

住房信贷会削弱“财富效应”吗？

——基于CFPS数据对房产财富效应的再检验

王翌秋 管宁宁

(南京农业大学金融学院,江苏南京210095)

摘要:住房财富对家庭消费的促进作用在已有研究中得到佐证,在住房市场和住房信贷市场不断发展的背景下,讨论贷款购房带来的还贷经济压力是否抑制了房产“财富效应”,在我国特有的消费文化和居住文化中具有重要的意义,对当前我国经济高质量发展阶段刺激国民消费需求具有重要的政策启示。本文基于2014年和2016年两期中国家庭追踪调查(CFPS)数据,使用固定效应模型在引入购房方式相关变量后对房产“财富效应”进行了再检验。实证分析结果显示我国住房“财富效应”广泛存在,是否持有住房、住房套数和住房价值对家庭消费均具有促进作用,但如果脱离购房方式,单一考虑住房“财富效应”不尽准确,在考虑了购房方式和待偿房款额变量后,发现贷款购房方式缓解了家庭预算约束,待偿房款额对住房“财富效应”并无明显的抑制作用,虽然“房奴效应”对于住房“财富效应”具有一定的削弱,但不足以抵消住房价值提高对家庭消费的促进作用。

关键词:住房财富;家庭消费;财富效应;“房奴效应”

中图分类号:F293.35 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)03-0094-11

一、引言

中国经济已从高速增长阶段转向高质量发展阶段,目前正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,过去30多年以高投入和低效率为特征的粗放型经济发展,使得投资对中国经济的贡献能力逐步降低。根据国家统计局公布的数据,2018年全国实现社会消费品零售总额38.1万亿元,同比增长9%,最终消费支出对经济增长的贡献率达到76.2%。消费作为我国经济增长主动力作用进一步巩固。习近平总书记在十九大报告中提出“完善促进消费的体制机制,增强消费对经济发展的基础性作用”;在庆祝改革开放40周年大会上的讲话中他又指出,要“积极转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力,积极扩大内需”。因此,如何弥补传统消费增长空间的缺口,进一步挖掘消费潜力,进而从消费端发力促进经济发展、实现经济可持续增长成为当前亟待解决的问题。

Ando和Modigliani的生命周期模型提出家庭消费的两个关键决定因素是人力财富和家庭财富,其中人力财富用预期的终生收入的现值衡量,家庭财富主要用家庭资产及其相关收入来衡量^[1]。

收稿日期:2019-01-02

作者简介:王翌秋(1980—),女,贵州赤水人,南京农业大学金融学院教授;

管宁宁(1994—),女,安徽亳州人,南京农业大学金融学院博士生。

作为家庭财富重要组成部分的住房财富是否会对家庭消费行为产生影响,这是本文考察的重点。中国传统文化讲究安居乐业,适宜的安居之处不仅是一个人或家庭最基本的生存需求,也决定着其生存质量和社会阶层。在中国特有的文化背景下,高价值房产往往是一个人成功的标志,持有房产也会提高年轻人在婚恋市场的竞争力。从家庭资产配置角度来看,在城市化进程带来的房产巨大升值空间等因素的推动下,房产成为最受城镇家庭欢迎的投资对象。数据统计显示,2017年中国家庭住房拥有率达到92.8%,而同期美国这一比例仅为70%,德国为41%^①。尤其对于持有两套或两套以上房产的家庭来说,房租收入将释放家庭收入约束,可能也会对消费产生影响。《2018中国城市家庭财富健康报告》显示,在家庭资产配置中,住房财富占比已高达77.7%,远高于美国同期的34.6%。由此可见,住房财富在中国家庭财富中的地位不容小觑。大量研究证明,拥有房产财富越多的家庭消费越高^{[2][3][4]},房价上涨也将促进消费增长,即住房资产具有显著的“财富效应”^{[5][6][7]},由此提出了通过采取适度宽松的宏观经济政策促进房市金融创新从而促进消费、带动经济增长的政策建议。自1991年住房信贷政策实施后,使用按揭贷款支付房款的方式逐渐普及。据东方财富Choice数据统计,2016年家庭新增房贷与可支配收入之比高达16.9%,而这一指标在2014年时仅为6%左右,美国在金融危机前的2005年达到峰值时也仅为11.2%。《中国金融稳定报告(2018)》亦显示,住房贷款占可支配收入的比重已达60.5%。家庭由于采用按揭贷款购房避免了全款购房时的一次性大额支出,家庭当期流动性约束得以缓解进而增加消费,但同时也可能因为按揭贷款购房给未来带来的还贷压力而紧缩消费,从而产生“房奴效应”^②。李江一使用2011年和2013年的CHFS数据,证明了这种“房奴效应”的确存在,并且“房奴效应”还通过抑制住房“财富效应”间接降低消费^[8]。因而,考虑住房信贷因素之后,住房财富对消费的影响取决于“房奴效应”和住房“财富效应”的净效应,即家庭消费的变化取决于这两种效应的程度对比^[9]。

综上所述,“财富效应”源自住房价值变动引起家庭住房财富持有变化进而促进家庭消费,而较高的房价或房产财富往往伴随着较高的住房贷款进而产生“房奴效应”,由此本文研究的核心问题是:“房奴效应”是否会削弱住房“财富效应”的发挥?为了研究这一问题,本文采用2014年和2016年两期中国家庭追踪调查(CFPS)数据,首先从是否持有自有住房、持有自有住房套数以及持有自有住房的价值3个方面实证分析住房“财富效应”的存在性;其次探讨住房“财富效应”在不同收入水平家庭、处于不同生命周期阶段的家庭以及不同住房价格水平地区的差异;最后,引入按揭贷款相关指标,探讨不同房款支付方式对家庭消费的影响以及“房奴效应”是否会削弱住房“财富效应”,在考虑“房奴效应”的背景下对住房“财富效应”进行再检验。

