

# 從消費支出檢視房屋財富效果

朱芳妮、楊茜文、林俞君、洪志興\*

## 摘要

房地產占家庭財富的重要比例，因此房價變動應會對家庭的決策產生重要影響。本研究分析臺灣四大都會區及八種不同類型的消費，將房價變動分為可預期與不可預期的變動，檢驗房價變動對消費影響的財富效果。實證發現，房價變動對消費的影響在各區域有不同的表現。可預期的房價變動對消費的影響，在臺北市的娛樂和文化服務具有統計上的顯著。消費對不可預期房價變動的反應，臺中高雄地區的消費種類大多呈現正向顯著，而臺北市與新北市的交通以及娛樂和文化服務為負向顯著。就全臺而言，在住宅負擔較嚴峻的雙北地區，其房屋財富效果低於中南部地區。本文發現消費對房價變動反應有區域性的差異，隱含家庭房屋財富效果在南北地區的不同。

關鍵詞：房價、消費、財富效果

JEL 分類代號：E21, R10, R20

---

\* 四位作者分別為聯繫作者：楊茜文，逢甲大學財務金融學系助理教授，407102 臺中市西屯區文華路 100 號，電話：04-24517250 轉 4179，E-mail: [cwyang@fcu.edu.tw](mailto:cwyang@fcu.edu.tw)；朱芳妮，國立政治大學地政學系助理教授，11605 臺北市文山區指南路二段 64 號，電話：02-29393091 轉 51656，E-mail: [fnchu@nccu.edu.tw](mailto:fnchu@nccu.edu.tw)；林俞君，國立政治大學財務管理學系碩士生，10633 臺北市大安區仁愛路四段 296 號，電話：02-27551399，E-mail: [107357013@nccu.edu.tw](mailto:107357013@nccu.edu.tw)；洪志興，國立高雄科技大學金融系教授，81164 高雄市楠梓區卓越路 2 號，電話：07-6011000 轉 33130，E-mail: [hunpeter65@nkust.edu.tw](mailto:hunpeter65@nkust.edu.tw)。作者誠摯感謝兩位匿名審查委員與編輯委員對文章的細心指正與寶貴意見。文中如有任何缺失，由作者自負。

投稿日期：110 年 3 月 9 日；修訂日期：民國 110 年 6 月 25 日；

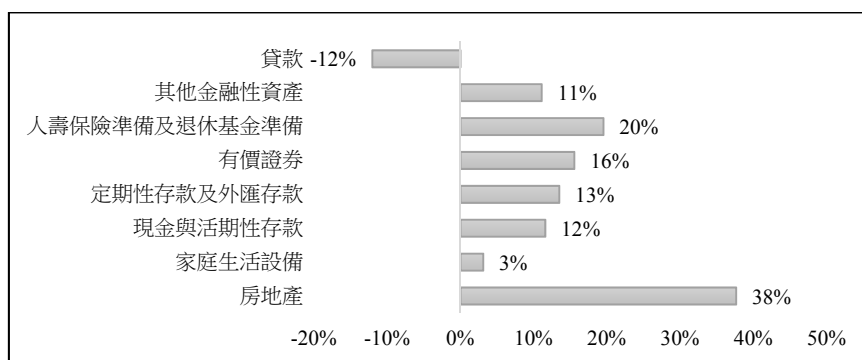
接受日期：111 年 3 月 7 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 58:2 (2022), 247-290。

臺北大學經濟學系出版

## 1. 前言

根據臺灣家庭收支調查統計，臺灣 1990 年的自有住宅率已經達到 80%，至 2018 年則增加至 84%。此外，如圖 1 所示，房地產占臺灣家庭資產近 40%，相較於其他金融資產約落在 11% 至 20% 之間為高，顯示房地產占家庭財富的重要比例。房價變動會改變房屋的財富價值，進而影響家庭的消費支出，即房屋財富效果。由於消費占國內生產毛額高達六成，了解房價對消費的影響，也受到學術研究與執政當局的關注 (Case et al., 2005, 2013; Mian et al., 2013)。



資料來源：行政院主計總處國富統計。

圖 1 2017 年臺灣家庭部門資產負債

關於房價影響消費的管道，Friedman (1957) 與 Ando and Modigliani (1963) 以生命週期恆常所得假說 (life-cycle permanent income hypothesis) 描述家庭消費與財富之間的關係。他們指出家庭在跨期決策中，終生恆常所得與財富的變動會對消費產生影響。之後，Hall (1978) 加入理性預期的概念，指出消費為一隨機漫步的過程，說明理性預期的家庭，當期消費已反應過往的所有資訊，在追求效用極大化的前提下，消費應具有跨期平滑的特性，稱之為消費平滑 (consumption smooth)。Flavin (1981) 與 Campbell and Mankiw (1990) 則以借貸限制作為解釋消費對當期所得與財富變化有顯著反應的原因。換言

之，可預期的資訊已被當期的決策所反應，因此在家庭沒有借貸限制之下，當期消費並不會對可預期的所得與財富變動有所反應，至於有借貸限制的家庭則可能透過資產價格的變化來影響其借貸限制，進一步影響當期消費；反之，不可預期的所得與財富變動則會透過終生恆常所得與財富的改變對當期消費產生影響，也就是財富效果。

房價變動會改變房屋的財富價值，進而影響家庭的消費支出。過去從財富管道探討房價變動對消費影響的研究，Campbell and Cocco (2007) 以英國地區的個體資料進行實證，發現房價上漲會帶動消費成長；Mian et al. (2013) 發現在美國金融海嘯期間，房價下跌會使家庭淨資產減少，進一步使消費支出減少。然而，也有文獻以抵押品價值管道說明房價上漲會增加房屋價值，使家庭的借貸限制放寬與銀行放款的增加，進一步造成家庭消費支出的成長，而此為房屋抵押品價值在借貸市場的角色 (Iacoviello, 2004)。相較於財富效果與抵押品價值管道說明房價與消費的因果連結，Attanasio et al. (2009) 則提出不同的論述，他們同樣使用英國的資料進行實證，發現 1980 年至 1990 年代英國房價和消費支出的成長是受到家庭收入增加的影響，也就是房價、所得與消費的一致性變化是共同因素所致，因此房價與消費並不存在因果連結的財富效果或抵押品價值管道。

房價變動對消費影響的房屋財富效果，依據理性預期生命週期 / 恆常所得假說，由於當期消費已反映當期所有的可預期資訊，因此財富效果應為不可預期的財富變動。尤其是相較於金融財富（如股票與儲蓄），房市交易頻率較低以及房屋財富量的變動在生命週期中不常發生，房屋財富的變化應是受到房價變動的影響，故房屋財富效果應為來自於不可預期的房價變化。過去的研究，Campbell and Cocco (2007) 與 Paiella and Pistaferri (2017) 等也指出房屋財富效果主要是來自於不可預期的房價變化。此外，房價變動對不同消費財貨的影響也可能不同，如透過借貸限制的影響是必要性支出，而預防性儲蓄則是針對權衡性 (discretionary) 支出 (Gan, 2010)。關於不

同消費財貨的反應，過去文獻主要著重在探討所得變化對不同消費財貨支出的影響，如 Heffetz (2011) 發現能見度 (visibility) 較高的消費財貨，如衣著服飾等，其所得彈性較高，隱含能見度較高的消費財貨傾向為奢侈品；而 Charles et al. (2009) 則進一步指出所得變化對不同消費財貨的影響程度在不同所得級距與種族之間有顯著的差異；然而探討消費對財富變動的反應較少。<sup>1</sup> 因此，探討不同消費財貨對於可預期與不可預期房價變動的反應能對房屋財富效果有進一步了解。

過去探討房價對消費影響的研究，在資料屬性部分，總合的資料可以分為全國的時間序列與各區域的追蹤資料。全國性的資料由於忽略不動產具有地域性的特質，因此無法準確地捕捉房屋財富效果；例如，各地區的房價波動特徵不同，Carroll et al. (2011) 認為高價格波動頻率會降低財富效果。至於區域的追蹤資料，Benjamin et al. (2004) 與 Case et al. (2005) 採用美國 50 州的季別追蹤資料，發現房屋財富效果顯著。<sup>2</sup> 國內臺灣的研究，Lin et al. (2019) 與 Cheng et al. (2020) 皆以總合的全臺季資料，以向量自我迴歸模型檢驗房價與消費的關係，發現房價對消費影響顯著。然而，陳南光與王泓仁 (2011) 同樣使用全臺總合資料進行檢驗卻發現臺灣房屋財富效果不顯著。故此，以總合資料探討臺灣房屋財富效果尚未有一致的結論。至於採用個體資料或針對消費項目分類的研究，陳南光與王泓仁 (2011) 比較財富效果的南北差異，以及耐久財貨與非耐久財貨對於資產價格變動的反應，Cheng et al. (2020) 則細分消費財貨，發現房價上漲對非耐久財貨的休閒娛樂有顯著正向的影響。上述臺灣的研究，一

<sup>1</sup> Charles et al. (2009) 定義可見的消費 (visible consumption) 為透過社交行為能展現出個人經濟與社會地位的商品。

<sup>2</sup> 美國各州追蹤資料的實證研究，Benjamin et al. (2004) 與 Case et al. (2005) 以不同的資料來源評估房屋財富與金融財富對消費的影響，發現消費對房屋財富變動的反應大於金融財富的變動。Guren et al. (2021) 則採用美國各城市間的追蹤資料，發現房屋財富顯著，但其影響程度小於先前研究的發現，此與貸款成數有關。

方面由於未針對財富變動來源進行分解與不同消費項目的反應進行探討，因此難以捕捉房屋財富效果的可能影響管道；陳南光與王泓仁（2011）與 Cheng et al. (2020) 雖有針對不同消費項目分類，但都未進一步探討財富變動的來源，即不可預期與預期的成分。另一方面，因多採用全臺資料進行實證，忽略了房市的地域性故無法了解地區財富效果的差異；陳南光與王泓仁（2011）雖有針對南中北部進行比較，但未針對縣市個別比較且股價與房價同時考量於實證模型之中故難以刻畫出單純的房屋財富效果。<sup>3</sup>

不動產市場具有地域性特質，臺灣南北不論是在房價水準與住宅負擔等也都有所差異。由於房價變動所帶來的正向財富效果，在居住與生活成本較高的地區可能會被抵銷甚至轉為負向，故房屋財富效果可能會隨著居住與生活成本的差異而有所不同 (Buiter, 2010)。圖 2 與圖 3 為臺灣四大都會區：臺北市、新北市、臺中市與高雄市的房價所得比與貸款負擔率，可以發現臺北市與新北市（簡稱雙北地區）的房價所得比與貸款負擔率皆在全臺水準之上，在 2008 年之後的差異更是明顯，包括與全臺水準相比以及雙北地區之間的差距，而臺中市與高雄市的走勢與全臺水準相似，逐年呈現些微的上升。鑒於臺北市與新北市相對於中南部都會區（臺中市與高雄市）的住宅負擔嚴峻與高居住成本，以及雙北之間的差距也在 2008 年後明顯增加，本研究將四大都會區分為臺北市、新北市與中南部地區。

房價變動是否能透過財富效果對消費支出產生影響，過去已有相當的文獻以國外資料進行檢驗，但臺灣的實證研究較少，如陳南光與王泓仁（2011）、Lin et al. (2019) 與 Cheng et al. (2020) 等。本研究採用 1993 年至 2018 年臺北市、新北市、臺中市與高雄市四大都會區的房價與消費資料，以及按主計總處將臺灣家庭收支調查將消費分為八種不同類型的財貨，探討房價變動對消費支出的影響，並區分可預期的與不可預期的房價變動，以補足現有文獻之缺口。相較於臺灣過去的

