持三成左右。若未剔除外資持股的因素，現在的衡量方式傾向於高估國內民眾的「股票財富」。但另一方面，國內民眾也普遍持有「海外股票」基金。此部份未列入計算，則傾向低估股票財富。

三、 表 1 顯示有價證券與房屋資產約佔家庭總資產六成多，其餘三成多的資產為何？忽略不計對於此類實證研究的影響，值得評估。此外，如文中所述整體房價自 2003 年起強勢上漲，那為何表 1 中的房屋資產佔家庭總資產比例會出現約略下降的趨勢？是房屋存量下降所致嗎？此外，有價證券佔家庭總資產比例也有類似的緩降趨勢。所以，我們的家庭總資產是哪些組成比例在逐年提升？這或許也值得一窺究竟。

計量方法

- 一、 這研究對所使用的總體時間序列資料，採以下三種不同的處理方式：1. 直接取對數；2. 先取對數再取一階差分；3. 以 HP filter 去除趨勢項。
之後分別以迴歸模型估計。但這三種資料處理方法，背後所假設的時間序列性質並不相容，迴歸估計結果亦不儘相同，並不適合併陳列表。
- 二、 此外，併陳「不處理內生性」及其他三種不同「工具變數」定義方式，也會出現類似的疑問。尤其直接以當期財富作為當期消費的解釋變數，這種「不處理內生性」的迴歸模型，非常可能形成迴歸的誤差項與解釋變數間之高度相關，致使估計式缺乏一致性。在時間序列分析的架構中，應予以排除。
- 三、 在計量模型的設定上，若恆常所得理論支持消費與財富之間的長期均衡關係，且經濟體系中的消費與財富會隨時間增長(人均消費與財富則並未如此)，則以 cointegration/error correction 架構所建立的 VAR 模型，應該會比未考慮到此長期關係的單變量迴歸模型更為貼切。但模型的待估參數會相對增加，這在樣本數小時所造成的負擔，值得進一步從計量理論文獻尋找解決方法。
- 四、 圖四所顯示之總消費、房屋財富與股票財富之時間序列，看起來相對平穩，這是「成長率序列」？還是「原始序列」？另外，文中提到的 VAR 模型，其估計結果應列出以供比較。
- 五、 在家戶層次的實證模型中，直接以房價與股價分別替代總體模型中的房屋財富與股票財富，此替代方式是否也更動了研究的對象？在總體模型上，是否也可考慮房價與股價的變化對私人消費的影響，以避免更複雜的財富衡量問題？可能的代價是，會使得這個研究與恆常所得理論的連結變得不清楚。
- 六、 在表 5 的家戶層次實證模型中，戶長年齡的二次方與三次方項的迴歸係數皆幾近於零，應可予以剔除以免疑義。

陳教授南光答覆黃教授朝熙：

- 一、 將資產變動區分成可預期及不可預期，會有許多不同的方法，且這些方法仍有相當多的爭論，但我們將會嘗試看看。
- 二、 關於 12 個模型，我們將會進一步做取捨。這次將 12 個模型於報告中陳列，這樣做的目的是因不確定 unit root 的結果。且發現這些變數沒有 cointegration，因此沒有使用 VECM 模型。
- 三、 關於非對稱的影響，這是很好的建議，我們會進行嘗試，但這個議題同樣有許多不同的方法。

陳教授南光答覆陳研究員宜廷：

- 一、 信義房價指數在不同的房價指數當中是最長且最廣的指數。我們並無很好的房價資料，不論信義或是國泰房價，本身缺點很多，無法避免。關於仲介費的部分並不清楚，或許一個較簡單的方法，假設仲介費是 10~20%，若仲介費穩定的話就扣除，應不至於影響結果，但不知是否影響係數的大小。
- 二、 關於陳研究員提到的高估及低估的問題，我們會進一步考慮。