二、文献回顾

Ludwing和Slok最早提出住房财富主要通过6种不同的作用机制影响家庭消费,分别是:能促进消费的“兑现的财富效应”“未兑现的财富效应”“流动性约束效应”和“信心效应”以及抑制家庭消费的“预算约束效应”和“替代效应”^[10]。对于不同住房持有情况的家庭而言,住房财富对消费的作用机制存在差异。具体地,对于住房持有者来说,当房价上涨时,他们可以将所持住房以更高的价值出售或抵押获得更多的贷款将住房收益变现,从而诱导家庭现期消费的增加,此即“兑现的财富效应”。即便住房持有者并未出售房产或再融资,但由于财富贴现值的增加,住房持有者预期他们比以往富有,这种潜在的住房收益仍然可以刺激家庭当期消费的增加^[11],此即“未兑现的财富效应”。此外,当房价上涨时,家庭的资产组合价值发生变化,住房持有者陷入财务困境的可能性随之降低,家庭消费水平提高^{[12][13][14]},此即“流动性约束效应”。而且由于住房价格上涨,家庭预期自己比以前更加富有,对未来经济利好充满信心,当期消费增加^[15],此即“信心效应”。对于无自有住房且租房居住的家庭而言,房价上涨使得他们面临更高的房租支出,预算更加紧张,未来将面临购房成本上升的问题,因此不得不增加储蓄^[16],削减当期消费,此即“预算约束效应”。“替代效应”则是指由于房价的上升带来购房成本的上涨,无自有住房而又有买房计划的家庭只能选择缩减家庭消费或者未来购买较小的

房产^[17]。

学术界曾针对住房“财富效应”进行了大量的实证研究,其中国外研究主要集中于对住房“财富效应”大小的估计^{[5][7]}、住房“财富效应”与金融资产“财富效应”的大小比较^{[18][19][20]}以及不同国家之间住房“财富效应”大小的比较三个方面^[21]。大量研究表明,住房价值增加对家庭消费具有促进作用,尤其一些发达国家的“再按揭一再融资”政策将住房财富证券化,从而使得这些国家的住房价值增加对消费的促进作用更为明显。近几年国内学者对住房“财富效应”的研究所得出的结论具有差异。一些研究认为,由于住房价格上涨,家庭预期会比以前更加富有,对未来经济充满信心。宋勃的研究发现,无论是从长期还是短期来看,认为房价上涨均是居民消费增加的 Granger 原因^[15]。赵杨等实证检验了我国房地产市场的“财富效应”,认为房地产市场确实存在着正向的“财富效应”,而且这种正向效应在长期要大于短期^[23]。因此,我国住房财富对家庭消费有显著的正向影响^{[6][15][22][23][24]}。

另一些研究认为,由于我国住房主要用于家庭自住,住房价格上涨并不会促使持有自有住房的家庭出售住房,反而因持有物业产生负债,该负债既包括上涨的房租、购房成本,还包括家庭尚未偿还的住房贷款而挤出家庭消费。裴育和徐炜锋的研究发现,住房价格上涨并不存在“财富效应”,相反,因购房而产生的借款对家庭消费具有较强的挤出效应^[3]。可见,我国住房财富对家庭消费有显著的负向影响^{[25][26]}。

还有一些研究表明,虽然住房价格上涨会促进有自有住房家庭的消费,但也会抑制无自有住房家庭的消费,因此,总体而言住房财富对家庭消费无显著影响^{[2][3]}。张浩、张传勇和王丰龙等人均指出,由于住房兼具消费属性和投资属性,当住房仅用于家庭居住时,无论住房价值如何变化,家庭收支都不会随之发生变化,而当住房用于投资(出售、出租等)时,家庭经济损益会随着住房价值的变动而变动,进而作用于家庭消费^{[27][28]}。因此,房价上涨对家庭财富水平的影响实质上依赖于脱离居住用途的住房数量。

自 1991 年住房信贷政策实施之后,贷款购房方式逐渐普及,住房与家庭消费之间的关系变得更加复杂。颜色和朱国钟指出,当房价上涨时,家庭便会同时面临因资产增值所形成的“财富效应”与因巨大的偿还房贷的经济压力形成的“房奴效应”,家庭消费的变化则取决于这两种效应的程度对比^[9]。但这篇文章仅从理论层面对这一问题进行了分析。李江一利用家庭金融调查(CHFS)2011 年和 2013 年数据,采用倾向匹配双重差分模型和固定效应模型分别从购房动机和偿还住房贷款两个维度实证考察“房奴效应”对家庭消费的影响,最终得出“房奴效应”对家庭消费具有挤出效应的结论^[8]。然而,这篇文章在关注住房“房奴效应”的同时却忽视了住房的“财富效应”。

梳理现有相关研究后可以发现,现有研究对住房“财富效应”的研究较多且全面,但由于所用数据、变量和模型的不同,得出的结论不尽相同。而且现阶段仅有为数不多的研究关注“房奴效应”,重点是对“房奴效应”的理论分析,或虽实证分析“房奴效应”,但又舍弃了“财富效应”。然而,二者是同时存在的,住房对消费的影响本质上是二者的净效应,当前,按揭贷款购房已成为主流购房方式,关注住房“财富效应”的同时也应关注“房奴效应”。与该领域内现有研究相比,本文在以下几个方面有所创新:第一,国内有关住房财富对居民消费影响的研究主要是基于全国总体宏观数据考察房价变动对家庭消费的影响,容易导致“加总谬误”问题。鉴于此,本文选用中国家庭追踪调查(CFPS)两期微观数据研究住房财富对城镇家庭消费的影响。第二,随着贷款购房方式的普及,家庭既可能由于住房信贷避免了购房时一次性大额款项的支出,家庭流动性约束得以缓解进而提高消费水平,也可能由于未来面临的还贷压力而紧缩消费,在脱离了住房信贷的背景下考察住房“财富效应”所得出的结论的准确性有待进一步考证。因此,本文在考察住房财富对家庭消费的影响同时考察了房贷在其中的作用;第三,本研究在依据家庭住房持有状态对样本进行分类时,综合考虑了现实生活中家庭对房产持有部分产权、家庭现住房产权归他人(亲戚、朋友)所有等情况从而得到全面的样本并进一步得出更为准确的结论。

