

# 房价收入比与家庭消费<sup>\*</sup>

## ——基于房产财富效应的视角

何兴强 杨锐锋

内容提要：运用中国家庭金融调查(CHFS) 2011年、2013年和2015年数据，基于调查数据构建和计算城市房价收入比，分析房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响，并进一步考察房价收入比对拥有两套及以上住房、有房出租、拥有大小产权房和不同收入阶层家庭消费房产财富效应的影响差异。研究发现：房价收入比高时家庭消费水平也相应较高，但房价收入比高却显著降低了家庭消费的房产财富弹性；拥有两套及以上住房、有房出租家庭消费的房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小，拥有大产权比小产权房更能抵御房价收入比高对消费房产财富效应的弱化影响，高收入家庭的抵御能力更强。

关键词：消费 房产财富效应 房价收入比

### 一、引言

自1998年中国实施住房商品化改革以来，房价整体呈上升趋势。1998年全国商品房平均销售价格为2063元/平方米，至2018年已上涨到8737元/平方米，累计增长了323%。<sup>①</sup>有房家庭的房产财富也随之增加。相对较高的房价也受到了政策制定者和学界的广泛关注。运用家庭微观调查数据构建和计算城市房价收入比，发现2011年、2013年和2015年的房价收入比分别为10.99、8.62和8.26，均超过了吕江林(2010)运用理论模型测算的合理上限区间4.38—6.78，说明中国的房价水平已相对较高，可能存在一定的泡沫成分。但中国居民的消费收入比(人均消费占人均可支配收入的比重)却整体呈下行趋势，1990年居民消费收入比为84.35%，进入90年代后迅速走低，2000年下降为79.38%，到2012年降至61.85%的历史最低点，至2018年也仅为66.53%。

已有大量文献探讨了房价或房产财富对家庭消费的影响。多数文献发现房价或房产财富促进了家庭消费。黄静和屠梅曾(2009)等认为，主要是房价上涨房产财富增加，提高了房产的可兑现价值、未兑现价值、抵押融资能力，促进了有房家庭的消费。陈斌开和杨汝岱(2013)、李雪松和黄彦彦(2015)等从购房储蓄的角度，发现房价的上涨增加了未来购房或换房的成本，会促使家庭增加储蓄。黄静和屠梅曾(2009)、杨赞等(2014)及毛中根等(2017)还发现中国家庭消费的房产财富效应存在显著的时间或区域差异，但没有深入探讨其中的具体原因。

Escobari et al. (2015)、Tsaia & Chiang (2019)等认为房价收入比是衡量房地产泡沫的重要指标。房价收入比是一个相对房价的概念，直观地，家庭要用多少年的收入才能购买一套居住的住房。当前文献也从理论或总量数据层面分析了房地产泡沫对消费的影响(Buiter, 2008; Basco, 2018; Časni, 2018)。Časni (2018)采用欧洲宏观数据的研究，发现在房地产泡沫不同的时期房价对

<sup>\*</sup> 何兴强，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子信箱：hexq@mail.sysu.edu.cn；杨锐锋，中山大学岭南学院博士研究生，邮政编码：510275，电子信箱：yangrf3@mail2.sysu.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金项目(71573288)、国家自然科学基金创新研究群体项目(71721001)、国家社科基金重大项目(18ZDA092)的资助。作者感谢匿名审稿专家、北京大学国家发展研究院报告时余森杰等与会师生、中山大学岭南学院周先波、连玉君、彭玉磊和杨海生等的宝贵意见和建议，文责自负。

<sup>①</sup> 该部分的宏观数据来自国家统计局。

消费的影响有差异。房价收入比的差异可能是导致家庭消费房产财富效应时空差异的重要原因,但当前文献还没有运用微观家庭调查数据对此进行深入探讨。

本文运用中国家庭金融调查(CHFS)2011年、2013年和2015年的数据,从微观角度实证研究房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响,并进一步考察房价收入比对拥有两套及以上住房、有房出租、拥有大小产权房和不同收入阶层家庭消费房产财富效应的影响差异。本文与此前文献的主要区别在于:首先,深入到城市房价收入比角度,实证分析房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响,对消费房产财富效应的时间或区域差异进行更深入具体的探讨。其次,深入考察了拥有两套及以上住房、有房出租、拥有大小产权房和处于不同收入阶层家庭消费的房产财富效应受房价收入比影响的差异,也丰富了关于中国特色大小产权房的研究。第三,运用微观调查数据构建和计算城市房价收入比,更好地吻合与匹配了城市层面的家庭微观调查数据,增强了研究的严谨性和结论的可靠性。

## 二、文献综述

关于消费与房产财富关系的理论研究,主要是基于生命周期理论(life cycle, LC)和永久性收入假说(permanent income hypothesis, PIH)的研究框架(Friedman, 1957; Modigliani & Brumberg, 1954),认为财富冲击通过改变家庭的永久性收入进而影响消费和储蓄的生命周期模式,基本结论意味着出自包括住房在内的财富的边际消费倾向,是生命周期内财富的年均价值变动,财富的边际消费倾向很小(Case et al. 2005)。

Ludwig & Sløk(2002)认为房价或房产财富变化,可通过可兑现价值、未兑现价值、流动性约束效应等渠道影响家庭消费。可兑现价值对消费的影响是最直接的,指的是已经可以兑现的价值增值对消费的影响。家庭通过变现房产或更换面积较小的住房,来获得房价上涨带来的房产增值收益(Lustig & Van Nieuwerburgh 2005; Munnell & Soto 2008),从而倾向增加消费。而且,不同类型房产的变现能力也不同。例如,李涛等(2011)在研究住房与幸福感时,关注了具有中国特色的大小产权房的属性差异:大产权房为国家房屋管理部门颁发产权证的住房,社会认可度较高,交易成本较低;小产权房一般为乡镇政府颁发权属证明的住房,社会认可度较低,交易手续繁琐且有一定难度,交易成本一般也比较高。

未兑现价值的影响主要是对资产价格上涨或财富增加的一种预期或感知效应。房价上涨房产财富增加时,有房家庭可能感觉更加富有,倾向于减少储蓄增加消费(Lettau & Ludvigson 2004; Campbell & Cocco 2007)。Lettau & Ludvigson(2004)还特别指出,家庭对不同类型财富冲击的持久性和暂时性感知可能不同,进而家庭的消费反应不同。房价收入比高时,房价上涨的持续性预期可能降低。因而,不同房价收入比状态下房价上涨的持续性可能不同,家庭消费的房产财富效应也可能有差异。

流动性约束效应主要是针对房产价值的抵押再融资能力而言的。如房价上涨提高了房产市值,有房家庭可向金融机构抵押增值的房产获得更多的低成本信贷,缓解流动性约束,更有能力平滑各期消费(Iacoviello 2005; Mian & Sufi 2014; Defusco, 2018; Burrows 2018; Cloyne et al. 2019)。DeFusco(2018)和Cloyne et al.(2019)的研究均表明房价上涨显著促进了有房家庭进行再融资。但在房价收入比高房价风险相对较高的市场上,金融机构会更谨慎制定房产抵押贷款比例,减小对家庭的金融支持力度,增值房产的抵押融资能力会被相对削弱(Dynan, 2012)。因此,在房价收入比高的市场上,家庭房产财富的抵押融资能力会相对削弱,缓解流动性约束和增加消费的效应也会相对削弱。

房产财富还可通过预防性储蓄渠道影响家庭消费。预防性储蓄理论奠基人Leland(1968)在凸边际效用函数基础上,发现收入的不确定性会引致出一部分多余的储蓄,并称之为预防性储蓄。拥有住房可作为一种储蓄手段,则房产财富增加减少了预防性储蓄的需要,进而可以增加消费

