

住房价格上涨、家庭债务与城镇有房家庭消费

周利 张浩 易行健

(1.广东外语外贸大学 金融学院,广东 广州 510006;2.广州华南财富管理中心研究基地,广东 广州 510006)

摘要:在住房价格持续上涨和消费信贷市场快速发展的现实背景下,住房价格可能借助家庭债务这一中介变量间接作用于居民消费。本文在理论上,构建一个同时纳入家庭债务、住房价格的消费决定模型,详细阐述房价上涨、家庭债务对城镇有房家庭消费的作用机制;在实证上,基于家庭追踪调查(CFPS)微观数据,检验了房价上涨、家庭债务对城镇有房家庭消费的影响。结果表明:持续上涨的房价显著促进了城镇有房家庭的消费支出,住房对于家庭消费的财富效应明显,且该效应会通过家庭债务进行传导,具体表现为流动性约束效应与抵押效应两种机制;家庭债务对城镇有房家庭消费具有一定的推动作用,即使是将家庭债务细分为住房贷款与非住房类贷款,这一正向关系依然存在;但当家庭债务超过适度规模时,其对家庭消费的影响将转而呈现出“挤出效应”;家庭债务的持续累积会扩大消费支出缺口,长远来看不利于消费的稳定增长。

关键词:居民消费率;家庭债务;住房价格;财富效应

中图分类号:F014.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)01-0068-09

一、引言

2000年以来,中国居民消费率持续下滑,内需不足已成为制约中国经济持续健康发展的重要因素之一。中国居民消费率由2000年的46.72%下降至2018年的39.37%^①;不仅远远低于美国、英国、德国等主要发达国家,也远低于韩国等亚洲国家,甚至低于与经济发展水平相当的印度、巴西等发展中国家^②。与此同时,住宅商品房的销售价格则不断上涨,由2000年的1948元/平方米攀升至2018年的8544元/平方米,尤其是2003年以来,房价年均上涨率达到12%,一线城市和部分二线城市年均房价上涨率甚至超过20%^③。与此同时,我国消费信贷市场蓬勃发展。截至2018年底,中国人民银行公布的消费信贷余额已增至37.79万亿,占同期国内生产总值的42.73%。其中,个人住房抵押贷款在整个家庭债务中的占比高达68.27%^④。家庭消费信贷是减缓家庭流动性约束的主要方

收稿日期:2019-06-03

基金项目:国家自然科学基金资助项目“人口结构变化对城镇居民住房需求的冲击:影响机理与实证检验”(71603061);2018年教育部人文社科基金资助项目“资产价值变动、家庭债务对居民消费的影响研究:微观机理与实证检验”(18YJC790238)

作者简介:周利(1988—),女,安徽阜阳人,广东外语外贸大学金融学院讲师,广州华南财富管理中心研究基地;张浩(1983—),男,陕西西安人,广东外语外贸大学金融学院副教授,广州华南财富管理中心研究基地;易行健(1974—),男,湖南湘乡人,广东外语外贸大学金融学院教授,广州华南财富管理中心研究基地。

式之一,一方面可以释放居民的消费需求,满足居民消费欲望;另一方面由于债务的出现又可能压缩居民的消费。那么,住房价格的持续上涨、家庭债务的不断累积对居民消费产生什么影响?家庭债务的存在是增强还是削弱了房价对居民消费的影响程度?其影响路径和传导机制又是什么呢?

当前围绕房价与居民消费两者关系的研究主要从财富效应展开^[1]。一种观点认为,住房是最重要的家庭资产形式,其价格的上涨将对居民消费产生积极的促进作用^[2]。Ludwig 和 Slok 指出,房价上升可以通过“兑现的财富效应”与“尚未兑现的财富效应”影响居民消费^[3]。而另一方面,部分学者指出,居民的消费支出与其所持有的房地产财富的多寡并不存在必然关联^[4],房价的上涨甚至会抑制居民消费^[5]。值得注意的是,房屋所有者与房屋租赁者的财富效应存在显著差异,当房价上涨时,计划买房的租赁者必须提高储蓄,由此压缩了租赁者的消费支出,而已有住房者的消费支出则增加^[6];进一步,在持有住房的家庭中,相比一套房家庭,多套房家庭的房屋具有更大的财富效应^[7]。

在传统的投资理论中,家庭负债对资产价格和宏观经济的影响很小^[8],然而在 2008 年源于美国的次贷危机中,家庭负债则构成了金融危机的直接原因,在此背景下,学者们开始关注家庭债务的经济影响^[9]。但就家庭当前的杠杆率是否偏高、是否应削减债务规模,究竟促进还是抑制消费,尚未达成共识。有学者认为,若放松信贷约束,将家庭债务控制在合理范围内,其将发挥杠杆效应并推动消费增长^[10]。但也有部分学者指出,不断累积的高额家庭债务因其偿还、去杠杆化的压力,将使家庭不得不压缩当期的消费需求^[11]。