王教授泓仁答覆：

- 一、 恆常所得理論能不能被預測的問題，在文獻上也討論很多。但不清楚此問題在這次研究計劃的政策議題是否為關鍵，因主要是探討股價或房價的變動對實質消費行為產生之影響。
- 二、 關於黃教授提到的工具變數問題，我們會再進一步研究。
- 三、 股價上升或下降效果是否對稱，很難探討，因樣本時間較短。
- 四、 到底中古屋價格是否代表房屋財富，這類的問題，在 nature resource 文獻中，也有討論石油是否能夠衡量國家財富，我的理解是沒有很好的解決方式。而仲介費的部分大概只有 4%。
- 五、 關於都會區的代表性，信義房價指數中有一個台灣全部綜合的指數，當初沒有用，是因為我們有對都會區有較佳的存量資料，但台灣其他地區，像是花東地區就沒有較佳的存量資料，因此文章中就只有用都會區的存量資

料。因此陳研究員所提到的問題，可能沒有很好的解決方式。

六、關於總體變數的處理，個人偏好使用 HP-filter 方式，而和陳南光老師討論的結果決定把很多種不同的可能性列出來，在期中報告時陳列出來，讓大家看到很多估計值的範圍，到了期末報告時，會再進一步選取一致性的方式。

七、試過 error correction model，估計結果相當不理想，是因為什麼理由有點忘記，不過可能是陳研究員剛提到的小樣本問題。

陳研究員宜廷回覆：

有個建議，使用計量方法中的檢定來規範我們下一步該如何做，像是單根檢定，其理論基礎是建立在大樣本理論之上，樣本大小是 T 到無限大，顯然在總體架構中有這樣的問題，當我發現無法接受單根，使得我無法做共整合，不代表資料就排除這個情況，有可能是大樣本與小樣本之間的差異，使得結果應該具有統計上的顯著性變得沒有顯著性。這可以在計量方法上多琢磨，可以看小樣本的理論有無幫助。另一方面，若在計量方面無法提供一定準則來進行實證研究時，這時經濟理論就變得相當重要，試著考慮相關經濟理論意涵何種模型結構，至少這個模型結構提供了一個基準。

黃教授朝熙回覆：

總合資料與家計單位資料，對於資產處理方式不太相同，在家計單位資料中是用股票價格及房價，而不是用市值。但基於政策意涵，是不是可以將家計單位資料中所估出的係數轉換成總體資料中「一塊錢財富的增加可以讓消費增加多少百分比」的型態。若可以做出這種係數轉換，將可作為政策上的參考。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆（依發言順序記錄）：

繆副研究員維正：

- 一、 是否能夠比較不同所得族群，即富人與窮人的財富效果差異？
- 二、 關於政策意涵上，這文章比較少著墨在貨幣政策上，是否能在期末報告上，能就本文的研究結果，提出貨幣政策的建議？

侯稽核德潛：

- 一、 就總體資料，雖主要在探討資產變動效果，生命週期一恆常所得假說的消費函數理論一定會談到跨期替代，即消費函數除了所得與財富外，還有一個實質利率變數(是由利率及通膨預期所構成，對央行來說一是政策工具、一是政策目標，都相當重視)；就現有文獻與實際現象觀察，實質利率對消費、所得、股市及房市都有一定的影響，有必要在未來研究中加以考慮。
- 二、 個體經濟的需求函數，通常包括所得與相對價格的解釋變數；本文將民間消費支出細分為耐久、非耐久消費支出等，因此除了實質利率以外，耐久財與非耐久財的相對價格比，似應出現在實證模型的設定中，以與總消費的通膨預期相互對應。
- 三、 學理上的財富變數，若不考慮人力資產，通常應包括所得以外的貨幣市場、債券市場、股票市場及民間資產，過去日本大和證券及英格蘭銀行等模型的民間消費函數設定中，有以民間資本存量及房地產、公債發行餘額、及外在貨幣等各市場變數合併，作成財富變數來使用，不知道是否適合在此次計劃的分析上，列出實證估計結果作為標竿，以便對完整的財富變動效果有個判斷標準，也可用來與本文資產價格變動效果作個比較。