(Gan 2010)。周博(2016)将房价波动引入理论模型的分析及相应的实证检验,发现房价波动导致的预防性储蓄削弱了消费的房产财富效应。此外,拥有住房还具有消费套保效应,即房价风险高时租金风险也相应较高,家庭拥有住房可以对冲租金风险、规避未来住房消费的不确定性,进而降低房产兑现意愿(Sinai & Souleles 2005; Han 2013,何兴强等 2015)。Sinai & Souleles(2005)的研究还发现租金风险越大家庭选择拥有房产的概率越高。这样,高房价收入比情况下房价和租金波动的风险可能增大,房价波动风险增加引致的预防性储蓄效应及租金风险增加引致的房产拥有效应,都可能削弱消费的房产财富效应。

已有大量文献实证研究了消费与房价或房产财富的关系,但尚未形成一致的结论。多数研究认为房产财富显著促进了消费(Bostic et al. 2009; 黄静和屠梅曾 2009; 万晓莉等 2017; 毛中根等, 2017)。Bostic et al. (2009)采用美国家庭调查数据发现消费的房产财富弹性系数约为 0.06,还发现地区房价的波动显著削减了房产财富的消费弹性。黄静和屠梅曾(2009)认为主要是房价上涨房产财富增加,提高了房产的可兑现价值、未兑现价值、抵押融资能力或预防性储蓄功能,从而促进有房家庭的消费。也有文献认为房价变化或房产财富变化对消费无影响或有负影响(Browning et al. 2013; 况伟大 2011; 李春风等 2014; 陈斌开和杨汝岱 2013; 李雪松和黄彦彦 2015)。陈斌开和杨汝岱(2013)以及李雪松和黄彦彦(2015)发现房价上涨增加了家庭储蓄,认为主要是房价上涨增加了预期购房或换房家庭的潜在成本。况伟大(2011)和李春风等(2014)采用中国宏观数据发现房价上涨挤出了居民消费。

文献还发现房产财富对家庭的消费影响效应存在时间或区域差异。黄静和屠梅曾(2009)发现 2004 年和 2006 年家庭消费的房产财富弹性显著小于 2000 年,1998 年房改后的房价上涨并没有增加家庭消费的房产财富弹性,反而使其降低了;中东部发达地区的房产财富效应大于西北部地区。他们认为,消费房产财富弹性的区域差异与房地产市场发展及投机程度、金融发展水平和区域经济发达程度有关。杨赞等(2014)运用 2002—2009 年中国城镇住户调查数据和城市宏观数据的实证分析,发现房价对消费的影响存在显著的东、中、西部差异,认为这与房产的机会成本和服务成本有关。毛中根等(2017)将样本分为东部和中西部分别进行回归分析,结果发现东部地区消费房价弹性显著大于中西部地区,但未分析其中的具体原因。

许多文献如 Escobari et al. (2015)、Tsaia & Chiang(2019)等认为,房价收入比是衡量房地产泡沫的重要指标。吕江林(2010)还认为房价收入比是衡量我国房地产泡沫一个比较合理的指标,并具体测算了中国城市居民房价收入比的合理上限约在 4.38—6.78。他对 2006—2008 年全国 35 个大中城市房价收入比的测算,发现平均而言房价收入比达 10 倍左右。其中,15 个城市的房价收入比在 10 倍以上,只有 9 个城市在合理区间内。高波等(2014)也测算了中国 1999—2011 年间 30 个城市的房价收入比,据此认为 2003 年以前所有样本城市的房地产泡沫都较低,2009 年房地产泡沫膨胀剧烈,2011 年房地产泡沫膨胀势头得到缓解。Buiter(2008)的理论分析认为,当房地产存在理性泡沫时,房产财富对消费有促进效应。房产泡沫使得房产市场价值高于其基础价值,拥有房产的家庭可获得更多的租金收入,但该部分收入却是租房者的支出,两者相互抵消,全社会的收入并没有变化,因而社会总消费也不变。但房产盈余者还能够通过抵押增值的房产获得更多金融支持,从而增加社会总消费。Basco(2018)也认为有房地产泡沫时房价更高,有房家庭感觉更加富有,从而更愿意增加消费。Časni(2018)采用欧洲宏观数据运用 PVAR 方法,发现在 2008 年前后房地产泡沫不同的时期消费对房价冲击的反应有显著差异,泡沫较高的时期房价对消费有正向促进效应。

可见,不同时间、不同城市的房价收入比存在比较大的差异,这可能是造成我国家庭消费房产财富效应时空差异的重要原因,但还鲜有文献从此角度并运用微观数据实证探讨房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响。

### 三、模型构建

本文模型构建的基本思路是在经典的消费模型中引入房价收入比及其与相应变量的交乘项。生命周期理论与永久性收入假说(LC-PIH)(Modigliani & Brumberg, 1954; Friedman, 1957)的基础框架认为家庭消费主要取决于财富水平和永久性收入,消费函数可简单表示为:

$$C = \beta A + \gamma Y$$

其中,  $C$  为消费,  $A$  为资产或财富水平,  $Y$  为永久性收入。由于各种资产的属性不同,不同资产的财富效应可能不同。假定总资产由房产  $H$ 、金融资产  $W^f$  和其他资产  $W^{ot}$  构成,借鉴 Bostic et al. (2009)、黄静和屠梅曾(2009)、毛中根等(2017)、Burrows(2018)等研究房产财富消费弹性的做法,本文采用如下的对数范式模型:

$$\ln C_{its} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln H_{its} + \alpha_2 \ln W_{its}^f + \alpha_3 \ln W_{its}^{ot} + \alpha_4 \ln Y_{its} + \sum_k \alpha_{5k} X_{k\ it} + \sum_h \alpha_{6h} Z_{h\ it} + T_t + \alpha_s + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,  $C_{its}$  为城市  $s$  中的家庭  $i$  在第  $t$  年的消费,  $H_{its}$  为城市  $s$  家庭  $i$  第  $t$  年的房产财富,  $X_k$  为家庭人口学特征控制变量。借鉴 Campbell & Cocco(2007)、Mian et al. (2013) 等方法,我们进一步引入了省级宏观变量  $Z_h$ ,主要包括对数失业登记人数、对数人均 GDP 和对数户籍户数,以控制区域经济变量对家庭消费的影响,还进一步控制了年份固定效应  $T_t$  和城市固定效应  $\alpha_s$ 。我们采用该基础模型估计家庭消费的房产财富弹性。

在模型(1)的基础上,引入城市房价收入比( $B_{is}$ )及其与对数房产价值的交乘项  $\ln H_{its} \times B_{is}$ ,实证探测房价收入比对家庭消费房产财富弹性的影响。其中,城市房价收入比指标根据家庭微观调查数据进行构建和测算。本文还进一步分析房价收入比对拥有两套及以上住房( $D^{h2}$ )、有房出租( $D^{len}$ )、拥有大产权房( $D^{ocp}$ )、拥有小产权房( $D^{noc}$ )、中等收入( $D^{mid}$ )和高收入( $D^{high}$ )家庭消费房产财富效应影响的差异。

### 四、数据指标说明与描述性统计

#### 1. 数据来源与指标说明

本文使用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心“中国家庭金融调查”(China Household Finance Survey, CHFS) 2011年、2013年和2015年的调查数据。该数据公布了省级国标码,未公布省级以下行政区域国标码,但公布了同一城市的识别码,<sup>①</sup>能够满足本文计算城市房价收入比和控制城市固定效应的需要。本文具体数据处理时,仅保留城镇家庭的样本,并根据同一年的城市识别码进一步剔除当年城市样本量小于100的城市。最终得到2011年分布在15个省级行政区包含21个城市的3438个家庭样本,2013年分布在28个省级行政区包含54个城市的13433个家庭样本,2015年分布在28个省级行政区包含70个城市的20220个家庭样本。使用的主要指标说明如下:

(1) 家庭消费。家庭总消费包括食品支出、衣着支出、日用品支出、家政服务支出、本地交通费用、通讯费用、文化娱乐支出、水电暖气费用、教育培训支出、旅游探亲支出、保健支出、耐用品支出。家庭总消费分为非耐用品消费和耐用品消费,其中,非耐用品指总消费中耐用品消费外的其他项目之和。

(2) 住房资产。基于本文考察家庭消费房产财富效应的需要,采用了两个变量指标:家庭是否拥有自有住房的虚拟变量  $D^h$ ,家庭所有自有房产的估计市场价值  $H$ 。<sup>②</sup> 为了区分不同类型家庭的

① 本文通过追踪同一家庭,统一每个城市不同年份的识别码。

② 由于该数据仅公布了前三套房的价值,剔除超过3套的家庭,其中2011年删除样本14个,2013年73个,2015年148个。

房产拥有状况 构造了如下的虚拟变量: 家庭是否拥有两套及以上住房的虚拟变量  $D^{h2}$ , 家庭是否有住房出租的虚拟变量  $D^{len}$ , 家庭是否拥有大产权房的虚拟变量  $D^{ocp}$  及拥有小产权房的虚拟变量  $D^{noc}$ 。

(3) 房价收入比。根据世界联合国人类住区中心发布的《城市指标指南》的定义, 房价收入比 (housing-price-to-income ratio) 指居住单元的中等自由市场价格与中等家庭年收入之比。借鉴这种思想 我们根据微观调查数据构造并计算城市房价收入比指标。具体计算过程如下:

采用城市家庭当前房产市场价值中位数与家庭总收入中位数之比计算城市房价收入比。具体计算公式如下:

$$B_{ts} = \frac{MH_{ts}}{MY_{ts}} \quad (2)$$

其中  $B_{ts}$  为根据调查数据计算的城市  $s$  第  $t$  年的房价收入比。  $MH_{ts}$  为城市  $s$  第  $t$  年家庭当前房产价值的中位数, 计算中位数时仅采用当前房产为家庭成员完全拥有的房产。  $MY_{ts}$  为城市  $s$  第  $t$  年家庭总收入的中位数。

(4) 金融资产、其他资产和收入。金融资产  $W^f$  包括活期存款、定期存款、股票、基金、外汇、债券、期货、其他金融理财产品。其他资产  $W^{ot}$  包括家庭经营活动的净资产、土地价值和所有车辆的市场价值。家庭总收入  $Y$  包括工资薪金收入、农业生产收入、工商业收入、投资性收入和转移性收入。<sup>①</sup> 以当年总收入的 25%、75% 为临界值, 构造中等收入和高收入家庭的虚拟变量  $D^{mid}$  和  $D^{high}$ 。

(5) 控制变量。参照此类文献的传统做法, 本文主要采用了如下控制变量: 户主性别虚拟变量  $sex$ , 男性为 1、女性为 0; 婚姻状况  $married$ , 已婚为 1, 否则为 0, 已婚指被调查时处于有配偶状态; 户主实际年龄  $age$ ; 户主受教育年限  $education$ , 按实际的受教育程度进行年限折算, 文盲和上过扫盲班为 0, 小学毕业为 6, 初中为 9, 高中和中专为 12 年, 大专为 15, 本科为 16, 硕士研究生为 19, 博士研究生为 22; 家庭规模  $family\_size$  代表家庭的成员数; 户主的风险规避度  $risk\_aver$ , 根据受访者对投资项目风险的选择分别赋值 1 到 5, 该变量取值越大意味着风险规避程度越高; 户主健康状况  $health$  根据身体状况评价分别赋值 1 到 5, 该变量取值越高意味着户主的健康状况感受越差; 户主是否为共产党员  $occ\_member$ , 是为 1, 否为 0; 居民的户口状况  $hukou$ , 本市 (县) 户口赋值为 1, 否则为 0。借鉴 Campbell & Cocco (2007)、Mian et al. (2013) 等研究的思想, 本文还进一步采用省级对数失业登记人数、对数人均 GDP 和对数户籍户数作为区域经济特征的控制变量。

## 2. 房价收入比指标测算

根据数据样本, 采用城市家庭房产价值中位数和家庭总收入中位数, 计算城市的房价收入比, 基本统计描述结果如表 1 所示。总样本房价收入比均值为 8.79, 超过吕江林 (2010) 认为的 7 倍上限。其中 2011 年的均值为 10.99, 排名前三的城市分别达到了 26.32、21.37 和 20.42, 通过省级行政国标码可知三个城市分别在北京、江苏和上海, 超过 7 倍的城市达到了 12 个, 占比超过样本城市的 50%。2013 年的房价收入比为 8.62, 排名前三的城市分别为 23.10、18.56 和 16.76, 分别在北京、广东和上海, 超过 7 倍的城市达到了 33 个, 占样本城市总数 54 个的 61%。2015 年房价收入比均值为 8.26, 排名前三的城市分别为 28.28、26.71 和 17.63, 分别在北京、广东和上海, 超过 7 倍的城市为 34 个, 占样本城市总数 70 个的 49%。可见, 中国城市的房价收入比在时间和空间上的差异较大。

<sup>①</sup> 本文将收入为负的样本定义为缺失值。

表 1 城市房价收入比指标的描述性统计

年份	观测量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
总样本	145	8.79	4.82	2.17	7.35	28.28
2011 年	21	10.99	6.99	2.17	8.00	26.32
2013 年	54	8.62	3.82	2.94	7.93	23.10
2015 年	70	8.26	4.63	2.55	6.96	28.28

## 3. 家庭主要变量的基本描述统计

家庭主要变量的基本描述统计结果见表 2。借鉴 Campbell & Cocco(2007)、张浩等(2017)和李江一(2018)等的做法,以 2010 年作为基期,采用省级 CPI 对家庭消费和总收入进行平减。家庭年均总消费 49749 元,其中,年均非耐用品消费 48381 元,占总消费的 97%,年均耐用品消费仅为 1368 元。家庭年均总收入为 84216 元。样本家庭的住房拥有率约为 61%。住房市值平均约 57 万元,市值最高的接近 2 千万元。样本中 18% 的有房家庭拥有两套及以上住房,只有 9% 的有房家庭有房屋出租。有房家庭样本中,79% 的家庭持有大产权房,3% 的家庭持有小产权房。家庭金融资产平均为 82737 元,其他资产平均为 65420 元。家庭规模平均为 3.2 人,三口之家是典型的家庭模式。户主的年龄平均为 50 岁。男性户主在样本的占比为 68%。平均受教育年限约为 11 年,相当于高中或中专文化程度。52% 的家庭是本地户口。50% 的户主是共产党员。84% 的户主处于有配偶状态。户主的健康状况均值为 2.77,接近“一般”,普遍处于亚健康状态。风险规避度均值为 3.98,家庭普遍是风险规避的。