同时研究住房价格、家庭债务对居民消费影响的文献相对较少。已有的研究结论可归为两类:一部分学者认为住房价格的上涨将提高家庭的抵押资产价值,增强家庭的外部融资能力,由此带来家庭部门债务规模的累积与消费支出的增加^{[12][13]};而另一方面,Garber 等通过对美国次贷危机后的数据分析发现,房价的跌落与家庭的高杠杆率是导致居民消费支出显著下降的最重要因素^{[14](P97-119)}。

事实上,住房本身所具有的抵押机制将影响家庭的融资能力,导致家庭的负债规模与住房财富同向变动^[12]。而家庭当期的消费决策受当期收入与财富总量的制约,家庭负债的引入则能平滑这一缺口,促进家庭当期的消费支出,并使其合理规划其一生的消费^[13],即家庭债务可能在房价上涨与居民消费间扮演中介变量的角色。基于此,本文将重点关注家庭债务是否具有中介传导机制作用。本文的主要贡献之处体现在:第一,本文以城镇有房家庭作为研究对象,拓展了传统的消费决定模型,从理论上论证了住房价格上涨、家庭债务规模与城镇有房家庭消费间的影响机制,为本文的实证研究奠定了理论基础。第二,本文发现住房价格变化会通过家庭债务这一渠道间接作用于城镇有房家庭消费,且主要表现为流动性约束效应与抵押效应两种机制,并分别从理论分析与实证分析两个角度进行验证。第三,通过引入债务收入比的平方项,借助非线性模型验证家庭债务影响城镇有房家庭消费的门槛效应,即当家庭债务超过适度规模时,家庭债务对城镇有房家庭消费的财富效应将转为挤出效应。第四,本文发现家庭债务的累积反而将放大“支大于收”的缺口,丰富了已有的研究成果。

二、理论框架

本文借鉴 Ludvigson 的模型^[15],构建一个同时考虑家庭债务与住房价格的消费决定模型,用于刻画二者对城镇有房家庭消费的影响。本文模型的不同之处在于,在家庭信贷约束中引入住房价格和住房存量,并考虑了信贷市场冲击。假设经济体中存在一个可以无限期延续的代表性家庭,其将进行跨期消费选择,以最大化其一生的效用,则家庭在第 t 期的期望效用为:

$$E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{C_{t+i}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right] \quad (1)$$

式(1)中, $\beta=(1+\delta)^{-1}$, δ 为大于0的时间偏好因子。 γ 为风险厌恶系数。 D_t 表示 t 期初的家庭债务,且大于0,则债务的运动方程满足:

$$D_{t+1}=(1+r)(D_t+C_t-Y_t) \quad (2)$$

假定家庭收入服从一个外生随机过程,其由两部分构成:一部分是服从白噪声的暂时性收入

$(Y_{2,t})$;一部分为满足漂移项为 g 的随机游走的永久性收入 $(Y_{1,t})$, 即 $Y_t = Y_{1,t} + Y_{2,t}$, 取对数后, Y_t 可表示为 $y_t = y_{1,t} + y_{2,t}$ 。于是, 收入方程可进一步变为:

$$\Delta y = g + \eta_t - \phi \eta_{t-1} \quad (3)$$

假定消费者的借款上限取决于其持有房产的市值

$$D_{t+1} \leq \bar{D}_{t+1} \equiv \Phi \exp(\xi_t) q_t H^\Phi \quad (4)$$

式(4)中, Φ 表示介于 $[0, 1]$ 间的固定比例参数; q_t 表示房价; H 表示持有住房的面积, 考虑到家庭房屋调整成本等因素的制约, 可假定 H 短期内基本保持不变; ξ 表示对所有家庭信贷市场的冲击, 其服从一个 AR(1) 过程, 则家庭当期可用的最大资源为:

$$X_t \equiv \frac{\bar{D}_{t+1} - D_t(1+r)}{1+r} + Y_t \quad (5)$$

定义 $\beta^* = (1+r)/(1+\delta)$, 根据消费的欧拉方程则有:

$$C_t^{-\gamma} = \max[X_t^{-\gamma}, \beta^* E_t C_{t+1}^{-\gamma}] \quad (6)$$

式(6)表明, 由于 X 是家庭当期可支配的所有资源, 因此家庭当期的边际效用至少不小于 $X^{-\gamma}$ 。当不存在借贷约束时, 式(6)中将不再存在第一项, 而变成通常的欧拉方程形式。令 $z_{t+1} \equiv Y_{t+1}/Y_t = \exp(g + \eta_{t+1} - \phi \eta_t)$, $\theta_t \equiv C_t/Y_t$, $w_t \equiv X_t/Y_t$, $d_t \equiv \bar{D}_t/Y_t$, 则有:

$$C_t = Y_t w_t + E_t \frac{Y_{t+1}}{1+r} \left[\left(e^{\xi_{t+1} - \xi_t} \frac{1}{1+r} \frac{q_{t+1}}{q_t} - 1 \right) d_{t+1} + 1 - \frac{w_{t+1}}{1+r} \right] \quad (7)$$