<sup>3</sup> Carroll et al. (2011) 認為金融與房屋資產的性質不同，因此在探討財富效果時應將兩者分開。

實證研究，本文的貢獻如下：首先，與過去文獻，如陳南光與王泓仁（2011）以及 Cheng et al. (2020) 檢驗臺灣同期或落後期的房價變動對消費影響之文獻不同的是，本文依據理性預期生命週期 / 恆常所得假說，檢驗可預期與不可預期的房價變動對消費的影響，透過不可預期的房價變動來捕捉房屋的純粹財富效果。<sup>4</sup> 第二，過去探討房價對消費影響的文章，多著重於對非耐久財貨的影響（如 Lin et al., 2019），本研究將檢驗不同類型的消費財貨對房價變動的反應，透過探討房價變動時能影響哪些類型的消費支出，可以了解臺灣各縣市房價變動下對不同消費財貨支出的影響，有助於了解房屋財富效果的可能影響管道，以及房價上漲所導致各區生活成本變化的差異與消費支出的關聯，提供未來政策建議與產業發展的方向。

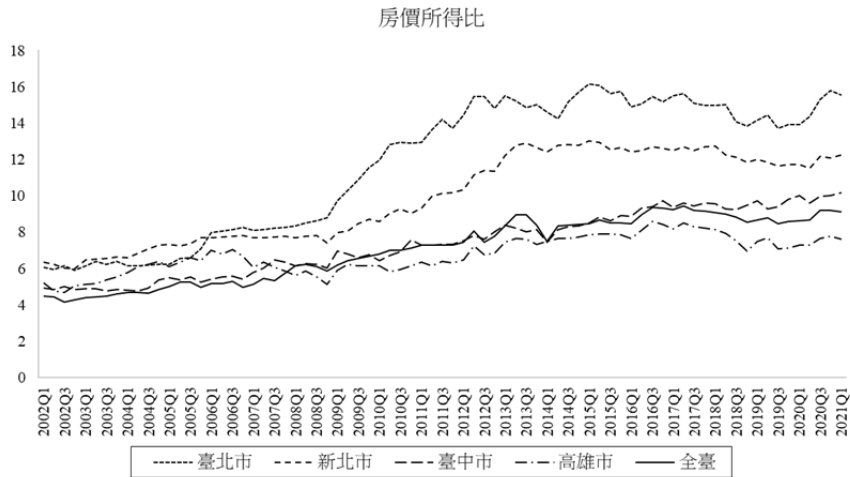
本文共分為 5 個章節，除前言外，第 2 節為文獻回顧；第 3 節為實證模型與資料說明；第 4 節為資料敘述與實證分析；最後為結論與建議。

## 2. 文獻回顧

過去探討房價與消費之間關聯性的研究，主要可以分為探討因果關係的財富效果與抵押品價值的兩個管道，以及房價與消費不存在因果關係的共同因素。首先，財富效果說明房價上漲會提升家庭財富的價值，透過終生恆常的財富變動來影響消費。<sup>5</sup> Campbell and Cocco (2007) 使用英國家庭收支調查 (Family Expenditure Survey) 資料，檢驗 1988 年至 2000 年的房屋財富效果，發現年紀較長與自

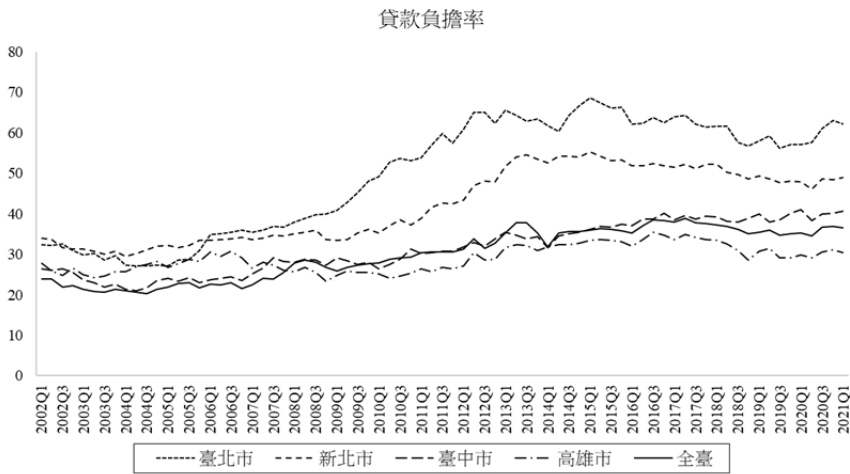
<sup>4</sup> 以不可預期的房價變動來捕捉財富效果為本文主旨，但這並不代表房價變動會透過抵押品價值管道來影響消費。此外，目前研究臺灣抵押品價值管道也有所限制，其原因包括由於臺灣家戶再融資並不普遍（陳南光與王泓仁，2011），以及受限於再融資可取得的資料缺乏。

<sup>5</sup> 財富價值的變化，除了價格變動因素外，亦有可能會受到資產持有量變動的影響。惟房地產的交易並不頻繁，以及量的變動可能僅是來自於資產組合的變化 (Paiella and Pistaferri, 2017)，因此通常以價格變動視為財富價值變化的主要影響因素。



資料來源：內政部地政司。

圖 2 2002Q1 至 2021Q1 全臺與臺灣四大都會區房價所得比



資料來源：內政部地政司。

圖 3 2002Q1 至 2021Q1 全臺與臺灣四大都會區貸款負擔率

有住宅的家庭群組，其消費受到房價變動的影響為正向，且顯著大於年輕與租屋的家庭群組，並發現英國各地區消費成長的差異可以

由各地區房價上漲程度的差異所解釋，因此確認了房屋財富效果的存在。Carroll et al. (2011) 考量消費對房價變動的反應速度與時間長度，發現房屋財富增加 1 美元，會造成 2 美分的即時性消費變化，長時間下則可以帶來 9 美分的消費支出增加，顯示房屋財富效果的存在。然而，也有部分文獻發現房價變動所帶來的財富效果，也有可能受到未來生活成本的增加而抵銷。Buiter (2010) 與 Berger et al. (2018) 發現房價上漲雖然會增加擁屋者的房屋財富，但也代表擁屋者同時需負擔高物價的消費支出，因此抵銷了房屋財富效果。Waxman et al. (2020) 以 2011 年至 2013 年中國各地區的信用卡與金融卡交易資訊進行研究，發現房價上漲 10% 時非住房相關消費會下降 9%；由於欲購屋者多屬於中低產階級，以及房地產長期可以增加家庭財富，因此房價上升時會使家庭減少消費與增加儲蓄。此外，對於把房屋作為自住消費的家庭來說，房屋財富增加可以幫助家庭在房價上漲時進行避險，避免租金上漲所造成的金融損失，因此房屋財富變動並不能帶來實質財富的增加，而是家庭居住必要支出的避險工具 (Sinai and Souleles, 2005)。至於國內的文獻，陳南光與王泓仁 (2011) 使用總體資料與家庭收支調查資料檢驗資產價格變動對消費的影響。他們發現使用總體資料的實證結果顯示臺灣的財富效果並不顯著，其可能是由於總體資料會掩蓋不同族群對於消費分配的效果；至於個體資料的實證結果，他們發現房價上漲對各年齡層以及北部地區的消费影響為負向，但南部地區的消费較不會受到房價變動的影響。其他以財富效果探討房價對消費影響的文獻，亦可參考 Aoki et al. (2002)、Case et al. (2005, 2013)、Carroll et al. (2011)、Guren et al. (2021) 等。

第二個連結房價與消費的管道是抵押品價值。房價上漲會增加房屋的抵押品價值，因此放寬了家庭的借貸限制，透過借貸市場而造成消費增加。Iacoviello (2004) 以理論模型強調房價具有抵押品價值的角色，因此在考量房價與消費的關係時，除了單純的財富效果外，亦不可忽略房價與抵押品價值的變動。抵押品價值管道通常與



金融市場的發展有關，過去實證文獻也發現再融資市場不成熟的國家，房價對消費的影響不顯著 (Aron et al., 2012; Barrell et al., 2015)。例如，Aron et al. (2012) 證實在信貸市場自由化下，美國與英國的消費支出會因為房價提升而增加，而日本的信貸市場的自由化程度較低，故自 1961 年至 2008 年間，日本消費支出與房價間的變動沒有顯著的正向效果。

上述管道，不論是財富效果與抵押品價值皆是強調房價與消費之間的因果關係，然而房價與消費同時成長的現象亦有可能是來自於共同因素所致。Attanasio et al. (2009) 使用英國家庭的個體資料，發現房價上漲對消費的影響為正向，且年輕群組受影響的程度大於年老群組，因為年輕族群擁有較長的生命週期與較高的未來所得成長，因此支持房價與消費的同時成長現象是受到共同因素的影響，如景氣循環與金融自由化；而此與前述的支持財富效果存在的 Campbell and Cocco (2007) 結論相左。之後，Cristini and Sevilla (2014) 以 Campbell and Cocco (2007) 與 Attanasio et al. (2009) 的資料與實證模型為基礎重新檢驗，結論支持共同因素假說。

除了房價可以透過不同的管道來影響消費外，消費對房價衝擊的反應也會在各財貨種類上有不同的表現。Bostic et al. (2009) 發現相較於 2000 年後，在 1990 年代期間，耐久財貨的消費彈性與房屋財富的關聯性較高；Gan (2010) 則發現非必要支出的權衡性消費（餐廳與休閒娛樂支出）受到房屋財富變化的影響顯著；Lovenheim (2011) 則發現房屋財富效果增加會提升大學註冊率，即教育支出的房屋財富效果；Zhang (2019) 使用荷蘭家計單位的樣本，發現房價與耐久財支出具有強烈的關聯；May et al. (2020) 以澳洲區域為樣本，發現耐久財貨對房屋財富變動的顯著反應。臺灣的研究，Cheng et al. (2020) 使用 2007 年至 2018 年總合的季資料，以向量自我誤差修正模型檢驗房價與消費的關係，發現房價上漲對非耐久財貨的休閒娛樂有顯著正向的影響。

依據上述探討房價與消費關聯的研究，文獻上仍未具有一致的共識，以及不同類型的消費財貨反應可能不同，而目前臺灣相關的

實證文獻較少。如陳南光與王泓仁（2011）以臺灣總體與家庭個體資料，實證發現相較於股票價格變動的影響，房價變動對臺灣消費支出的影響較不明顯，並指出總體層面的資料會掩蓋不同族群對於消費分配的效果；但針對不同群組的實證結果，房價上升時，年輕與老年族群的消費支出皆會下降，中年族群雖也呈現些微下降但為不顯著；他們也發現房價變動對消費的影響存在南北差異，南部的消費變動較不會受到房價影響，但是北部地區的房價上升會使家庭的總消費減少。其他臺灣的實證研究，Lin et al. (2019) 採用 1998 年至 2013 年總合的季資料，以向量自我迴歸模型分析消費對房價衝擊的反應，發現房價上漲衝擊對消費具有負向影響；相反的，Cheng et al. (2020) 將消費項目細分，則發現休閒娛樂消費對房價上漲衝擊有正向反應。

上述檢驗財富效果的文獻，針對財富變動的部分，僅有部分文獻對可預期與不可預期的房價變動做檢驗，如 Campbell and Cocco (2007)、Disney et al. (2010)、Browning et al. (2013)、Paiella and Pistaferri (2017) 與 Andersen and Leth-Petersen (2021) 等。<sup>6</sup> 因此，本研究以臺灣四大都會區為樣本範圍，將其分為臺北市、新北市與中南部地區，並區分可預期與不可預期的房價變動以及將消費支出項目進行分類，檢驗房價對消費影響的房屋財富效果。

### 3. 研究假說、實證模型與資料說明

本研究利用縣市家庭收支調查的資料，探討房價變動對於不同消費支出類型的影響，下列說明研究假說、實證模型與資料。

#### 3.1 研究假說

Hall (1978) 指出在理性預期生命週期 / 恆常所得假說，消費為

<sup>6</sup> 關於財富變動的分解，除了可預期與不可預期外，還包括暫時性與永久性的變動，如 Lettau and Ludvigson (2004) 發現房屋財富效果，永久性的衝擊會大於暫時性的衝擊。Carroll et al. (2011) 與 Hui et al. (2012) 發現消費在長期的房屋財富邊際傾向大於短期。

一隨機漫步的過程，當期的所得與財富變動無法預測消費的變動，當期的消費支出已反應過往的所有資訊，只有不可預期到的所得與財富才會影響當期的消費支出。基於此，本研究探討房價變動對消費的影響，首先提出假說 1：

