

住房资产、债务与家庭消费

王重润 杨 妍 赵 昶

摘要:由于住房资产与负债相互影响,住房资产的变动对消费的影响并不明确。本文基于中国家庭金融调查(CHFS)2017和2019年两期数据,以有房家庭为样本,对住房资产、住房债务与家庭消费的关系进行研究。总体来看,住房财富能够显著促进家庭消费支出,对消费升级也有促进作用,而住房债务则显著抑制了家庭消费的增长和消费升级,而且不存在住房债务对家庭消费的门槛效应。交乘项回归系数表明,住房债务对住房财富效应有不确定影响,具体而言,住房债务削弱了住房财富对消费支出的效应,但是却扩大了住房财富对消费升级的影响。异质性分析表明,住房财富与债务对首套房家庭消费的影响要大于多套房家庭,对食品、衣物以及交通通讯支出的影响显著;从消费升级角度看,住房财富对家庭消费升级的影响显著,而住房债务仅对城镇家庭消费升级影响明显。政策启示是:稳定家庭杠杆率、释放住房财富流动性、优化差异性信贷政策。

关键词:住房资产;住房债务;家庭消费;财富效应

JEL 分类号:E21;E31;P25

一、引言

《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》提出“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。新发展格局下,我国经济将逐步由投资与净出口驱动转变为主要依靠消费与创新驱动的发展模式。近年来,居民消费支出规模呈逐年上升趋势,据国家统计局数据,从2002年的54667亿元增加至2021年的438849.4亿元,消费日益成为拉动经济增长的基础性力量。

然而,居民消费支出增长速度却呈现放缓趋势,2011年为20.44%,达到顶峰之后下降为2015年的10.14%,增长率在2017年反弹到11.09%,又下滑到2019年的9.33%,此后两年因为疫情原因消费支出波动很大(如图1所示)。而社会消费品零售总额同比增速在2008年达到顶点,为22.72%,此后下滑至2019年的8%,2020年甚至出现-3.9%的负增长。扩大消费,提高消费能力,就成为经济高质量增长的关键。

在住房分配货币化以后,全国商品住房平均售价从2002年的2092元/平方米上涨至2021年的10139元/平方米,累计涨幅高达385%,年均上涨20.26%(如图1所示)。房价上涨带来家庭住房财富增加,导致家庭财产性收入增长或者面临的流动性约束下降,从而对消费增长和消费升级产生了促进作用(南永清等,2020;尹志超等,2021)。然而,在住房抵押贷款制度下,家庭部门杠杆率也在上升(图1所示)。以往

作者简介 王重润:河北经贸大学金融学院院长,教授;

杨 妍:河北经贸大学金融学院硕士研究生;

赵 昶:硕士,国网国际融资租赁有限公司河北分公司。

*基金项目:国家社科基金项目《住房财富对城镇家庭消费的影响机制、效应与政策研究》(项目编号:21BJL013)。

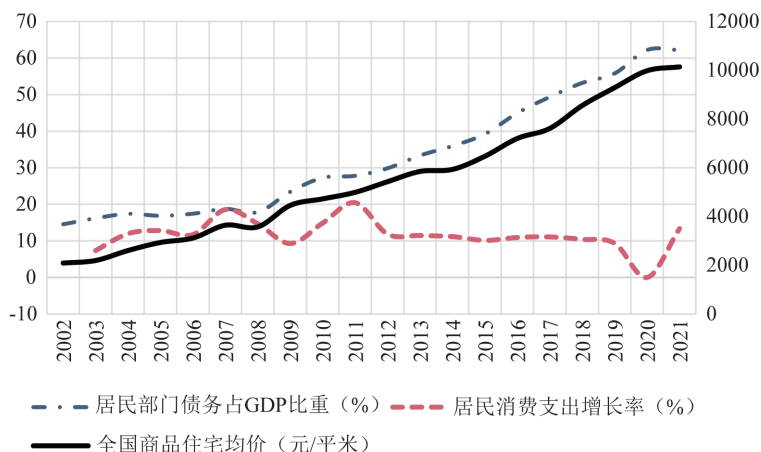


图1 家庭杠杆率、房价与消费

数据来源:Choice 数据库。

房债务支撑的住房资产增长的背后,家庭财务更加脆弱,消费更加容易受到房价波动的冲击(Mian等, 2013),不过流动性约束理论认为,债务可以发挥跨期消费平滑的作用,能够避免由于当前收入波动而引起的消费下降。那么,住房财富及其所带来的债务增长对家庭消费支出究竟有什么影响呢?在考虑了债务的影响后,住房财富效应有什么变化?厘清住房资产、家庭债务与家庭消费支出的关系将有助于进一步认识住房财富效应,优化调整房地产政策和住房信贷政策,促进家庭消费增长,扩大内需。

本文运用中国家庭金融调查(CHFS)2017和2019年两期数据,探究住房财富与债务增长对家庭消费支出和消费升级的影响有多大?与以往文献相比,本文可能的贡献在于,一是构造了一个包含住房资产、债务与家庭消费的简单的跨期消费模型,数理推演住房资产、债务与消费的关系,为实证分析建立了可靠的理论基础;二是住房财富、债务对消费的影响存在争议,研究结论并不一致,内生性是影响因素之一。本文采用固定效应模型能够在一定程度上控制内生性,进一步以各省市土地出让面积作为工具变量,相比省级房价作为工具变量(尹志超等, 2021),能够更好地控制内生性造成的估计偏误;三是验证了住房债务对消费是否具有非线性影响,证实住房债务对消费支出并不存在一个最优规模,澄清了认识;四是通过区分城市和农村家庭样本,以医疗保健、文化教育等发展享受型消费表示消费升级,细致探究了住房债务对消费升级的影响,是对现有研究的补充与拓展。

二、文献回顾

收入是影响消费行为的基础因素。Keynes(1936)的“绝对收入理论”、Duesenberry(1949)的“相对收入假说”、Friedman(1957)的“持久收入假说”,以及后来Modigliani(1980)提出的“生命周期理论”,是目前公认的经典消费者行为理论,都提到了收入对消费的促进作用,只是侧重点有所不同。绝对收入假说认为,消费者的当期收入是影响消费支出的关键因素。相对收入假说则指出了“示范效应”存在,即消费者的消费支出水平不仅会受到自身收入的影响,还会受到周边环境的影响,消费者会参考周围其他人的收入水平和消费习惯从而做出自己的消费决策。而持久收入假说认为,个人或家庭的消费支出是由其持久性收入决定的,而暂时性收入的变动对消费的影响则没有那么明显。生命周期理论认为,家庭基于效用最大化目标,根据整个生命周期的总收入安排其消费决策,因此消费者一生的永久性收入才是影响消费的决定性因素,当期收入的影响有限。