本文将重点关注式(7)中房价增长率与家庭债务收入比对居民消费的影响。

一方面, 家庭债务水平的提高意味着家庭用于消费的资金更加充裕, 刺激其消费的增加, 此即为家庭债务的“财富效应”; 另一方面, 不断累积的高额家庭债务可能因其偿还、去杠杆化的压力, 将导致家庭不得不压缩当期的消费需求, 家庭债务增加从而挤占消费的这一机制即为“挤出效应”。式(7)中债务收入比对居民消费的影响系数尚未确定, 为此本文提出研究假设 1:

H1: “财富效应”与“挤出效应”的作用机制同时存在于家庭债务市场, 但家庭债务对消费的整体影响, 取决于上述两种效应的净效应。

一方面, 房价上涨可能通过家庭财富的增值而直接提高居民消费^[16], 与式(7)的第二项一致; 另一方面, 借贷市场中抵押机制的存在, 使得房价波动与家庭债务正相关[®], 从而间接影响居民消费。这是因为当房价上涨时, 家庭所持住房这一抵押品的价值增加, 抵押效应增强进而使家庭的融资能力增强。而抵押效应的存在, 使得家庭债务与流动性约束存在内生的正向关系。房价上涨推动家庭债务同步增加, 家庭债务相对于抵押物价值的比重上升, 家庭面临的流动性约束增强; 房价下跌导致家庭债务减少, 家庭债务相对于抵押物价值的比重下降, 家庭面临的流动性约束减弱。据此, 本文提出研究假设 2:

H2: 住房价格变化会通过家庭债务这一渠道间接作用于居民消费, 且主要表现为流动性约束效应与抵押效应两种机制。

三、数据来源、变量选择与描述性统计

本文使用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)在 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年的调查数据, 并采用样本匹配的方式构建了 4 期面板数据。本文主要关注的被解释变量是城镇有房家庭消费, 本文采用城镇有房家庭每一年的全部消费性支出来衡量。家庭的总消费支出是食物、衣着、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、居住、医疗保健和其他等 8 项之和, 记为 $Consump$ 。解释变量中, 重点关注的是住房价格变化与家庭债务, 鉴于短期内住房面积的相对稳定, 本文以当前住房市场价值与住房建筑面积之比来反映家庭的住房价格, 记为 H_p ; 以家庭在每一期末的未偿债务余额作为本文的家庭债务, 记为 $Debt$ 。另外, 根据生命周期理论, 家庭收入与家庭的金融资产是影响居民消费的重要因素, 本文需要在实证研究中控制其对消费的影响。家庭金融资产包括现金、银行存款、股票、债券等金融产品及借出款, 记为 $Finasset$; 家庭收入水平记为 $Income$, 包含工资与经营性收入、财产性收入和

转移性收入三大部分。

同时,参考相关文献^[2],本文在实证分析中考虑加入如下控制变量:户主年龄(Age)、性别(Gender)、婚姻状况(Married)、受教育程度(Educ)、风险态度(Risk-attit)等个体特征;房屋数量(House_num)、家庭规模(Familysize)、少儿抚养比(Child-ratio)、老年抚养比(old-ratio)等家庭层面特征。其中,以“过去一个月是否喝酒三次以上”衡量户主的风险态度。为剔除异方差、极端异常值以及价格因素的影响,本文对城镇有房家庭消费、当前房屋市值、房屋购买成本、家庭债务、家庭收入等价值型变量采用 CPI 指数调整为以 2009 年为基期的定期数据,并进行了 1% 的缩尾和对数化处理。变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Consump	城镇有房家庭消费总支出(元)	15026	48510	49564	3480	305900
House_value	当前住房市值(元)	15026	443590	626536	5000	3600000
House_area	住房面积(平方米)	15026	124	98	1	2500
Debt	家庭总债务(元)	15026	24687	76728	0	500000
House_debt	住房类债务(元)	14994	16373	61320	0	400000
Nonhou_debt	非住房类债务(元)	14995	6614	26601	0	200000
Income	家庭总收入(元)	15026	55719	53397	400	303000
Finasset	家庭金融资产(元)	15026	57235	125619	0	800000
Age	户主年龄(岁)	15026	52	13	16	95
Gender	户主是否男性(1=男性)	15026	0.538	0.499	0	1
Married	是否已婚(1=已婚)	15026	0.881	0.323	0	1
Risk_attit	风险态度(1=偏好风险)	15026	0.192	0.394	0	1
House_num	房屋数量(套/户)	2708	2	1	2	12
Educ	户主的受教育年限	15026	8	5	0	22
Work_dum	是否有工作(1=有工作)	15026	0.576	0.494	0	1
Confidence	对自己未来的信心程度(1=很没信心,5=有信心)	15026	4	1	1	5
Health	是否健康(1=健康,0=不健康)	15026	0.844	0.363	0	1
Familysize	家庭规模(人/户)	15026	4	2	1	17
Child_ratio	少年抚养比(0~15 岁的儿童占比)	15026	0.113	0.155	0	1
Old_ratio	老年抚养比(65 岁以上的老人占比)	15026	0.149	0.290	0	1

