

住房财富“寡”而消费“不均”？

——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究*

张雅淋 吴义东 姚玲珍

内容提要: 青年群体既是我国住房市场发展不平衡不充分主要矛盾的集中群体,又是推动实现消费转型升级的中坚力量。对于青年群体而言,其个体层面的消费不平等(即消费相对剥夺)是否会因住房财富匮乏而加剧?对此,本文基于2010—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据展开实证分析。研究发现:住房财富增加会显著缓解青年群体的消费相对剥夺程度。换言之,青年群体住房财富的“寡”会加剧个体层面的消费“不均”,财富效应和“房奴”效应是主要影响机制。分位数回归结果显示,消费相对剥夺程度越高的群体对住房财富的敏感程度也越高。异质性分析发现,30~45岁、女性、已婚和中低收入群体对住房财富的依赖性更强。区分生存型、发展与享受型消费相对剥夺之后发现,住房财富所带来的缓解效应仅作用于后者。进一步分析表明,消费相对剥夺能够显著降低生活满意度,且青年群体的住房财富不平等程度明显高于消费不平等和收入不平等。此外,住房资产配置过高,也会加剧青年群体的消费相对剥夺。本文研究为缓解青年群体消费相对剥夺、促进社会公平、增进民生福祉提供了理论依据。

关键词: 住房财富 消费相对剥夺 青年群体

作者简介: 张雅淋,南京邮电大学经济学院讲师,210023;

吴义东(通讯作者),安徽工业大学商学院资格教授,243032;

姚玲珍,上海财经大学副校长、教授,200433。

中图分类号: F126.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2022)03-0098-16

DOI: 10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20220307.002

一、引言

青年群体住房问题一直备受社会各界关注。当前,我国已经全面建成小康社会,开启全面建设社会主义现代化国家新征程,解决好青年群体住房问题依然是今后一个时期的重要工作。2021

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“债务负担视角下城镇居民住房选择与消费行为关系研究:理论机制与政策效应”(72174115);南京邮电大学人文社会科学研究基金项目“家庭住房选择对消费行为的影响研究:基于债务负担视角”(NYY221027)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,感谢上海财经大学投资系郭峰副教授的宝贵意见,文责自负。吴义东电子邮箱:wydletter@163.com。

年3月,国务院总理李克强在《政府工作报告》中指出,要“尽最大努力帮助新市民、青年人等缓解住房困难”。不可否认,住房产权和住房财富对于青年群体有着更加特殊的含义,“有恒产者有恒心”等传统观念,基础教育等公共稀缺资源与住房产权挂钩的制度现实,叠加“为结婚而买房”的社会文化等多重因素,使得住房在体现个体社会经济地位的同时,也被赋予了情感上的依托。然而,青年群体多处于资本积累的初期阶段,房价持续上涨与住房可支付能力相对不足,使其住房诉求难以得到满足,“住有所居”难以实现。从本质上说,住房商品与其他普通商品的重大区别在于其兼具消费品与投资品的双重属性(陈杰、吴义东,2019),不断上涨的房价放大了其投资品属性,甚至催生出“投机炒房”行为,拉大了家庭之间的财富差距(盛夏等,2021),进而影响居民福祉。

诚然,消费是居民福祉的重要构成和推动经济高质量发展的关键。改革开放后,居民收入稳步增长,消费水平也得到长足提高,但内需动力仍然不足。实施扩大内需战略、释放国内需求潜力、推动消费转型升级等已成为在推动形成“双循环”新发展格局中积蓄势能、增创优势的重要抓手。从微观个体生命周期的视角来看,青年群体正处于创造财富和积累财富的关键时期,其消费需求也处于一个颇为旺盛的阶段。所以,不论是从住房财富的角度,还是从消费的角度,青年群体都是矛盾的主要集中群体。更为重要的是,普遍存在的社会比较心理与逐步滋生的超前消费、Z世代^①新消费观等都会影响青年群体的消费行为(张雅淋、姚玲珍,2020)。正如“Easterlin悖论”所指出的那样,财富与居民幸福程度之间并不必然表现出正比例关系(何强,2011),其背后蕴含的重要理论机制之一便是社会比较。从一般意义上说,个体在其所在参照群中进行向上比较时,便会出现相对剥夺(Walker和Smith,2002),这一概念能够直观揭示出个体与特定群体之间的结构性联系。