房价对居民消费的影响被称为财富效应(黄静和屠梅曾,2009)。在早期,由于缺乏家庭层面的微观数据,学者侧重利用省级或城市层面的房价数据与消费数据,研究住房价格对消费的宏观影响(况伟大,2011)。随着各类数据库的不断完善和发展,学者们开始利用家庭层面的微观数据,研究房价上涨对家庭消费支出的异质性影响。Gan(2010)区分了单套房家庭和多套房家庭,发现住房价格的上涨不仅对消费有显著的促进作用,且多套房家庭的财富效应更加显著。周利等(2020)在区分有房家庭和无房家庭的前提下,发现房价上涨对有房家庭消费具有显著的促进作用。特别是,住房财富对交通通讯、文化娱乐、医疗保健等发展享受型消费具有促进作用,有助于消费升级(南永清等,2020)。尹志超等(2021)也得到了相似结论。但是,与金融资产相比,住房的直接财富效应比较小(王重润,2013)。也有学者认为不存在住房财富效应(卢现祥等,2020),特别是对于购房意愿强的家庭(曹静等,2020),原因在于因购房而进行的储蓄和负债挤出了家庭消费(李雪松等,2015;李江一,2018),此外,住房市场信息不对称,也限制了住房财富效应(邓明,2018)。

面对房价上涨,家庭通过增加抵押融资而不是减少储蓄的方式来增加消费(Burrows, 2017; Aladangady, 2017)。住房贷款占据了家庭消费贷款主导地位,购房是影响家庭负债的重要渠道之一(张雅琳等,2019)。DeFusco(2018)利用美国马里兰州的数据对抵押融资进行了估计,发现在住房抵押物中边际借款倾向在0.04美元到0.13美元之间。周广肃等(2019)利用中国家庭追踪调查(CHFS)2014和2016年两期的微观数据,发现房价上涨1%,家庭的贷款数额会上涨2.8%,家庭杠杆率上涨0.39%。盛夏等(2021)利用2016年70个大中城市的住房贷款数据,证实房价的上涨确实会增加城市家庭的杠杆率水平,多套房家庭的投机性更加明显。一方面,债务能够缓解流动性约束,贷款购房家庭比全款购房家庭具有更高的住房财富边际消费倾向(张萍和周倩如,2022),但是另一方面,债务压力增加了家庭财务脆弱性(李波等,2022),加剧了收入波动对消费的影响,导致家庭不得不减少消费支出(李冠华等,2022)。住房贷款带来的挤出效应在中低收入家庭增加明显,其中对发展享乐型消费的挤出更为突出(王沈南等,2022;张雅琳等,2019),住房贷款的增加不利于家庭消费升级(何丽芬和李苗苗,2022)。不过有学者指出,杠杆率对家庭消费的影响是比较复杂的,总体上会抑制家庭总支出的增加,但会强化资产的财富效应(潘敏等,2018),也有学者认为存在一个合适的债务规模,只有当家庭债务超过一定规模时才会阻碍消费增长(周利和易行健,2020),当债务在一定范围内时,负债与家庭消费支出表现为正相关性,并有利于促进消费升级(宋晓明和臧旭恒,2020)。

综上,国内外学者对房价、债务与家庭消费的关系已经进行了丰富的研究,不过债务在住房资产与消费之间的作用仍然存在不确定的结论,债务与消费的关系以及住房财富效应还存在争议。本文试图基于LC-PIH框架建立一个简单的理论模型,并通过双向固定效应回归分析,进一步解释债务对住房财富效应的影响。

三、理论框架与模型设计

(一)分析框架

本文在LC-PIH模型基础上,构建包含住房资产、债务与家庭消费的模型,用于研究二者对于家庭消费支出的影响。假设家庭生命从第0期开始,则家庭跨期效用最大化问题可以写为:

$$U_{\max} = E_0 \sum_{t=0}^T \frac{U(c_t)}{(1+\delta)^t} \quad (1)$$

式(1)中, U_{\max} 表示家庭效用最大化函数,且效用函数满足连续闭集、凹性假设,即 $U'(c_t) > 0$, $U''(c_t) < 0$ 。 c_t 表示家庭在第 t 期的消费支出。 δ 为主观时间偏好率。 T 为家庭生命周期年限。在第0期,

家庭生命周期内的预算约束条件为各期消费的现值之和等于期初资产禀赋和未来收入的贴现值之和：

$$\sum_{t=0}^T \frac{c_t}{(1+r)^t} = w_0 + \sum_{t=0}^T \frac{y_t}{(1+r)^t} \quad (2)$$

其中, w_0 为家庭初期的资产净值。 r 为市场利率水平。结合式(1)和式(2),构造拉格朗日函数,效用最大化的一阶条件写为：

$$U'(c_0) = \frac{(1+r)^t}{(1+\delta)^t} E_0[U'(c_t)] \quad (3)$$

(3)式说明,第0期消费的边际效用等于第 t 期消费的期望边际效用的贴现值。这意味着,当消费者在各期消费的期望边际效用在期初的贴现值相等时,消费者实现了生命周期消费效用最大化。假设利率 r 等于主观时间偏好率 δ ,那么从一阶条件得到：

$$c_0 = E_0(c_t) \quad (4)$$

即第0期消费等于第 t 期消费的期望值。对式(2)两边求期望值：

$$E_0\left[\sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t}\right] = w_0 + E_0\left[\sum_{t=0}^T \frac{y_t}{(1+r)^t}\right] \quad (5)$$

将(4)式代入(5)式,并假设 $T \rightarrow \infty$,那么由等比数列的求和以及极限的运算可得：

$$c_0 = \frac{r}{1+r} w_0 + \frac{r}{1+r} \sum_{t=0}^T \frac{E_0(y_t)}{(1+r)^t} \quad (6)$$

一般化为：

$$c_t = \alpha w_t + \beta Y_t \quad (7)$$

其中, $\alpha = \frac{r}{1+r}$, $\beta = \frac{r}{(1+r)^{t+1}}$ 。 $Y_t = E_0(y_t)$,表示 t 期的持久收入。

(7)式表明家庭当期消费支出受到家庭财富和可支配收入的影响。为了简化分析,假设家庭财富为住房净资产价值,即 w_t 表示为：

$$w_t = \gamma A_t - \theta D_t \quad (8)$$

其中, A_t 为家庭住房资产价值, D_t 为住房债务。 γ 和 θ 表示贴现因子。把(8)式代入(7)式,得到：

$$c_t = \alpha(\gamma A_t - \theta D_t) + \beta Y_t \quad (9)$$

式(9)表明住房资产净值是影响家庭消费的重要变量之一,且可作为持久性收入影响家庭整个生命周期的消费水平。容易发现,给定其他条件不变,如果住房资产价值 A_t 上升,家庭消费支出 c_t 增加。如果债务 D_t 上升,家庭消费支出 c_t 减少。得到如下命题：