由表 1 可以看出,城镇有房家庭消费的平均值为 48510 元,低于家庭的可支配收入。而住房资产的均值则高于家庭金融资产价值。家庭平均人口数接近 4,家庭的少儿抚养比为 11.3%,而老年抚养比达 14.9%,反映了计划生育政策下城市家庭规模小型化、年轻人较少、人口老龄化的现状。户主平均年龄为 52 岁,分布于 16~95 岁之间,户主平均受教育年限约为 8 年,即初中学历水平。

四、实证检验

(一)住房价格、家庭债务与居民消费:基准回归

借鉴温忠麟等逐步回归的方法^[17],以 X 表示影响居民消费的其他控制变量, ϵ 为误差项,结合式(7),可得到本文的主要计量模型:

$$Debt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Hp_{it} + \alpha_{xi} X_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$Consump1_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Hp_{it} + \gamma_{xi} X_{it} + u_{it} \quad (9)$$

$$Consump2_{it} = \beta_0 + \beta_1 Hp_{it} + \beta_2 Debt_{it} + \beta_3 X_{it} + v_{it} \quad (10)$$

本文最关心的是回归系数 α_1 、 γ_1 、 β_1 、 β_2 。考虑到家庭债务可能与家庭收入呈正相关关系^[12],本文在实证分析中均以家庭债务与可支配收入的比值衡量家庭债务规模。同时,为控制那些不随时间变化的个体层面遗漏变量的影响,除混合 OLS 回归外,本文亦采用固定效应模型(FE)进行估计。表 2 报告了基于式(8)至式(10)的回归结果。

以 FE 回归的结果为例,表 2 中第 4 列显示,房价变动对家庭债务有显著的正向影响。表 2 中第 5~6 列均是以城镇有房家庭总消费支出作为被解释变量。表 2 中第 5 列显示,房价波动对城镇有房

家庭消费有显著的正向影响,即当房价上涨时,城镇有房家庭消费支出也越高。表 2 中第 6 列显示,当模型中纳入家庭债务变量后,住房价格、家庭债务的估计系数均是统计显著,且住房价格的估计系数明显变小,说明住房价格对城镇有房家庭消费的影响部分借助于家庭债务这一中介变量发挥作用^[20],较好地支持了本文的假设 2。同时,由表 2 中第 6 列,本文发现,Debt 的估计系数统计显著,且方向为正(0.016),与本文的假设 1 相一致。这说明:第一,当前我国家庭债务的“财富效应”明显,由本金、利息刚性偿还而压缩消费支出的“挤出效应”不显著;第二,家庭的负债已经成为支配消费变动的一个关键因素,符合家庭债务平滑居民消费收入缺口的初衷。值得注意的是,家庭债务对城镇有房家庭消费的财富效应虽然显著,但影响程度微弱(仅为 0.016)。导致这一结果的原因主要在于,作为衡量家庭负债规模的重要指标,当前我国的家庭债务在居民可支配收入中的比重仍相对较低。