Runciman(1966)最先将“相对剥夺”这一概念进行界定,他认为相对剥夺应同时具备如下四个条件:(1)个体不拥有X;(2)参照群中其他个体拥有X;(3)个体期望拥有X;(4)个体认为这种期望正当合理。此后,这一概念逐渐被应用到消费、收入等领域(Fehr和Schmidt,1999;黄云等,2019),衍生出“消费相对剥夺”“收入相对剥夺”等概念。当然,这也可以理解为由攀比心理所引发的一种向上社会比较,个体间的这种社会比较容易产生心理落差,诱发“损失幻觉”,不仅直接影响人们的获得感、幸福感,而且可能使人们产生对社会的不满等消极情绪,甚至积蓄和触发社会矛盾。从这一角度来看,不论是从个体层面还是从社会层面来看,相对剥夺本身是一种压力,也是不平等的一种表现。虽然人人人生而平等的观念已形成广泛共识,但基于彰显社会阶层地位的住房产权、私有车辆等耐用消费品所定义的“大人物”“小人物”的标签,也会带来人们情感上的被剥夺。住房具有的消费品与投资品的双重属性使其成为青年群体打造“精致人设”和追逐“品质生活”的重要依托。当住房财富物化为外在消费模式或社会资本等隐性资源之后,彰显地位象征的标签才会有所改变,相对剥夺程度也将有所调整。

对于青年群体而言,住房财富如何影响其消费相对剥夺程度,即住房财富的“寡”是否会造成或加剧个体层面的消费“不均”?对此,本文尝试基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据展开实证分析,并探究其中的影响机制。本文可能的创新之处在于:第一,消费属于微观个体的一种经济行为,这种行为能直接反映出个体的福祉差距,本文关注个体层面因社会比较而产生的消费不平等,构建消费相对剥夺指标,研究视角上具有一定的创新性;第二,以青年群体为研究对象,揭示以住房财富为代表的物质因素对其民生福祉的影响效应及影响机制,总结出一般性规律并深究其内在机理,为深入理解消费不平等的内涵、丰富和发展家庭消费理论做出积极贡献;第三,将户主、家庭

^① Z世代(Generation Z)指1995—2009年出生的群体,其深受互联网和科技影响,是未来消费的主力。

特征异质性纳入分析框架,进一步探讨我国住房市场的外部效应,审视新时期我国住房制度的改革趋向,有助于为缓解青年群体消费相对剥夺、促进社会公平、增进民生福祉提供参考依据。

二、文献综述

(一) 消费不平等的定义及测度

消费不平等是指不同收入或社会阶层消费结构的差异(赵达等,2017;周龙飞、张军,2019)。显然,这一概念主要是从整体层面给出的。从个体层面出发理解的消费不平等,是个体将其自身的消费水平与所在参照群中其他个体进行比较时产生的一种相对剥夺(Runciman,1966)。事实上,个体在人际交互过程中会通过社会比较得到关于自身社会地位的认知,下行比较可以强化自我评估,上行比较则可以判断与其他个体的异同(M. R. Jackman 和 R. W. Jackman,1973)。上行比较极易诱发攀比心理,是产生相对剥夺的关键(Walker 和 Smith,2002)。关于不平等的测度指标有多种:一是从整体层面测度的指标,如基尼系数、泰尔指数等(杨耀武、杨澄宇,2015);二是从阶层层面测度的指标,如对数方差、90分位数与50分位数之比等(Pardo 和 Santos,2014);三是从个体层面测度的指标,如 Yitzhaki 指数(Yitzhaki,1979)、Kakwani 指数(Kakwani,1984)、Podder 指数(Podder,1996),后两种指数是在 Yitzhaki 指数基础上得到的,对 Kakwani 指数取均值即基尼系数(黄云等,2019)。