三、模型、变量与数据来源

(一)模型选择

本文使用 Blanchard 和 Fisher 的生命周期—持久收入假说(LC-PIH)作为实证分析模型的基础。其初始模型为:

$$C_t = \beta_1 A_t + \beta_2 Y_t \quad (1)$$

式(1)中, C_t 表示家庭在 t 年里的消费水平, Y_t 表示家庭在 t 年里的持久性收入水平,而 A_t 则表示家庭在 t 年里的资产水平, β_1 以及 β_2 为系数列向量,本文运用面板数据进行实证分析,与初始模型相对应的面板数据模型设置为:

$$C_{it} = \beta_1 A_{it} + \beta_2 Y_{it} \quad (2)$$

式(2)中, i 表示第 i 个家庭,属于截面维度标识; t 表示时间,属于时间维度标识;同时为了减小极值对分析结果的影响,对收入、消费、财富等经济数据取对数后,模型设定为:

$$C_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it} + \beta_2 W_{it} + \beta_3 H_{it} + \sum \beta_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, C_{it} 表示家庭日常消费、食品消费或耐用品消费, Y_{it} 为家庭可支配收入, W_{it} 表示包括股票、债券以及债权债务等在内的家庭非住房财富, H_{it} 表示与家庭住房财富相关的变量(本文细分为是否持有住房、持有房产套数和房产价值), X_{it} 为人口统计特征等控制变量,例如户主的年龄、性别、婚姻状况、受教育程度以及家庭规模、所在地区等。根据 H_{it} 不同的含义将模型(3)细化为以下 3 个模型:

$$\text{Log}(C_{it}) = \beta_{0a} + \beta_{1a} \text{Log}(Y_{it}) + \beta_{2a} \text{Log}(W_{it}) + \beta_{3a} \text{DH}_{it} + \sum \beta_{4a} X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3a)$$

$$\text{Log}(C_{it}) = \beta_{0b} + \beta_{1b} \text{Log}(Y_{it}) + \beta_{2b} \text{Log}(W_{it}) + \beta_{3b} \text{NH}_{it} + \sum \beta_{4b} X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3b)$$

$$\text{Log}(C_{it}) = \beta_{0c} + \beta_{1c} \text{Log}(Y_{it}) + \beta_{2c} \text{Log}(W_{it}) + \beta_{3c} \text{Log}(\text{VH}_{it}) + \sum \beta_{4c} X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3c)$$

在模型(3a)中, DH_{it} 表示家庭“是否持有自有住房”虚拟变量,回归系数 β_{3a} 体现了相对于无自有住房的家庭,持有自有住房的家庭与其在消费支出上的差异;模型(3b)和(3c)进一步地以持有自有住房的家庭为研究对象,其中模型(3b)中 NH_{it} 是表示家庭持有住房套数的虚拟变量,回归系数 β_{3b} 体现了相对于仅持有 1 套住房的家庭而言,持有 2 套及 2 套以上住房的家庭与其在消费支出上的差异;模型(3c)中 VH_{it} 表示家庭持有自有住房的总价值,回归系数 β_{3c} 体现了住房价值变化对城镇居民家庭消费的影响。

在以上模型的基础上,本文进一步考察在考虑住房信贷的情形下住房财富对家庭消费的影响,其实证模型可由模型(4)表示:

$$C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it} + \alpha_2 W_{it} + \alpha_3 H_{it} + \alpha_4 D_{it} + \sum \alpha_5 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, D_{it} 代表与家庭住房信贷相关的变量(是否贷款买房、待偿房贷额),其余变量的解释与模型(3)相同。根据 D_{it} 不同的含义,将模型(4)细化为以下 3 个模型:

$$\begin{aligned} \text{Log}(C_{it}) = & \alpha_{0a} + \alpha_{1a} \text{Log}(Y_{it}) + \alpha_{2a} \text{Log}(W_{it}) + \alpha_{3a} (\text{DH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^0) + \\ & \alpha_{4a} (\text{DH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^1) + \sum \alpha_{5a} X_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4a)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(C_{it}) = & \alpha_{0b} + \alpha_{1b} \text{Log}(Y_{it}) + \alpha_{2b} \text{Log}(W_{it}) + \alpha_{3b} (\text{NH}_{it}^0 \times \text{DD}_{it}^1) + \\ & \alpha_{4b} (\text{NH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^0) + \alpha_{5b} (\text{NH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^1) + \sum \alpha_{6b} X_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4b)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(C_{it}) = & \alpha_{0c} + \alpha_{1c} \text{Log}(Y_{it}) + \alpha_{2c} \text{Log}(W_{it}) + \alpha_{3c} \text{Log}(\text{VH}_{it}) + \alpha_{4c} \text{Log}(\text{VD}_{it}) + \\ & \alpha_{5c} [\text{Log}(\text{VH}_{it}) \times \text{Log}(\text{VD}_{it})] + \sum \alpha_{6c} X_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4c)$$

在模型(4a)中, DH_{it}^1 表示家庭持有自有住房, DD_{it}^0 表示家庭采用全款方式购房, DD_{it}^1 表示家庭采用按揭贷款方式购房,交互项 $\text{DH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^0$ 的回归系数 α_{3a} 表示与无自有住房的家庭相比,持有自有住房且采用全款购房方式的家庭与这些家庭的消费差异;交互项 $\text{DH}_{it}^1 \times \text{DD}_{it}^1$ 的回归系数 α_{4a} 表示与无自有住房的家庭相比,持有自有住房且采用贷款购房方式的家庭与其的消费差异;模型(4b)和(4c)进一步以 1991 年之后取得自有住房的家庭为研究对象,模型(4b)中 NH_{it}^0 表示家庭仅持有 1 套房产,