**假說 1.** 在可預期的房價變動下，家庭可以透過歷史的房價與所得資訊預測房價走勢，因此可預期房價變動不會影響消費支出。

假說 1 的可預期變數，本研究利用兩階段工具變數法，以第一階段的估計值視為可預期變數。由於房價變動所帶來的財富效果為不可預期的房價變動，因此同樣利用兩階段工具變數法，以第一階段估計之殘差值視為不可預期的變動，<sup>7</sup> 提出假說 2：

**假說 2.** 不可預期的房價變動會對消費有顯著影響，即房價變動可以為家庭帶來房屋的財富效果。

由於房地產市場具有地域性的特質，不同地區的居住生活成本與住宅負擔等程度不相同，因此房價變動對於各地區所帶來的財富效果也會有所差異，尤其是相較於中南部地區，臺灣近年住宅負擔的變化趨勢以北部較為明顯，而臺北市與新北市的差距也有增加的現象，如圖 2 與圖 3 所示，因此正向的財富效果在雙北地區可能會被抵銷甚至轉為負向。為了解各地區房價對消費支出的影響，提出假說 3：

**假說 3.** 臺灣各都會區的房價變動亦會對消費支出的變動具有差異性，因此帶來的財富效果也有所不同。

### 3.2 實證模型

為了檢驗房價變動對消費支出的影響，以及觀察各都會區財富效果的差異，參考 Campbell and Cocco (2007) 實證房價變動對消費影響的模型，我們納入了地區虛擬變數於模型之中，由於臺北市與

<sup>7</sup> 過去以兩階段工具變數法捕捉可預期與不可預期變數，請參見 Campbell and Cocco (2007)。

新北市的住宅負擔明顯高於中南部地區（見圖 2），因此我們以臺中與高雄為比較基準，設定虛擬變數  $D_1=1$  代表臺北市， $D_2=1$  為新北市，房價與消費同期估計的基礎模型，(1)式如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln INC_{it} + \alpha_2 \Delta \ln HP_{it} + \alpha_3 \Delta \ln HP_{it} \times D_1 \\ & + \alpha_4 \Delta \ln HP_{it} \times D_2 + \alpha_5 RATE_t + \alpha_6 Z_{it} + \alpha_7 X_i \\ & + \alpha_8 T_t + e_{it}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中，下標  $i$  代表四大都會區：臺北市、新北市、臺中市與高雄市， $t$  代表時間。 $C$  為消費支出， $INC$  為可支配所得， $HP$  為房價， $RATE$  為實質利率。除了實質利率外，其餘變數均以自然對數差分的方式表示為成長率。 $Z$  為控制變數，包括地區失業率控制地區經濟條件，以及房地產市場流通天數來控制房市可能實現的資本利得。 $X$  與  $T$  為控制地區特徵與時間的虛擬變數。估計係數， $\alpha_2$  代表房價變動對消費的影響，由於房價與消費變數皆取自然對數差分，在經濟意義可以視為彈性（包括所得的估計係數  $\alpha_1$ ）。當估計係數  $\alpha_3$  與  $\alpha_4$  顯著異於零，則代表臺北市與新北市的消費反應顯著異於臺中高雄地區（假說 3）。為了探討不同類型消費財貨對房價變動的反應，我們將應變數消費支出分為八種類型：食品與菸酒、衣著服飾、醫療保健、交通、通訊、娛樂和文化服務、教育，以及加總的總消費。<sup>8</sup>

根據理性預期生命週期 / 恆常所得假說，當期消費僅會對不可預期的所得與財富變動有所反應，因此可預期的所得與財富變動應不會對當期消費有顯著影響，即假說 1。為了檢驗假說 1，以及更進一步確認房屋財富效果的存在，依循 Campbell and Cocco (2007) 的實證模型建立以下迴歸：

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{it} = & \lambda_0 + \lambda_1 E_t \Delta \ln INC_{it} + \lambda_2 E_t \Delta \ln HP_{it} + \lambda_3 E_t \Delta \ln HP_{it} \times D_1 \\ & + \lambda_4 E_t \Delta \ln HP_{it} \times D_2 + \lambda_5 E_t RATE_t + \lambda_6 Z_{it} + \lambda_7 X_i \\ & + \lambda_8 T_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

<sup>8</sup> 傳統消費理論所提及的財富效果是針對非耐久財貨之消費支出。本文使用的是年資料，且在偏向耐久財貨的消費種類中，亦包括耐久財貨所延伸的服務支出，因此在分析上為代表該消費項目的相關支出，並非純粹的耐久財貨。

式中， $E$  代表預期符號，(2)式檢驗的是可預期的所得與財富變動對消費的影響。 $\lambda_1$  與  $\lambda_2$  為可預期的所得與房價變動對消費的影響，若家計單位不具有借貸限制，其估計係數應不具有統計上的顯著。理性預期指出財富效果應為不可預期的所得與財富變動，透過對恆常所得與財富的改變，進而影響消費，因此當期消費不可預期的變化部分，應是受到不可預期的所得與財富變動所影響，即假說 2。為了檢驗假說 2，建立實證迴歸 (3) 式為：

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_{it} - E_t \Delta \ln C_{it} = & \beta_0 + \beta_1 (\Delta \ln INC_{it} - E_t \Delta \ln INC_{it}) \\ & + \beta_2 (\Delta \ln HP_{it} - E_t \Delta \ln HP_{it}) \\ & + \beta_3 (\Delta \ln HP_{it} - E_t \Delta \ln HP_{it}) \times D_1 \\ & + \beta_4 (\Delta \ln HP_{it} - E_t \Delta \ln HP_{it}) \times D_2 \\ & + \beta_5 (RATE_t - E_t RATE_t) + \beta_6 Z_{it} \\ & + \beta_7 X_i + \beta_8 T_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

(3) 式為檢驗不可預期的消費變動部分，是否可藉由不可預期的所得與財富變動所解釋，即估計係數  $\beta_2$  顯著大於零代表房價對消費影響的財富效果（假說 2）， $\beta_3$  與  $\beta_4$  則代表財富效果是否存在地區性的差異（假說 3）。

關於上述 (1) 式至 (3) 式的估計中，我們已納入控制地區景氣的失業率、地區特徵與共同因素的地區與時間的虛擬變數，為了確認實證結果的穩健性，我們也納入經濟成長率與儲蓄率作為總體與共同因素的控制變數進行估計，由於結果相似故呈現於附錄。此外，上述 (2) 式與 (3) 式中，可預期與不可預期的變數，如前小節 3.1 所述，本研究採用兩階段最小平方法，以工具變數進行估計的方式處理；此一方面可以解決 (1) 式中，消費、所得與房價變數同期所產生的內生性問題，另一方面藉由工具變數的估計，得到消費、所得、房價與實質利率預期項的變數。關於不可預期項的變數，則是藉由工具變數法，以第一階段估計的殘差視為變數不可預期的部分。上述工具變數的選取，我們參考過去消費實證文獻使用落後 1 期與 2

期的消費項目、所得與房價作為工具變數（如陳南光與王泓仁，2011）。<sup>9</sup>

### 3.3 資料說明

本研究的主要資料為房價、消費支出與所得，分別來自於信義房屋的信義房價指數與行政院主計總處的臺灣家庭收支調查。信義房價指數為季資料，臺灣家庭收支調查為年資料，為統一資料頻率房價指數採用四季平均的方式處理，資料期間為 1993 年至 2018 年。關於消費支出，以每戶家庭平均的消費支出金額表示。<sup>10</sup> 關於各消費種類財貨，依據主計總處公布的資料可以分成九種（含總消費），惟納入涵蓋設算租金的住宅服務會導致房價與房租之間的推論謬誤，故不列入本文檢驗房屋財富效果的消費項目，本文採用八種類型的消費支出，如表 1 所示。<sup>11</sup>

其他變數，家庭可支配所得同樣為來自於家庭收支調查，實質利率採用臺灣銀行一年期定期存款機動名目利率扣除消費者物價指數年增率，資料來源為中央銀行。失業率為主計處統計的地區失業率，房市流動性為信義房屋的房屋流通天數，其資料均以平均方式轉成為年資料。上述變數，除了失業率與流通天數外，其餘變數皆以消費者物價指數轉化為實質變數。

<sup>9</sup> 此與陳南光與王泓仁（2011）不同的是，他們同時考量股票與房價於迴歸式，以及納入金融資產與本國實質出口總值為工具變數。由於我們關注在房屋財富效果，故以消費項目、所得與房價為工具變數。

<sup>10</sup> 臺中市與高雄市在 2010 年後縣市合併，因此在消費資料上本文採用回溯合併資料進行，我們將縣市同一年度的平均家庭消費支出乘上當年度地區的家庭戶數後相加，再除以縣市總家庭戶數。

<sup>11</sup> 家庭收支調查 2009 年後於消費支出的分類上，改依聯合國最新版用途別個人消費分類，受限於資料細項取得，因此將消費支出內容做調整：食品與菸酒項目自 2009 年後不包含在外伙食費和婚生壽慶喪祭宴費，通訊設備的購置費用於 2009 年後考量科技大幅改變生活習慣，被放入通訊支出中，以及將 2009 年後的餐廳與旅館消費資料排除。

表 1 消費種類

消費種類	內容
食品與菸酒	主食品、副食品、乳酪及蛋類、水果、糖及其他食品、飲料、菸草及檳榔。
衣著服飾用	衣著、服飾用品、鞋類。
醫療保健	醫療用品與器材、醫療服務、健保消費、人生意外災害醫療保險費。
交通	交通工具的購置、交通費、交通工具維修與保養費、交通保險費。
通訊	通訊工具購置、通訊設備保養管理費、通訊費。
娛樂和文化服務	娛樂器材及附屬品、娛樂消遣及文化服務、旅遊費用、書籍雜誌文具費用。
教育	教育與研究費用、各級學校學雜費、補習費。
總消費	總消費支出。

資料來源：行政院主計總處。

## 4. 資料敘述與實證分析

### 4.1 資料敘述

本研究的資料期間為 1993 年至 2018 年的年資料，選用臺北市、新北市、臺中市、高雄市等四大都會區作為主要研究城市，模型中的變數除實質利率外，其餘變數皆為地區性變數。表 2 為四大都會區總合的資料基本統計，如表所示，房價指數平均是 159.5，最小值與最大值為 94.3 與 268，差距高達 173.7，顯示不同都會區或是時間序列中，房價的差異與走勢有相當的變化。關於消費支出，家庭年總消費約為 62 萬，其中以住宅服務及燃料以及食品與菸酒類為主，年支出分別約為 18 萬與 15 萬，兩者相加占總消費的一半。其他變數，可支配所得約為 93 萬，最高可達約 124 萬。控制變數部分，失業率平均為 3.8%；實質利率為 1.7%，甚至小於零（見最小值為-2%），房市流通天數平均為 63 天，約為兩個月與一般市場直覺相符。

表 2 敘述統計表

變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值
房價指數	159.53	53.98	94.32	268.00
食品與菸酒類	149,583.60	36,178.89	91,172.81	223,904.00
衣著服飾用品	25,811.90	6,726.95	15,343.98	47,547.62
醫療保健	85,792.00	20,053.14	41,454.41	126,158.80
交通	19,488.36	7,146.14	5,130.15	28,365.21
通訊	71,016.33	12,296.88	50,749.90	98,016.98
娛樂和文化服務	47,569.73	17,713.26	26,780.71	105,896.60
教育	40,220.54	9,391.63	23,620.50	59,133.00
總消費	623,860.60	105,823.00	487,596.60	872,382.90
可支配所得	926,564.50	151,526.60	749,267.70	1,238,337.00
失業率(%)	3.80	1.07	1.40	5.90
實質利率(%)	1.66	1.94	-1.96	5.32
流通天數	63.52	21.06	37.23	114.17

資料來源：本研究整理。

在進行房價對消費支出影響的實證之前，本文對變數進行含趨勢項的 LLC 單根檢定 (Levin-Lin-Chu unit root test)，落後期數以 AIC 準則 (Akaike information criterion) 選取，檢驗各個變數在研究期間是否為定態。單根檢定結果如表 3 所示，除失業率與實質利率為在水準值為定態外，其餘變數均在取自然對數一階差分後顯示為定態。