吳研究員懿娟：

- 一、 本文 VAR 模型的衝擊反應函數使用 Cholesky decomposition，而這種方式會受變數排序的影響，不知是否有採用 Pesaran and Shin(1998)提出的 generalized impulse response function 進行分析？
- 二、 第 18 頁中提到為解決潛在內生性問題，採用工具變數法，不知是否有使用 GMM 估計方法？也許您曾有嘗試，只是考慮樣本比較小，所以只採工具

變數法而未採用 GMM？同樣在 pseudo panel data 方面，若有變數內生性的問題，是否亦有考慮 GMM 估計方法？

- 三、 第 18 頁 4.2 節使用家計單位資料之實證模型，處理方式為固定效果估計方法，是否有嘗試檢定固定效果或是隨機效果？若有，可否以附註加以說明。
- 四、 第 19 頁提到弱工具變數的現象，是否有經過統計檢定？若有，可否以附註補充說明。
- 五、 文章中對於耐久財的定義是根據美國商務部經濟分析局的定義，我國主計處也有公佈耐久財及半耐久財的資料，可否詳細對應我國的資料以附註加以說明本文實證之耐久財的項目。
- 六、 有關計量上的問題，假設因變數及自變數皆取 log difference 後，估計係數是否為彈性？

嚴處長宗大：

- 一、 文章中清楚整理國外的文獻，是否對於國內相關文獻也做補充。
- 二、 這篇文章家計資料樣本期間是 1991-2006 年，而家計調查已經公佈至 2009 年，不曉得是否有必要去更新。特別是我們注意到有兩年的家計調查，即民國 90 年及去年的家計調查都受到經濟負成長的影響，使得家計行為跟過去有很大的差異，不曉得其他相關研究針對家計調查，若遇到負成長會做怎樣的處理及調整？

汪研究員建南：

- 一、 前面數據顯示，台灣直接持股比率或自有住宅的比率比其他先進國家來得高，但是財富效果不明顯，為何會有這樣的結果，是否可分析或說明。
- 二、 表 1 中其他金融資產的比重相當高，比如 2006 年按市價佔 55.8%，股票僅佔 18.73%，顯示其他金融資產佔的比重很高，是否可以納入其他資產作為

財富效果的考量。

- 三、黃教授提到 simultaneity 的問題，工具變數如果是落後期的話是不適當的，若使用當期的工具變數是否可以同時解決 simultaneity 及符合 permanent income hypothesis，是否可找到恰當的工具變數？
- 四、第 20 頁，衝擊反應的估計，所得累積的衝擊反應效果達到 0.22，而相對的房屋財富變動效果是 0.02，而股票財富效果是 0.1，是不是顯示財富效果相對是不重要的。

李研究員光輝：

- 一、在資產價格的管道裡，其中有一個管道，當資產價格變動，消費反而不好，尤其在台灣，許多人認為會有這個結果是因為所得分配惡化衍生的問題。許多人關切這個問題，因此關於這個管道，就理論上或實證上是否會存在？值得探討。
- 二、總的財富效果來進行迴歸分析結果可能會不顯著，事實上影響消費的是淨財富，而不是總財富。或許直接檢定價格可能比較有意義，而不是去檢定總的財富，因為總財富沒有扣除掉借貸的問題，且台灣的房地產抵押的比重是相當高的。
- 三、有關 home equity loan，若照實務上的意思為：市價減掉貸款餘額所增加的部分，再去貸款的意思，就是以房地產淨值部份來貸款。equity 就是淨值，若是稱為產權或權益，似乎不太明確。