表 2 家庭主要变量的基本描述统计

变量	变量内容	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
$C$	总消费	37091	49749	56852	184	2213571
$NDC$	非耐用品消费	37091	48381	55719	0	2195277
$DC$	耐用品消费	37091	1368	5445	0	267696
$D^h$	拥有房产	37091	0.61	0.49	0	1
$H$	所有房产价值	37091	569890	1.12e+06	0	1.92e+07
$D^{h2}$	拥有多套房	22808	0.18	0.38	0	1
$D^{len}$	有房出租	22808	0.09	0.28	0	1
$D^{ocp}$	拥有大产权房	22808	0.79	0.41	0	1
$D^{noc}$	拥有小产权房	22808	0.03	0.18	0	1
$W^f$	金融资产	37091	82737	300487	0	1.82e+07
$W^{ot}$	其他资产	37091	65420	530058	0	2.88e+07
$Y$	家庭总收入	36808	84216	179735	0	4476778
$family\_size$	家庭规模	37091	3.20	1.40	1	20
$age$	户主年龄	37091	50.20	14.31	18	80
$sex$	户主性别	37091	0.68	0.47	0	1
$education$	户主教育年限	37040	10.79	3.94	0	22
$hukou$	本地户口	37091	0.52	0.50	0	1

续表 2

变量	变量内容	观测量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>occ_member</i>	共产党员	37091	0.50	0.50	0	1
<i>married</i>	户主婚姻状况	37091	0.84	0.36	0	1
<i>health</i>	户主健康状况	35475	2.77	1.06	1	5
<i>risk_ave</i>	风险厌恶	37010	3.98	1.21	1	5
<i>Joblos</i>	失业登记人数	37091	294078	131216	39440	551156
<i>Pgdp</i>	人均 GDP	37091	60365	24362	23151	107960.1
<i>pop</i>	户籍户数(千户)	37091	15934	9036	1664	32414

## 五、实证分析

### 1. 家庭消费房产财富弹性的基础模型分析

首先运用基础模型(1)考察拥有房产及房产财富对家庭消费的影响,并分别对家庭总消费、非耐用品和耐用品消费进行分析。具体回归分析时,考察拥有房产的影响效应时采用全样本,考察家庭消费房产财富弹性时,只采用有房家庭样本。我们也加了入年份固定效应,控制随时间变化的消费差异,还加入了城市固定效应和省级宏观变量,以控制区域特征和经济因素的影响差异。具体回归结果见表3,主要发现如下:

(1) 拥有房产的家庭消费水平显著更高,家庭消费的房产财富弹性显著为正。表3列(1)总消费回归模型中,是否拥有房产虚拟变量  $D^h$  的回归系数在1%统计水平上显著为正,表明拥有房产家庭的总消费水平显著更高。列(2)中,总消费的房产财富弹性系数在1%统计水平上显著,弹性系数为0.0503,表明房产价值增加10%总消费增加0.503%。列(3)中,非耐用品消费的房产财富弹性系数为0.0493,也在1%的水平上显著。进一步控制城市固定效应和省级宏观变量的回归结果如列(5)和(6)所示,得到的结果和前述一致,表明房产财富对家庭总消费和非耐用品消费有显著的促进效应。耐用品消费的回归结果中,在不控制城市固定效应和省级宏观变量时,房产财富对耐用品消费有显著的促进效应,如列(4)所示。但进一步控制了城市固定效应和省级宏观变量后,房产财富的影响系数减小且变得不显著,如列(7)所示。本文样本中,家庭年均总消费中非耐用品消费占97%,这也意味着家庭总消费的房产财富弹性主要是通过非耐用品消费渠道实现的。上述家庭消费房产财富弹性显著为正的发现,与Bostic et al. (2009)采用美国PSID数据对有房家庭的研究结论一致,也与黄静和屠梅曾(2009)、万晓莉等(2017)、毛中根等(2017)采用中国家庭微观调查数据的基本结论一致。

(2) 其他发现。在表3的回归结果中,家庭总消费和非耐用品消费的金融资产弹性约为0.025,均小于房产财富弹性。耐用品消费的金融资产弹性约为0.08,远大于房产财富弹性,家庭可能更倾向于采用流动性更强的金融资产购买提供长期服务流的耐用品。其他资产对总消费和非耐用品消费均表现出显著的正向促进效应,弹性系数约为0.010。家庭总收入显著促进了家庭各类消费,且对耐用品消费的促进效应更大。家庭规模越大消费越多。男性户主的家庭总消费和非耐用消费水平相对较低,而耐用品消费更高。户主受教育水平高的家庭消费水平更高。本地户口家庭消费水平相对较高。有配偶家庭消费水平相对较高。户主的健康状况越差的家庭消费越少,这可能是因为户主的健康状况越差,医疗支出越多,越可能挤出家庭的普通消费。风险厌恶程度对消费有负影响,风险厌恶程度高的家庭消费水平更低。

表 3 房产财富对家庭消费的影响

变量	ln C	ln C	ln NDC	ln DC	ln C	ln NDC	ln DC
	全样本	有房家庭样本					
	(1)	(2)	(4)	(3)	(5)	(6)	(7)
$D^h$	0.0705 *** (0.0070)						
ln H		0.0503 *** (0.0025)	0.0493 *** (0.0025)	0.0257 ** (0.0102)	0.0402 *** (0.0023)	0.0392 *** (0.0023)	0.0168 (0.0104)
ln joblos					0.0386 (0.0845)	0.0349 (0.0843)	0.3081 (0.4743)
ln pgdp					0.1148 (0.1919)	0.1355 (0.1918)	0.8496 (1.0448)
ln pop					-1.3934 ** (0.6548)	-1.5348 ** (0.6546)	12.4044 *** (3.6859)
ln $W^f$	0.0283 *** (0.0008)	0.0264 *** (0.0010)	0.0255 *** (0.0010)	0.0880 *** (0.0050)	0.0224 *** (0.0010)	0.0215 *** (0.0010)	0.0841 *** (0.0051)
ln $W^{tot}$	0.0095 *** (0.0009)	0.0120 *** (0.0010)	0.0118 *** (0.0010)	0.0210 *** (0.0053)	0.0142 *** (0.0010)	0.0142 *** (0.0010)	0.0186 *** (0.0054)
ln Y	0.0619 *** (0.0023)	0.0596 *** (0.0030)	0.0571 *** (0.0030)	0.1636 *** (0.0104)	0.0513 *** (0.0028)	0.0489 *** (0.0028)	0.1510 *** (0.0104)
family_size	0.0874 *** (0.0030)	0.0856 *** (0.0039)	0.0874 *** (0.0039)	0.0235 (0.0185)	0.0990 *** (0.0039)	0.1011 *** (0.0039)	0.0268 (0.0190)
age	-0.0029 *** (0.0003)	-0.0044 *** (0.0004)	-0.0039 *** (0.0004)	-0.0256 *** (0.0020)	-0.0039 *** (0.0004)	-0.0034 *** (0.0004)	-0.0242 *** (0.0020)
sex	-0.1160 *** (0.0074)	-0.1016 *** (0.0094)	-0.1061 *** (0.0095)	0.0553 (0.0518)	-0.0823 *** (0.0092)	-0.0862 *** (0.0093)	0.0513 (0.0521)
education	0.0481 *** (0.0011)	0.0443 *** (0.0014)	0.0444 *** (0.0014)	0.0308 *** (0.0068)	0.0416 *** (0.0014)	0.0415 *** (0.0014)	0.0352 *** (0.0070)
hukou	0.0594 *** (0.0082)	0.0371 *** (0.0111)	0.0364 *** (0.0111)	-0.0014 (0.0616)	0.0133 (0.0114)	0.0126 (0.0115)	-0.0387 (0.0666)
occ_member	-0.0428 *** (0.0076)	-0.0321 *** (0.0095)	-0.0293 *** (0.0095)	-0.0977 * (0.0551)	-0.0363 *** (0.0093)	-0.0336 *** (0.0093)	-0.0848 (0.0551)
married	0.1916 *** (0.0113)	0.1508 *** (0.0148)	0.1581 *** (0.0149)	-0.2123 *** (0.0718)	0.1562 *** (0.0144)	0.1633 *** (0.0145)	-0.2004 *** (0.0719)
health	-0.0246 *** (0.0036)	-0.0229 *** (0.0045)	-0.0226 *** (0.0046)	0.0160 (0.0242)	-0.0209 *** (0.0044)	-0.0207 *** (0.0044)	0.0158 (0.0244)
risk_aver	-0.0645 *** (0.0031)	-0.0614 *** (0.0039)	-0.0603 *** (0.0039)	-0.1899 *** (0.0221)	-0.0572 *** (0.0038)	-0.0561 *** (0.0038)	-0.1849 *** (0.0221)
城市固定效应	否	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Valid N	35085	21324	21324	21324	21324	21324	21324
R <sup>2</sup>	0.327	0.358	0.348	0.077	0.408	0.399	0.087