表 3 單根檢定

變數名稱	水準值	自然對數取一階差分
房價指數	3.13	-2.61***
食品與菸酒類	0.31	-7.79***
衣著服飾用品	-1.84**	-9.71***
醫療保健	-4.55***	-9.12***
交通	-0.17	-8.16***
通訊	-4.95***	-3.80***
娛樂和文化服務	-0.86	-10.13***
教育	3.48	-7.38***
總消費	-2.15**	-9.47***
可支配所得	-1.58*	-11.52***
失業率	-2.34***	-
實質利率	-3.12***	-
流動天數	0.90	-4.13***

資料來源：本研究整理。

說明：1. 虛無假設為追蹤資料具有單根。

2. \*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。



## 4.2 實證分析

根據理性預期生命週期 / 恆常所得假說的財富效果，房價變動對消費支出影響的財富效果，應為不可預期的房價變動。為了檢驗房價變動對消費支出的影響，我們首先呈現(1)式基礎模型的房價與消費同期的估計，接著呈現可預期的房價變動對消費支出影響的結果，即以(1)式為基礎再藉由工具變數法估計得到(2)式的實證結果。最後，考量財富效果應為房價變動的外生衝擊，我們利用工具變數法中，第一階段估計的殘差值為不可預期的變動，實證呈現不可預期的房價變動對消費支出的影響，也就是(3)式的估計結果。

### 4.2.1 房價變動對消費支出的影響

表 4 為房價變動對消費支出影響的實證結果，呈現的是房價與消費同期的估計，即(1)式的基礎迴歸模型，表中分別依不同種類的消費支出呈現，以及是否考慮地區的經濟條件（失業率）與不動產市場流動性（流通天數）作為地區控制變數，至於考慮經濟成長率與儲蓄率的估計，由於與表 4 結論相似故列於附錄（請見附表 1）。

首先，我們觀察所得變動對消費的影響，即表中 $\Delta \ln INC$ 的估計係數。表中可以發現所得對消費的影響為正向，且大多呈現統計上的顯著，例如所得變動對食品與菸酒消費具有統計上顯著的影響，所得對於食品與菸酒消費的彈性為 34%至 36%。實質利率對消費的影響多為正向，但其值很小，與過去消費實證的研究發現相似。

第二，消費對房價變動的反應， $\Delta \ln HP$ 的估計結果呈現，除醫療保健為負向以及通訊設備、娛樂和文化服務與總消費不顯著外，其餘皆為正向，顯示大多消費種類對房價變動的反應為正向顯著。進一步觀察消費對房價變動反應的地區差異，也就是納入的虛擬變數的結果。以消費種類為食品與菸酒為例，即第(1)欄與第(2)欄之結果， $\Delta \ln HP \times D_1$ 與 $\Delta \ln HP \times D_2$ 皆為負向顯著，代表房價變動對食品與菸酒消費的影響雖為正向顯著，但在不同地區之間有顯著的差

異；以第(2)欄為例，房價對於食品與菸酒消費的彈性在臺中高雄為29%，臺北市會相較於臺中高雄為少約22%，新北市則是相較於臺中高雄為少34%。換言之，房價上漲對食品與菸酒消費的正向影響，在臺中高雄地區會顯著大於臺北市與新北市，且新北市食品與菸酒消費對房價變動的反應為負向。關於其他消費種類對房價變動反應在地區性的顯著差異，衣著服飾、醫療保健與通訊設備在北部地區的反應會相較於臺中高雄為多，交通、娛樂和文化服務、教育與總消費在新北市則是明顯相較於臺中高雄為少。

表4 房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒		衣著服飾		醫療保健		交通	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
截距項	-0.01 (-0.56)	-0.19* (-1.78)	-0.04 (-1.31)	0.05 (0.23)	0.04 (1.12)	0.11 (1.18)	-0.03 (-0.74)	-0.14 (-1.55)
$\Delta \ln INC$	0.34** (1.99)	0.36** (2.42)	1.05* (1.88)	1.02* (1.94)	0.16* (1.67)	0.14 (1.41)	0.47* (1.76)	0.47 (1.47)
$\Delta \ln HP$	0.24** (2.28)	0.29** (2.08)	0.26** (2.49)	0.21* (1.77)	-0.25 (-1.36)	-0.28* (-1.70)	0.24*** (3.00)	0.24** (2.49)
$\Delta \ln HP \times D_1$	-0.17** (-2.45)	-0.22*** (-4.12)	0.24** (2.43)	0.26** (2.49)	0.15*** (9.76)	0.16*** (4.04)	-0.10** (-2.28)	-0.14*** (-3.17)
$\Delta \ln HP \times D_2$	-0.29*** (-4.40)	-0.34*** (-7.32)	-0.26* (-1.90)	-0.24 (-1.54)	0.14*** (6.05)	0.16*** (3.41)	-0.32*** (-8.41)	-0.36*** (-8.31)
<i>RATE</i>	0.01 (1.08)	0.03* (1.80)	0.01 (0.55)	0.00 (0.05)	0.04* (1.93)	0.03*** (3.69)	0.014 (1.09)	0.03 (1.48)
<i>UNE</i>		0.05* (1.66)		-0.02 (-0.47)		-0.02 (-0.56)		0.03 (1.55)
$\Delta \ln LIQ$		0.04 (0.41)		-0.10 (-0.45)		-0.08 (-0.67)		-0.08 (-0.90)
應變數	通訊設備		娛樂和文化服務		教育		總消費	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
截距項	-0.08*** (-2.94)	-0.04 (-0.27)	-0.04*** (-2.58)	0.08 (0.71)	-0.04 (-1.23)	-0.10 (-0.88)	-0.01*** (-2.70)	0.01 (0.20)
$\Delta \ln INC$	0.66*** (3.93)	0.64*** (4.03)	0.63*** (2.64)	0.64** (2.44)	0.33* (1.72)	0.28 (1.45)	0.58*** (5.45)	0.57*** (5.87)
$\Delta \ln HP$	-0.06 (-0.59)	-0.09 (-0.76)	0.09 (0.46)	0.08 (0.34)	0.28*** (5.67)	0.25*** (3.25)	0.07 (1.16)	0.06 (0.92)

表 4 房價變動對消費支出的影響（續前頁）

應變數	通訊設備		娛樂和文化服務		教育		總消費	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
$\Delta \ln HP \times D_1$	0.28*** (5.32)	0.28*** (4.11)	-0.08 (-0.62)	-0.03 (-0.30)	0.01 (0.03)	-0.04 (-0.58)	-0.03 (-1.32)	-0.03 (-1.37)
$\Delta \ln HP \times D_2$	-0.06 (-1.13)	-0.05 (-0.99)	-0.29** (-2.41)	-0.25** (-2.06)	-0.11 (-1.54)	-0.14* (-1.68)	-0.16*** (-6.64)	-0.16*** (-8.60)
<i>RATE</i>	0.06*** (5.62)	0.05** (2.55)	0.01 (1.03)	-0.01 (-0.64)	0.03 (1.42)	0.04 (1.48)	0.01** (2.31)	0.01 (1.49)
<i>UNE</i>		-0.01 (-0.35)		-0.03 (-0.94)		0.02 (0.64)		-0.01 (-0.50)
$\Delta \ln LIQ$		-0.07 (-1.44)		0.06 (0.54)		-0.20* (-1.70)		-0.04 (-0.56)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 應變數為不同種類消費支出，依序為食品與菸酒、衣著服飾、醫療保健、交通、通訊設備、娛樂和文化服務、教育與總消費。解釋變數包括所得 (*INC*)、房價 (*HP*)、實質利率 (*RATE*)、失業率 (*UNE*)、流通天數 (*LIQ*)；除實質利率與失業率外，其餘變數皆以自然對數差分表示為成長率。 $D_1$  與  $D_2$  為虛擬變數， $D_1=1$  代表臺北市， $D_2=1$  代表新北市。估計包括地區與時間的虛擬控制變數（結果未列出）。

2. 表中 ( ) 數字為 *t* 值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。
3. \*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

在採用房價與消費同期的估計中，我們發現房價變動對於消費的影響，在食品與菸酒、衣著服飾、醫療保健、交通與教育的消費支出具有統計上的顯著。此外，不同種類消費支出對房價變動的反應中也有地區性差異，相較於臺中高雄地區，臺北市的食品與菸酒以及交通的支出反應會較少，而衣著服飾、醫療保健與通訊設備則較多；新北市除醫療保健的消費反應會相較於臺中高雄地區為多以外，其他消費種類，如食品與菸酒、衣著服飾、交通、娛樂和文化服務、教育與總消費則是相對為少。在此小節我們檢驗了(1)式基礎模型，但由於自變數與應變數的同期估計容易產生內生性問題，因此我們也進行了 Hausman 內生性檢定，據以說明我們的結果是可信的。如表 5 所示，除醫療保健與教育消費支出外，其餘結果皆通過了模型沒有內生性的 Hausman 檢定。

表 5 Hausman 內生性檢定

應變數	自變數	F 值統計量	p 值
食品與菸酒類	房價指數	0.18	0.67
	可支配所得	0.04	0.84
衣著服飾用品	房價指數	0.14	0.71
	可支配所得	0.28	0.60
醫療保健	房價指數	6.95**	0.01
	可支配所得	0.34	0.56
交通	房價指數	2.29	0.13
	可支配所得	0.08	0.78
通訊	房價指數	0.12	0.73
	可支配所得	0.28	0.60
娛樂和文化服務	房價指數	0.28	0.60
	可支配所得	0.01	0.94
教育	房價指數	18.10***	0.00
	可支配所得	0.05	0.83
總消費	房價指數	1.28	0.26
	可支配所得	0.20	0.66

資料來源：本研究整理。

說明：1. 虛無假設為變數沒有內生性。

2. \*\*\*、\*\*與\*分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準。

#### 4.2.2 可預期的房價變動對消費支出的影響

上一小節我們呈現了房價對消費影響的實證結果，使用的是房價與消費的同期變數，由於所得、房價與實質利率為與應變數消費支出為同期變數時，容易產生估計的內生性問題。除醫療保健與教育消費支出外，雖然我們通過了模型沒有內生性的 Hausman 檢定，但根據理性預期生命週期 / 恆常所得假說的跨期消費決策中，在沒有借貸限制之下，消費應不會對可預期的所得與房價變動有所反應，因此我們採用兩階段最小平方法，以工具變數的第一階段估計得到所得、房價與實質利率的預期項目，探討可預期的變動對消費支出的影響，即呈現 (2) 式的估計結果列於表 6，而納入經濟成長率

與儲蓄率的結果，與表 6 相似故同樣列於附錄（請見附表 2）。<sup>12</sup>

如表中所示，以第 (1) 欄與第 (2) 欄食品與菸酒消費為例。我們首先發現食品與菸酒消費會對可預期的所得變動有顯著的正向反應，代表非耐久財中的食品與菸酒消費會對可預期的所得變動有顯著反應，彈性約為 55% 至 61%，而臺灣家戶有借貸限制可能是原因之一。其他包含耐久財貨延伸服務的消費支出，如衣著服飾與交通，則多不會對可預期的所得變動有顯著反應。可預期的實質利率呈現正向的估計值，但其值很小。

第二，消費對可預期房價變動的反應，同樣以食品與菸酒為例，在表中第 (1) 欄與第 (2) 欄中，我們發現食品與菸酒消費並不會對可預期的房價變動有所反應。關於其他種類的消費支出，衣著服飾、醫療保健、交通、通訊設備、娛樂和文化服務、教育與總消費對可預期的房價變動的反應，我們發現多呈現不具有統計上的顯著。雖然衣著服飾、娛樂和文化服務與教育的消費反應在地區的虛擬變數中顯著（交通消費支出則在納入控制變數之後呈現不顯著），但可預期房價變動對消費的影響本身仍不具有統計上的顯著，即  $\Delta \ln HP$  估計係數呈現不顯著。例如，在衣著服飾與娛樂和文化服務消費支出反應的結果中，我們發現可預期的房價變動，在納入臺北市虛擬變數， $\Delta \ln HP \times D_1$  的估計係數呈現正向顯著（分別約為 0.63 與 0.56）；在教育消費支出反應的結果中，我們發現可預期的房價變動，在納入新北市虛擬變數， $\Delta \ln HP \times D_2$  的估計係數呈現負向顯著（約為 -0.28）。綜合而言，我們發現多數消費並不會對可預期的房價變動有所反應，符合假說 1 的論述；雖然特定種類的消費反應在地區虛擬變數的估計顯著，即臺北市的衣著服飾與娛樂和文化服務消費支出，以及新北市的教育消費支出，但可預期房價變動對消費的影響本身不具有統計上的顯著，故整體而言消費並不會對可預期的房價變動有所反應。