(二) 消费不平等的影响因素

现有研究观点认为,宏观层面的经济发展水平、产业结构升级(徐敏、姜勇,2015)、转移支付制度(Forteza 和 Rossi,2009),以及微观层面的收入波动(Krueger 和 Perri,2006)、家庭结构等都是影响消费不平等的关键因素(曲兆鹏、赵忠,2008)。例如,从宏观层面来看,徐敏和姜勇(2015)使用空间面板模型进行研究发现,产业结构升级是缓解城乡消费差距的重要因素,当然,缓解程度也会因时期和区域的不同而存在差异。从微观层面来看,邹红等(2013)利用中国健康与营养调查(CHNS)数据研究指出,预期收入冲击对消费不平等起到显著的缓解作用。曲兆鹏和赵忠(2008)基于中国家庭收入调查(CHIP)数据研究发现,老龄化对消费不平等的影响效应较小。此外,Pardo 和 Santos(2014)认为,发展金融市场有助于缓解中低收入家庭的流动性约束,进而缩小消费差距。张雅琳和姚玲珍(2020)使用CFPS数据展开的研究也发现,适度负债能有效缓解个体层面的消费不平等。

(三) 住房财富与消费不平等

住房市场是研究财富如何影响消费的自然实验室,由住房引发的社会财富再分配加剧了消费不均。刘靖和陈斌开(2021)指出,房价上涨是加剧消费不平等的重要推力。房价上涨会凸显住房的投资品属性,将社会财富转向高收入、投机者等群体(谢洁玉等,2012),相对减少中低收入群体的财富积累,进而拉大消费差距(甘犁等,2018)。其中的作用机制可概括为两点:一是房产增值带来的财富效应(李涛、陈斌开,2014);二是贷款购房产生的“房奴”效应(Muellbauer 和 Murphy,2008)。颜色和朱国钟(2013)指出,住房对消费的影响取决于这两种效应的净效应。与此同时,Cooper(2013)发现,房产增值将提高个体借贷能力,放大住房财富对消费差距的作用,对于那些处在信贷约束边缘的群体而言,这种放大作用体现得更加明显。尽管住房资产在短期内的变现难度较大,但房价上涨与预期住房市场利好的双重因素会给房主带来一种“财富幻觉”(陈杰、吴义东,2019),进而作用到消费不平等。因此,相对于无房者而言,有房一族将享受到住房所带来的财富

效应(胡明志、陈杰,2019)。而相对于贷款或借款已清偿的房主而言,住房贷款或借款尚未结清的家庭或多或少会因还贷压力不得不进行“预防性储蓄”,进而产生一定的“房奴”效应(李江一,2018)。当然,资源的代际传递也会直接影响青年群体住房财富的获取和消费不平等的动态演进(黄静、崔光灿,2020)。

已有文献对住房财富影响消费不平等的研究已取得较大进展,但总体上仍存在以下两点局限:一是相较于国家层面对青年群体住房问题等的高度重视,现有文献对青年群体相关问题的关注度明显不足;二是已有相关研究普遍倾向于从宏观维度测度消费不平等,而忽视了个体层面的消费相对剥夺。基于此,本文将青年群体作为研究对象,构建个体层面的消费不平等(即消费相对剥夺)指标,并尝试探讨住房财富对消费相对剥夺的影响机制,以期强化对消费不平等内涵的理解,并为相关研究补充经验证据。

三、研究设计

(一) 实证策略

1. 基准回归

本文关注青年群体,分析住房财富对其消费相对剥夺的影响,设计计量回归模型形式为:

$$Consumption_RD_{ijt} = \alpha + \beta Housing_Wealth_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta_i + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

(1) 被解释变量: 消费相对剥夺 $Consumption_RD$

根据前文所述相对剥夺的定义及测度指标,本文选取家庭所在区县的其他个体作为参照,将受访家庭与其所在区县内消费性支出(包含食品、衣着、居住、生活用品、医疗保健、交通通信、文化娱乐和其他消费八大类)水平更高的其他家庭进行比较。以区县为单位,假设群体样本总量为 n ,消费均值为 μ_x , n 个样本的消费向量以 x_1, x_2, \dots, x_n 表示,且满足不等式 $x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_n$ 。定义群体中消费水平超过 x_k 样本的消费均值为 $\mu_{x_k}^+$,消费水平超过 x_k 样本占总样本的比重为 $\gamma_{x_k}^+$,那么前文所述衡量个体层面消费相对剥夺的 Yitzhaki 指数、Kakwani 指数和 Podder 指数的计算公式分别为:

$$Consumption_RD(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{x_k}^+ [(\mu_{x_k}^+ - x_k)] \quad (2)$$

$$Consumption_RD(x, x_k) = \frac{1}{n\mu_x} \sum_{i=k+1}^n (x_i - x_k) = \gamma_{x_k}^+ [(\mu_{x_k}^+ - x_k) / \mu_x] \quad (3)$$

$$Consumption_RD(x, x_k) = \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n (\ln x_i - \ln x_k) = \gamma_{x_k}^+ [(\mu_{\ln x_k}^+ - \ln x_k)] \quad (4)$$