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著, 括号中为稳健标准误, 均并未报告常数项, 下同。

## 2. 房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响分析

在模型 (1) 的基础上引入房价收入比  $B_{ts}$  及其与对数房产财富的交乘项  $\ln H_{its} \cdot B_{ts}$ , 实证考察房价收入比对家庭消费房产财富弹性的影响。考虑到房价收入比可能存在内生性问题, 如一个地



区的信贷政策越宽松,在当期收入给定的情况下,家庭越能通过信贷购买更贵的住房,也可通过信贷来增加当期消费,从而导致房价收入比与家庭消费相关。<sup>①</sup>为减少房价收入比可能存在的内生性问题,本文采用工具变量法进行回归分析。

本文采用“滞后一期省级耕地保有比例”<sup>②</sup>作为房价收入比的工具变量。主要基于以下考虑:首先,住房供给弹性会影响房价收入比。Glaeser et al. (2006)指出,住房供给弹性会影响房价与工资的上涨速度,如供给弹性低的地方,经济增长更容易导致房价上涨快于工资上涨,进而房价收入比升高。第二,耕地约束会影响住房供给弹性。如耕地保有量比例越高,表明受政府保护不可开发耕地的约束越严格,住宅用地供给的约束也越严厉(余吉祥和沈坤荣,2019)。刘修岩等(2019)的研究表明,耕地约束严格显著削弱了城市的住房供给弹性。第三,中国有严格的耕地保护制度。《土地管理办法》<sup>③</sup>中明确规定“国家保护耕地,严格控制耕地转为非耕地”,并实行“占多少,垦多少”的耕地占用补偿制度。中央政府更是将18亿亩耕地红线作为政治任务贯穿而下,并实行地方政府一把手问责制。中国的地区耕地红线约束是一个总体动态平衡过程,耕地占比的调整也会影响到土地供给(谭明智,2014)。因此,耕地保护政策及其动态调整,会影响住房供给及其供给弹性,进而影响地区的房价收入比。而耕地约束水平主要受地理条件和耕地保护政策的影响,与当前的宏观经济环境相关性弱,不会对家庭的当前消费产生显著影响。考虑到土地一级市场对住房市场的影响可能存在滞后性(余吉祥和沈坤荣,2019),采用“滞后一期省级耕地保有比例”作为房价收入比的工具变量。

具体回归分析时,采用有房家庭样本,控制年份固定效应,并逐步增加控制家庭层面的变量、城市固定效应及省级宏观变量。如前所述,关于交乘项内生性的处理,采用“滞后一期省级耕地保有量比例”与对数房产财富的交乘项,作为房价收入比与对数房产财富交乘项的工具变量,分别采用2SLS、GMM和MLE回归方法。模型具体的回归结果见表4和表5。

表4 房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C	ln NDC	ln C	ln NDC	ln C	ln NDC
	有房家庭样本					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln H	0.0924 *** (0.0063)	0.0908 *** (0.0063)	0.0570 *** (0.0036)	0.0565 *** (0.0045)	0.0524 *** (0.0036)	0.0518 *** (0.0046)
ln H × B	-0.0019 *** (0.0004)	-0.0019 *** (0.0004)	-0.0012 *** (0.0002)	-0.0013 *** (0.0003)	-0.0010 *** (0.0002)	-0.0010 *** (0.0003)
B	0.0492 *** (0.0055)	0.0487 *** (0.0055)	0.0339 *** (0.0033)	0.0342 *** (0.0043)	0.0093 ** (0.0044)	0.0087 (0.0054)
省级宏观变量	否	否	否	否	是	是
城市固定效应	否	否	否	否	是	是
控制家庭变量	否	否	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	22808	22808	21324	21324	21324	21324
R <sup>2</sup>	0.101	0.098	0.378	0.368	0.409	0.400

① 感谢审稿专家提出的宝贵建议。

② 具体的数据来源于国家自然资源部的网站,采用耕地面积与总面积核算耕地保有量比例,具体参见 <http://tdde.mnr.gov.cn>。

③ 资料来源: [http://www.gov.cn/banshi/2005-05/26/content\\_989.htm](http://www.gov.cn/banshi/2005-05/26/content_989.htm)。

表 5 采用工具变量分析房价收入比对家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C	ln NDC	ln C	ln NDC	ln C	ln NDC
	2SLS		GMM		MLE	
	有房家庭样本					
	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
ln H	0.1204 <sup>***</sup> ( 0.0094 )	0.1179 <sup>***</sup> ( 0.0095 )	0.1204 <sup>***</sup> ( 0.0130 )	0.1179 <sup>***</sup> ( 0.0129 )	0.2346 <sup>***</sup> ( 0.0156 )	0.2295 <sup>***</sup> ( 0.0156 )
ln H × B	-0.0064 <sup>***</sup> ( 0.0007 )	-0.0063 <sup>***</sup> ( 0.0007 )	-0.0064 <sup>***</sup> ( 0.0010 )	-0.0063 <sup>***</sup> ( 0.0010 )	-0.0156 <sup>***</sup> ( 0.0012 )	-0.0153 <sup>***</sup> ( 0.0012 )
B	0.0309 <sup>**</sup> ( 0.0139 )	0.0292 <sup>**</sup> ( 0.0140 )	0.0309 <sup>*</sup> ( 0.0171 )	0.0291 <sup>*</sup> ( 0.0170 )	0.0506 <sup>***</sup> ( 0.0189 )	0.0461 <sup>**</sup> ( 0.0189 )
省级宏观变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
控制家庭变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	21324	21324	21324	21324	21324	21324
R <sup>2</sup>	0.390	0.381	0.390	0.381	0.256	0.250

房价收入比高时家庭消费水平也相应较高,但房价收入比高却显著降低了家庭总消费和非耐用消费品消费的房产财富弹性,且 OLS 和工具变量法得到的结论一致。OLS 的回归结果如表 4 所示,所有回归结果均表明房价收入比高时,家庭的消费水平也相应较高。对数房产财富与房价收入比交乘项  $\ln H_{its} \times B_{ts}$  的系数  $a_i^*$  显著为负,如列(5)中系数  $a_i^*$  为 -0.0010,在 1% 水平上显著。在样本城市房价收入比最低值 2.17 时,家庭消费房产财富的总弹性系数为 0.0502 (0.0524—0.0010\* 2.17) 在中位数 7.35 时为 0.0451,在最大值 28.28 时为 0.0241,房价收入比高降低了总弹性系数。工具变量的回归结果如表 5 所示,也发现对数房产财富与房价收入比交乘项  $\ln H_{its} \times B_{ts}$  的系数  $a_i^*$  显著为负,如列(1)中 2SLS 回归系数  $a_i^*$  也在 1% 水平上显著,但数值变为 -0.0064,弹性减降效应比 OLS 略大,但主要的影响方向没有发生改变,得到的结论基本一致。这表明房价收入比高降低了家庭消费房产财富弹性的结论具较强的稳健性。可见,房价收入比高显著降低了家庭消费的房产财富弹性。根据前面的分析,主要可能是房价收入比高时相对房价高,房价上涨的持续性预期可能降低,削弱了家庭对房产的未兑现价值感受,弱化了增值房产的抵押融资能力,削弱了房产的预防性储蓄功能,降低了家庭的兑现意愿,进而削弱了家庭消费的房产财富效应。该发现意味着,房价收入比在时间或区域上的差异,是导致家庭消费房产财富效应时空差异的重要原因。这为黄静和屠梅曾(2009)、杨赞等(2014)、毛中根等(2017)发现消费房产财富效应存在时空差异提供了一个深入具体的解释。