何副研究員棟欽：

- 一、第 12 頁，Ludwing and Slok(2002)長期彈性的實證結果，樣本期間是 1985-2000 年，並非 1960Q1-2000Q4。
- 二、關於房屋財富的估計，有三種方式：一種是文章所提到的方式；另一種是實質房價指數；第三種是計算「淨房屋財富」，OECD(2004)以「房屋資產減去房貸」的淨房屋財富觀念估計消費。建議可用淨房屋財富及實質房價指數重估第 17 頁消費函數的模型，或許可以進行 VECM，來看短期效果及

長期效果。

- 三、 房屋財富消費效果的大小繫於擔保品效果，此一效果要看房貸市場的完整性，目前一個房貸市場是否完整，有一標準做法，即看 mortgage market index，此為衡量擔保品效果較客觀的指標。若說無房屋財富效果是因我國缺乏住宅產權貸款市場，可能需要較科學性的證據，例如，比較我國的房貸市場完整性與他國的房貸市場到底差距多大。
- 四、 我國消費支出的「耐久財、非耐久財、半耐久財」加起來也沒有消費服務支出多，財富增加不一定只會消費在耐久財或非耐久財，也會出現在一些服務性的支出，是文章內文卻忽略這一部分。由於教授實證結果顯示沒有房屋財富效果，那是否意味把房價打到谷底，因為不影響消費，所以對 GDP 也沒有影響呢？
- 五、 國內有些地方的房價是如 Leamer(2007)有向下僵硬性，景氣不佳時房價仍不易下跌，量縮是比較常見的情況，「It's volume cycle not price cycle」，據此，可否再稍加說明「房屋財富不是財富」的觀念。

陳教授南光綜合答覆：

- 一、 消費中有 12 項，有些細項無法把它分開，因此雖然勞務及服務支出佔比重很重，但只能這樣進行處理。
- 二、 關於淨財富效果，國富調查資料，只是每年進行，不是季資料，因此也無法用來進行分析，我們發現部分文獻是採用跨國資料，所以使用年資料才沒有問題。文獻中亦有討論如何找到一個好的房屋財富衡量方式，真的沒辦法衡量房屋財富時，在萬不得已時才會使用房屋價格指數。
- 三、 區分富有家庭跟貧窮家庭，是很好的建議。
- 四、 國富調查中有三成的部分，並未出現於文章內，這三成其中包括家戶設備。而淨金融性資產中有很大的部分為存款，在台灣大部分家庭持有的是

定期存款，但這次計劃是著眼於資產價格，因此放入定期存款似不太符合本次計劃的焦點。

王教授泓仁綜合答覆：

- 一、 本文只有用單純工具變數，未用到 GMM，部分原因除工具變數的選取，還有 GMM 對樣本大小的要求。
- 二、 關於檢定的部分，我們都有進行檢定，會在後續的報告中加註說明。
- 三、 本文有關家計部門的資料，當初下載資料是到 2007 年，但因 2007 年有些變數有資料缺漏的問題，所以只使用到 2006 年。2008 及 2009 年的資料可以取得，但比較擔心的是 2008 及 2009 年的金融危機是否會有結構上改變，我們會再研究。
- 四、 關於 log difference 係數是否為彈性，因文獻中也有人這樣使用，因此我們也認為 log difference 係數就為彈性。