因 Kakwani 指数克服了另外两种指数无量纲性和正规化的缺陷(Walker 和 Smith,2002),所以本文选用 Kakwani 指数作为消费相对剥夺的核心测度指标,^①而将另外两种指数形式用于稳健性检验。

^① 消费相对剥夺指数的数值越大,表明该家庭的消费水平越低,因而消费劣势和被剥夺程度也就越突出。需要说明的是,由于本文所使用的实证分析样本为混合截面数据,同一家庭在不同年份所在参照群中的相对位次可能存在差异,因此消费相对剥夺指数均是分年份进行计算的。

(2) 核心解释变量: 住房财富 *Housing_Wealth*

住房财富涵盖家庭成员拥有产权的所有房产的市场价值,数据指标来源于 CFPS 家庭问卷“您估计您家现在居住的这所房子当前的市场总价是多少万元?”和“除了您家现在的住房外,您家所有其他房产当前市场总价加起来是多少万元?”两个问题,将受访者回答的相应数值进行加总即本文的核心解释变量住房财富。

(3) 控制变量: *X*

控制变量 *X* 分为人口统计学特征、社会经济特征以及区域经济变量三类。其中,人口统计学特征以户主(财务回答人)为家庭决策代理人,选取性别、年龄、年龄的平方项/1000、婚姻状况、自评健康状况、少儿人口占比、老年人口占比等指标;社会经济特征选取学历(小学及以下、中学、专科、本科及以上)、工作状况、城镇户口、家庭纯收入、家庭金融资产、是否创业等指标;区域经济变量包含房价、消费价格指数和人均生产总值。

此外,模型(1)中的下标 *i*、*j* 和 *t* 分别指代受访家庭个体、受访家庭所在地区和受访年份; δ 和 θ 分别为时间固定效应和地区固定效应。本文实证过程将计算区县层面聚类稳健标准误。

2. 机制探讨: 财富效应与“房奴”效应

为识别财富效应,本文参考胡明志和陈杰(2019)的做法,选取贷款或借款未清偿的住房所有权与租户进行对比分析。构建回归模型如下:

$$Consumption_RD_{ijt} = \alpha + \beta_1 Homeowner_With_Loan_{ijt} \times Housing_Wealth_{ijt} + \beta_2 Homeowner_With_Loan_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

其中, *Homeowner_With_Loan* 为虚拟变量,定义贷款或借款未清偿的住房所有权为 1,租户为 0。方程(5)中的系数 β_1 为住房财富对消费相对剥夺的财富效应。

为检验“房奴”效应,李江一(2018)指出,对比有无住房贷款两组家庭的消费差异是一种可行思路。为此,本文限定样本为拥有住房产权的家庭,以是否存在未清偿债务加以区分,构建回归模型如下:

$$Consumption_RD_{ijt} = \alpha + \beta_1 Homeowner_Without_Loan_{ijt} \times Housing_Wealth_{ijt} + \beta_2 Homeowner_Without_Loan_{ijt} + \gamma X_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中, *Homeowner_Without_Loan* 为虚拟变量,定义贷款或借款已清偿的和未清偿的住房所有权分别为 1 和 0。方程(6)中的系数 β_1 为住房财富对消费相对剥夺的“房奴”效应。

(二) 数据来源与筛选说明

本文实证数据来源于北京大学 CFPS 项目。该项目关注我国居民的经济与非经济福利,涵盖经济活动、社会交流、教育成果等诸多主题,以跟踪调查方式,收集覆盖 25 个省、自治区、直辖市的社区、家庭和个体层面的相关数据,目标样本规模为 16000 户,调查对象包含样本家户中的全部成员。CFPS 项目正式调查始于 2010 年,并以该年为基线确定追踪对象,之后每两年追访一次,目前公开数据到 2018 年,其间共追访 4 次。本文所用微观层面的样本数据主要来自 CFPS 项目初访(2010 年)及 4 次追访的家庭问卷和成人问卷;地区层面相关经济变量数据来自对应年份的《中国统计年鉴》。