<sup>12</sup> 為了確認工具變數選取的適宜性，我們將納入失業率與流通天數為控制變數的迴歸進行 Sargan-Hansen 檢定。結果呈現接受工具變數符合外生性的虛無假設，檢定結果列於附表 4。

上述實證結果與陳南光和王泓仁（2011）的相似，房價變動對消費的影響不顯著，推論與臺灣不動產再融資市場並不普遍有關，因此透過房價上漲與借貸限制降低來增加消費的效果不顯著。此外，上述結果也與 Phang (2004) 以新加坡為研究對象發現消費會對可預期的所得變動有所反應，但並不會對可預期的房價變動有顯著反應的結論類似。

表 6 可預期的房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒		衣著服飾		醫療保健		交通	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
截距項	-0.010 (-0.33)	-0.20 (-1.44)	-0.04 (-1.16)	0.06 (0.35)	0.02 (0.54)	0.16** (2.12)	-0.02 (-0.62)	-0.11 (-1.20)
E $\Delta\ln INC$	0.55*** (6.07)	0.61*** (5.13)	0.65 (1.18)	0.73 (1.54)	0.09 (0.39)	0.08 (0.36)	0.31 (1.40)	0.35 (1.35)
E $\Delta\ln HP$	0.10 (0.75)	0.19 (0.94)	0.05 (0.09)	0.11 (0.28)	-0.85 (-1.49)	-0.94 (-1.51)	0.24 (0.61)	0.27 (0.65)
E $\Delta\ln HP \times D_1$	-0.16 (-1.08)	-0.22 (-1.48)	0.49*** (3.14)	0.63** (2.05)	0.00 (0.03)	0.11 (0.71)	-0.13 (-1.16)	-0.12 (-0.78)
E $\Delta\ln HP \times D_2$	-0.10 (-0.69)	-0.14 (-1.04)	-0.47* (-1.73)	-0.36 (-1.20)	0.14 (0.77)	0.22 (1.55)	-0.21* (-1.76)	-0.18 (-1.04)
ERATE	0.02* (1.77)	0.04 (1.56)	0.00 (0.03)	-0.00 (-0.09)	-0.04* (-1.96)	-0.04*** (-2.84)	0.03* (1.84)	0.04*** (2.58)
UNE		0.05 (1.34)		-0.03 (-0.66)		-0.04 (-1.31)		0.02 (1.30)
$\Delta\ln LIQ$		0.07 (0.66)		-0.11 (-0.51)		-0.17** (-2.47)		-0.09 (-0.70)
應變數	通訊設備		娛樂和文化服務		教育		總消費	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
截距項	-0.08*** (-4.17)	-0.11 (-0.87)	-0.03*** (-3.37)	0.20*** (4.99)	-0.05 (-1.25)	-0.03 (-0.19)	-0.01 (-1.38)	0.03 (0.60)
E $\Delta\ln INC$	0.73* (1.78)	0.76* (1.72)	0.49 (1.24)	0.44 (1.03)	0.19 (0.96)	0.24 (0.74)	0.58*** (7.95)	0.59*** (7.38)
E $\Delta\ln HP$	0.07 (0.26)	0.07 (0.27)	-0.08 (-0.77)	-0.11 (-0.76)	-0.28 (-1.09)	-0.18 (-1.04)	-0.06 (-0.90)	-0.05 (-0.65)
E $\Delta\ln HP \times D_1$	0.09 (0.26)	0.11 (0.34)	0.50*** (3.09)	0.56*** (4.31)	-0.15 (-0.73)	-0.05 (-0.32)	0.08 (0.71)	0.12 (1.36)
E $\Delta\ln HP \times D_2$	0.16 (0.63)	0.18 (0.78)	-0.24 (-1.09)	-0.21 (-1.09)	-0.37*** (-1.96)	-0.28** (-1.55)	-0.05 (-0.39)	-0.02 (-0.17)
ERATE	0.08*** (2.70)	0.08** (2.37)	0.01 (0.37)	-0.01 (-0.51)	0.02 (1.38)	0.02 (1.64)	0.01* (1.94)	0.01 (1.04)

表 6 可預期的房價變動對消費支出的影響（續前頁）

應變數	通訊設備		娛樂和文化服務		教 育		總消費	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
<i>UNE</i>		0.01 (0.28)		-0.06*** (-4.79)		-0.00 (-0.03)		-0.01 (-0.74)
$\Delta \ln LIQ$		-0.03 (-0.85)		0.04 (0.36)		-0.26** (-2.06)		-0.03 (-0.59)

資料來源：本研究整理。

說明：1. *E* 代表預期項目，可預期的變動，變數為所得 (*INC*)、房價 (*HP*)、實質利率 (*RATE*)，以工具變數兩階段最小平方法估計，工具變數為所得、房價與各類型消費的落後 1 期與 2 期。 $D_1$  與  $D_2$  為虛擬變數， $D_1=1$  代表臺北市， $D_2=1$  代表新北市。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數（結果未列出）。

3. 表中 ( ) 數字為 *t* 值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。

4. \*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

#### 4.2.3 不可預期的房價變動對消費支出的影響

本小節接下來檢驗不可預期的房價變動對消費的影響，即呈現 (3) 式的估計結果，我們以工具變數法中，第一階段估計的殘差值視為不可預期的部分（以 *UE* 表示不可預期的項目），結果如表 7 所示（納入經濟成長率與儲蓄率的結果與表 7 相似，故列於附錄之附表 3）。首先，我們發現食品與菸酒消費對不可預期所得變動的反應，在納入地區控制變數後具有統計上的顯著；其他種類的消費反應，除醫療保健外，也都會對不可預期的所得變動有顯著的反應。

第二，我們觀察不可預期的房價變動對消費影響的實證結果，也就是假說 2 的財富效果。如表所示，可以發現消費對不可預期房價變動的反應，除醫療保健與娛樂和文化服務外，其餘消費種類皆具有統計上顯著的反應；而通訊設備的反應為負向，其餘皆為正向。換言之，房價對消費影響的財富效果，對食品與菸酒、衣著服飾、交通、教育與總消費為正向顯著，對通訊設備為負向顯著。

第三，在房價變動對消費影響的地區差異中，消費種類為交通、通訊設備、娛樂和文化服務、教育與總消費的反應皆有顯著的地區差異，證實了假說 3 的論述：各地區的消費支出受到房價變動影響的財富效果在不同消費種類上具有地區的差異性。以應變數為交通消費支出為例，即第 (7) 欄與第 (8) 欄所示，不可預期的房價變動對消費的影響顯著，在考慮臺北市與新北市虛擬變數  $D_1$  與  $D_2$  後，其估計係數為負向顯著，即房價成長率與地區虛擬變數的交乘項： $\Delta \ln HP \times D_1$  為  $-0.28$  與  $-0.39$ ， $\Delta \ln HP \times D_2$  為  $-0.52$  與  $-0.62$ ，表示臺北市與新北市的交通消費支出對不可預期的房價變動反應，會顯著小於臺中高雄地區。類似的，在教育消費反應結果中，我們也發現新北市的財富效果會顯著小於臺中高雄地區，甚至為負向（見第 (13) 欄與第 (14) 欄， $\Delta \ln HP \times D_2$  的估計為  $-0.41$  與  $-0.55$ ）。其他消費種類，如通訊設備與總消費中也有相似的發現。

表 7 不可預期的房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒		衣著服飾		醫療保健		交通	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
截距項	0.08 <sup>*</sup> (1.69)	-0.09 (-1.20)	-0.01 (-0.25)	0.01 (0.04)	-0.04 <sup>*</sup> (-1.95)	0.01 (0.21)	0.06 <sup>***</sup> (3.42)	0.00 (0.04)
UE $\Delta \ln INC$	0.45 (1.51)	0.47 <sup>*</sup> (1.77)	1.26 <sup>*</sup> (1.73)	1.25 <sup>*</sup> (1.76)	0.02 (0.13)	-0.05 (-0.23)	0.56 <sup>**</sup> (2.07)	0.51 <sup>*</sup> (1.74)
UE $\Delta \ln HP$	0.15 (1.53)	0.20 <sup>*</sup> (1.74)	0.21 <sup>***</sup> (5.79)	0.20 <sup>***</sup> (3.27)	-0.09 (-0.68)	-0.12 (-0.88)	0.20 <sup>***</sup> (3.69)	0.21 <sup>***</sup> (2.89)
UE $\Delta \ln HP \times D_1$	-0.37 (-1.09)	-0.41 (-1.49)	-0.14 (-0.87)	-0.15 (-0.68)	-0.04 (-0.55)	-0.14 (-1.07)	-0.28 <sup>*</sup> (-1.74)	-0.39 <sup>**</sup> (-2.23)
UE $\Delta \ln HP \times D_2$	-0.46 (-1.25)	-0.53 (-1.63)	0.09 (0.33)	0.09 (0.32)	-0.01 (-0.06)	-0.06 (-0.39)	-0.52 <sup>**</sup> (-1.97)	-0.62 <sup>**</sup> (-2.20)
UERATE	0.01 (0.98)	0.02 <sup>***</sup> (3.57)	-0.01 (-1.20)	-0.01 (-0.71)	0.01 (1.07)	0.01 (0.90)	0.00 (0.26)	0.01 (0.49)
UNE		0.06 (1.44)		-0.01 (-0.08)		-0.01 (-0.78)		0.025 (1.16)
$\Delta \ln LIQ$		0.02 (0.20)		-0.02 (-0.10)		-0.14 (-1.15)		-0.12 (-1.05)



表 7 不可預期的房價變動對消費支出的影響（續前頁）

應變數	通訊設備		娛樂和文化服務		教育		總消費	
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
截距項	0.09 (1.24)	0.04 (0.40)	-0.00 (-0.02)	0.14 (0.74)	0.03 (1.51)	0.04 (0.77)	0.03 (1.43)	0.05 (0.73)
UE $\Delta$ lnINC	0.76*** (4.67)	0.74*** (4.85)	0.72** (2.12)	0.71* (1.81)	0.42* (1.75)	0.30** (2.02)	0.64*** (3.97)	0.62*** (4.04)
UE $\Delta$ lnHP	-0.22*** (-2.85)	-0.21** (-2.38)	0.06 (0.34)	0.02 (0.10)	0.28*** (4.22)	0.25** (2.50)	0.17*** (2.93)	0.10** (2.34)
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>1</sub>	0.37 (1.28)	0.32 (1.12)	-0.51*** (-3.09)	-0.47*** (-5.44)	-0.05 (-0.40)	-0.27 (-1.60)	-0.18*** (-2.90)	-0.21*** (-3.52)
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>2</sub>	-0.43* (-1.85)	-0.49** (-2.28)	-0.39* (-1.83)	-0.32* (-1.80)	-0.41*** (-3.01)	-0.55*** (-6.02)	-0.15** (-2.07)	-0.17** (-2.35)
UERATE	-0.01 (-0.99)	-0.01 (-0.36)	-0.01 (-0.40)	-0.02 (-0.61)	-0.01 (-0.31)	-0.00 (-0.13)	0.00 (0.81)	0.00 (0.57)
UNE		0.02 (0.64)		-0.05 (-1.23)		0.01 (0.31)		-0.00 (-0.23)
$\Delta$ lnLIQ		-0.07 (-0.90)		-0.00 (-0.01)		-0.27** (-1.97)		-0.05 (-1.35)