命题1:给定债务不变,住房资产具有财富效应,规模为 $\alpha\gamma$;给定资产不变,住房债务具有挤出效应,规模为 $\alpha\theta$ 。

进一步观察资产对消费的边际影响。假定债务是住房资产的单调增函数, $dD_t/dA_t > 0$,这是容易理解的,在依靠银行贷款购房的情形下,住房资产越多,意味着贷款规模越大。对式(9) c_t 求关于 A_t 的导数,可以得到：

$$dc_t/dA_t = \alpha\gamma - \alpha\theta dD_t/dA_t \quad (10)$$

观察式(10)发现,住房资产价值 A_t 的上涨对家庭消费 c_t 的边际影响分为两个部分,一个是财富增加的直接效应 $\alpha\gamma > 0$,另一个是债务的调节作用 $-\alpha\theta dD_t/dA_t$,由于 $dD_t/dA_t > 0$,所以 $-\alpha\theta dD_t/dA_t < 0$,这意味着债务的调节作用减少了住房资产的财富效应。注意到,如果 $\alpha\gamma < \alpha\theta dD_t/dA_t$,导致 $dc_t/dA_t < 0$,这意味着如果家庭住房债务规模增长过大,资产的财富效应甚至可能为负。得到如下命题：

命题2:如果 $dD_t/dA_t > 0$,那么债务增长就会削弱住房资产的财富效应。

进一步观察债务对消费的边际影响。假定住房资产是债务与收入的函数,即 $A_t = f(D_t, Y_t)$ 。根据对偶性原理,如果债务是住房资产的增函数,即 $dD_t/dA_t > 0$,那么住房资产也是债务的增函数,即 $\partial A_t/\partial D_t > 0$;贷款购置房产需要借款人支付首付款,在给定首付款的情况下,收入越高就能购置越多的住房资产,这意味着 $\partial A_t/\partial Y_t > 0$ 。贷款需要以收入来偿还,对于房贷这种长期消费性贷款而言,这将导致家庭可支配的持久收入降低,这意味着 $dY_t/dD_t < 0$ 。对式(9) c_t 求关于 D_t 的导数,可以得到:

$$dc_t/dD_t = \alpha\gamma \frac{\partial A_t}{\partial D_t} - \alpha\theta + \beta \frac{dY_t}{dD_t} \quad (11)$$

观察式(11)可以发现,债务对消费的边际影响分为两个部分,一是债务对资产的影响, $\alpha\gamma \frac{\partial A_t}{\partial D_t} > 0$;另一部分是 $(-\alpha\theta + \beta \frac{dY_t}{dD_t})$,表示债务对消费的直接冲击以及对持久收入的影响,根据假设, $-\alpha\theta + \beta \frac{dY_t}{dD_t} < 0$ 。综合来看,债务导致消费减少的条件是 $\alpha\gamma \frac{\partial A_t}{\partial D_t} < \alpha\theta - \beta \frac{dY_t}{dD_t}$,就是说,如果债务对资产增长的正面影响小于对消费和收入的负面影响,债务对消费的边际影响就表现为挤出效应,即 $dc_t/dD_t < 0$ 。反之,债务就会促进消费,即 $dc_t/dD_t > 0$ 。这似乎意味着,债务变动对消费的影响存在方向性的转折变化。为求证,对式(11) c_t 求关于 D_t 的二阶导数,可以得到:

$$d^2c_t/dD_t^2 = \alpha\gamma \frac{\partial^2 A_t}{\partial D_t^2} + \beta \frac{d^2Y_t}{dD_t^2} \quad (12)$$

根据假设, $\frac{\partial A_t}{\partial D_t} > 0$,由于资产的增长还受到收入的影响,所以收入约束给定的情况下,债务对资产的边际影响是递减的,即 $\frac{\partial^2 A_t}{\partial D_t^2} \leq 0$ 。根据假设, $\frac{dY_t}{dD_t} < 0$,由于债务越多,贷款人索要的利率越高,在复利计息情况下,需要支付的利息费用将以比本金增加幅度更大的比例增加,从而导致持久收入下降更多,这意味着 $\frac{d^2Y_t}{dD_t^2} \geq 0$ 。综合来看, d^2c_t/dD_t^2 的符号方向是不确定的。得到如下命题:

命题 3: 住房债务增加对消费的边际影响并不存在确定的拐点。如果 $\left| \frac{\partial^2 A_t}{\partial D_t^2} \right| \geq \frac{d^2Y_t}{dD_t^2}$,那么 $d^2c_t/dD_t^2 \leq 0$,这意味着存在一个债务拐点,超过这一点之后,债务继续增加会导致消费增长发生相反方向的变化。如果 $\left| \frac{\partial^2 A_t}{\partial D_t^2} \right| \leq \frac{d^2Y_t}{dD_t^2}$,那么 $d^2c_t/dD_t^2 \geq 0$,这意味着,债务对消费的影响会沿着相同的方向加速变化。

(二)模型设计

首先验证命题 1。根据公式(9),以家庭消费支出为被解释变量,住房家庭资产的价值和家庭债务为解释变量,借鉴 Burrows(2018)的研究,建立双向固定效应模型:

$$\ln \text{consump}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{hova}_{it} + \alpha_2 \ln \text{debt}_{it} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 Z_{it} + \theta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln \text{consump}_{it}$ 表示家庭 i 在第 t 年的消费支出的对数值, $\ln \text{hova}_{it}$ 表示家庭 i 在第 t 年时住房资产价值的对数值, $\ln \text{debt}_{it}$ 表示家庭 i 在第 t 年时家庭住房债务的对数值。 X_{it} 为家庭层面微观控制变量,包括家庭总收入、家庭资产等指标, Z_{it} 为省级层面的宏观控制变量,包括省份人均 GDP、失业率等指标。 θ_t 表示年份固定效应, μ_i 表示个体固定效应。

其次,验证命题 2。根据公式(10),在模型(1)的基础上引入住房资产价值与家庭债务的交互项

$\ln hova \times \ln debt$, 考察家庭债务在住房资产价值影响消费支出机制中的调节作用。建立模型如下:

$$\ln consump_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln hova_{it} + \gamma_2 \ln debt_{it} + \gamma_3 (\ln hova_{it} \times \ln debt_{it}) + \gamma_4 Z_{it} + \theta_t + \mu_s + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Z_{it} 表示家庭与宏观层面的控制变量。我们重点关注交互项的系数 γ_3 , 当该交互项系数 γ_3 与住房资产系数 γ_1 符号相同时, 说明家庭债务的存在强化了住房资产价值对消费支出的影响, 当符号不同时则家庭债务具有削弱作用。