NH_{it} 表示家庭持有2套或2套以上房产,回归系数 α_{3b} 、 α_{4b} 、 α_{5b} 分别表示与仅持有1套住房且采用全款购房方式的 α_{3a} 、 α_{4a} 、 α_{5a} 的家庭相比,持有1套住房且贷款买房的家庭,持有2套及2套以上住房且全款买房的家庭,持有2套及2套以上住房且贷款买房的家庭与其在消费支出上的差异;模型(4c)中, VD_{it} 表示家庭待偿房贷额,模型引入交互项 $\text{Log}(VH_{it}) \times \text{Log}(VD_{it})$,即住房价值与待偿房贷额的交互,考察“房奴效应”与“财富效应”的交互影响。引入交互项之后,住房价值对家庭消费的边际影响为 $\alpha_{3c} + \alpha_{5c} \text{Log}(VD_{it})$,即住房“财富效应”的大小不仅取决于住房价值的变化,还取决于待偿房贷额的强化或弱化作用。若交互项的系数 α_{5c} 大于0,说明“房奴效应”对住房“财富效应”的发挥具有强化作用,反之,则具有削弱作用。

(二)数据来源

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(China family panel studies,CFPS)。该数据库是北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的微观数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康方面的变迁,本研究选用CFPS最新的2014年和2016年数据。考虑到就业、退休等家庭异质性消费的问题,本文将户主年龄限定在22~65周岁,在剔除缺失关键变量值以及其他无效样本之后,共获得2097个有效家庭样本。由于我国是在1991年开始实施住房信贷政策,因此在研究住房信贷的作用部分,本文将样本限定在1991年之后(含1991年)取得住房的城镇家庭。

(三)变量说明与描述性统计

本文将模型的被解释变量定义为家庭食品、衣着、日常用品、医疗保健、教育、文化娱乐休闲、出行、通信等在内的日常消费支出,并进一步分为家庭食品消费支出和耐用品消费支出两类。为了详细考察家庭住房财富的不同状态,在模型中引入住房财富关键变量:是否持有自有住房、持有自有住房的套数、持有自有住房的价值,并引入是否贷款买房、待偿房贷额变量来细致考察住房财富对家庭消费的影响、“房奴效应”和住房“财富效应”对消费的交互影响。在对样本进行分析之后发现,持有3套及3套以上住房的家庭仅占持有自有住房家庭的3%,所以在考察住房套数对消费的影响时,本文将持有自有住房家庭的住房套数划分为1套、2套及2套以上。根据相关理论和现有文献,本文将控制变量设定为家庭可支配收入、储蓄存款余额、股票等金融资产价值、人口规模、负债情况等。

表1汇报了本文的变量定义和描述性统计结果。由描述性统计结果可以看出,家庭日常消费和可支配收入的均值分别为6.09万元和6.72万元,家庭平均食品消费和耐用品消费分别为2.27万元和3.16万元;除房贷外,家庭平均负债水平为1185.78元,在本文中,若该变量取值为负时表示家庭对外净债权;家庭住房持有率为83%,在持有住房的家庭中,22%的家庭持有2套或2套以上住房,这与我国住房市场当前较高住房持有率的现状相吻合。在持有住房的家庭中,21%的家庭采用贷款方式买房,家庭平均待偿房贷余额为3.82万元,家庭住房平均价值为59.09万元,较高的标准差意味着不同家庭住房财富差距较大。本文采用2014~2016年房地产开发企业住宅平均销售价格的平均值反映地区间房产价格的差异^①,由表1可以看出,住房价格平均值为6911.91元/平方米,标准差为4470.58,标准差较大说明地区间住房价格差异较大。

四、实证结果与分析

(一)住房“财富效应”的实证分析结果

根据模型(3a)、(3b)和(3c)设定,本部分从家庭是否持有自有住房、持有自有住房的套数以及持有自有住房的价值3个维度研究住房财富对城镇家庭消费的影响,Hausman检验的结果表明运用固定效应模型进行实证分析比较适宜,使用Stata13.1对固定效应模型进行回归分析之后的结果如表2所示。

表2模型(3a)的回归结果显示,当其他条件不变时,有房家庭的日常消费弹性和耐用品消费弹性均高于无房家庭,但未通过显著性检验;是否持有自有住房对家庭食品消费回归的系数显著为负,表