資料來源：本研究整理。

說明：1. UE代表不可預期項目，不可預期的變動，變數為所得 (INC)、房價 (HP)、實質利率 (RATE)，取自於工具變數法在第一階段估計的殘差值，工具變數為所得、房價與各類型消費的落後1期與2期。D<sub>1</sub>與D<sub>2</sub>為虛擬變數，D<sub>1</sub>=1代表臺北市，D<sub>2</sub>=1代表新北市。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數（結果未列出）。

3. 表中()數字為t值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。

4. \*\*\*、\*\*與\*分別代表1%、5%與10%的顯著水準。

最後，除了上述消費種類對不可預期房價變動的反應具有地區差異外，我們也發現食品與菸酒以及衣著服飾，此兩類的消費種類反應並沒有顯著的地區差異。前者屬於生活必要支出，推論由於臺灣地區物價的差異不大，因此沒有顯著的地區差異；後者在消費種類中屬於能見度較高之產品，Heffetz (2011) 發現所得變動對能見度較高之消費產品具有顯著之影響，即衣著服飾類，本文則是發現房價變動對衣著服飾消費的影響在四大都會區中沒有顯著差異，顯示就全臺而言，房價變動所帶來的正向財富效果傾向於在能見度較高

的產品中實現。

在不可預期的房價變動對消費影響的結果中，我們發現房價對多數消費種類影響的純粹財富效果為正向，但在地區消費的反應會有所差異，證實了我們提出的假說 2 與假說 3。為了更清楚說明房價上漲對各地區與不同種類消費支出的影響，我們將上述實證結果進行係數檢定並列於表 8（以表 5 至表 7 中納入控制變數的估計結果為例），表中數值代表各地區的財富效果，以表 4 房價與消費同期的估計為例，即 (1) 式，臺中高雄的財富效果為表中  $\Delta \ln HP$  的估計係數，臺北市的財富效果為  $\Delta \ln HP + \Delta \ln HP \times D_1$ ，新北市的財富效果則為估計係數  $\Delta \ln HP + \Delta \ln HP \times D_2$ 。如表所示，在房價與消費同期的估計中，消費會對房價變動有顯著反應，但地區與消費種類的反應符號並不一致。由於同期的估計容易產生內生性的問題，以及為了能更進一步捕捉房價變動對消費影響的財富效果，我們根據理性預期生命週期 / 恆常所得假說，消費應不會對可預期的房價變動有所反應，房價變動所帶來的財富效果為不可預期的價格變動之論述分別檢驗可預期與不可預期的房價變動對消費支出的影響，結果列於表 8 下半部份。如表所示，消費對可預期房價變動的反應，僅臺北市的娛樂和文化服務有統計上顯著的正向反應。至於不可預期的房價變動對消費的顯著影響，臺中高雄地區在不同消費種類中大多呈現正向，除通訊設備以外；臺北市的交通、娛樂和文化服務以及總消費為負向顯著；新北市的交通、通訊設備、娛樂和文化服務、教育以及總消費為負向顯著。整體而言，臺北市與新北市的財富效果低於臺中高雄地區，如表中總消費對不可預期房價變動的結果所示，臺北市與新北市為顯著負向顯著，臺中高雄地區為正向顯著。

上述不可預期房價變動所帶來的純粹財富效果，與陳南光與王泓仁 (2011) 發現北部地區房價變動對消費影響為負向的結論相似，再次驗證房屋財富效果。根據本文實證結果，我們提出以下推論說明：首先，在居住生活成本較高的臺北市與新北市（如圖 2 所示），

消費對不可預期的房價變動之反應多為負向，呼應 Bui (2010) 與 Berger et al. (2018) 認為房價上漲為反應未來生活成本的增加，因此對消費的影響為負向的論述。更進一步的發現，相較於中南部地區，不可預期的房價變動對臺北市與新北市的服務性消費影響為負向，而對生活必要支出消費（食品與菸酒以及衣著服飾）的影響則沒有顯著的地區差異。上述服務性消費：交通以及娛樂和文化服務，前者，我們推論與雙北地區為臺灣大都會生活圈，房價上漲反映出公共運輸的便利，因此會減少交通支出有關，後者則反映房價上漲會減少非必要支出的權衡性消費。由於權衡性消費屬於為非必要支出，而此雙北地區的負向房屋財富效果可能與居住需求的儲蓄行為以及雙北地區都市發展程度較高有關，意即在土地資源較稀缺下，雙北地區家戶有可能以減少非必要支出作為儲蓄，以滿足住宅（投資）之需求。<sup>13</sup> 最後，上述結果推論也可能與地區房價波動劇烈程度的不同有關，如 Carroll et al. (2011) 提及資產價格波動頻率較高會降低財富效果。本文的四大都會區房價指數在樣本期間的標準差，臺北市與新北市為 57.82 與 58.73，其相較於臺中與高雄的 53.84 與 43.58 為高，顯示臺北市與新北市的房價波動在樣本期間中較為劇烈，推論可能是房屋財富效果較低的原因之一。

---

<sup>13</sup> 臺灣以儲蓄作為累積資產的行為，尤其是“saving for houses”現象普及 (Deaton and Laroque, 2001)。雙北地區的都市發展程度與土地資源較中南部地區為高與缺乏，在不影響基本生活之下，雙北地區之家戶更可能有以減少非必要支出作為滿足住宅需求（或投資）之行為。惟此需要有個體資料作為樣本進一步驗證，以及牽涉不確定性的預防性儲蓄行為與代間移轉等之議題，非本文房屋財富效果之主旨故不贅述。此外，住宅自有率以國際平均來說，臺灣擁有較高的水準，故此可能是反應擁有房屋所有權之屋主的結果。惟不論是對於租屋族或是擁有所有權的屋主來說，雙北地區的住宅負擔較高（如圖 2 所示），因此要一次到達住宅需求滿足程度的高峰並不容易，此可能使家戶的住宅需求在生命週期中的演變是一種階梯式的過程，可見 Banks et al. (2015) 房屋階梯理論 (housing ladder theory) 探討。故此，房價上漲導致權衡性支出的減少，此負向的財富效果會反應於非必要支出之結果可能與上述現象有關。

表 8 房價變動對消費支出的影響

地區 / 消費種類	食品與菸酒	衣著服飾	醫療保健	交通	通訊設備	娛樂和 文化服務	教育	總消費
與消費同期的房價變動								
臺中高雄	0.29**	0.21*	-0.28*	0.24**	-0.09	0.08	0.25***	0.06
臺北市	0.07**	0.47**	-0.12**	0.10*	0.17	0.05	0.21	0.03
新北市	-0.05**	-0.03	-0.12**	-0.12*	-0.11	-0.17*	0.11	-0.10
可預期的房價變動								
臺中高雄	0.19	0.11	-0.94	0.27	0.07	-0.11	-0.18	-0.05
臺北市	-0.03	0.74	-0.82	0.16	0.17	0.45***	-0.24	0.08
新北市	0.05	-0.25	-0.72	0.09	0.25	-0.32	-0.46	-0.06
不可預期的房價變動								
臺中高雄	0.20*	0.20***	-0.12	0.21***	-0.21**	0.02	0.25**	0.10**
臺北市	-0.21	0.05	-0.26	-0.18**	0.11	-0.45***	0.02	-0.12***
新北市	-0.33	0.29	-0.18	-0.41**	-0.71***	-0.30*	-0.31*	-0.08**

資料來源：本研究整理。

說明：\*\*\*、\*\*與\*分別代表1%、5%與10%的顯著水準。

## 5. 結論

房地產占家庭財富的重要比例，房價變動應對家庭消費的決策有重要影響。根據生命週期恆常所得假說，理性家庭的消費具有跨期平滑的特性，由於當期的資訊已在當期的消費決策中被反應，故房價變動對消費影響的房屋財富效果為消費對不可預期房價變動的反應。國外已有相當的文獻檢驗房價對消費影響的財富效果，臺灣的實證研究雖有，如陳南光與王泓仁（2011）、Lin et al. (2019) 與 Cheng et al. (2020) 等，但仍相對於國外的實證研究為少。本研究為補足過去文獻之缺口，採用 1993 年至 2018 年臺北市、新北市、臺中市與高雄市四大都會區的房價資料，依居住與生活成本（或稱住宅負擔）的差異將四大都會區分為臺北市、新北市與中南部地區，區分可預期的與不可預期的房價變動，以及使用臺灣家庭收支調查將消費分為八種不同類型的財貨，探討房價變動對消費支出的影響。

本文以房價與消費的同期估計、可預期以及不可預期的房價變動，呈現房價變動對消費支出影響的實證結果。首先，在房價與消費同期的估計中，房價變動對消費支出的影響，在地區與消費項目上的結果並不一致。第二，消費對可預期房價變動的反應，臺北市的娛樂和文化服務支出具有統計上的顯著。第三，消費對不可預期房價變動的反應，即房價變動所帶來的純粹財富效果，我們發現臺中高雄地區各消費種類的財富效果為正向，但在居住生活成本較高的臺北市與新北市，房價上漲對交通以及娛樂和文化服務消費支出的影響為負向顯著。整體而言，臺北市與新北市的財富效果低於臺中高雄地區。本文實證結果，就可預期部分，與 Phang (2004) 以新加坡資料進行實證，發現相較於對所得的顯著反應，消費較傾向不會對可預期的房價變動有顯著反應的結論相似。以不可預期房價變動的純粹財富效果來說，本文發現房價上漲對北部地區權衡性消費有顯著的負向影響，此與中南部為正向的房屋財富效果之差異不

同。此外，上述結果也呼應了陳南光與王泓仁（2011）發現北部地區的房屋財富效果會小於中南部地區的結果。本研究以臺灣各都會區的追蹤資料檢驗房價對不同消費財貨支出的影響，未來研究的延伸方向建議為房價變動的分解（暫時性與永久性的衝擊）、評估房屋淨值（資產與負債）以代表真正的房屋財富，以及採用家戶資料的進一步檢驗等。

附錄

附表 1 房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒			衣服服飾			醫療保健			交通		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
截距項	-0.06 (-0.22)	-0.32 (-1.27)	0.67 (0.97)	-0.57 (-0.65)	0.07 (0.19)	0.14 (0.47)	0.64 (0.51)	-0.91 (-0.68)				
$\Delta \ln INC$	0.36** (2.42)	0.36** (2.42)	1.02* (1.94)	1.02* (1.94)	0.14 (1.41)	0.14 (1.41)	0.47 (1.47)	0.47 (1.47)				
$\Delta \ln HP$	0.29** (2.08)	0.29** (2.08)	0.21* (1.77)	0.21* (1.77)	-0.28* (-1.70)	-0.28* (-1.70)	0.24** (2.49)	0.24** (2.49)				
$\Delta \ln HP \times D_1$	-0.22*** (-4.12)	-0.22*** (-4.12)	0.26** (2.49)	0.26** (2.49)	0.16*** (4.04)	0.16*** (4.04)	-0.14*** (-3.17)	-0.14*** (-3.17)				
$\Delta \ln HP \times D_2$	-0.34*** (-7.32)	-0.34*** (-7.32)	-0.24 (-1.54)	-0.24 (-1.54)	0.16*** (3.41)	0.16*** (3.41)	-0.36*** (-8.31)	-0.36*** (-8.31)				
<i>RATE</i>	0.08 (0.95)	0.04 (1.60)	0.22 (0.81)	0.06 (0.73)	0.02 (0.17)	0.03 (0.83)	0.30 (0.65)	0.10 (0.78)				
<i>UNE</i>	0.05* (1.66)	0.05* (1.66)	-0.02 (-0.47)	-0.02 (-0.47)	-0.02 (-0.56)	-0.02 (-0.56)	0.03 (1.55)	0.03 (1.55)				
$\Delta \ln LIQ$	0.04 (0.41)	0.04 (0.41)	-0.10 (-0.45)	-0.10 (-0.45)	-0.07 (-0.67)	-0.07 (-0.67)	-0.08 (-0.90)	-0.08 (-0.90)				
<i>GDPR</i>	-4.24 (-0.57)		-20.20 (-0.81)		1.14 (0.11)		-25.38 (-0.59)					
<i>SAVINGR</i>		0.38 (0.57)		1.80 (0.81)		-0.10 (-0.11)		2.26 (0.59)				

附表 1 房價變動對消費支出的影響 (續前頁)