在开展实证研究之前,本文先对样本做以下预处理:第一,本文以青年群体为研究对象,借鉴张春泥(2017)的做法,限定户主年龄为 20~45 岁的样本群体;第二,为使数据保持完整性,继而剔

除缺失、无效样本;第三,剔除住房资产、家庭收入、家庭消费等相关经济变量的异常值。样本经预处理之后,最终得到 22229 个观测值。^①

根据公式(3),测算得到受访个体的消费相对剥夺指数,其正态分布核密度见图 1,该指标取值范围为 0~1,且大多数家庭的消费相对剥夺指数处于 0.2~0.5 区间内。与此同时,为了更好地展示青年群体住房财富与消费相对剥夺之间的关系,^②本文绘制了如图 2 所示的散点图和拟合线。从图中可以直观地看出,在不考虑其他因素影响的情况下,住房财富与消费相对剥夺之间呈现明显的负向关联,意味着住房财富的增加可能会显著缓解个体消费相对剥夺程度;反之,住房财富的“寡”会在一定程度上造成消费“不均”。

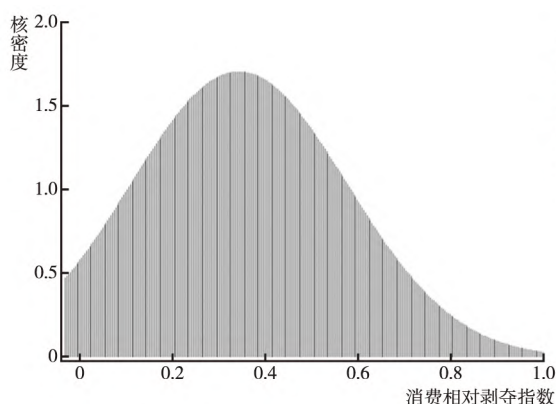


图 1 消费相对剥夺指数正态分布核密度

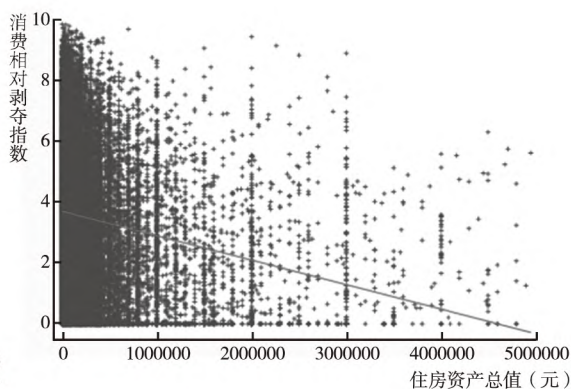


图 2 住房财富与消费相对剥夺指数散点图

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果分析

表 1 是基于模型(1)考察青年群体的住房财富对消费相对剥夺影响所得的回归结果。其中,第(1)列仅引入“ln 住房财富”这一核心指标进行回归,第(2)列至第(4)列逐步添加人口统计学特征、社会经济特征以及区域经济变量以使研究结论更为可靠。第(1)列至第(4)列的回归结果显示,“ln 住房财富”指标的系数显著为负。这表明青年群体住房财富的增加会有效缓解其消费相对剥夺程度。相反,住房财富越少,消费相对剥夺程度越高。住房的消费品属性和投资品属性具有不可分割性,相互作用之下将影响消费相对剥夺。住房的投资品属性被激发之后可能会引发“跟风囤房”现象,房价上涨与预期住房市场利好的双重因素更是使自有住房家庭形成一种“财富幻觉”,住房未兑现的财富效应也会进一步凸显,即便其初始购房为刚性需求。

(二) 稳健性检验

为使基准回归结果具有可信度,本文采用多种方式进行稳健性检验:一是更换样本,选取所有追踪样本构造出非平衡面板数据,采用个体固定效应进行回归;二是更换被解释变量,重新生成

^① 受篇幅所限,本文未报告变量的描述性统计结果,感兴趣的读者可向作者索取。

^② 为使研究结果更为直观,本文实证过程是将 Kakwani 消费相对剥夺指数原始值乘以 10 之后进行的,因此图中纵轴展示的是将消费相对剥夺指数原始值乘以 10 之后的数值。