示持有自有住房家庭的食品消费弹性显著低于无自有住房的家庭,这与预期不一致,可能是由于未考虑住房信贷因素的影响,下文将进一步考虑房款支付方式的影响。家庭可支配收入对日常消费的影响系数为 0.181,这意味着家庭可支配收入每增加 1%,家庭日常消费会随之增加 0.181%左右。对持有住房的家庭样本进一步考察住房套数对家庭消费的影响,模型(3b)的回归结果显示,相比于持有 1 套房产的家庭,持有 2 套及 2 套以上住房的家庭日常消费和耐用品消费弹性均显著高于仅持有 1 套住房的家庭,且持有住房套数对家庭耐用品消费的影响最为明显,系数为 0.592,这是因为持有多套住房使得家庭有机会将多余的住房出租,租金收入成为兑现的“财富效应”,促进了家庭消费,而且更多的住房套数往往伴随着更多的与之相匹配的家具耐用品支出。模型(3c)仍是以持有房产的家庭为回归样本,结果显示住房的“财富效应”显著为正,影响系数为 0.085,即住房价值提高 1%时,家庭日常消费会提高 0.085%左右,且住房价值提高会更多地促进家庭的食品消费。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
家庭日常消费 (单位:元)	食品、衣着、日常用品、医疗保健、教育、文化娱乐 休闲、出行、通信、捐款等支出	60893.83	77275.12	1000	2063600
食品消费 (单位:元)	在家用餐和外出就餐支出,家庭的伙食费及购买 自家消费的零食、饮料、烟酒等支出	22673.15	19271.91	0	600000
耐用品消费 (单位:元)	家具、电器其他耐用消费品(包括电脑、ipad、电冰 箱、洗衣机、电视和钢琴等高档乐器)的支出	3164.87	16112.41	0	334000
是否持有自有住房 ^①	否=0,是=1	0.83	0.37	0	1
自有住房套数 (单位:套)	持有住房的家庭样本中:持有 1 套住房=0,持有 2 套及 2 套以上住房=1	0.22	0.41	0	1
自有住房价值 (单位:万元)	家庭自有住房的价值总和	59.09	111.01	0	1300
是否贷款买房	全款方式买房=0,贷款方式买房=1	0.21	0.41	0	1
待偿房贷额 (单位:元)	家庭尚未偿还的房贷余额	38215.23	135532.6	0	2000000
可支配收入 (单位:元)	家庭收入中工资、奖金、补贴、分到个人名下的红 利等收入合计	67201.89	82791.76	0	2000000
家庭其他金融资产价 值(单位:元)	家庭持有的股票、债券等金融资产价值	81066.86	242670.1	0	6000000
家庭金融净负债 (除房贷外) (单位:元)	家庭负债中除房贷外,家庭因其他原因欠银行、亲 戚朋友、其他组织或个人的款项扣除家庭对亲戚 朋友/其他组织/个人的债权	1185.78	61949.33	-600000	1480000
家庭规模 (单位:人)	家庭人数	3.39	1.54	1	13
户主年龄 (单位:周岁)	户主的年龄	46.65	10.74	22	65
住房价格 (单位:元/平方米)	2014~2016 年住宅平均销售价格的平均值	6911.91	4470.58	3686	19551
年轻家庭组	户主年龄大于 22 岁小于 35 岁=1,否=0	0.18	0.38	0	1
中年家庭组	户主年龄大于 36 岁小于 50 岁=1,否=0	0.43	0.49	0	1
老年家庭组	户主年龄大于 51 岁小于 65 岁=1,否=0	0.40	0.49	0	1
低收入水平组	家庭年收入小于 35000 元(含)=1,否=0	0.35	0.48	0	1
中等收入水平组	家庭年收入小于 70000 元(含)=1,否=0	0.34	0.47	0	1
高收入水平组	家庭年收入大于 70000 元=1,否=0	0.32	0.47	0	1
低房价地区组	房价在最低 1/3 的样本=1,否=0	0.33	0.47	0	1
中等房价地区组	房价在中等 1/3 的样本=1,否=0	0.37	0.48	0	1
高房价地区组	房价在最高 1/3 的样本=1,否=0	0.30	0.46	0	1

表 2

住房财富对家庭消费影响的回归结果

变量	模型(3a)			模型(3b)			模型(3c)		
	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费
是否持有自有住房	0.052 (0.03)	-0.076** (0.03)	0.180 (0.15)						
自有住房套数				0.130*** (0.00)	0.037 (0.05)	0.592** (0.26)			
自有住房价值							0.085*** (0.02)	0.053** (0.02)	0.204 (0.13)
Ln(可支配收入)	0.181*** (0.01)	0.141*** (0.01)	0.266*** (0.04)	0.057*** (0.01)	0.029** (0.01)	0.222*** (0.07)	0.053*** (0.01)	0.026** (0.01)	0.213*** (0.07)
Ln(金融资产价值)	0.019*** (0.00)	0.023*** (0.00)	0.066*** (0.01)	-0.002 (0.00)	0.007* (0.00)	0.045** (0.02)	-0.002 (0.00)	0.007* (0.00)	0.044** (0.02)
观测值	4194	4194	4194	3490	3490	3490	3490	3490	3490

注:(1)控制变量均包括户主年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、受教育程度(文盲、小学、初中、高中、大学及以上)、家庭负债程度、东中西部地区的地区虚拟变量等;括号内为标准差;(2)***、**、* 分别表示在 1%、5%与 10%的显著性水平上显著;下表同。

在此基础上,本文进一步探讨家庭异质性,即不同年龄组、不同收入水平组的家庭在住房“财富效应”上的表现,考虑到不同地区房价的差异性,在模型(3c)的基础上,本部分将样本内持有住房的家庭按照户主年龄、家庭收入水平以及地区房价水平分组之后,仍然运用固定效应模型进行回归,结果如表 3、表 4 和表 5 所示。

表 3 家庭异质性(年龄)与住房“财富效应”的回归结果

变量	年轻家庭组			中年家庭组			老年家庭组		
	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费
Ln(自有住房价值)	0.035 (0.06)	0.016 (0.05)	-0.300 (0.38)	0.106*** (0.04)	0.106** (0.04)	0.246 (0.23)	0.106*** (0.04)	0.028 (0.03)	0.431** (0.19)
Ln(可支配收入)	0.086** (0.04)	0.042 (0.04)	0.069 (0.25)	0.115*** (0.02)	0.048* (0.03)	0.367*** (0.14)	0.030 (0.02)	0.030 (0.02)	0.252** (0.10)
Ln(金融资产价值)	0.004 (0.01)	0.001 (0.01)	0.045 (0.08)	-0.005 (0.01)	0.007 (0.01)	0.059* (0.03)	-0.004 (0.01)	0.010 (0.01)	0.026 (0.04)
观测值	518	518	518	1545	1545	1545	1427	1427	1427

表 4 家庭异质性(收入)与住房“财富效应”的回归结果

变量	低收入家庭组			中收入家庭组			高收入家庭组		
	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费
Ln(自有住房价值)	0.132*** (0.04)	0.077 (0.06)	0.175 (0.20)	0.125** (0.05)	0.108 (0.07)	-0.081 (0.34)	0.042 (0.05)	-0.077* (0.04)	0.461 (0.41)
Ln(可支配收入)	0.003 (0.03)	0.004 (0.03)	0.090 (0.11)	0.424** (0.18)	0.322 (0.24)	0.356 (1.19)	0.316*** (0.08)	0.114* (0.06)	1.409** (0.61)
Ln(金融资产价值)	0.003 (0.01)	0.015 (0.01)	0.021 (0.04)	0.012 (0.01)	0.011 (0.01)	0.057 (0.05)	-0.010 (0.01)	0.009 (0.01)	-0.020 (0.01)
观测值	1175	1175	1175	1147	1147	1147	1168	1168	1168