### 3. 房价收入比对不同类型家庭消费房产财富效应的影响差异

在上述模型中进一步增加交乘项  $\ln H_{its} \times B_{ts} \times D_{its}^x$ , 分析房价收入比对不同类型家庭消费房产财富弹性的影响差异。其中,虚拟变量  $D_{its}^x$  当  $x = h2, len, ocp, noc, mid, high$  时,分别代表拥有两套及以上住房 ( $D^{h2}$ )、有房出租 ( $D^{len}$ )、拥有大产权房 ( $D^{ocp}$ )、拥有小产权房 ( $D^{noc}$ )、中等收入 ( $D^{mid}$ ) 和高收入 ( $D^{high}$ ) 家庭的虚拟变量。据此分析房价收入比对拥有两套及以上住房、有房出租、拥有大小产权房和不同收入阶层家庭消费房产财富弹性的影响差异。同时,还采用分样本回归分析进一步验证。具体回归分析时,采用有房家庭样本,控制年份固定效应、城市固定效应、省级宏观变量和家庭层面变量。回归结果如表 6 至表 9 所示,主要发现如下:

(1) 拥有两套及以上住房家庭消费的房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小。采用

OLS 和工具变量法的回归结果如表 6 所示。家庭总消费的 OLS 回归结果如列(1)所示,对数房产财富与房价收入比交乘项  $\ln H_{its} \times B_{is}$  的系数为  $-0.0013$ 、交乘项  $\ln H_{its} \times B_{is} \times D_{its}^{h2}$  的系数为  $0.0006$ , 均在 1% 的统计水平上显著,表明拥有两套及以上住房家庭的消费房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小。工具变量回归结果也验证了这一结论,具体如列(2)所示。将样本分为拥有两套及以上住房家庭和只拥有一套住房家庭进行回归分析,回归结果如列(3) — (6) 所示,房价收入比对拥有两套及以上住房家庭的消费房产财富弹性的影响不显著,但却显著降低了只拥有一套住房家庭的消费房产财富弹性,且 OLS 与工具变量的回归结果一致。

表 6 房价收入比对拥有两套及以上住房家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C					
	有房样本		有两套及以上住房样本		单套房样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln H$	0.0521*** (0.0045)	0.1178*** (0.0093)	0.1951*** (0.0335)	0.2894*** (0.0574)	0.0472*** (0.0046)	0.1109*** (0.0098)
$\ln H \times B$	-0.0013*** (0.0003)	-0.0066*** (0.0007)	0.0035 (0.0023)	-0.0037 (0.0042)	-0.0012*** (0.0003)	-0.0063*** (0.0008)
$B$	0.0122** (0.0053)	0.0353** (0.0138)	-0.0528 (0.0341)	0.0300 (0.0616)	0.0123** (0.0055)	0.0288* (0.0170)
$\ln H \times B \times D^{h2}$	0.0006*** (0.0001)	0.0008*** (0.0001)				
省级宏观变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
控制家庭变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	21324	21324	3688	3688	17636	17636
R <sup>2</sup>	0.412	0.394	0.458	0.454	0.384	0.365

单套房家庭的房产主要用于自住,拥有房产也能抵御住房租金波动的风险(Sinai & Souleles, 2005),即使房价上涨兑现唯一房产的可能性也很低。如果家庭拥有两套及以上房产,在预防性储蓄、房产抵押融资、住房价值兑现等方面均有更强的灵活性和机动性,因而表现出抵御房价收入比高弱化消费房产效应的能力更强。该发现也和一些学者的研究结论有一致性,如 Ludwig & Sløk (2002) 发现住房拥有率的提高有利于促进消费财富效应的提高,Gan(2010) 发现拥有多套住房家庭的消费倾向更强,毛中根等(2017) 发现拥有至少两套住房家庭可获得更多的租金和财富,因此消费的房产财富效应大于拥有一套住房家庭。

(2) 有房出租家庭消费的房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小。回归结果如表 7 所示,列(1) 对数房产财富与房价收入比的交乘项  $\ln H_{its} \times B_{is}$  系数为  $-0.0011$ 、交乘项  $\ln H_{its} \times B_{is} \times D_{its}^{len}$  的系数为  $0.0005$ , 均在 1% 水平上统计显著,表明有房出租家庭消费的房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小。工具变量回归也得到一致结论,具体如列(2) 所示。采用 OLS 的分样本回归结果,没有发现房价收入比对有房出租与无房出租家庭影响的差异。但更严谨的工具变量回归分析却发现  $\ln H_{its} \times B_{is}$  的估计系数为  $-0.0072$ , 且在 1% 的水平上显著,房价收入比显著降低了无房出租家庭消费的房产财富弹性,而对有房出租家庭的影响不显著且较小。这也在一定程度上验证了 Buiter(2008) 理论分析的观点,他认为房地产市场存在泡沫时,房产盈余家庭可增加租金收入、获得更多金融支持的机会,因而其消费的房产财富效应更大。

表 7 房价收入比对有房出租家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C					
	有房样本		有房出租的样本		无房出租的样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln H	0.0526 *** (0.0046)	0.1203 *** (0.0094)	0.0291 *** (0.0097)	0.0470 ** (0.0211)	0.0554 *** (0.0050)	0.1324 *** (0.0103)
ln H × B	-0.0011 *** (0.0003)	-0.0065 *** (0.0007)	-0.0011 * (0.0006)	-0.0025 (0.0015)	-0.0010 *** (0.0004)	-0.0072 *** (0.0008)
B	0.0101 * (0.0054)	0.0348 ** (0.0139)	0.0205 * (0.0122)	0.0029 (0.0274)	0.0094 (0.0058)	0.0472 *** (0.0158)
ln H × B × D <sup>len</sup>	0.0005 *** (0.0001)	0.0006 *** (0.0001)				
省级宏观变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
控制家庭变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	21324	21324	1810	1810	19514	19514
R <sup>2</sup>	0.410	0.392	0.520	0.514	0.398	0.378

(3) 拥有大产权房比小产权房抵御房价收入比高弱化家庭消费房产财富效应的能力更强。在表 8 的回归结果中, 列(1)的 OLS 回归结果显示, 大产权房与房价收入比和对数房产财富交乘项  $\ln H_{its} \times B_{ts} \times D_{its}^{ocp}$  的系数为 0.0006, 大于小产权房的系数 0.0004, 均在 1% 水平上统计显著。工具变量回归和分样本回归也得到一致的结论, 如列(2)和列(3) — (6) 所示。上述发现均表明, 拥有大产权房抵御房价收入比高对家庭消费房产财富效应弱化影响的能力, 强于拥有小产权房。这与李涛等(2011)发现大产权房能显著提升居民的幸福感知, 而小产权房则不能有相似之处。大产权房受到法律的保护, 市场的认可度较高, 家庭更容易变现获得房产的可兑现价值, 也能更真切地感受到房产价值的增加。