进一步, 验证命题 3, 考察家庭债务变化是否存在非线性影响。在模型 (1) 引入住房债务的二次项 $\ln debt^2$, 建立如下模型:

$$\ln consump_{it} = \tau_0 + \tau_1 \ln hova_{it} + \tau_2 \ln debt_{it} + \tau_3 \ln debt_{it}^2 + \tau_4 Z_{it} + \theta_t + \mu_s + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

重点关注债务二次项系数 τ_3 的符号。如果 τ_3 的符号与债务变量的符号 τ_2 相反, 就说明债务对消费的影响存在门槛效应, 如果是同方向, 那就是一个单调加强的过程。

四、数据与结果分析

(一) 数据与变量定义

数据来源为中国家庭金融调查数据库 (CHFS), 数据最新发布是 2019 年。考虑到数据的可得性与对比性问题, 以及统计口径的细微差别, 选用 2017 和 2019 两期中国家庭金融调查数据 (CHFS) 进行实证分析。本文对原始数据进行了以下处理: 1. 因为研究住房财富效应, 所以只保留了城乡有房家庭样本。2. 为排除极端值导致的结果偏差, 我们对主要变量的最高与最低 1% 分位进行截尾处理。3. 为了消除通货膨胀因素的影响, 以 2017 年为基期利用消费价格指数 CPI 将 GDP、收入、消费等数据转换为实际值, 符合省份固定效应的需要。通过以上处理后最终得到 7039 个首套房家庭样本数据, 3132 个多套房家庭样本数据, 在有房家庭群体中只拥有一套住房的家庭占比 69.2%, 这也符合我国住房自有率的现实情况。

在变量的选择上, 被解释变量为家庭消费支出 ($\ln consump$)。中国家庭金融调查数据库 (CHFS) 已经参考国家统计局的分类方法, 将家庭消费支出按用途分类, 包括食品支出、衣着支出、生活用品及服务支出、教育娱乐支出、交通通信支出、医疗保健支出和其他支出。由于本文考察的是住房资产价值的变化对家庭消费支出的影响, 为了排除内生性干扰, 采用除居住支出外的其他七类消费支出之和 (即非住房类消费支出) 构成家庭消费总支出。

核心解释变量有两个, 一是住房资产价值 ($\ln hova$), 是受访家庭所拥有全部房产的估值, 相比于受访者所在城市的平均房价, 住房资产价值可以更加细致地反映出不同类型房产价值的差异性。二是家庭住房债务 ($\ln hode$), 主要是指家庭在调查年份尚未偿还的住房贷款余额。以上变量取值都进行对数化处理。

为了避免遗漏重要解释变量, 我们在微观层面和宏观层面选择两类控制变量。在家庭微观层面, 控制变量包括家庭收入 ($\ln income$)、以存款为代表的家庭金融资产 ($\ln fasset$) 以及以车辆等为代表的非金融资产 ($\ln unfasset$), 在很大程度上可以反映家庭财富的聚集能力。家庭成员数量 ($size$)、户主年龄 (age)、户主性别 ($gender$)、户主的健康程度 ($health$)、受教育水平 ($educ$)、家庭拥有住房数量 ($number$) 等家庭特征则反映了人力资本价值和住房财富差异, 不仅影响家庭消费支出, 而且影响家庭消费支出差异。宏观经济状况会影响家庭收入和消费, 也会对包括房地产在内的资产价格产生影响, 所以在宏观层面, 我们选择的控制变量包括: 受访家庭所在省份的人均 GDP ($\ln GDP$) 以及失业率 ($unem$), 考虑到 CHFS 调查数据公布要滞后一年, 我们选择对应的 2016 和 2018 年的宏观数据与之匹配, 并对这些变量取值进行对数化处理。

变量定义以及描述性统计见表 1:

表1 变量定义以及描述性统计

变量名称	定义	样本数	均值	最小值	最大值
<i>lnconsump</i>	家庭消费支出对数	10171	10.71	6.60	13.81
<i>lnhova</i>	住房资产价值对数	10171	12.561	5.71	16.86
<i>lnhode</i>	住房贷款对数	10171	11.86	3.44	15.42
<i>lnincome</i>	家庭收入对数	10171	10.66	-1.74	15.42
<i>lnfasset</i>	金融资产对数	10171	9.11	0	16.20
<i>lnunfasset</i>	非金融资产对数	10171	8.89	0	15.95
<i>size</i>	家庭成员数量	10171	1.61	1	12
<i>lnage</i>	户主年龄对数	10171	3.82	3.13	4.46
<i>gender</i>	户主性别	10171	0.81	0	1
<i>health</i>	户主健康程度	10171	0.81	0	1
<i>educ</i>	户主受教育程度	10171	3.51	1	9
<i>number</i>	拥有住房数量	10171	1.36	1	5
<i>lnGDP</i>	人均GDP对数	10171	10.97	10.24	11.83
<i>unem</i>	失业率	10171	2.28	0.64	4.02

为了克服异方差,排除家庭在不同年份随机项的自相关问题,采用聚类稳健标准误来进行实证回归。

(二)住房资产与住房贷款对家庭消费支出的影响

表2展示了逐步加入控制变量的住房资产价值对家庭消费支出的影响,列(1)、(3)、(5)只控制了家庭收入和家庭金融资产两个核心控制变量以及个体和年份的固定效应,列(2)、(4)、(6)在此基础上加入家庭层面和省份层面的控制变量。

表2 住房资产价值对家庭消费支出的影响

	全样本		首套房家庭		多套房家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnhova</i>	0.051*** (0.004)	0.046*** (0.004)	0.064*** (0.005)	0.055** (0.005)	0.017** (0.007)	0.018** (0.007)
<i>lndebt</i>	-0.034*** (0.007)	-0.030*** (0.007)	-0.033*** (0.008)	-0.025*** (0.008)	-0.025* (0.015)	-0.031** (0.015)
<i>lnincome</i>	0.116*** (0.005)	0.089*** (0.005)	0.110*** (0.006)	0.082*** (0.006)	0.132*** (0.011)	0.107*** (0.011)
<i>lnfasset</i>	0.287*** (0.009)	0.231*** (0.010)	0.265*** (0.011)	0.201*** (0.012)	0.362*** (0.020)	0.319*** (0.021)