表 5

地区异质性(房价)与住房“财富效应”的回归结果

变量	低房价组			中等房价组			高房价组		
	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费
Ln(自有住房价值)	0.040 (0.04)	0.050 (0.04)	0.221 (0.20)	0.128*** (0.04)	0.070* (0.04)	0.139 (0.21)	0.089*** (0.04)	0.043 (0.04)	0.242 (0.29)
Ln(可支配收入)	0.069*** (0.02)	0.015 (0.02)	0.123 (0.11)	0.051*** (0.02)	0.043* (0.02)	0.259*** (0.11)	0.038 (0.03)	0.010 (0.03)	0.355** (0.18)
Ln(金融资产价值)	0.001 (0.01)	0.006 (0.01)	0.037 (0.04)	-0.002 (0.01)	0.017** (0.01)	0.019* (0.03)	-0.007 (0.01)	-0.007 (0.01)	0.098** (0.05)
观测值	647	647	647	707	707	707	520	520	520

通过对不同年龄组之间回归结果(表 3)的对比可以发现,住房“财富效应”在中老年户主家庭中的差异不大,影响系数均在 0.106 左右,且都在 1% 的显著性水平上显著。而年轻户主家庭的住房“财富效应”较小且在统计上不显著,这主要是由中年户主家庭特殊的人口结构决定的。中年户主家庭上有老下有幼,同时面临着家中老人的赡养问题和家中孩童的抚养问题,经济负担最重。因此,中年户主家庭的消费对住房财富变化最为敏感,“财富效应”最大。通过比较收入异质性家庭住房“财富效应”的结果(表 4)可以发现,中等收入组和低收入组家庭的住房“财富效应”均在 1% 的显著性水平上显著为正,且低收入组家庭住房价值对消费的弹性略高于中等收入组家庭,而住房价值提高对高收入家庭消费虽有一定的促进作用,但在统计上不显著。这表明,与高收入家庭相比,中等收入家庭和低收入家庭在收入约束效应下对家庭住房财富的变化更为敏感,这显然与家庭收入约束的程度相关,相比高收入家庭,中低收入家庭面临更高的收入约束,住房价值的提高更能增强其消费能力。将样本按照房价高低进行分组回归之后可以发现(如表 5 所示),住房“财富效应”仍然存在,且在中等房价、高房价地区更为明显。

(二)“房奴效应”与“财富效应”对家庭消费的交互影响

为进一步探讨在考虑住房信贷的条件下,住房财富对城镇居民家庭消费的影响,以及在这一影响中住房信贷(包括是否贷款买房以及待偿房贷额)的作用,对模型(4a)、(4b)、(4c)运用固定效应模型进行回归,结果如表 6 所示。

表 6 报告了“房奴效应”和住房“财富效应”对家庭消费的交互影响,即考虑房款支付方式(全款买房或贷款买房)因素后,家庭住房财富对消费的影响。回归结果显示,与无自有住房的家庭相比,全款买房的家庭对日常消费、食品消费和耐用品消费的弹性均较低,且未通过显著性检验,而贷款买房家庭的日常消费弹性显著高于无房家庭。综合上文回归结果可以得出:住房财富对家庭消费的影响受限于房款支付方式,对于全款购房的家庭而言,一次性大额房款的支出在很大程度上紧缩了家庭流动性约束,对家庭消费具有一定的挤出效应;而贷款买房方式则避免了家庭全款买房时一次性大额款项的支出,缓解了家庭当前的流动性约束,并且还还款的经济压力并未影响到家庭的日常消费。现实中也常观察到很多具有全款买房经济能力的家庭会选择贷款买房,这一现象也很好地诠释了如果家庭在全款和贷款二者之间选择时会更倾向于贷款买房,以减轻家庭流动性约束。比较全款买房和贷款买房的家庭的回归系数(-0.048 和 0.122)可以发现,贷款买房家庭的日常消费弹性高于采用全款买房家庭的日常消费弹性^⑤,说明贷款买房的家庭对住房财富变化更加敏感,其消费高于全款买房的家庭。值得注意的是,在考虑房贷因素之后,与无自有住房的家庭相比,贷款买房家庭的食品消费弹性变为正,说明在其他条件相同时,贷款买房家庭的食品消费弹性高于无自有住房家庭的食品消费弹性,与表 2 模型(3a)得出的结论即持有自有住房家庭的食品消费弹性显著低于无自有住房家庭的食品消费弹性相反,这说明在忽略房贷因素的情况下考察住房财富对消费的影响所得结论的准确性存疑。进一步以 1991 年之后购买并获得自有住房产权的家庭为研究对象(模型 4b),与仅有 1 套住房且全款买房的家庭相比,持有 1 套住房且贷款买房家庭、持有 2 套及以上住房且贷款买房家庭的消费