應變數	通訊設備			娛樂和文化服務			教育			總消費		
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	
截距項	0.76 <sup>**</sup> (2.32)	-0.83 <sup>**</sup> (-1.60)	1.63 <sup>**</sup> (2.31)	-1.46 <sup>***</sup> (-2.88)	0.23 <sup>***</sup> (3.40)	-0.42 <sup>**</sup> (-2.54)	0.44 <sup>***</sup> (3.27)	-0.42 <sup>**</sup> (-2.27)	0.44 <sup>***</sup> (3.27)	0.44 <sup>***</sup> (3.27)	0.44 <sup>***</sup> (3.27)	-0.42 <sup>**</sup> (-2.27)
$\Delta \ln INC$	0.64 <sup>***</sup> (4.03)	0.64 <sup>***</sup> (4.03)	0.64 <sup>**</sup> (2.44)	0.64 <sup>**</sup> (2.44)	0.28 (1.45)	0.28 (1.45)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)	0.57 <sup>***</sup> (5.87)
$\Delta \ln HP$	-0.09 (-0.76)	-0.09 (-0.76)	0.08 (0.34)	0.08 (0.34)	0.25 <sup>***</sup> (3.25)	0.25 (3.25)	0.06 (0.92)	0.06 (0.92)	0.06 (0.92)	0.06 (0.92)	0.06 (0.92)	0.06 (0.92)
$\Delta \ln HP \times D_1$	0.28 (4.11)	0.28 (4.11)	-0.04 (-0.30)	-0.04 (-0.30)	-0.04 (-0.58)	-0.04 (-0.58)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)	-0.03 <sup>*</sup> (-1.87)
$\Delta \ln HP \times D_2$	-0.05 (-0.99)	-0.05 (-0.99)	-0.25 <sup>**</sup> (-2.06)	-0.25 <sup>**</sup> (-2.06)	-0.14 <sup>*</sup> (-1.68)	-0.14 <sup>*</sup> (-1.68)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)	-0.16 <sup>***</sup> (-8.60)
$RATE$	0.33 <sup>**</sup> (2.17)	0.12 <sup>**</sup> (2.57)	0.53 <sup>***</sup> (2.67)	0.12 <sup>***</sup> (3.00)	0.15 <sup>***</sup> (3.33)	0.07 <sup>**</sup> (2.17)	0.16 <sup>***</sup> (2.91)	0.16 <sup>***</sup> (2.91)	0.16 <sup>***</sup> (2.91)	0.16 <sup>***</sup> (2.91)	0.16 <sup>***</sup> (2.91)	0.05 (3.11)
$UNE$	-0.01 (-0.35)	-0.01 (-0.35)	-0.03 (-0.94)	-0.03 (-0.94)	0.02 (0.64)	0.02 (0.64)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)	-0.01 (-0.50)
$\Delta \ln LIQ$	-0.07 (-1.44)	-0.07 (-1.44)	0.06 (0.54)	0.06 (0.54)	-0.20 <sup>*</sup> (-1.70)	-0.20 <sup>*</sup> (-1.70)	-0.03 (-0.56)	-0.03 (-0.56)	-0.03 (-0.56)	-0.03 (-0.56)	-0.03 (-0.56)	-0.03 (-0.56)
$GDPR$	-25.93 <sup>*</sup> (-1.95)	-25.93 <sup>*</sup> (-1.95)	-50.44 <sup>**</sup> (-2.56)	-50.44 <sup>**</sup> (-2.56)	-10.65 <sup>***</sup> (-5.02)	-10.65 <sup>***</sup> (-5.02)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)	-14.13 <sup>***</sup> (-2.73)
$SAVINGR$		2.31 <sup>*</sup> (1.95)		4.50 <sup>**</sup> (2.56)		0.95 <sup>***</sup> (5.02)		1.26 <sup>***</sup> (2.73)		1.26 <sup>***</sup> (2.73)		1.26 <sup>***</sup> (2.73)

資料來源：本研究整理。

說明：1.  $GDPR$  為經濟成長率， $SAVINGR$  為儲蓄率。 $D_1$  與  $D_2$  為虛擬變數， $D_1=1$  代表台北市， $D_2=1$  代表新北市。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數 (結果未列出)。

3. 表中 ( ) 數字為  $t$  值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。

4. \*\*\*, \*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。



附表 2 可預期的房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒		衣著服飾		醫療保健		交通	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
截距項	-0.11 (-0.28)	-0.26 (-1.01)	0.98 (1.06)	-0.67 (-0.78)	0.89 (1.59)	-0.43 (-1.02)	0.85 (0.53)	-0.87 (-0.63)
$E\Delta\ln INC$	0.61*** (5.13)	0.61*** (5.13)	0.73* (1.74)	0.73* (1.74)	0.08 (0.36)	0.08 (0.36)	0.35 (1.35)	0.35 (1.35)
$E\Delta\ln HP$	0.19 (0.94)	0.19 (0.94)	0.11 (0.28)	0.11 (0.28)	-0.94 (-1.51)	-0.94 (-1.51)	0.27 (0.65)	0.27 (0.65)
$E\Delta\ln HP \times D_1$	-0.22 (-1.48)	-0.22 (-1.48)	0.63** (2.05)	0.63** (2.05)	0.11 (0.71)	0.11 (0.71)	-0.11 (-0.78)	-0.11 (-0.78)
$E\Delta\ln HP \times D_2$	-0.14 (-1.04)	-0.14 (-1.04)	-0.36 (-1.20)	-0.36 (-1.20)	0.22 (1.55)	0.22 (1.55)	-0.18 (-1.04)	-0.18 (-1.04)
$ERATE$	0.06 (0.59)	0.04 (1.38)	0.30 (0.94)	0.06 (0.90)	0.20 (1.07)	0.01 (0.17)	0.35 (0.63)	0.10 (0.83)
$UNE$	0.05 (1.34)	0.05 (1.34)	-0.03 (-0.66)	-0.03 (-0.66)	-0.03 (-1.31)	-0.03 (-1.31)	0.02 (1.30)	0.02 (1.30)
$\Delta\ln LIQ$	0.07 (0.66)	0.07 (0.66)	-0.11 (-0.51)	-0.11 (-0.51)	-0.17** (-2.47)	-0.17** (-2.47)	-0.09 (-0.70)	-0.09 (-0.70)
$GDPR$	-2.82 (-0.26)		-29.95 (-0.94)		-24.03 (-1.36)		-31.33 (-0.58)	
$SAVINGR$		0.20 (0.26)		2.13 (0.94)		1.71 (1.36)		2.23 (0.58)

附表 2 可預期的房價變動對消費支出的影響 (續前頁)

應變數	通訊設備			娛樂和文化服務			教育			總消費		
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)				
截距項	0.51 (1.57)	-0.60 (-1.56)	2.22*** (4.02)	-1.43*** (-3.50)	0.52** (2.34)	-0.47* (-1.82)	0.63*** (5.65)	-0.44*** (-2.49)				
$E\Delta\ln INC$	0.76* (1.72)	0.76* (1.72)	0.44 (1.03)	0.44 (1.03)	0.24 (0.74)	0.24 (0.74)	0.59*** (7.38)	0.59*** (7.38)				
$E\Delta\ln HP$	0.07 (0.27)	0.07 (0.27)	-0.11 (-0.76)	-0.11 (-0.76)	-0.18 (-1.04)	-0.18 (-1.04)	-0.05 (-0.65)	-0.05 (-0.65)				
$E\Delta\ln HP \times D_1$	0.10 (0.34)	0.10 (0.34)	0.55*** (4.31)	0.55*** (4.31)	-0.05 (-0.32)	-0.05 (-0.32)	0.12 (1.36)	0.12 (1.36)				
$E\Delta\ln HP \times D_2$	0.18 (0.78)	0.18 (0.78)	-0.21 (-1.09)	-0.21 (-1.09)	-0.28** (-2.27)	-0.28** (-2.27)	-0.02 (-0.17)	-0.02 (-0.17)				
$ERATE$	0.29* (1.82)	0.13 (2.09)	0.66*** (3.79)	0.13*** (3.28)	0.21*** (3.13)	0.06*** (3.14)	0.20*** (3.73)	0.05 (3.33)				
$UNE$	0.01 (0.28)	0.01 (0.28)	-0.06*** (-4.79)	-0.06*** (-4.79)	-0.00 (-0.03)	-0.00 (-0.03)	-0.01 (-0.74)	-0.01 (-0.74)				
$\Delta\ln LIQ$	-0.03 (-0.85)	-0.03 (-0.85)	0.04 (0.36)	0.04 (0.36)	-0.26** (-2.06)	-0.26** (-2.06)	-0.03 (-0.59)	-0.03 (-0.59)				
$GDPR$	-20.17 (-1.64)	-66.49*** (-3.81)	-66.49*** (-3.81)	-66.49*** (-3.81)	-18.14*** (-2.82)	-18.14*** (-2.82)	-19.59*** (-3.75)	-19.59*** (-3.75)				
$SAVINGR$	1.44 (1.64)	1.44 (1.64)	4.74*** (3.81)	4.74*** (3.81)	1.29*** (2.82)	1.29*** (2.82)	1.40*** (3.75)	1.40*** (3.75)				

資料來源：本研究整理。

說明：1. E 代表預期項目，可預期的變動，變數為所得 (INC)、房價 (HP)、實質利率 (RATE)，以工具變數兩階段最小平方方法估計，工具變數為所得、房價與各類型消費的落後 1 期與 2 期。 $D_1$  與  $D_2$  為虛擬變數， $D_1=1$  代表台北市， $D_2=1$  代表新北市。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數 (結果未列出)。

3. 表中 ( ) 數字為  $t$  值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。

4. \*\*、\*\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

附表 3 不可預期的房價變動對消費支出的影響

應變數	食品與菸酒			衣著服飾			醫療保健			交通		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	
截距項	-0.25 (-1.15)	0.14 (0.91)	-0.04 (-0.13)	0.07 (0.44)	0.12*** (2.84)	-0.13 (-0.72)	-0.20* (-1.90)	0.28*** (7.55)				
UE $\Delta$ lnINC	0.47* (1.77)	0.47* (1.77)	1.25* (1.76)	1.25* (1.76)	-0.05 (-0.23)	-0.05 (-0.23)	0.51 (1.44)	0.51 (1.44)				
UE $\Delta$ lnHP	0.20* (1.74)	0.20* (1.74)	0.20*** (3.27)	0.20*** (3.27)	-0.12 (-0.88)	-0.12 (-0.88)	0.21*** (2.89)	0.21*** (2.89)				
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>1</sub>	-0.40 (-1.49)	-0.40 (-1.49)	-0.15 (-0.68)	-0.15 (-0.68)	-0.14 (-1.07)	-0.14 (-1.07)	-0.39** (-2.23)	-0.39** (-2.23)				
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>2</sub>	-0.53 (-1.63)	-0.53 (-1.63)	0.09 (0.32)	0.09 (0.32)	-0.06 (-0.39)	-0.06 (-0.39)	-0.62** (-2.20)	-0.62** (-2.20)				
UERATE	0.01*** (3.57)	0.01*** (3.57)	-0.01 (-0.71)	-0.01 (-0.71)	0.01 (0.90)	0.01 (0.90)	0.01 (0.49)	0.01 (0.49)				
UNE	0.06 (1.44)	0.06 (1.44)	-0.01 (-0.08)	-0.01 (-0.08)	-0.01 (-0.78)	-0.01 (-0.78)	0.02 (1.16)	0.02 (1.16)				
$\Delta$ lnLIQ	0.02 (0.20)	0.02 (0.20)	-0.02 (-0.10)	-0.02 (-0.10)	-0.14 (-1.15)	-0.14 (-1.15)	-0.12 (-1.05)	-0.12 (-1.05)				
GDP	2.70 (1.07)		0.78 (0.62)		-1.73 (-1.19)		3.31*** (5.41)					
SAVING		-0.91 (-1.07)		-0.26 (-0.62)		0.58 (1.19)		-1.12*** (-5.41)				

附表 3 不可預期的房價變動對消費支出的影響 (續前頁)