	全样本		首套房家庭		多套房家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnunfasset</i>		0.054*** (0.003)		0.055*** (0.005)		0.049*** (0.006)
<i>size</i>		0.034*** (0.004)		0.039*** (0.005)		0.028*** (0.007)
<i>Gender</i>		0.008 (0.017)		0.016 (0.020)		0.009 (0.029)
<i>health</i>		-0.049*** (0.018)		-0.035* (0.021)		-0.083** (0.040)
<i>lnage</i>		-0.291*** (0.028)		-0.276*** (0.034)		-0.341*** (0.051)
<i>educ</i>		0.015*** (0.004)		0.023*** (0.006)		-0.003 (0.007)
<i>lngdp</i>		0.054 (0.234)		0.133 (0.289)		-0.173 (0.402)
<i>unem</i>		-0.090 (0.308)		-0.268 (0.372)		0.530 (0.557)
<i>_cons</i>	5.67*** (0.092)	8.14** (3.57)	5.89*** (0.116)	10.19** (4.304)	4.68*** (0.194)	0.660 (6.436)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10171	10171	7039	7039	3132	3132
<i>R</i> ²	0.425	0.453	0.382	0.413	0.379	0.440

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为聚类稳健标准误。

在第(1)列中住房资产价值的回归系数为0.051,住房贷款的回归系数为-0.034,符号方向符合理论预期,且均在1%的水平上显著。在加入相关控制变量后,回归系数有所减小,在第(2)列中住房资产价值的回归系数为0.046,住房贷款的回归系数为-0.030,同样符合理论预期,且通过了1%的显著性检验。这说明,对拥有住房的家庭来说,住房资产价值对家庭消费具有显著的促进作用,住房资产的财富效应显著,这与很多学者的研究结论相同(周利等,2020;尹志超等,2021)。原因在于住房资产价值的提升,使得房产所有者所获得的持久资产收入增加,家庭的消费支出会有所提高。不过家庭债务对消费支出则有显著的抑制作用。命题1得到验证。

然而,对于拥有不同数量住房资产的家庭,住房财富效应有差异吗?我们进一步将样本分为首套房和多套房家庭。第(3)列和第(4)列是基于首套房家庭的回归结果,在第(4)列住房资产价值的回归系数为0.055,且在5%的水平上显著,而家庭债务的回归系数为-0.025,在1%水平上显著。这说明对于首套

房家庭而言,存在住房资产的财富效应,住房债务则有显著的挤出效应。第(5)列和第(6)列是基于多套房家庭的回归结果,在第(6)列中住房资产价值的回归系数为0.018,住房债务的回归系数为-0.031,且通过了5%的显著性检验。

比较第(4)列和第(6)列的回归系数发现,在样本范围内,一套房家庭住房财富效应更显著。究其原因,由于回归系数是弹性概念,分解为边际消费倾向与住房价值——消费比例的乘积,而边际消费倾向具有递减规律,这意味着首套房家庭住房财富的边际消费倾向更大,随着家庭拥有住房资产数量的增加,住房财富对家庭消费的边际作用会逐渐降低。

(二)债务的调节作用

本节在模型(1)的基础之上加入了住房资产价值和家庭住房贷款余额的交乘项($\ln hova \times \ln debt$),研究债务调节作用。回归结果如表3所示:

表3 家庭债务对住房财富效应的调节作用

	全样本		首套房家庭		多套房家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln hova$	0.052*** (0.004)	0.047*** (0.004)	0.065*** (0.005)	0.057*** (0.005)	0.017** (0.007)	0.018** (0.007)
$\ln debt$	-0.037*** (0.007)	-0.036*** (0.007)	-0.039*** (0.008)	-0.034*** (0.008)	-0.019 (0.015)	-0.027* (0.016)
$\ln hova \times \ln debt$	-0.003* (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	0.005 (0.004)	0.003 (0.004)
家庭控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
户主控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10171	10171	7039	7039	3132	3132
R^2	0.429	0.455	0.385	0.415	0.419	0.441

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为聚类稳健标准误。

在加入住房资产价值和家庭住房贷款余额的交乘项后,住房资产财富效应依然显著。在第(2)列中住房资产价值的回归系数为0.047,住房贷款余额的回归系数为-0.036,交乘项的系数也为-0.005,均在1%的水平上显著,这表明家庭债务不仅对家庭消费产生直接的抑制作用,也会削弱住房的财富效应,间接降低家庭消费支出。命题2得证。

在第(4)列,住房资产的回归系数为0.057,住房贷款余额的回归系数为-0.034,相比于全样本数据,首套房家庭住房资产价值对消费的财富效应更加明显,而家庭债务对消费支出的抑制作用变化不大。交乘项的系数为-0.011,且通过了1%的显著性检验,说明对于首套房家庭而言,住房债务显著降低了住房财富效应。

第(5)列和第(6)列是基于多套房家庭的回归结果。在第(6)列中,住房资产价值的回归系数为0.018,在5%水平上显著,住房贷款回归系数为-0.027,在10%水平上显著。相比首套房家庭,多套房家庭住房财富效应和债务挤出效应相对较低,原因可能是前面提到的财富边际消费倾向递减所致,而多套房家庭通常收入水平更高,住房债务负担能力更强,挤出效应相对较小。交乘项的系数为-0.003,却并不显著,说明债务对住房财富效应的调节作用不明显,原因可能在于多套房家庭的 $\alpha\theta dD_i/dA_i$ 比较小,因为多套房家庭可以通过出售或出租多余的住房来获取收入,住房贷款在收入中的占比不高,所以住房债务的影响比较有限。而首套房家庭收入相对较低,偿还贷款导致其不得不削减可供消费的资金,因此债务对消费支出具有更明显的抑制作用。实证结果印证了李波等(2022)的研究发现。

(三)债务的门槛效应

本节在模型(1)的基础上进一步加入家庭债务的二次项 $\ln debt^2$,考察家庭债务对家庭消费是否存在明显的非线性影响,即当家庭债务超过某一阈值后,对家庭消费的影响方向是否会发生变化。回归结果如表4所示:

表4 家庭债务的门槛效应

	全样本		首套房家庭		多套房家庭	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln hova$	0.051*** (0.004)	0.046*** (0.004)	0.065*** (0.00519)	0.056*** (0.005)	0.017** (0.008)	0.017** (0.008)
$\ln debt$	-0.062*** (0.024)	-0.050** (0.022)	-0.021 (0.025)	-0.009* (0.024)	-0.146* (0.087)	-0.136* (0.082)
$\ln debt^2$	0.002 (0.002)	0.005 (0.003)	0.007 (0.001)	0.008 (0.001)	0.005 (0.004)	0.005 (0.003)
家庭控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
户主控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10171	10171	7039	7039	3132	3132
R^2	0.439	0.455	0.383	0.413	0.419	0.441