表 2 住房价格、家庭债务与城镇有房家庭消费:基准回归

	POLS 回归			FE 回归		
	Debt	Consump1	Consump2	Debt	Consump1	Consump2
Hp	0.081 *** (0.020)	0.180 *** (0.007)	0.179 *** (0.007)	0.131 *** (0.034)	0.061 *** (0.011)	0.059 *** (0.011)
Debt			0.021 *** (0.003)			0.016 *** (0.004)
Finasset	-0.062 *** (0.005)	0.018 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)	-0.056 *** (0.006)	0.006 *** (0.002)	0.007 *** (0.002)
Age	0.010 (0.009)	-0.008 ** (0.004)	-0.008 ** (0.004)	0.015 (0.019)	-0.002 (0.006)	-0.002 (0.006)
Age_square	-0.022 ** (0.009)	0.004 (0.004)	0.005 (0.004)	-0.017 (0.018)	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.006)
Gender	0.020 (0.041)	-0.031 ** (0.013)	-0.032 ** (0.013)	-0.015 (0.059)	0.041 ** (0.018)	0.042 ** (0.018)
Risk_atti	0.034 (0.049)	0.039 ** (0.015)	0.039 ** (0.015)	0.048 (0.071)	0.033 * (0.020)	0.033 * (0.020)
Married	0.038 (0.060)	0.189 *** (0.022)	0.189 *** (0.022)	0.115 (0.122)	0.078 ** (0.038)	0.076 ** (0.038)
Health	-0.160 *** (0.056)	-0.049 *** (0.016)	-0.046 *** (0.016)	-0.118 (0.077)	-0.046 ** (0.020)	-0.044 ** (0.020)
Educ	-0.003 (0.005)	0.038 *** (0.002)	0.038 *** (0.002)	0.003 (0.011)	0.010 *** (0.003)	0.010 *** (0.003)
Work_dum	-0.038 (0.044)	-0.015 (0.013)	-0.014 (0.013)	-0.071 (0.060)	-0.010 (0.017)	-0.009 (0.017)
Familysize	0.001 (0.014)	0.126 *** (0.005)	0.126 *** (0.005)	-0.001 (0.029)	0.134 *** (0.010)	0.134 *** (0.010)
Child_ratio	0.117 (0.144)	-0.078 (0.045)	-0.081 (0.045)	0.004 (0.246)	-0.007 (0.067)	-0.007 (0.067)
Old_ratio	-0.224 *** (0.078)	-0.144 *** (0.030)	-0.139 *** (0.030)	-0.098 (0.132)	-0.068 (0.043)	-0.066 (0.043)
Confidence	-0.009 (0.018)	0.028 *** (0.005)	0.028 *** (0.005)	0.019 (0.023)	0.009 (0.006)	0.008 (0.006)
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	15026	15026	15026	15026	15026	15026
组内 R ²	0.020	0.139	0.141	0.021	0.163	0.166

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内为标准误,下表同。

控制变量中,金融资产(Finasset)的系数显著为正,但金融资产对城镇有房家庭消费的影响程度却非常微弱,金融资产每增加 1 单位,消费支出仅提高 0.007 个单位。这可能与中国金融市场不成熟有很大的关系,在金融抑制的宏观背景下,无风险金融资产(如储蓄存款)的回报率整体偏低,导致对消费的促进作用有限。同时,风险资产的回报率波动非常大,导致居民无法对财产性收入形成稳定预

期,进一步限制了消费的提升。但显著为正的系数同时说明,伴随居民对金融投资知识的日益熟悉与风险管控能力的提高,居民应对股市、债市等金融市场波动的能力也有明显的提高。

(二)家庭债务如何对城镇有房家庭消费产生影响

适度规模的家庭债务有助于居民福利的提高与经济增长,但当家庭债务累积到一定程度时,其作用又会反转。为了进一步分析家庭债务影响的非线性特征,本文在模型中引入家庭债务收入比的平方项进行分析。表3第1列的回归结果显示,家庭债务收入比平方项前的估计系数统计显著为负,说明家庭债务对城镇有房家庭消费的影响呈倒U形曲线。结合回归结果,本文可知家庭债务收入比的临界点为9.667^⑧。这表明,在家庭债务收入比低于9.667时,家庭债务的增加在一定程度上会有效促进居民消费,但随着债务规模的不断扩大,当家庭债务收入比超过9.667时,由于偿还压力,家庭债务将抑制居民消费,表现出挤出效应。

表3 住房价格、家庭债务与城镇有房家庭消费:影响机制

	全样本					多套房
	(1)	(2)	(3)	IV:第一阶段	IV:第二阶段	(5)
Hp	0.056 ** (0.011)	0.065 *** (0.011)	0.086 (0.059)	0.110 *** (0.017)	0.047 ** (0.018)	0.194 *** (0.017)
m		0.035 * (0.018)				
q			0.149 ** (0.072)			
Debt_aver				1.136 *** (0.074)		
Debt	0.058 *** (0.010)				0.055 *** (0.010)	0.015 *** (0.006)
Debt ²	-0.003 *** (0.001)					
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	15062	14994	1995	15026	15026	2708
组内 R ²	0.169	0.164	0.180	0.047	0.156	0.146

现实生活中,家庭总是面临着流动性约束效应,即家庭的借贷行为总是受到信贷市场的制约,家庭并不总是能够获得自己意愿水平的债务。Gorbachev 研究发现,存在流动性约束时的资产价格波动对消费的冲击远大于不存在流动性约束时的冲击^[18]。在我国,家庭债务主要源于住房抵押贷款,而诸如汽车等家庭大宗耐用消费品也可以通过抵押贷款来获得消费信贷。抵押效应的存在,使得家庭债务与流动性约束存在内生的正向关系。具体地,房价上涨推动家庭债务同步增加,家庭债务相对于抵押物价值的比重上升,家庭面临的流动性约束增强;房价下跌使家庭债务减少,家庭债务相对于抵押物价值的比重下降,家庭面临的流动性约束减弱。这说明,家庭债务变动将内生地引发流动性约束的变动,进而通过流动性约束效应影响住房价格与城镇有房家庭消费间的关系。基于此,本文定义 m 为家庭债务总量与住房市值的比率,作为对家庭债务流动性约束效应的度量,回归结果见表3第2列。回归结果表明,m对居民消费有积极的正向作用(0.035),说明房价对居民消费的正向影响将部分借助 m 这一机制进行传导。