表 8 房价收入比对拥有大小产权房家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C					
	有房样本		有大产权房的样本		有小产权房的样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln H	0.0532 *** (0.0046)	0.1186 *** (0.0094)	0.1714 *** (0.0120)	0.2602 *** (0.0176)	0.2230 *** (0.0472)	0.3939 *** (0.1343)
ln H × B	-0.0016 *** (0.0003)	-0.0075 *** (0.0008)	-0.0032 *** (0.0008)	-0.0098 *** (0.0013)	-0.0100 *** (0.0029)	-0.0213 ** (0.0087)
B	0.0120 ** (0.0053)	0.0358 *** (0.0138)	0.0377 *** (0.0117)	0.0837 *** (0.0186)	0.1464 *** (0.0472)	0.2627 ** (0.1136)
ln H × B × D <sup>ocp</sup>	0.0006 *** (0.0001)	0.0013 *** (0.0001)				
ln H × B × D <sup>noc</sup>	0.0004 *** (2.69)	0.0008 *** (4.81)				
省级宏观变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是

续表 8

变量	ln C					
	有房样本		有大产权房的样本		有小产权房的样本	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制家庭变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	21324	21324	16724	16724	656	656
R <sup>2</sup>	0.411	0.303	0.450	0.439	0.515	0.497

(4) 收入水平高更能抵御房价收入比高对家庭消费房产财富效应的弱化影响。在表 9 的回归结果中  $\ln H_{its} \times B_{its} \times D_{its}^{high}$ 、 $\ln H_{its} \times B_{its} \times D_{its}^{mid}$  的回归系数显著为正,且前者更大,OLS 和工具变量回归分析均得到一致结论。将样本分为高收入、中等收入和低收入得到的回归结果发现,高收入家庭消费的房产财富弹性受房价收入比高的弱化影响最小,抵御房价收入比高对家庭消费房产财富效应弱化影响的能力最强,中等收入家庭次之,低收入家庭最弱。可见,高收入家庭消费的房产财富效应抵御房价收入比高弱化影响的能力更强。其他发现和前面一致,此处不再详述。

表 9 房价收入比对不同收入阶层家庭消费房产财富效应的影响

变量	ln C					
	有房家庭样本		高收入样本		中等收入样本	低收入样本
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln H	0.0571 *** (0.0046)	0.1292 *** (0.0096)	0.0369 *** (0.0080)	0.0732 *** (0.0148)	0.0923 *** (0.0143)	0.1651 *** (0.0236)
ln H × B	-0.0021 *** (0.0003)	-0.0090 *** (0.0008)	-0.0008 (0.0006)	-0.0033 *** (0.0010)	-0.0054 *** (0.0012)	-0.0098 *** (0.0020)
B	0.0167 *** (0.0053)	0.0490 *** (0.0139)	0.0127 (0.0089)	0.0276 * (0.0162)	0.0030 (0.0323)	0.0910 (0.0628)
ln H × B × D <sup>mid</sup>	0.0003 *** (0.0001)	0.0015 *** (0.0002)				
ln H × B × D <sup>high</sup>	0.0013 *** (11.97)	0.0028 *** (14.61)				
省级宏观变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
控制家庭变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Valid N	21324	21324	5935	5935	10490	4899
R <sup>2</sup>	0.419	0.392	0.333	0.322	0.222	0.367

#### 4. 稳健性检验

为了增强研究结论的稳健性,进行下述三方面的稳健性检验:(1) 采用调查数据构造省级房价收入比指标进行重新估计。利用省级当前居住房产价值中位数和家庭总收入中位数的比构造省级房价收入比指标,重新估计前文主要回归模型,发现的主要结论与前文一致。(2) 利用宏观数据构建省级房价收入比进行重新估计。本文使用的调查数据还公布了省级国标码,可匹配到省级的宏观变量,我们还根据省级房价、全国人均住房面积和省级人均可支配收入构造省级房价收入比重新

进行回归分析,也得到一致结论。这表明房价收入比高降低家庭消费房产财富弹性的结论,在省级层面上也是成立的。(3)采用不同的家庭调查数据重新估计本文的主要回归。我们还进一步采用中国家庭追踪调查(CFPS)①2010年、2012年和2014年的城镇居民数据,并利用前文的方法构建区县层面的房价收入比,重新回归前文的主要模型,得到的结论也基本一致。②这表明,在区县层面本文的研究结论也是成立的,进一步验证了结论的稳健性。

## 六、结论与建议

研究发现:(1)房价收入比高时家庭的消费水平也相应较高,但房价收入比高显著降低了家庭总消费和非耐用品消费的房产财富弹性。主要可能原因是房价收入比高时相对房价高,房价上涨的持续性预期可能降低,削弱了家庭对房产的未兑现价值感受,弱化了增值房产的抵押融资能力,削弱了房产的预防性储蓄功能,降低了家庭的兑现意愿,进而削弱了家庭消费的房产财富效应。(2)拥有两套及以上住房或有房出租家庭的消费房产财富效应受房价收入比高的弱化影响更小。这在一定程度上也验证了 Buiter(2008)理论分析的观点,他认为房地产市场存在泡沫时,房产盈余家庭可增加租金收入,获得金融支持的机会也更多,因而其消费的房产财富效应更大。(3)拥有大产权房抵御房价收入比高弱化家庭消费房产财富效应的能力大于拥有小产权房。这与李涛等(2011)发现大产权房能显著提升居民的幸福感,而小产权房则不能有相似之处。大产权房受到法律的保护,市场的认可度较高,家庭更容易通过抵押和变现获得房屋的可兑现价值,家庭也能更切实地感受房产价值的增加。(4)高收入家庭对房价收入比高弱化家庭消费房产财富效应的抵御能力最强,中等收入家庭次之,低收入家庭最弱。

上述发现具有较丰富的政策含义:(1)对于房价收入比高的城市不宜盲目放松房地产调控政策,如果政策放松房价收入比攀升,会削弱消费的房产财富效应,抑制甚至挤出消费。(2)积极发展住房租赁市场,鼓励房地产商和居民将闲置的房产出租,增加租金收入促进消费。(3)加大对居民住房产权的保护力度,降低小产权房的交易成本,有利于促进居民消费。(4)考虑加快推出主要针对低收入家庭的廉租房与公租房,帮助他们缓解居住压力增加消费。

## 参考文献

- 陈斌开、杨汝岱 2013《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第1期。
- 高波、王辉龙、李伟军 2014《预期、投机与中国城市房价泡沫》,《金融研究》第2期。
- 何兴强、费怀玉、张昱乾 2015《住房市场风险—收益关系研究——基于住房消费套保效应的证据》,《金融研究》第2期。
- 黄静、屠梅曾 2009《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第7期。
- 况伟大 2011《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期。
- 李春风、刘建江、陈先意 2014《房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究》,《统计研究》第12期。
- 李江一 2018《“房奴效应”导致居民消费低迷了吗》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李涛、史宇鹏、陈斌开 2011《住房与幸福:幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》,《经济研究》第9期。
- 李雪松、黄彦彦 2015《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》第9期。
- 刘修岩、杜聪、李松林 2019《自然地理约束、土地利用规制与中国住房供给弹性》,《经济研究》第4期。
- 吕江林 2010《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期。
- 毛中根、桂河清、洪涛 2017《住房价格波动对城镇居民消费的影响分析》,《管理科学学报》第4期。
- 谭明智 2014《严控与激励并存:土地增减挂钩的政策脉络及地方实施》,《中国社会科学》第7期。
- 万晓莉、严予若、方芳 2017《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》,《经济学(季刊)》第2期。