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;括号中为聚类稳健标准误。

在加入家庭住房贷款的二次项 $\ln debt^2$ 后,住房资产的财富效应依然显著,在第(2)列中住房资产价值的回归系数为0.046,且通过了1%的显著性检验,且无论是首套房家庭还是多套房家庭,住房资产价值系数皆显著为正。对于首套房家庭而言,住房资产的财富效应高于多套房家庭,类似于边际消费倾向递减规律,随着家庭拥有住房资产数量的增加,住房财富对家庭消费的促进作用会逐渐降低。住房贷款的挤出效应虽然在不同样本间有所差异,但是显著存在的。住房贷款的二次项系数 τ_3 的符号方向为正,

虽然与 $\ln debt$ 系数 τ_2 的符号方向相反,但是在各样本中均不显著,这说明了债务对家庭消费并不存在显著的非线性影响,至少在样本期内是如此,这与命题 3 相符。

本文实证结果与周利等(2020)的结论有所差异,他们通过加入贷款价值比的平方项这一指标,认为住房贷款对家庭消费存在先促进后抑制的门槛效应。造成该差异的原因之一可能在于样本的选择以及指标构造的不同。他们使用家庭追踪调查(CFPS)数据,而我们采用的是中国家庭金融调查(CHFS);另外,贷款价值比实际是家庭在住房上的累积权益即净住房资产,回归系数反映的是住房净资产变化对消费的影响;而本文采用的是(对数)债务规模,回归系数实际反映的是住房债务规模增长的边际影响,由于住房债务属于长期债务,影响长期可支配收入,债务增长反而加强了家庭的预算约束,从而在边际上减少当期消费支出。

(四)异质性分析

为了进一步观察住房财富效应,本文把细分消费支出类型分别作为被解释变量进行全样本回归,研究住房资产对不同类别消费影响的异质性。回归结果如表 5 所示:

表 5 住房资产、家庭负债与子消费支出

	食品支出	衣着支出	教育娱乐支出	生活用品及服务支出	交通通信支出	医疗保健支出	其他支出
<i>lnhova</i>	0.027*** (0.004)	0.021*** (0.004)	-0.003 (0.009)	0.020*** (0.006)	0.053* (0.009)	0.044*** (0.011)	0.004 (0.012)
<i>lndebt</i>	-0.023** (0.009)	-0.025** (0.011)	0.043** (0.018)	-0.014 (0.011)	-0.120*** (0.015)	-0.008 (0.017)	0.021 (0.032)
家庭控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
户主控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省级控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	10138	10138	10138	10138	10138	10138	10138
R^2	0.405	0.425	0.270	0.285	0.344	0.471	0.327

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;括号中为聚类稳健标准误。

由表 5 分类回归结果来分析,对于食品、衣着、生活用品、医疗保健以及交通通信这五类支出,住房财富效应是显著的。以食品支出为例,住房资产影响系数为 0.027 且在 1% 水平上显著,这意味着对于有房家庭而言,住房财富增长 1% 带来食品支出增长 0.027%。相比食品、衣着、生活用品等必需消费品支出,医疗保健和交通通信的回归系数更大,即医疗保健和交通通信方面的支出受到住房财富增长更大的影响,由于这两个类别的消费层次相对更高,所以在一定程度上,这可以看作住房财富对消费升级具有积极影响。随着收入和财富增长,生活质量提高,消费者越来越注重健康,追求舒适生活,愿意投入更多的支出用于医疗保健和交通通信,边际消费倾向上升,这是符合现实情况的。

住房债务的挤出效应对家庭消费支出的影响存在较大差异性。对于食品、衣着、交通通信而言,家庭住房债务对其具有显著的抑制作用,这说明对拥有住房的家庭来说,家庭住房债务的增加会对食品衣着等生活用品消费产生最直接的影响,负债家庭不得不节衣缩食以应对每月的固定还款支出。值得注意的是,住房债务对教育娱乐支出却有着显著的积极影响。

五、进一步研究

接下来,进一步分析住房财富、债务对家庭消费升级的影响。本文采用对数发展享乐型消费作为消费升级的指标,加入住房财富与住房债务的交乘项 $\ln hova \times \ln debt$,考虑住房债务对住房资产财富效应的影响,回归结果如下表所示。第(1)列结果显示,如果不考虑住房债务的影响,住房财富对消费升级的影响系数为0.0762,即住房财富价值增长1%,发展享乐型消费增长0.0762%。交乘项系数为0.00812,并且在1%水平上显著,这意味着住房债务扩大了住房财富对消费升级的影响,此时住房财富总的边际效应为 $0.0762 + 0.00812 \times \ln debt$,这与潘敏等人(2018)的研究发现较为相似。需要指出的是,表3所表现出来的交乘项系数为负,这说明住房债务虽然不利于消费支出增长,但是有助于发展享乐型消费支出的增长。住房债务本身对消费升级的边际影响是负的,系数为-0.109,且在1%水平上显著,即住房债务增长1%,消费升级下降0.109%,但是由于住房财富的增长,住房债务对消费升级总的边际效应下降为 $-0.109 + 0.00812 \times \ln hova$ 。说明住房财富增长能够缓解住房债务对消费升级的抑制作用。

进一步,把样本分为城市有房家庭和农村有房家庭,发现无论是对城市家庭还是农村家庭,住房财富对消费升级都有明显影响,但是对城市家庭的影响更大。住房债务对农村家庭消费升级没有明显影响,但是对城市家庭有显著的负面影响,第(3)列结果显示,债务增长1%,消费升级支出下降0.146%,如果考虑到住房财富效应,那么住房债务的影响将会下降 $0.0106 \times \ln hova$ 个百分点。

表6 住房资产与债务对消费升级的影响

	(1)	(2)	(3)
	消费升级	农村家庭	城市家庭
$\ln hova$	0.0762*** (0.00864)	0.0490*** (0.0164)	0.0632*** (0.0108)
$\ln debt$	-0.109*** (0.0304)	0.205 (0.153)	-0.146*** (0.0315)
$\ln hova \times \ln debt$	0.00812*** (0.00220)	-0.0159 (0.0120)	0.0106*** (0.00227)
家庭控制变量	已控制	已控制	已控制
户主控制变量	已控制	已控制	已控制
省级控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制

	(1)	(2)	(3)
	消费升级	农村家庭	城市家庭
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>	9401	2179	7222
<i>R</i> ²	0.323	0.286	0.308