Yitzhaki 指数和 Podder 指数代入模型(1) 展开分析; 三是更换解释变量, 将住房财富减去家庭住房负债(即未清偿的为购买或建造住房而产生的贷款或借款), 得到住房净财富再进行回归; 四是引入时间和地区的联合固定效应, 旨在更加严格地排除随时间和地区变化的不可观测因素对本文实证结果可能造成的干扰。所得回归结果显示, “ln 住房财富”这一核心解释变量在各种情形下的估计系数均显著为负, 表明基准回归结果稳健(见表 2)。

表 1 青年群体住房财富影响消费相对剥夺的基准回归结果

变量	被解释变量: 消费相对剥夺			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ln 住房财富	-0.051*** (0.005)	-0.050*** (0.005)	-0.028*** (0.005)	-0.028*** (0.005)
人口统计学特征	否	是	是	是
社会经济特征	否	否	是	是
区域经济变量	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ²	0.029	0.057	0.146	0.146
观测值	22229	22229	22229	22229

注: 括号内为系数估计稳健聚类标准误; *、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著; 由于消费相对剥夺的 Kakwani 指数值较小, 在估计模型时, 本文将其进行乘以 10 处理, 这种处理不会影响研究结论。下同。

表 2 稳健性检验

变量	个体固定效应	更换被解释变量		更换解释变量	联合固定效应
		Yitzhaki 指数/10000	Podder 指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln 住房财富	-0.030*** (0.008)	-0.020*** (0.004)	-0.005*** (0.001)		-0.027*** (0.005)
ln 住房净财富				-0.012*** (0.004)	
人口统计学特征	是	是	是	是	是
社会经济特征	是	是	是	是	是
区域经济变量	是	是	是	是	否
个体固定效应	是	否	否	否	否
时间固定效应	是	是	是	是	否
地区固定效应	否	是	是	是	否
时间固定效应 × 地区固定效应	否	否	否	否	是
R ²	0.628	0.214	0.131	0.145	0.155
观测值	14634	22229	22229	22229	22229

本文进一步对基准回归中可能存在的内生性问题进行处理。首先, 为了缓解可能存在的样本选择性偏误问题, 本文采取倾向得分匹配(PSM) 方式。具体将是否有住房产权作为一个准自然实

验,分别把有住房产权和无住房产权作为处理组(treated = 1) 和控制组(treated = 0),使用 PSM 中的一对一匹配、一对二匹配、一对三匹配和 Kernel 匹配方法,使样本更加平衡,再对模型进行检验。^① 其次,为了解决可能存在的反向因果问题,本文进一步采用工具变量(IV) 方式。具体而言,分别基于全样本、PSM 匹配样本,分年份生成家庭所在社区层面的住房财富均值作为工具变量进行 2SLS 估计(黄宇虹、樊纲治,2017)。选取该工具变量的内在机理是:一方面,社区层面的住房财富均值可以间接反映出该地的住房财富水平,符合相关性假设;另一方面,社区层面的住房财富均值并不会直接影响个体的消费相对剥夺水平,满足外生性假设。所得结果显示,不论是采用倾向得分匹配法还是工具变量法,核心解释变量“ln 住房财富”的回归系数均在 1% 的水平下显著为负(见表 3),与基准回归结果保持一致,表明本文基准实证结果具有很强的可靠性和稳健性。此外,对工具变量的识别不足检验和弱工具变量检验结果显示,本文所选取的工具变量是有效的。

表 3 内生性处理

变量	被解释变量: 消费相对剥夺						
	倾向得分匹配法				工具变量法		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	一对一匹配	一对二匹配	一对三匹配	Kernel 匹配	全样本	一对一匹配样本	Kernel 匹配样本
ln 住房财富	-0.023*** (0.006)	-0.019*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.027*** (0.005)	-0.106*** (0.031)	-0.098*** (0.035)	-0.107*** (0.031)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.144	0.151	0.152	0.146	0.146	0.141	0.146
识别不足检验					100.947***	68.780***	100.799***
弱工具变量检验					1452.014	250.854	1448.637
观测值	6249	8964	10840	22176	21363	5683	21319