① 由于该套数据仅公布区县识别码,并未公布城市识别码,因此本文将该套数据的主要回归结果放在稳健性检验中。

② 限于篇幅,本文在此未给出具体稳健性检验的回归结果,如读者有兴趣了解,请向作者索取。

- 杨赞、张欢、赵丽清 2014 《中国住房的双重属性: 消费和投资的视角》,《经济研究》第 S1 期。
- 余吉祥、沈坤荣 2019 《城市建设用地指标的配置逻辑及其对住房市场的影响》,《经济研究》第 4 期。
- 张浩、易行健、周聪 2017 《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》,《金融研究》第 8 期。
- 周博 2016 《房价波动会引致预防性储蓄吗》,《统计研究》第 4 期。
- Basco, S., 2018, “Consequences of Housing Bubbles”, In: Housing Bubbles. Palgrave Pivot, Cham.
- 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”, *Economic Journal*, 123 (568), 401—428.
- Buiter, W., 2008, “Housing Wealth Isn't Wealth”, NBER Working Paper No. w14204.
- Burrows, V., 2018, “The Impact of House Prices on Consumption in the UK: A New Perspective”, *Economica*, 85 (337), 92—123.
- Campbell, J., and J. Cocco, 2007, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 54 (3), 591—621.
- Case, K., J. Quigley, and R. Shiller, 2005, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market”, *Advances in Macroeconomics*, 5 (1), 1—32.
- Časni, A., 2018, “The Housing Wealth Effect Before and After the 2008 Financial Crisis: Panel Vector Autoregression Approach”, The 2nd International Statistical Conference in Croatia.
- Cloyne, J., K. Huber, E. Ilzetzki, and H. Kleven, 2019, “The Effect of House Prices on Household Borrowing: A New Approach”, *American Economic Review*, 109 (6), 2104—2136.
- DeFusco, A., 2018, “Homeowner Borrowing and Housing Collateral: New Evidence from Expiring Price Controls”, *Journal of Finance*, 73 (2), 523—573.
- Dynan, K., 2012, “Is a Household Debt Overhang Holding Back Consumption?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 (1), 299—362.
- Escobari, D., D. Damianov, and A. Bello, 2015, “A Time Series Test to Identify Housing Bubbles”, *Journal of Economics and Finance*, 39 (1), 136—152.
- Friedman, M., 1957, *A Theory of Consumption Function*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Gan, J., 2010, “Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households”, *Review of Financial Studies*, 23 (6), 2229—2269.
- Glaeser, E., J. Gyourko, and R. Saks, 2006, “Urban Growth and Housing Supply”, *Journal of Economic Geography*, 6 (1), 71—89.
- Han, L., 2013, “Understanding the Puzzling Risk-return Relationship for Housing”, *Review of Financial Studies*, 26 (4), 877—928.
- Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle”, *American Economic Review*, 95 (3), 739—764.
- Leland, H., 1968, “Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving”, *Uncertainty in Economics*, 82 (3), 465—473.
- Lettau, M., and S. Ludvigson, 2004, “Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption”, *American Economic Review*, 94 (1), 276—299.
- Ludwig, A., and T. Słøk, 2002, “The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries”, IMF Working Paper No. 02/01.
- Lustig, H., and S. Van Nieuwerburgh, 2005, “Housing Collateral, Consumption Insurance, and Risk Premia: An Empirical Perspective”, *Journal of Finance*, 60 (3), 1167—1219.
- Mian, A., K. Rao, and A. Sufi, 2013, “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump”, *Quarterly Journal of Economics*, 128 (4), 1687—1726.
- Mian, A., and A. Sufi, 2014, “House Price Gains and US Household Spending from 2002 to 2006”, NBER working paper No. 20152.
- Modigliani, F., and R. Brumberg, 1954, “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data”, *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, N.J., Rutgers University Press, 388—436.
- Munnell, A., and M. Soto, 2008, “The Housing Bubble and Retirement Security”, *SSRN Electronic Journal*, 49 (10), 463—464.
- Sinai, T., and N. Souleles, 2005, “Owner-occupied Housing as a Hedge against Rent Risk”, *Quarterly Journal of Economics*, 120 (2), 763—789.
- Tsai, I., and S. Chiang, 2019, “Exuberance and Spillovers in Housing Markets: Evidence from First-and Second-Tier Cities in China”, *Regional Science and Urban Economics*, 77, 75—86.

## Housing Price – to – Income Ratio and Household Consumption: The Housing Wealth Effect

HE Xingqiang and YANG Ruifeng

(Lingnan College, Sun Yat-sen University)

**Summary:** Since the implementation of housing commercialization reform in 1998, house prices in China have shown an overall rapid upward trend, from 2,063 yuan per square meter in 1998 to 8,737 yuan per square meter in 2018. The cumulative increase in house prices is 323%. Some studies suggest that there is already a certain bubble in China's house prices. Relatively higher house prices have been a broad concern of policymakers and academics. Over the same period, the ratio of household consumption to income (consumption per capita as a percentage of disposable income per capita) has continued to decline, from 79.38% in 2000 to 66.53% in 2018.

A large number of studies have examined the impact of housing prices or housing wealth on household consumption, but no consensus has been reached. Most of the literature finds that house prices or housing wealth promote household consumption (Huang & Tu, 2009; Mao et al., 2017). Chen & Yang (2013) and Li & Huang (2015) examine buying a house as a savings tool and find that the rise in house prices increases the cost of future home purchases or changes, which encourages households to increase their savings. Other studies find that the rise in housing prices curbs household consumption (Kuang, 2011; Li et al., 2014). Huang & Tu (2009), Mao et al. (2017), and Yang et al. (2014) find that there are significant temporal and regional differences in the effect of housing wealth on household consumption in China, but they do not explore the reasons for this variation in-depth.

Using European macro-data, Casni (2018) finds that the impact of house prices on consumption varies at different stages of a housing bubble. Many studies suggest that the housing price-to-income ratio is an important measure of housing bubbles. Differences in the housing price-to-income ratio may be an important reason for the spatial and temporal differences in the effect of housing wealth on household consumption. Yet no studies explore this issue in depth. Using household-level data from the China Household Finance Survey (CHFS) in 2011, 2013 and 2015, we investigate the effects of housing on consumption using the housing price-to-income ratio. We also investigate the effects on different types of households, including those who own two or more houses, have houses rented, own commercial and non-commercial houses, and households at different income levels.

We find that household consumption is relatively higher when the housing price-to-income ratio is higher, whereas a rise in the housing price-to-income ratio significantly reduces the elasticity of housing wealth in household consumption. The main reason for this pattern is that a higher housing price-to-income ratio is associated with a relatively high price of housing; then, as the sustained expectation of rising house prices decreases, it weakens the perception of housing value and the availability of mortgage financing, impairs the precautionary saving function of buying a house, and reduces the willingness to sell. Households with two or more houses and that have houses to rent are less affected by the weakening of the housing price-to-income ratio. Households that own commercial houses are more resistant to the weakening influence of the housing price-to-income ratio than those owning non-commercial houses. Households with higher income levels are also more able to resist the weakening effect.

The contributions of our study are as follows. (1) We analyze the impact of the housing price-to-income ratio on the housing wealth effect of household consumption, and conduct an in-depth exploration of the temporal and regional differences in the effect of housing wealth on household consumption. (2) We further investigate the effects in different types of households, including those who own two or more houses, have houses rented, own commercial and non-commercial houses, and households at different income levels, enriching the research on commercial and non-commercial houses with Chinese characteristics. (3) We use micro-survey data to construct and calculate the urban housing price-to-income ratio, which can be more accurately matched with household micro-survey data, enhancing the rigor of research and the reliability of the conclusions.

**Keywords:** Consumption; Housing Wealth Effect; Housing Price-to-Income Ratio

**JEL Classification:** D12, G11, R31

(责任编辑: 陈 辉)(校对: 南 山)

117