應變數	通訊設備			娛樂和文化服務			教育			總消費		
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)				
截距項	-0.42** (-2.21)	0.66** (2.04)	0.14 (1.51)	0.13 (0.29)	-0.10 (-0.76)	0.24** (2.40)	-0.01 (-0.15)	0.12 (1.17)				
UE $\Delta$ lnINC	0.73*** (4.85)	0.73*** (4.85)	0.71* (1.81)	0.71* (1.81)	0.30** (2.02)	0.30** (2.02)	0.62*** (4.04)	0.62*** (4.04)				
UE $\Delta$ lnHP	-0.21** (-2.38)	-0.21** (-2.38)	0.02 (0.10)	0.02 (0.10)	0.25** (2.50)	0.25** (2.50)	0.10** (2.34)	0.10** (2.34)				
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>1</sub>	0.32 (1.12)	0.32 (1.12)	-0.47*** (-5.44)	-0.47*** (-5.44)	-0.27 (-1.60)	-0.27 (-1.60)	-0.21*** (-3.52)	-0.21*** (-3.52)				
UE $\Delta$ lnHP $\times$ D <sub>2</sub>	-0.49** (-2.28)	-0.49** (-2.28)	-0.32 (-1.59)	-0.32 (-1.59)	-0.55*** (-6.02)	-0.55*** (-6.02)	-0.17** (-2.35)	-0.17** (-2.35)				
UERATE	-0.00 (-0.36)	-0.00 (-0.36)	-0.02 (-0.61)	-0.02 (-0.61)	-0.00 (-0.13)	-0.00 (-0.13)	0.00 (0.57)	0.00 (0.57)				
UNE	0.02 (0.64)	0.02 (0.64)	-0.05 (-1.23)	-0.05 (-1.23)	0.01 (0.31)	0.01 (0.31)	-0.00 (-0.23)	-0.00 (-0.23)				
$\Delta$ lnLIQ	-0.07 (-0.90)	-0.07 (-0.90)	-0.00 (-0.01)	-0.00 (-0.01)	-0.27** (-1.97)	-0.27** (-1.97)	-0.05 (-1.35)	-0.05 (-1.35)				
GDP	7.37** (2.24)		-0.02 (-0.01)		2.36 (1.55)		0.88 (1.17)					
SAVING		-2.49** (-2.24)		0.01 (0.01)		-0.80 (-1.55)		-0.30 (-1.17)				

資料來源：本研究整理。

說明：1. UE 代表不可預期項目，不可預期的變動，變數為所得 (INC)、實質利率 (RATE)，取自於工具變數法在第一階段估計的殘差值，工具變數為所得、房價與各類型消費的落後 1 期與 2 期。 $D_1$  與  $D_2$  為虛擬變數， $D_1=1$  代表臺北市， $D_2=2$  代表新北市。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數（結果未列出）。

2. 表中估計包括地區與時間的虛擬控制變數（結果未列出）。

3. 表中 ( ) 數字為  $t$  值，估計係數之標準差有進行自我相關與異質變異的修正。

4. \*\*\*、\*\* 與 \* 分別代表 1%、5% 與 10% 的顯著水準。

附表 4 Sargan-Hansen 檢定

應變數	Sargan 統計量	<i>p</i> 值
食品與菸酒類	4.40	0.11
衣著服飾用品	1.37	0.51
醫療保健	7.96	0.13
交通	0.34	0.84
通訊	0.14	0.68
娛樂和文化服務	3.43	0.18
教育	1.52	0.47
總消費	0.93	0.63

資料來源：本研究整理。

說明：1. 虛無假設為工具變數符合外生性。

2. \*\*\*、\*\*與\*分別代表 1%、5%與 10%的顯著水準。

## 參考文獻

- 陳南光、王泓仁 Chen, Nan-Kuang and Hung-Jen Wang (2011), 「資產價格變動對民間消費支出影響效果之研究」“The Effect of Asset Price Changes on Private Consumption Expenditure”, *中央銀行季刊 Quarterly Bulletin, Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 33:1, 7-40. (in Chinese)
- Andersen, H. Y. and S. Leth-Petersen (2021), “Housing Wealth or Collateral: How Home Value Shocks Drive Home Equity Extraction and Spending,” *Journal of the European Economic Association*, 19:1, 403-440.
- Ando, A. and F. Modigliani (1963), “The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests,” *The American Economic Review*, 53:1, 55-84.
- Aoki, K., J. Proudman, and G. Vlieghe (2002), “Houses as Collateral: Has the Link between House Prices and Consumption in the U.K. Changed?” *Economic Policy Review*, 8:1, 163-177.
- Aron, J., J. V. Duca, J. Muellbauer, K. Murata, and A. Murphy (2012), “Credit, Housing Collateral, and Consumption: Evidence from Japan, the UK, and the US.,” *The Review of Income and Wealth*, 58:3, 397-423.
- Attanasio, O. P., L. Blow, R. Hamilton, and A. Leicester (2009), “Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations,” *Economica*, 76:301, 20-50.
- Banks, J., R. Blundell, Z. Oldfield, and J. P. Smith (2015), “House Price Volatility and Housing Ladder,” NBER Working Paper No. 21255.
- Barrell, R., M. Costantini, and I. Meco (2015), “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence for Italy and the UK,”

*International Review of Financial Analysis*, 42, 316-323.

- Benjamin, J. D., P. Chinloy, and G. D. Jud (2004), "Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption," *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29, 341-354.
- Berger, D., V. Guerrieri, G. Lorenzoni, and J. Vavra (2018), "House Prices and Consumption Spending," *The Review of Economic Studies*, 85:3, 1502-1542.
- Bostic, R., S. Gabriel, and G. Painter (2009), "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data," *Regional Science and Urban Economics*, 39:1, 79-89.
- Browning, M., M. Gørtz, and S. Leth-Petersen (2013), "Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study," *The Economic Journal*, 123:568, 401-428.
- Buiter, W. H. (2010), "Housing Wealth Isn't Wealth," *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 4:22, 1-29.
- Campbell, J. Y. and J. F. Cocco (2007), "How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data," *Journal of Monetary Economics*, 54:3, 591-621.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1990), "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business & Economic Statistics*, 8:3, 265-279.
- Carroll, C. D., M. Otsuka, and J. Slacalek (2011), "How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, 43:1, 55-79.
- Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller (2005), "Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market," *Advances in Microeconomics*, 5:1, 1-32.
- Case, K. E., J. M. Quigley, and R. J. Shiller (2013), "Wealth Effect Revisited 1975-2012," *Critical Finance Review*, 2:1, 101-128.



- Charles, K. K., E. Hurst, and N. Roussanov (2009), "Conspicuous Consumption and Race," *The Quarterly Journal of Economics*, 124:2, 425-467.
- Cheng, H. J., N. Y. Wang, C. W. Peng, and C. J. Huang (2020), "Will the Housing Wealth Effect Compensate the Macro-Economy? Evidence from Taiwan's Domestic Consumption," *International Journal of Strategic Property Management*, 24:3, 197-214.
- Cristini, A. and A. Sevilla (2014), "Do House Prices Affect Consumption? A Re-Assessment of the Wealth Hypothesis," *Economica*, 81:324, 601-625.
- Deaton, A. and G. Laroque (2001), "Housing, Land Prices, and Growth," *Journal of Economic Growth*, 6:2, 87-105.
- Disney, R., J. Gathergood, and A. Henley (2010), "Housing Price Shocks, Negative Equity, and Household Consumption in the United Kingdom," *Journal of the European Economic Association*, 8:6, 1179-1207.
- Flavin, M. A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy*, 89:5, 974-1009.
- Friedman, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Gan, J. (2010), "Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households," *The Review of Financial Studies*, 23:6, 2229-2267.
- Guren, A. M., A. McKay, E. Nakamura, and J. Steinsson (2021), "Housing Wealth Effects: The Long View," *The Review of Economic Studies*, 88:2, 669-707.
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 86:6, 971-987.

- Heffetz, O. (2011), "A Test of Conspicuous Consumption: Visibility and Income Elasticities," *The Review of Economics and Statistics*, 93:4, 1101-1117.
- Hui, E. C. M., X. Zheng, and W. J. Zuo (2012), "Housing Wealth, Stock Wealth and Consumption Expenditure: A Dynamic Analysis for Hong Kong," *Property Management*, 30:5, 435-448.
- Iacoviello, M. (2004), "Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Housing Economics*, 13:4, 304-320.
- Lettau, M. and S. C. Ludvigson (2004), "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption," *The American Economic Review*, 94:1, 276-299.
- Lin, T. C., S. H. Hsu, and Y. L. Lin (2019), "The Effect of Housing Prices on Consumption and Economic Growth: The Case of Taiwan," *Journal of the Asia Pacific Economy*, 24:2, 292-312.
- Lovenheim, M. F. (2011), "The Effect of Liquidity Housing Wealth on College Enrollment," *Journal of Labor Economics*, 29:4, 741-771.
- May, D., G. Nodari, and D. M. Rees (2020), "Wealth and Consumption in Australia," *The Australian Economic Review*, 53:1, 105-117.
- Mian, A., K. Rao, and A. Sufi (2013), "Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump," *The Quarterly Journal of Economics*, 128:4, 1687-1726.
- Paiella, M. and L. Pistaferri (2017), "Decomposing the Wealth Effect on Consumption," *The Review of Economics and Statistics*, 99:4, 710-721.
- Phang, S. Y. (2004), "House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence from Singapore," *Journal of Housing Economics*, 13:2, 101-119.
- Sinai, T. and N. S. Souleles (2005), "Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk," *The Quarterly Journal of Economics*, 120:2,

763-789.

Waxman, A., Y. Liang, S. Li, P. J. Barwick, and M. Zhao (2020), “Tightening Belts to Buy a Home: Consumption Responses to Rising Housing Prices in Urban China,” *Journal of Urban Economics*, 115, 103190.

Zhang, L. (2019), “Do House Prices Matter for Household Consumption? Evidence from Dutch Administrative Data,” CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, CPB Discussion Paper, April 2019.

## Examining the Housing Wealth Effect from Consumption Expenditures

Fang-Ni Chu, Chien-Wen Yang, Yu-Chun Lin, and  
Chih-Hsing Hung\*

### Abstract

Since housing typically accounts for a large proportion of household wealth, the changes in housing prices should have an impact on household decisions. This research divides the changes in housing prices into expected and unexpected changes and examines the wealth effect of such changes on consumption. We consider the major metropolitan areas in Taiwan and different types of consumption goods. Our findings show that the housing wealth effect is heterogeneous across areas, and that the response of consumption to expected changes in housing prices in Taipei city is significant for the expenditure on entertainment services. For the response of consumption to unexpected changes in housing prices, we present the positive effect in Taichung and Kaohsiung cities for most consumption goods, while it is negative in Taipei and New Taipei cities for the expenditure on transportation and entertainment services. Generally speaking, the housing wealth effect in the north, where housing affordability is severe, is lower than that in the central and southern regions.

Keywords: Housing Prices, Consumption, Wealth Effect

JEL Classification: E21, R10, R20

---

\* Corresponding author: Chien-Wen Yang, Assistant Professor in the Department of Finance, Feng Chia University, No. 100, Wenhua Rd., Xitun Dist., Taichung City 407102, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-4-24517250 ext. 4179, E-mail: [cwyang@fcu.edu.tw](mailto:cwyang@fcu.edu.tw). Fang-Ni Chu, Assistant Professor in the Department of Land Economics, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, ZhiNan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 11605, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-29393091 ext. 51656, E-mail: [fnchu@nccu.edu.tw](mailto:fnchu@nccu.edu.tw). Yu-Chun Lin, Master Degree Student in the Department of Finance, National Chengchi University, No. 296, Sec. 4, Renai Rd., Daan Dist., Taipei City 10633, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-27551399. E-mail: [107357013@nccu.edu.tw](mailto:107357013@nccu.edu.tw). Chih-Hsing Hung, Professor in the Department of Money and Banking, National Kaohsiung University of Science and Technology, No. 2, Jhuoyue Rd., Nanzih Dist., Kaohsiung City 81164, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-7-6011000 ext. 33130, E-mail: [hunpeter65@nkust.edu.tw](mailto:hunpeter65@nkust.edu.tw).

Received March 9, 2021; revised June 25, 2021; accepted March 7, 2022.