附錄 7 期末報告審查會會議紀錄

時 間：民國 99 年 12 月 1 日下午 2 時 30 分至 4 時

地 點：中央銀行第 2 大樓第 1102 會議室

主 席：楊副總裁金龍

報告人：陳南光教授（台灣大學經濟學系）

王泓仁教授（台灣大學經濟學系）

出 席：

評論人：陳宜廷研究員（中央研究院經濟研究所）

黃朝熙教授（清華大學經濟學系）

經研處：嚴處長宗大、林副處長宗耀、陳副處長一端、張研究員炳耀、汪研究

員建南、吳研究員懿娟、許科長國勝、繆副研究員維正、廖副研究員

俊男、蔡專員曜如、李專員品瑩、田專員慧琦、林辦事員鈺洺、林辦

事員依伶、張辦事員志揚、陳辦事員佩玗

業務局：賴襄理朝明、何副研究員棟欽

外匯局：游副研究員孝元

金檢處：侯稽核德潛、吳專員宗錠

記 錄：繆副研究員維正

報告內容：詳附件

壹、評論人意見與報告人答覆：

黃教授朝熙：

本研究對於台灣資產價格變動對民間消費支出影響效果，做了相當詳盡的分析，且在期末報告中，對期中報告的建議，做出相當滿意的處理與回覆，以下僅為個人對本研究實證結果的幾點解釋或建議，供作者參考：

一、 關於迴歸估計，本研究採用了工具變數法以解決解釋變數內生性的問題，

以及其所可能造成估計值的偏誤。關於工具變數的選擇，本研究主要採用落後期的解釋變數，但亦採用了當期的金融資產與實質出口做為工具變數。使用「當期變數」作為工具變數仍會產生上述內生性的問題，選擇當期變數作為工具變數是否有特別的理由？研究中可做若干討論。

二、 利用總體資料，採用工具變數的迴歸估計結果（例如表三[a]），顯示房屋價值的變動對於民間消費的影響並不顯著。此結果的解釋為：「可預期」的房屋價值變動對民間消費無顯著影響，但此不代表「未預期」的房屋價值變動對消費無影響（恆常所得/生命循環理論隱含「可預期」的資產價值與所得的變動對民間消費應無影響，但「未預期」的變動則有影響）。其實本研究未納入工具變數的迴歸估計結果[如表三 [a]中的 (1), (2), (3)] 隱含，未預期的房屋價值變動與民間消費有顯著的正向關係，但此正向關係是來自因果關係，或是來自對其他因素的共同反應，則無法由計量方法判斷。

三、 利用總體資料，採用工具變數的迴歸估計結果亦顯示，「可預期」的所得變動對於民間消費有顯著影響，此現象反映台灣消費行為並不符合恆常所得/生命循環理論的預測。

四、 利用家計單位資料的迴歸估計，研究中並未提及解釋變數內生性的問題以及是否採用工具變數估計法來解決此問題。誠然，如前所述，利用工具變數僅能評估「可預期」的房屋與股票價值變動對民間消費的影響，但其無法顯現「未預期」的房屋與股票價值變動對消費的影響，而後者若顯著，仍無法判斷此關係是來自因果關係，或是來自對其他因素的共同反應。

以上僅為個人對本研究估計結果的若干看法與解釋，但這些看法與解釋並非質疑本研究的基本結論與發現。個人認同本研究的主要結論，亦即股票與房屋財富的變動對於台灣民間消費的影響並不大。誠如研究結論中所提，雖然股價與房價變動對消費影響的財富效果不大，但不可忽略其所造成的財富分配效果以及其對信用擴張（或收縮）的正向回饋，以及此正向回饋對於金融體系整體風險的影

響。此外，其對投資（包括個人房地產與廠商固定投資）的影響可能遠比消費為大，而此亦值得後續進一步的研究。

陳研究員宜廷：

新增與修正

相對於期中報告，這份期末報告已做過相當幅度的更新與擴充，作者們已妥適地回應了先前提出的評論與建議，與說明因研究限制而無法進一步處理的部分。以下，對這些新增與修改的部分，作比較詳細的討論。