(三) 机制探讨

根据前文分析,本部分基于模型(5)和模型(6),对影响机制进行实证检验,所得回归结果见表 4。其中,第(1)列和第(2)列是基于模型(5)探讨财富效应,第(3)列和第(4)列是基于模型(6)分析“房奴”效应。可以发现,相对于租户而言,房债未清偿的房主由于自身为住房财富所有者,住房财富对其消费相对剥夺具有明显的缓解作用,这说明住房资产存在显著的财富效应;相对于房债未清偿的房主而言,房债已清偿的房主因摆脱了“房奴”制约,所以住房财富对其消费相对剥夺的缓解程度更加明显,即债务未清偿的住房财富存在“房奴”效应。总体而言,住房财富影响消费相对剥夺的两个机制(即财富效应和“房奴”效应)作用效果相反,因而其最终影响应来自两者的净效应(颜色、朱国钟,2013)。但综合来看,财富效应的影响相对更大。

^① 根据匹配前后各变量标准化偏差的变化情况和倾向得分的共同取值范围,可以较为直观地看出多数协变量标准化偏差在匹配后有所缩小,且几乎所有观测值都处于共同取值范围(On Support),验证了选用此种方法的合理性。

表 4 机制探讨: 财富效应与“房奴”效应

变量	被解释变量: 消费相对剥夺			
	(1)	(2)	(3)	(4)
财富效应: 贷款或借款未清偿的住房所有权 VS 租户				
ln 住房财富 × 住房所有权	-0.577*** (0.034)	-0.293*** (0.035)		
住房所有权	6.912*** (0.441)	3.356*** (0.462)		
“房奴”效应: 贷款或借款已清偿的住房所有权 VS 贷款或借款未清偿的住房所有权				
ln 住房财富 × 住房所有权			-0.366*** (0.022)	-0.186*** (0.020)
住房所有权			5.010*** (0.277)	2.758*** (0.247)
控制变量	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
R ²	0.094	0.176	0.069	0.163
观测值	6782	6782	19863	19863

注: 财富效应识别中定义贷款或借款未清偿的住房所有权为 1, 租户为 0 “房奴”效应检验中定义贷款或借款已清偿的住房所有权为 1, 贷款或借款未清偿的住房所有权为 0。

(四) 分位数回归

不同消费相对剥夺程度的群体对住房财富的依赖性可以通过分位数回归方式进行探讨。本文选取消费相对剥夺的 25%、50% 和 75% 三个分位点展开分析, 表 5 列示了所得结果。其中, 第 (1) 列是仅引入“ln 住房财富”这一核心变量所得, 第 (2) 列为加入控制变量所得, 第 (3) 列为再将时间固定效应和地区固定效应共同引入所得。第 (3) 列的回归结果显示, 在消费相对剥夺 25%、50% 和 75% 这三个分位点上, “ln 住房财富”这一指标的系数分别为 -0.016、-0.036 和 -0.043, 且均具有统计意义上 1% 的显著性水平。这一结果说明消费相对剥夺程度越高的青年群体对住房财富的敏感程度也越高, 在一定程度上暗示了住房这一商品能够较为有效地表征青年群体的社会地位信息。

表 5 分位数回归结果

变量	被解释变量: 消费相对剥夺		
	(1)	(2)	(3)
25% 分位点			
ln 住房财富	-0.029*** (0.009)	-0.014*** (0.004)	-0.016*** (0.006)
50% 分位点			
ln 住房财富	-0.062*** (0.007)	-0.030*** (0.004)	-0.036*** (0.007)

续表 5

变量	被解释变量: 消费相对剥夺		
	(1)	(2)	(3)
75%分位点			
ln 住房财富	-0.076 ^{***} (0.007)	-0.038 ^{***} (0.005)	-0.043 ^{***} (0.007)
控制变量	否	是	是
时间固定效应	否	否	是
地区固定效应	否	否	是
0.25 Pseudo R ²	0.001	0.065	0.073
0.50 Pseudo R ²	0.004	0.082	0.092
0.75 Pseudo R ²	0.006	0.091	0.100
观测值	22229	22229	22229