此外,房产还可以被看作获取非担保贷款的抵押品。当房价上涨,家庭持有住房的价值提高,抵押效应增强时,家庭融资能力增强,一方面,对于没有面临流动性约束的家庭可以获得更多的授信;另一方面,因流动性约束承担较多信用贷款的家庭,通过住房作为抵押品可以有效降低融资成本。在两方面的作用下,房价上涨将引起住房抵押效应的变动,改变家庭债务规模和债务结构,进而改变家庭消费支出。基于此,本文定义 q 为家庭非住房类债务与住房抵押类债务的比率,作为家庭债务抵押效应的衡量。回归结果见表3第3列。在控制变量保持不变的情况下,本文发现:q对消费有明显的正向作用,说明家庭

债务的抵押效应明显;家庭债务发挥了一定的金融杠杆效应,影响系数达 0.149,高于 m 的估计系数,说明房价对居民消费的正向影响主要借助这一抵押效应机制进行传导,其次是流动性约束效应。

(三)进一步的讨论

家庭债务的累积究竟是缩小还是放大支大于收的缺口呢?为回答这一问题,本文以城镇有房家庭消费支出缺口(家庭总消费-家庭总收入)作为被解释变量进行分析,解释变量与上文回归结果相同。回归结果见表 4 第 1~2 列。从回归结果中可以看出,房价变动对家庭消费支出缺口的影响显著为负。这说明,伴随住房价格的持续上涨,相当一部分家庭的财富在这个过程中受益并实现快速的提高,致使不同家庭之间的财富差距加大^[19],最终反映在消费支出缺口的缩小;而家庭债务对家庭消费支出缺口的估计系数则为正,说明家庭债务的累积有利于既定收入下消费水平的提高,但同时会带来支出缺口的进一步扩大。

混合回归(POLS)和固定效应回归(FE)回归结果只能研究各变量对家庭消费支出缺口的平均影响,却难以讨论这些变量对家庭消费支出缺口分布的影响。分位数回归方法可以很好地刻画不同家庭消费支出缺口的决定因素,表 4 第 3~5 列分别报告了 25、50 和 75 分位的回归结果。实证结果显示,在 50 分位,家庭债务对消费支出缺口的影响系数最大,而 25 分位数家庭和 75 分位数的家庭,家庭债务对消费支出缺口影响程度较小。这说明,家庭债务对消费支出缺口条件分布两端的影响小于对其中间部分的影响。这表明,增加家庭债务对于低消费支出缺口家庭与高消费支出缺口家庭的影响都比较小,而最大受益者为消费支出缺口处于中间的家庭。

(四)稳健性检验

为进一步考察基准模型回归结果的可靠性,本文对基准模型进行了稳健性检验。

首先,本文进一步将家庭总债务细分为住房抵押类债务与非住房类债务分别进行估计(见表 5 第 1 列和第 2 列)。表 5 的估计结果表明无论是住房抵押类债务还是非住房类债务,房价变化均对其有正向影响,上文对式(8)的估计结果稳健。同时,在房价持续上涨预期和通货膨胀背景下,家庭的贷款购房行为更多的是出于投资需求而非消费需求,为考察本文的结果是否受这一因素的影响,表 5 的第 3~5 列将家庭债务细分为住房抵押类债务与非住房类债务,回归结果显示无论是住房贷款还是非住房类债务,两者对城镇有房家庭消费的影响系数均显著为正,且非住房类债务的估计系数明显高于住房抵押类贷款的系数,说明家庭债务的确对城镇有房家庭消费有正向促进作用,上文对式(9)和式(10)的估计结果稳健。

其次,由于家庭债务的多少会反过来受到居民消费的影响,因此在对式(10)的估计中,可能因为反向因果而导致对参数 β_2 的估计值出现偏误。为此,本文使用家庭所在城市的平均债务收入比(Debt_aver)作为家庭债务收入比的工具变量。表 3 报告了工具变量两阶段回归结果。第一阶段的回归显示,平均家庭债务收入比显著影响城镇有房家庭消费,且 F 统计量也远大于 10,说明工具变量比较强。在第二阶段的回归中,家庭债务正向的显著效应保持,其估计系数略大于 FE 的估计值。这说明,家庭债务对城镇有房家庭消费的正向因果关系是稳健的。值得注意的是,仅持有 1 套住房的家庭,基于未来改善住房的目的,或者出于未来投资投机的需求,当期将进行储蓄而不是大幅增加消费支出。