- 一、 首先，我在期中報告評論稿中提到，表 1 顯示有價證券與房屋資產約佔我國家庭總資產的六成多，另外三成多的比例無法歸類於這兩項特定資產。此外，此文可能因為忽略「海外股票」基金，而傾向於低估股票財富。對於這些問題，期末報告已在利用證交所公布之市場資本總額所定義的「總合股票財富」之外，另外加入包含定期存款與外幣存款的「其他金融資產」進行實證研究。這項實證資料的擴充工作，應該有助於降低因為變數定義與資料蒐集限制所帶來的測量誤差。作者們並已於期末報告的附註 7 中說明，此文並未剔除股票財富中外資持股的部分，這個部分可能有潛在高估家計部門股票財富的效果。
- 二、 此外，先前的期中報告評論，曾經提到過「信義房價指數」係以該公司之中古屋仲介交易價格進行編製，其中可能涵蓋仲介費用的問題。另外，也建議作者考慮納入其他房價指數的可能性。對於這些建議，作者們已清楚地在此報告中說明，文中所使用的「信義房價指數」並未剔除仲介費用。另外，也新加入以新成屋房價為基礎的「國泰房價指數」進行實證研究。我理解前者有其資料來源上的先天限制；後者則一方面有助於建構出一個更具代表性的房價指數，另一方面也有助於檢測前一個版本實證結果的穩健性。
- 三、 作者們並以依照建議，在期末報告的附錄中，嘗試評估以 vector error correction models 進行此項實證研究的可能性。惟他們的結果顯示，此

類模型在本文的架構下，不易獲致穩健合理的實證結論。

- 四、 另外，期中報告的評論稿曾經建議作者們針對實證結果，提供政策意涵的討論。關於這點建議，作者們已於期末報告中新增了第 5 節，藉由整理相關文獻與討論本文實證結果的方式，提出具體的政策建議。
- 五、 作者們並已在期末報告中，新增了部分的迴歸解釋變數、模型檢定，並強化研究限制的說明。此外，在文字上也做過對應的調整與修飾。整體而言，期末報告明顯較期中報告更為豐富、完整。

報告的貢獻

- 一、 這份報告是國內首次嘗試同時直接測量股票財富與房屋財富，並研究這兩項財富與民間消費關係的實證研究。雖然由於資料取得來源的限制，其中或有難以避免的測量誤差，但此類嘗試仍相當具有學術與應用的價值。作者在研究動機上清楚地說明，我國家計部門直接持有股票與房屋財富的情況明顯高於許多先進國家、或經濟發展情況相似的國家，這尤其強化的這項實證研究的意義與重要性。
- 二、 在實證研究方法上，作者並不自我侷限於以總體時間序列資料所進行的迴歸分析。他們特別注意到，總體面的股票財富與房屋財富，從家戶層級來看非常可能呈現出不均等分佈的情況。背景結構不同的家戶單位，可能持有不同比例的股票財富與房屋財富，因此總體面的股票與房屋財富變化，對不同的家戶單位也可能產生不同的影響效果。基於這個想法，他們進一步利用主計處的家庭收支調查資料，以及 pseudo panel regression 的方法，進行家戶層級的實證研究。這個部分的研究尤其有助於得出較總體迴歸模型更為精緻的實證結果。對於評估總體政策在家戶層級上的影響，以及設計具有「重分配效果」的政策工具也相當有參考價值。
- 三、 這項研究計畫的總體面實證結果顯示，股票財富的增加雖然有助於提升總消費，但從邊際消費傾向來看，整體的財富效果並不大。此外，房屋財富的變化並不會顯著地影響到總合消費；這與文獻中以與台灣條件相似的國

家所得出之實證結果一致。這強化了作者利用家戶層級資料進行分析，並解釋總體面之實證結果的動機。

- 四、計畫的家戶層級實證結果顯示，總體面的實證結果並不能一體適用於不同背景的家戶單位。特別是股票資產的財富效果，主要是作用在持有多數股票財富的中老年世代。而有購屋需求的年輕世代，則可能因為房價的上漲，反而產生排擠消費的效果。這些實證結果與一般的直觀印象相符。
- 五、在對照總體與家戶層級的實證結果後，這份報告建議考慮以針對性較強的選擇性政策工具，進行金融監理防範資產價格與信用的過度擴張。作者們並具體提到以「信用擴張速度」以及「金融機構放款標準」建構預警訊號的可能性。這個部分雖然不是直來自本文的實證結果，但對照當前都會地區的房價居高不下，以及國內所得分配持續惡化的現況，具有進一步討論的價值。