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为聚类稳健标准误。

六、稳健性检验

(一) 内生性讨论

内生性是实证研究绕不过去的一个问题,这是因为某种经济现象受到多种因素影响,而且经济变量之间经常相互影响,遗漏重要解释变量或者相互因果就成为内生性的重要原因,导致回归结果不可靠。解决内生性问题的方法之一是工具变量法。工具变量必须具有外生性与相关性特点。本文关注的主要变量是住房债务。考虑到土地供应量一般情况下由当地政府控制供给,单个家庭的消费水平难以对其产生直接影响,且土地供应量的变化能够对房价产生影响进而影响家庭住房债务,该变量在保证相关性的同时降低内生性偏差,所以采用各省份土地出让面积作为家庭住房债务的工具变量,采用二阶段最小二乘法回归。

回归结果如表7所示。在第一阶段的回归结果中,商品房土地供应面积的系数显著为负,且第一阶段的F统计量为17.12显著大于10,排除了弱工具变量的可能性。第二阶段的回归结果显示,在克服了内生性问题后,住房资产价值对家庭消费仍然具有显著财富效应,家庭住房类债务对家庭消费仍然具有显著的挤出效应,而且以交互项表示的住房债务的调节作用依然显著,表明了基准回归结果的稳健性。

表7 家庭消费与住房资产、住房债务的工具变量回归

	因变量:住房债务 第一阶段回归结果	因变量:家庭消费 第二阶段回归结果
商品房土地供应面积	-0.053*** (0.005)	
住房资产价值		0.038*** (0.004)
住房债务		-0.053*** (0.005)
交互项		-0.005* (0.004)
家庭控制变量	已控制	
户主控制变量	已控制	
省级控制变量	已控制	
观测值	10171	10171
第一阶段F值	17.12	

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为聚类稳健标准误。

(二) 替换核心解释变量

使用受访家庭所在省份的商品房价格替换家庭住房资产价值。住房价格与家庭住房资产具有密切联系,商品房价格的上升往往伴随着家庭资产价值的增加,可以从宏观层面验证住房价格对家庭消费支出是否存在显著影响。同时以家庭债务规模替代住房贷款余额,进一步观察债务对消费的影响。由于商品房售价对农村家庭房价的影响有限,因此本节仅使用城市家庭样本,用以修正个人对家庭房产价值估算的主观性影响。回归结果如表8所示。其中(1)、(2)列为只加入住房价格和家庭债务的回归结果,(3)、(4)列为家庭债务调节效应的回归结果。

表8 住房价格、家庭总债务对城市家庭消费支出的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
商品房价格	0.091*** (0.015)	0.079*** (0.014)	0.091*** (0.014)	0.080*** (0.015)
家庭债务	-0.120*** (0.035)	-0.107*** (0.033)	-0.118*** (0.037)	-0.109*** (0.034)
交乘项			0.004 (0.023)	-0.007 (0.023)
家庭控制变量		已控制		
户主控制变量		已控制		
省级控制变量		已控制		
个体固定效应		已控制		
年份固定效应		已控制		
观测值	6785	6785	6785	6785
R ²	0.420	0.448	0.665	0.651

注: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; 括号中为聚类稳健标准误。

由表8回归结果看出,将核心解释变量替换后,研究显示家庭消费支出随着住房价格的提高而增加,在第(2)列中住房价格的回归系数为0.079,且在1%的水平上显著,商品房价格每上升1个百分点,家庭消费支出会提高0.079个百分点,这说明房价的上涨带动了家庭住房资产的增值从而促进了家庭消费。而家庭债务对家庭消费支出具有显著的负向影响,在第(2)列中家庭债务的回归系数为-0.107,且通过了1%的显著性检验,这说明对于拥有住房的家庭来说,家庭债务对家庭消费支出具有显著的抑制作用,家庭债务每上升1个百分点,家庭消费支出增长率会下降0.107个百分点,这意味着即便在考虑到非住房债务后,家庭债务依然呈现出对家庭消费支出增长的抑制作用,这与基准回归模型一致。住房债务与家庭债务回归结果一致性的原因,可能是因为在家庭债务中,住房债务占比最大,住房债务的影响居于主导。不过,住房价格与家庭债务的交乘项回归系数并不显著,可能的原因在于住房价格这一宏观指标并未能和各受访家庭债务的微观指标在回归中建立良好的互动关系。

七、结论与政策建议

本文开发了一个简单的理论模型,并利用中国家庭金融调查数据(CHFS),采用双向固定效应回归模型,探讨了住房资产财富效应、家庭债务挤出效应与调节作用机制。研究发现:总体而言,住房资产对家庭消费支出具有显著促进作用,而住房债务具有显著的抑制作用,并且并不存在明显的门槛效应。从住房债务对财富效应的影响来看,住房债务削弱了住房财富对消费支出的影响,但是扩大了对消费升级的影响。从异质性影响来看,首套房家庭的财富效应要大于多套房家庭,并且受到住房债务的显著影响,这意味着对于首套房家庭而言,住房资产带来的财富幻觉明显,但是贷款压力也更大。住房资产和债务对食品、衣着支出和交通通信支出的影响显著,其中交通通信的边际弹性更大,说明这是更容易受到压缩的支出项目。住房财富与债务对城市家庭的消费升级影响显著,但是债务对农村家庭的消费升级没有影响。把核心解释变量住房债务替换为家庭债务,住房资产价值替换为商品房平均价格,以及把土地供应量作为工具变量进行回归,结果与基准回归并未出现明显差异,进一步说明了回归结果的稳健性。

习近平总书记在二十大报告强调,“房子是用来住的、不是用来炒的”,“要多渠道增加城乡居民财产性收入”。维持房地产市场稳定健康发展,支持合理的住房需求仍将是政策重点。所以,完善住房金融市场体系,支持合理的住房需求,释放住房资产的财富效应,对于加快构建“双循环”发展格局具有积极作用。综合研究结论,提出如下建议:

第一,释放住房资产的流动性。根据资产定价理论,资产流动性与其价格是正相关的。提高资产流动性无疑会使资产增值,导致住房财富效应的扩大。为了释放住房资产的流动性,需要完善房地产市场调控政策,要避免房价大起大落,稳定市场信心,引导购房者形成合理的房价预期。适当调整限购、限贷、限售、限价、限商等政策,加强市场手段的运用。同时完善住房租赁政策,加快发展住房租赁市场,形成租购市场联动,提高住房资产流动性。