最后,绝大多数家庭借贷的主要用途是购房,而不是直接消费,因此家庭债务究竟是促进消费还是抑制消费?表 6 分别以家庭在食物(Food)、衣着(Dress)、生活用品及服务(Daily)、交通通信(Trco)、

表 4 住房价格、家庭债务与消费收入缺口的回归结果

	被解释变量:Gap=log(Consump-Income)				
	POLS	FE	Qreg:25 分位	Qreg:50 分位	Qreg:75 分位
Hp	-0.160 [*] (0.083)	-0.007 (0.157)	-0.176 ^{***} (0.040)	-0.206 (0.187)	0.117 [*] (0.070)
Debt	0.753 ^{***} (0.024)	0.797 ^{***} (0.040)	0.838 ^{***} (0.018)	1.198 ^{***} (0.085)	0.146 ^{***} (0.032)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs	15026	15026	15026	15026	15026

注:在消费支出缺口的定义中,如果 $\text{Consump} > \text{Income}$, $\text{Gap} = \log(\text{Consump} - \text{Income})$;如果 $\text{Consump} < \text{Income}$, $\text{Gap} = -\log(\text{Income} - \text{Consump})$;如果 $\text{Consump} = \text{Income}$, $\text{Gap} = 0$ 。

表 5 住房价格、家庭债务与城镇有房家庭消费：稳健性检验

	House_debt	Nonhou_debt	Consump1	Consump2	Consump2
Hp	0.116 *** (0.019)	0.000 (0.014)		0.060 *** (0.010)	0.062 ** (0.009)
House_debt			0.063 *** (0.010)	0.022 *** (0.005)	
Nonhou_debt					0.040 *** (0.007)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	14994	14995	14994	14994	14995
组内 R ²	0.037	0.008	0.163	0.165	0.166

表 6 住房价格、家庭债务与城镇有房家庭分项消费的回归

	Food	Dress	Daily	Trco	Ecc	House	Med
Hp	0.027 ** (0.012)	0.146 *** (0.029)	0.118 *** (0.027)	0.084 *** (0.018)	0.113 ** (0.050)	0.103 *** (0.033)	0.020 (0.042)
Debt	-0.011 *** (0.004)	-0.024 *** (0.009)	0.022 *** (0.008)	0.003 (0.005)	-0.008 (0.015)	0.028 *** (0.010)	0.033 ** (0.013)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	15008	14977	15026	14963	15026	15026	15026
组内 R ²	0.133	0.088	0.026	0.056	0.053	0.406	0.014

教育文化娱乐(Ecc)、居住(House)、医疗保健(Med)方面的支出作为被解释变量,对此问题进行了详细的考察。回归结果显示,家庭债务不仅仅有助于购房,也有助于居民消费水平的提高。具体而言:(1)家庭债务对日用品、居住与医疗保健这三项消费支出具有显著的“财富效应”,而对食物、衣着则表现为显著的“挤出效应”。(2)除医疗保健支出外,在考虑家庭债务的情形下,住房价格能促进其余六类别的消费支出,尤其对衣着类、教育文化娱乐类和居住类支出的影响程度最为明显。(4)其余各控制变量的符号与大小与表 2 的结果相类似。

五、结论与政策启示

本文首先构建了纳入家庭债务、住房价格的消费决定模型,从理论上分析房价上涨、家庭债务对城镇有房家庭消费的影响机制。理论模型显示,住房价格可能借助家庭债务这一中介变量间接作用于城镇有房家庭消费。

利用 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年的家庭追踪调查数据,本文对上述理论模型进行了实证检验。在控制了可能影响城镇有房家庭消费的各种变量后,固定效应面板回归结果显示了与上述研究假设一致的结论,即家庭债务确实发挥了中介变量作用,并且借助流动性约束效应与抵押效应两种机制作用于住房价格对城镇有房家庭消费的影响。考虑到反向因果关系可能对上述回归结果的内生性干扰,本文以家庭所在省份的平均家庭债务收入比作为工具变量进行稳健性估计,回归结果显示,家庭债务对城镇有房家庭消费仍然具有显著的正向效应,结论具有一定的稳健性。尽管本文对房价上涨、家庭债务影响城镇有房家庭消费的作用机制进行了较为全面的分析,然而由于 CFPS 调查项目的局限性以及相关数据的可获得性,本文没有能够细分和检验不同类别的家庭债务在推动城镇有房家庭消费支出中的具体作用,但本文基于家庭个体行为的理论推演和家庭债务微观数据的经验证据揭示了房价上涨、家庭债务对城镇有房家庭消费有积极的影响,丰富了已有的文献,同时也为后续研