討論與建議

如前所述，相對於期中報告，這份期末報告已相當程度地進行過資料與實證模型的更新。這部分的擴充，並未改變原有的主要結論。此外，作者們也已經加入原先所未考慮的政策意義討論。這份研究報告在格式與內容上也相當完整，其中所蒐集與整理的相關文獻，亦可供後續研究者進一步的對照與參考之用。基於這些理由，我不要求作者對期末報告內容再做大幅度的更動。所以，以下幾點意見僅供作者與委託單位後續參考之用。

- 一、房價向來是公共與財經政策所關心的焦點之一，極具重要性。但不同於一般商品價格，房屋價格具有高度的異質性，不易為一般研究者所實際測量。未來值得政府相關統計部門，以更全面客觀更具公信力的方式編制全臺與各區的房價指數，供政策評估與學術研究之用。
- 二、此文總體面的實證結果顯示，房屋與股票財富的變化對於民間消費並無明顯的(或僅有些微的)影響效果。結合表 3 與這個結果來看，民間消費在時間序列過程的主要變化，似乎還是來自於景氣循環(所得變化)的影響。

這個結果是否能進一步用於區分貨幣政策對民間消費的影響管道？

- 三、 文中提到以「信用擴張速度」以及「金融機構放款標準」，這兩個可以實際觀測的指標建構金融監理的預警訊號。我想這是一個有趣的想法。或許實務上，委託單位已經採用了類似的指標，進行相關業務。在學術研究上，也值得後續研究評估，此類指標對於解釋資產價格泡沫化之發生機率的合理性。

其它細節

- 一、 建議作者列出第 21 頁與第 22 頁所分別提到的 Hausman test 與 Sargan test 之檢定統計量，以及檢定的進行方式。
- 二、 本文所採用的迴歸模型係數是假設為固定的。第 23 頁第 2 段所提到的邊際消費傾向，在全樣本與個別年度之間的差異，實際上是如何計算的？

王教授泓仁答覆：

- 一、 關於黃教授提到選擇當期工具變數的問題。我們會再做一次 robustness check，看看當期變數是否適合做工具變數，如果不適合，將這些變數去掉會不會對結論有影響。
- 二、 黃教授提到 Permanent Income Hypothesis 和我們的結果有不一致的地方。我們在 Permanent Income Hypothesis 方面，沒有辦法作太多處理。我們曾經以 VAR model，做 out-of-sample prediction，將這些預測值視為可預期到的變數，但由於樣本期間較短，模型變數多，自由度不足，這些結果並不 robust。我們的結果，由所得係數來看，是拒絕 Permanent Income Hypothesis。本文中有提到，Permanent Income Hypothesis 是建立在許多前提下，我們可進一步討論這些前提在台灣的經濟體不可能成立，我們會說明得更清楚。
- 三、 關於資料的部分，我們使用行政院主計處的資料庫，是否在這資料庫中找到適合做為工具變數的變數，我們必須再想想看。
- 四、 有關陳研究員提到，應列出檢定統計量，我們會照辦。

陳教授南光答覆：

- 一、 房價指數方面，營建署、聯徵中心都有資料。聯徵中心的資料最齊全，但時間不夠長。目前該資料僅供內部參考，不知未來是否公布。
- 二、 關於邊際消費傾向的計算，我們是用這個式子： $MPC=E*(C/W)$ ，其中 C 代表消費，W 代表財富，E 代表彈性。我們假設彈性是固定的，由於不同時間點的消費對財富的比值略有不同，因此 MPC 的計算，會因衡量之時點的不同而有差異；我們分別考慮樣本期間之平均消費對財富比、以及樣本期末的消費對財富比。