第二,完善差别化住房贷款政策。按照二十大报告精神,重点支持首套和改善型住房需求。首套房家庭通常收入水平较低,边际消费倾向较高,对债务的负担能力较弱,而且债务的调节作用更大,降低他们的债务负担有助于促进更多的消费支出。对首次购房以及改善住房的家庭,要放松公积金贷款条件,提高公积金贷款在首套和改善型住房贷款的覆盖面,适当提高贷款额度,降低公积金贷款利率;同时,对于商业贷款,在人民银行现行首套房贷款利率下限不低于相应期限贷款市场报价利率(LPR)减20个基点的基础上,对改善型购房贷款需求也应制定优惠贷款利率,比如执行LPR利率而不再加点。对三套及以上住房的购买者则应提高其首付比例和贷款利率,使社会资源向首套房以及改善型住房需求的家庭倾斜,才能更充分地释放家庭消费潜力,促进居民消费水平的提高。

第三,降低家庭杠杆率。住房债务对家庭生活消费产生抑制作用,但是对城镇家庭消费升级有一定促进作用。所以要控制家庭杠杆率,保持在合理范围。在实行差别化的贷款政策基础上,通过财税、信贷、土地政策等措施,优化住房投资的收益分配,加大支持刚需型、改善型住房需求的同时抑制房地产投机,同时扩大城市住房用地供给,稳定土地价格,扩大房地产市场的有效供给,保持房价相对稳定与适度增长,把房价水平控制在合理的房价收入比范围内,着重降低首套房家庭住房债务负担。

参考文献

[1] 曹静、李智鑫、胡文皓,2020,《住房价格对城镇家庭消费的影响——来自多期微观面板数据的证据》,《经济学报》第2

- 期, 113-138。
- [2] 高玲玲、周华东、周亚虹, 2018,《“直接财富效应”抑或“抵押担保效应”——对中国自有住房家庭“财富效应”传导途径的实证检验》,《经济科学》第6期, 81-92。
- [3] 黄静和屠梅曾, 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, 35-45。
- [4] 况伟大, 2011,《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期, 21-34。
- [5] 李波和朱太辉, 2022,《债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为》,《金融研究》第3期, 20-40。
- [6] 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, 32-40。
- [7] 李冠华和陶帅, 2022,《家庭收入波动、杠杆率与消费支出——基于中国家庭金融调查的微观证据》,《南方金融》第1期, 12-25。
- [8] 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, 405-430。
- [9] 李雪松和黄彦彦, 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, 100-113。
- [10] 卢现祥和李慧, 2020,《消费者信心、资产财富与居民消费行为——基于家庭资产配置结构的解释》,《江西财经大学学报》第6期, 20-31。
- [11] 邓明, 2018,《住房市场信息不完全下的住房资产与家庭消费》,《投资研究》第11期, 34-57。
- [12] 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, 17-31。
- [13] 潘敏和刘知琪, 2018,《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》,《金融研究》第4期, 71-87。
- [14] 盛夏、王擎、王慧, 2021,《房价升高促使中国家庭更多地“加杠杆”吗——基于购房动机异质性视角的研究》,《财贸经济》第1期, 62-76。
- [15] 宋明月和臧旭恒, 2020,《异质性消费者、家庭债务与消费支出》,《经济动态》第6期, 74-90。
- [16] 王重润, 2013,《房价、股价与消费的关系:1999-2011——基于动态面板数据的估计和检验》,《投资研究》第9期, 112-125。
- [17] 薛晓玲和臧旭恒, 2020,《房价变动影响我国居民消费的中介效应分析——基于家庭财富配置的视角》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 102-112。
- [18] 尹志超、仇化、潘学峰, 2021,《住房财富对中国城镇家庭消费的影响》,《金融研究》第2期, 114-132。
- [19] 张雅淋、孙聪、姚玲珍, 2019,《越负债,越消费?——住房债务与一般债务对家庭消费的影响》,《经济管理》第12期, 40-56。
- [20] 张自然和祝伟, 2019,《中国居民家庭负债抑制消费升级了吗?——来自中国家庭追踪调查的证据》,《金融论坛》第8期, 34-44。
- [21] 周广肃和王雅琦, 2019,《住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率》,《金融研究》第6期, 1-19。
- [22] 周利、易行健, 2020,《房价上涨、家庭债务与城镇居民消费:贷款价值比的视角》,《中国管理科学》第11期, 80-89。
- [23] 张萍和周倩如, 2022,《住房财富的城镇家庭消费效应研究——基于CFPS数据库的证据》,《金融经济研究》第3期, 117-130。
- [24] 南永清、肖浩然、单文涛, 2020,《家庭资产、财富效应与居民消费升级——来自中国家庭追踪调查的微观证据》,《山西财经大学学报》第8期, 1-15。
- [25] 何丽芬和李苗苗, 2022,《家庭债务增加有利于消费升级吗?——来自中国家庭追踪调查的证据》,《江淮论坛》第2期, 26-35。
- [26] 王沈南、颜迪、朱鹤, 2022,《资产负债表视角下住房贷款对城镇居民消费的影响》,《南通大学学报(社会科学版)》第2期, 127-140。
- [27] Aladangady, Aditya. 2017. Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically Linked Microdata. *American Economic Review*. 107(11): 3415 - 3446.
- [28] Burrows, V. 2018. The Impact of House Prices on Consumption in the UK: A New Perspective. *Economica*, 85 (337): 92—123.
- [29] DeFusco, Anthony. 2018. Homeowner Borrowing and Housing Collateral: New Evidence from Expiring Price Controls. *Journal of Finance*, 73 (2): 523-573.

- [30] Gan, Jie. 2010. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households. *The Review of Financial Studies*, 23 (6): 2229-2267.
- [31] Mian, Atif, Rao, Kamalesh, Sufi, Amir. 2013. Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4): 1687-1726.

Abstract: There is an internal relationship between housing assets and liabilities, which results in the impact of changes in housing assets and liabilities on consumption is not clear. Based on the unbalanced panel data of CHFS in 2017 and 2019, we analyze the impact of housing assets and housing debt on household consumption expenditure. We find that housing wealth can significantly promote household consumption expenditure and consumption upgrading, while housing debt significantly inhibits the growth and upgrading of household consumption, and there is no threshold effect of housing debt on household consumption. The cross-product regression coefficient shows that housing debt has an uncertain impact on the effect of housing wealth. Specifically, housing debt weakens the effect of housing wealth on consumption expenditure, but expands the impact of housing wealth on consumption upgrading. There are obvious differences in the impact of housing assets and debt on household consumption, that is, the impact on the only-one house households is greater than that on the multi-house households and the impact on food, clothing, transportation and communication expenditure is significant. The impact of housing assets on the consumption upgrading of households is significant, while the impact of housing debt only on the consumption upgrading of urban households is obvious. The policy implications include stabilizing household leverage, releasing housing wealth liquidity and optimizing differentiated credit policies.

Key words: Housing assets; Housing debt; Household consumption; Wealthy effect