究提供了思路。

本文的理论研究与实证结果对我国消费信贷市场的发展与房价的调控主要有如下启示:(1)家庭债务产生的初衷是为了解决居民支大于收的缺口,因此适度规模的家庭债务能增加居民消费,但需要警惕的是,当家庭债务规模过大、超过一定的阈值后,沉重的债务偿还负担将挤占家庭的消费支出,在此情形下家庭债务的增加反而会抑制居民消费。(2)当家庭持有不同的房产数量时,住房价格与家庭债务对居民消费的影响存在显著差异,因此政府在推行调控住房价格的政策时,需要区分家庭购房究竟是投资型需求还是自住型需求,不能简单地一刀切。我们仍需要坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位,全面落实因城施策,稳地价、稳房价、稳预期的长效管理调控机制,遏制房地产金融化泡沫化,促进房地产市场平稳健康发展。(3)合理引导信贷资金流向,实施差异化的信贷政策。合理引导信贷资金,将其投向住房支出、医疗保健等发展消费型支出上,以此才能更好地实现促内需、稳增长、改善民生的最终目标。

注释:

① 依据国际惯例,居民消费率定义为(居民消费/国民收入),数据来源于国家统计局网站。

② 根据世界银行的数据,2018年,美国、英国、德国的居民消费率依次是78.18%、64.34%、54.20%;韩国的居民消费率为47.91%;印度的居民消费率是56.62%,巴西的居民消费率是63.51%。

③ 数据来自国家统计局公布的住宅商品房平均价格。

④ 数据来自中国人民银行公布的统计数据与《货币政策执行报告》。2018年末,个人住房抵押贷款余额为25.8万亿,占家庭消费贷款余额的68.27%。

⑤ 当前着眼点是 t 时刻家庭的消费决策,即 t 时刻前的家庭债务已经确定,因此,此处家庭债务的运动方程从 $t+1$ 期开始。

⑥ 此处隐含的假设是,非抵押类债务可以借助所购买的车辆等耐用消费品的担保功能,扮演与抵押债务相类似的角色,因此非抵押类债务的变动也同样受住房价格的影响。

⑦ 中国的债务收入比是基于中国人民银行公布的住户贷款与国家统计局的城镇常住人口、城镇居民人均可支配收入计算得出;美国、日本、德国和英国的数据则来自世界银行网站。

⑧ 样本中,债务收入比超过9.667的家庭仅为1.62%,这也解释了为何当前家庭债务对居民消费有显著的促进作用,相应地,挤出效应较小。

参考文献:

- [1] 何兴强,杨锐锋.房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J].经济研究,2019,(12):1—16.
- [2] 黄静,屠梅曾.房地产财富与消费:来自家庭微观调查数据的证据[J].管理世界,2009,(7):35—45.
- [3] Ludwig, A., Slok, T. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries[M]. International Monetary Fund, 2002.
- [4] Levin, L. Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life-Cycle Savings[J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1998, 36(1): 59—83.
- [5] 李江一.“房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 405—430.
- [6] Sissons, P., Houston, D. Changes in Transitions from Private Renting to Homeownership in the Context of Rapidly Rising House Prices[J]. Housing Studies, 2019, 34(1): 49—65.
- [7] 张浩,易行健,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.
- [8] 陈斌开,李涛.中国城镇居民家庭资产:负债现状与成因研究[J].经济研究,2011,(s1):55—66.
- [9] 祝伟,夏瑜擎.中国居民家庭消费性负债行为研究[J].财经研究,2018,44(10):67—81.
- [10] 潘敏,刘知琪.居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J].金融研究,2018,(4):71—87.
- [11] Guerrieri, V., Lorenzoni, G. Credit Crises, Precautionary Savings, and the Liquidity Trap[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132(3): 1427—1467.
- [12] 周广肃,王雅琦.住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率[J].金融研究,2019,(6):1—19.
- [13] 周利.高房价、资产负债表效应与城镇居民消费[J].经济科学,2018,(6):69—80..
- [14] Garber, G., Mian, A., Ponticelli, J., et al. Household Debt and Recession in Brazil[M]. Handbook of US Consumer Economics. Academic Press, 2019.
- [15] Ludvigson, S. Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints[J]. Review of Economics & Statistics, 1999, 81(3): 434—447.
- [16] Chen, Xi. Optimal Life Cycle Mortgage and Portfolio Choices in the Presence of the Affordability Constraint [J]. Journal of Housing Economics, 2018, (39): 1—16.
- [17] 温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014,22(5):731—745.
- [18] Gorbachev, O. Did Household Consumption Become More Volatile? [J]. American Economic Review, 2011, 101(5): 2248—2270.
- [19] 吴卫星,邵旭方,陶利斌.家庭财富不平等会自我放大吗?——基于家庭财务杠杆的分析[J].管理世界,2016,(9):44—54.

(责任编辑:陈敦贤)