表 6

考虑住房信贷因素下住房财富对家庭消费的影响的回归结果

变量	模型(4a)			模型(4b)			模型(4c)		
	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费	日常消费	食品消费	耐用品消费
有房且全款买房(对照组:无房)	-0.048 (0.05)	-0.059 (0.05)	-0.429 (0.30)						
有房且贷款买房(对照组:无房)	0.122** (0.06)	0.020 (0.06)	-0.193 (0.34)						
1套房且贷款买房(对照组:1套房且全款买房)				0.160*** (0.06)	0.070 (0.06)	0.231 (0.34)			
2套及以上且全款买房(对照组:1套房且全款买房)				0.105 (0.06)	0.066 (0.06)	0.564 (0.36)			
2套及以上且贷款买房(对照组:1套房且全款买房)				0.197** (0.08)	0.031 (0.08)	0.821* (0.43)			
Ln(自有住房价值)							0.042 (0.04)	0.045 (0.04)	0.026 (0.21)
Ln(待偿房贷额)							0.060 (0.06)	0.058 (0.06)	-0.114 (0.34)
Ln(自有住房价值) * Ln(待偿房贷额)							-0.003 (0.00)	-0.004 (0.00)	0.012 (0.03)
Ln(可支配收入)	0.055*** (0.01)	0.032*** (0.01)	0.179*** (0.06)	0.071*** (0.02)	0.048*** (0.02)	0.254*** (0.10)	0.070*** (0.02)	0.046*** (0.02)	0.258*** (0.10)
Ln(金融资产价值)	-0.001 (0.00)	0.007* (0.00)	0.040** (0.02)	-0.003 (0.00)	0.004 (0.00)	0.055** (0.03)	-0.004 (0.00)	0.003 (0.00)	0.056** (0.03)
观测值	4194	4194	4194	2705	2705	2705	2705	2705	2705

水平均显著较高,虽然持有 2 套及以上住房且全款方式买房家庭的消费水平也较高,但统计上不显著,这可能是由于家庭持有的房产数量虽然多,但其采用全款方式,大额款项的支出在很大程度上紧缩了家庭的流动性约束,导致这类家庭的消费水平没能显著提高。比较回归系数的大小(0.160 和 0.197)可以发现,当家庭均贷款买房时,持有 2 套及以上住房家庭的消费弹性高于仅持有 1 套住房家庭的消费弹性,这与表 2 财富效应回归结果一致。

进一步引入待偿房贷额以及待偿房贷额与住房价值的交互项来分析待偿房贷额对家庭消费的作用(模型 4c)。可以发现,与表 2 模型(3c)得出的结论即住房价值提高对家庭日常消费和食品消费具有显著的促进作用大体一致,待偿房贷额和住房价值的交互项虽然在统计上不显著,但住房价值提高仍然对家庭日常消费和食品消费具有一定的促进作用。待偿房贷额对于消费的影响为正,这是由于较高的待偿房贷额往往意味着家庭较低的首付,放松了家庭当期的流动性约束,从而拉动家庭消费支出,这也佐证了模型(4a)和(4b)中得出的贷款买房方式对家庭消费具有带动作用的结论;交互项为负且在统计上并不显著意味着待偿房贷额对于住房“财富效应”的发挥具有一定的削弱作用,这一结论与李江一运用倾向匹配双重差分模型和固定效应模型所得出的结论相一致^[7]。不难理解,虽然相对于全款购房,贷款购房方式在很大程度上减轻了家庭流动性约束,而且较高的待偿房贷额往往意味着较低的首付或者较高的住房价值,从而拉动家庭消费支出,但对于家庭而言,待偿房贷额仍然是一项负债的性质并没有发生变化,因此,“房奴效应”会在一定程度上削弱住房“财富效应”的发挥。

五、结论与启示

住房“财富效应”一直以来是国内外学者关心的重要问题,现有研究使用各国的宏观层面数据或家庭微观数据对住房“财富效应”进行检验,大量研究认为拥有更高价值的房产或房价上涨并未抑制居民消费,反而会促进家庭消费需求,宏观经济仍可受益于房地产市场的蓬勃发展,由此提出采用积极的财政政策和适度宽松的货币政策为房地产开发和销售提供充足的流动性,加强房地产市场建设、

适时推进房市金融创新等手段以促进消费增长。在我国特有的消费文化和居住文化背景下,近年来住房信贷市场蓬勃发展的经济环境带来的一个问题是:消费者贷款买房是否会导致家庭承受过重的还贷压力而降低消费,即“房奴效应”是否会削弱“财富效应”。以此为出发点,本文使用 CFPS2014 年和 2016 年的数据,引入购房方式相关因素对住房“财富效应”进行再检验。首先从是否持有自有住房、持有自有住房的套数以及持有自有住房价值 3 个方面证明了住房“财富效应”的广泛存在,特别是在中低收入家庭和中老年家庭中更为明显;并进一步论证了在脱离房贷因素情况下讨论住房的“财富效应”并不准确,当引入是否贷款买房以及待偿房贷额变量后,发现无论家庭持有多少套房产、住房财富价值有多大,只要采用住房信贷支付方式,分期付款的延时现金流出均可以为家庭购房提供杠杆;贷款买房的家庭尽管面临较高的还贷压力,但由于家庭流动性约束得到缓解,因而家庭消费并未受到明显的抑制作用,由此证明了“房奴效应”较小,这种“房奴效应”尽管对住房“财富效应”具有一定的削弱作用,但这种削弱作用不足以抵消住房价值对家庭消费的促进作用。

本文研究发现住房“财富效应”广泛存在,且贷款买房带来的“房奴效应”仅在很小程度上削弱了住房“财富效应”,当前繁荣发展的住房信贷市场并未明显地抑制房产财富对消费需求的促进作用,这对于从住房市场角度挖掘我国居民消费潜力、进一步刺激居民消费需求等方面有重要的政策启示:第一,由于相比全款买房家庭,贷款买房家庭的消费需求对住房财富在所持住房套数、所持住房价值等方面的变化更敏感,因此,创新金融市场住房贷款产品,放松家庭面临的信贷约束,有利于缓解家庭由于购房带来的经济压力,促进消费和拉动内需;同时,可以根据宏观经济调节住房市场供需,当通过降低房贷首付款或降低房贷利率刺激房产消费时,家庭贷款购房并不会带来较大的“房奴效应”,反而会促进房地产市场的发展和“财富效应”,有利于宏观经济发展。第二,针对现阶段我国住房流通性差、变现周期较长的问题,如果能够通过金融创新更好地提高我国住房市场的流动性,从而缩短住房财富变化与家庭消费之间的传导距离将对提高家庭消费具有重要意义。例如,可以借鉴发达国家的“反向住房抵押贷款”^⑥政策将住房资产化,使得住房财富增加时家庭可以经由抵押房产获得更多的资金从而得以平滑整个生命周期的消费。第三,不同年龄结构和收入水平的异质性家庭,其房产“财富效应”具有明显差异,尽管本文研究结果表明住房“财富效应”在中低收入家庭和中老年家庭中更为明显,但年轻家庭面临更高的流动性约束和更大的购房压力仍是一个重要的社会问题。由于中低收入组家庭住房“财富效应”的边际值更大,因此完善中低收入家庭购房需求的政策,更有利于刺激居民消费需求。2016~2018 年房价上涨过快的趋势在不断调控后得到遏制,但坚持“房子是用来住的、不是用来炒”的根本定位没有改变,需要落实好一城一策,因城施策,进一步完善城市政府主体责任的长效调控机制,以促进我国房地产市场平稳健康发展,逐步改善居民的住房条件,实现安居乐业目标。