貳、本行同仁發言意見與報告人答覆(依發言順序記錄)：

吳研究員懿娟及計量科同仁：

- 一、 建議未來的研究方向或可嘗試採用「考量變數內生性問題之非線性門檻模型」來探討財富/價格的上漲與下降，是否對消費產生非對稱效果。
- 二、 p.41 表 3 之註 3 說明「解釋變數尚包含（未列出）時間趨勢項、時間趨勢平方項、及季虛擬變數。」由於表中迴歸式之變數似為差分後之數列，不知另加入時間趨勢項、時間趨勢平方項之意義係為何？
- 三、 p.5 針對表 1(p.39)，提到房屋財富占家庭總資產的比率(按市價計算)在 2007 年為 38.39%，而有價證券資產持有比率(按市價計算)2007 為 18.8%，但對照表 1，並未看到此相關數字？經查主計處已發布至 2008 年數值，且其 2007 年數值似和本文不同，能否補充說明之？此外，p.18 說明本文採用 1991-2006 年「家庭收支調查資料庫」，不知是否該資料庫已有 2006 年以後資料？
- 四、 p.40 表 2(b)為家庭收支調查資料各群組的敘述統計量，最後兩欄為房價指數及股價指數，其中各群組的股價指數數值相同，但各群組的房價指數數值不同，請問這兩項資料是如何定義的？

- 五、 p. 20 關於總體變數之實證模型，其中採取工具變數估計法，所放的工具變數有考慮本國實質出口總值，請問為何考慮此一工具變數，因為期中報告並未考慮此一變數。
- 六、 p. 25 第三段第二行提到「股價上升對於南部家庭的總消費沒有顯著的效果，但是對於北部家庭則有顯著的正面效果，其彈性為 0.062」，經對照表 5(p. 45)，上文敘述似應為「股價上升對於北部家庭的總消費沒有顯著的效果，但是對於南部家庭則有顯著的正面效果，其彈性為 0.062」？

王教授泓仁答覆：

- 一、 使用門檻模型是很好的建議，值得後續研究。
- 二、 使用出口做為工具變數，是因為該變數必須與財富有關，但與消費無關。出口是台灣經濟成長中很重要的因素。不用進口，或出口加進口，是因為進口跟消費有相關，不宜作為工具變數。
- 三、 我們所使用的資料，係扣除資料有缺漏的年份後，較齊全的年份。
- 四、 我們使用的模型，發現 first stage regression 的解釋能力相當好。我們用水準值，加入時間與時間的平方項，然後再取一階差分。我們會再修飾文字，避免誤解。

蔡專員曜如：

- 一、 本文實證估計中，房屋財富或房價變動對各類消費之影響多不顯著或為負面影響，惟若以同期變數估計，則呈現顯著正面影響結果，似宜再加補充說明。
- 二、 鑑於房市與股市兩者流動性差異大，變數落後期數可能影響對消費之反應，似可以不同落後期數加以測試。
- 三、 相關實證之其他金融資產僅以定存與外幣存款為變數，似宜考量國外海外證券投資之影響。

何副研究員棟欽：

- 一、 本文圖 4 無法顯示房價與消費者支出之關係，若兩者關係密切則後續的實

證將較有意義，建議圖 4 之房屋與股票分開處理。

二、 p. 12：「2. 實證文獻回顧」一節，建議稍微著墨「房貸市場越發達，則房價與消費者支出之關係會更強」之相關說明，及房貸市場指數（mortgage market index）之觀念。

三、 本文（1）式認為財富、利率、所得會影響消費者支出，國外有些文獻則尚考慮失業率、通膨率、淨金融財富（金融資產減金融負債）、信心等變數。

四、 本文利率使用實質存款利率，國外有些文獻則使用實質房貸利率。

嚴處長宗大：

資產價格波動的政策意涵似乎跟主題比較沒有直接相關，我個人建議在結論或政策意涵裡，能將這一部份簡單寫一些。