注释:

①数据来源于西南财经大学经济与管理研究院院长甘犁发布的最新报告。

②本文借用了这一通俗的表述,是否严谨科学,仍有待推敲。

③数据来源:2014~2016 年的《中国房地产统计年鉴》。

④在区分家庭是否持有自有住房时,为了保障最终所获样本的代表性,本文剔除了家庭成员拥有部分产权的家庭样本,对于居住在亲戚、朋友的房子的家庭,则依据其是否拥有除现住房以外的其他住房来辨别其是否有自有住房;受数据的限制,本文没有有效区分出家庭中父母为子女购房或者为子女提供首付的样本。

⑤当以持有自有住房的家庭为样本,以全款买房的家庭为对照组进行回归,贷款买房家庭的消费弹性仍在 1% 的显著性水平上 (p 值为 0.000) 显著高于全款买房家庭的消费弹性。

⑥反向住房抵押贷款是指家庭将自有住房抵押给银行、保险公司等金融机构,家庭在保持居住权的前提下定期从金融机构获得一笔资金。

参考文献:

[1] Ando, A., Modigliani, F. The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests[J]. American Economic Review, 1963, 53(1):55—84.

[2] 李涛,陈斌开.家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据[J].经济研究,2014,(3):62—75.

[3] 裴育,徐炜锋.中国家庭房产财富与家庭消费——基于 CFPS 数据的实证分析[J].经济与管理研究,2017,

- [4] 万晓莉,严予若,方芳.房价变化、房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据[J].*经济学(季刊)*,2017,(2):525—544.
- [5] Bover, O. Wealth Effects on Consumption: Micro Econometric Estimates from the Spanish Surgery of Household Finances[Z].Working Paper, 2005, (22):9—34.
- [6] 张大永,曹红.家庭财富与消费:基于微观调查数据的分析[J].*经济研究*,2012,(1):53—65.
- [7] Cristini, A.,Sevilla, A. Do House Prices Affect Consumption? A Reassessment of the Wealth Hypothesis[J].*Economica*,2014,81(324):601—625.
- [8] 李江一.“房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J].*经济学(季刊)*,2017,(1):405—430.
- [9] 颜色,朱国钟.“房奴效应”还是“财富效应”? 房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J].*管理世界*,2013,(3):34—47.
- [10] Ludwing, A.,Slok, T. The Important of Change in Stock Price and House Price on Consumption in OECD Countries[Z].IMF Working Paper,2002.
- [11] Poterba, J.M. Stock Market Wealth and Consumption [J].*Journal of Economic Perspectives*,2000,14(2):99—118.
- [12] Campbell, J., Cocco, J., How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data[J].*Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3):591—621.
- [13] Aron, J., Muellbauer, J. Estimates of Household Sector Wealth for South Africa [J].*Review of Income and Wealth*,2006,52(2):285—307.
- [14] Leth—Petersen, S. Intertemporal Consumption and Credit Constraints: Does Total Expenditure Respond to an Exogenous Shock to Credit? [J]. *American Economic Review*, 2010, 100(3):1080—1103.
- [15] 宋勃. 房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998—2006[J].*经济科学*,2007,(5):41—53.
- [16] 陈彦斌,邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J].*经济研究*,2011,(10):25—38.
- [17] 王子龙,许箫迪,徐浩然. 房地产市场财富效应理论与实证研究[J].*财贸经济*,2008,(12):116—122.
- [18] Bostic, R., Gabriel, S., Painter, G. Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption[J].*Regional Science and Urban Economics*, 2007, (39):79—89.
- [19] Dvornak, N., Kohler, M. Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia [J].*Economic Record*, 2007,83(261):117—130.
- [20] Fereidouni, H. G.,Tajaddini, R. Housing Wealth, Financial Wealth and Consumption Expenditure: The Role of Consumer Confidence[J]. *Journal of Real Estate Finance & Economics*,2017,(54):1—21.
- [21] Barrell, R.,Costantini, M.,Meco, I. Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence for Italy and the UK[J].*International Review of Financial Analysis*, 2015, 42(1):316—323.
- [22] 黄静,屠梅曾.房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据[J].*管理世界*,2009,(7):35—45.
- [23] 赵杨,张屹山,赵文胜.房地产市场与居民消费、经济增长之间的关系研究——基于1994~2011年房地产市场财富效应的实证分析[J].*经济科学*,2011,(6):30—41.
- [24] 王柏杰,何炼成,郭立宏.房地产价格、财富与居民消费效应——来自中国省际面板数据的证据[J]. *经济学家*,2011,(5):57—65.
- [25] 陈健,陈杰,高波.信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究[J].*金融研究*,2012,(4):45—57.
- [26] 段忠东,朱孟楠.房价与不同家庭消费的非线性关系[J].*中南财经大学学报*,2014,(4):10—19.
- [27] 张浩,易行建,周聪.房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析[J].*金融研究*,2017,(8):50—66.
- [28] 张传勇,王丰龙.住房财富与旅游消费——兼论高房价背景下提升新兴消费可行吗? [J].*财贸经济*,2017,(3):83—98.

(责任编辑:肖加元)