(五) 异质性分析

个体的年龄和性别并不会受到主观意愿或主观偏好的影响。一方面,住房财富积累程度与年龄高度相关(Chiuri 和 Jappelli,2010),且不同年龄群体在社会资本积累等方面的差异也会产生不同的消费偏好;另一方面,基于家庭分工理论,好的分工能够使家庭效用实现最大化,“男主外、女主内”这种传统的家庭分工模式也会因“同群效应”而使不同性别群体对住房财富的主观认知和消费品的偏好存在差异,强化“人以群分”的非市场互动(Miller 等,1993)。根据以上分析,本部分从年龄和性别两个维度分析住房财富对青年群体消费相对剥夺的异质性影响,所得结果见表6。第(1)列至第(3)列将青年群体样本进一步细分为20~29岁、30~39岁和40~45岁三个年龄段进行分析,结果显示,住房财富能够显著缓解30~39岁和40~45岁这两个群体的消费相对剥夺,且对比系数大小发现,40~45岁群体对住房财富的敏感程度更高。事实上,在我国,40~45岁群体在家庭收支、事业等各方面都较为稳定,未来预期收入的波动性相对较低(周绍杰等,2009),生育政策放开、“为子女购房”、住房代际转移等都会通过强化其“预防性储蓄”动机,使其不得不降低消费支出。第(4)列和第(5)列是基于性别对样本进行区分之后回归所得。结果显示,住房财富对两类家庭的消费相对剥夺均起到显著的缓解作用,而且这种缓解作用在女性户主家庭中更明显。这可能是因为女性户主家庭的从众和攀比心理更强,“同群效应”也更突出。

表 6 基于年龄和性别的异质性分析

变量	被解释变量: 消费相对剥夺				
	按年龄分组			按性别分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	20~29岁	30~39岁	40~45岁	男性	女性
ln 住房财富	-0.008 (0.007)	-0.032 ^{***} (0.007)	-0.054 ^{***} (0.010)	-0.019 ^{***} (0.006)	-0.037 ^{***} (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是
R ²	0.127	0.153	0.154	0.156	0.142
观测值	4611	8963	8655	11626	10603

同时,个体的婚姻与家庭收入差异也可能会带来住房财富对消费相对剥夺的异质性影响。一方面,婚姻市场匹配竞争助推了“为结婚而买房”现象,且单身人士与已婚人士在消费观念上也存在很大差别;另一方面,收入既是金融机构衡量个人还款信用的关键指标,又是影响个体消费行为的决定性因素。据此,本文分别基于受访者婚姻状况和家庭收入的1/3、2/3分位点细分样本再展开异质性探讨。结果显示,住房财富给消费相对剥夺带来的缓解作用仅在已婚群体和中低收入家庭中存在统计意义上的显著性[见表7第(1)列至第(5)列],这表明已婚家庭对住房财富的多寡具有较高的敏感性;而对于高收入群体,其收入或许已经能够支撑其消费需求,较少或无须依靠住房所带来的财富效应进行补足。

表7 基于婚姻状况和家庭收入的异质性分析

变量	被解释变量: 消费相对剥夺						
	按婚姻状况分组		按收入分组			按消费类型分组	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	已婚	未婚	高收入	中等收入	低收入	生存型	发展与享受型
ln 住房财富	-0.030*** (0.005)	-0.015 (0.010)	-0.003 (0.006)	-0.024*** (0.007)	-0.031*** (0.010)	-0.006 (0.005)	-0.037*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.128	0.243	0.146	0.104	0.117	0.155	0.114
观测值	19723	2506	7409	7412	7408	22229	22229

此外,推动居民消费结构升级是助推“双循环”新发展格局的重要着力点,因此关注住房财富能否优化居民消费结构这一问题具有重要意义。本文参考已有文献(李晓楠、李锐,2013),定义前文所述的食物、衣着和居住三类消费为生存型消费,生活用品等其他五类消费为发展与享受型消费,基于不同消费类型分年份重新生成Kakwani指数再进行回归。结果显示,在其他条件不变的前提下,住房财富仅对发展与享受型消费相对剥夺具有统计意义上的显著负效应,而对生存型消费相对剥夺的影响并不显著[见表7第(6)列至第(7)列]。马斯洛需求层次理论认为,人们在满足低层次需求之后,才会追求更高层次的消费。相对而言,生存型消费应是居民最迫切的消费需求,起到关键作用的首先是收入,即使住房存在财富效应,这种效应也有很大一部分是未能兑现的,因此住房财富对生存型消费相对剥夺的影响效果较弱。在基本需求得到满足之后,包含“棘轮效应”和“示范效应”等在内的消费习惯也将驱动个体向上调整消费决策,追求发展与享受型消费(Carroll,2003)。此时,住房财富的增加将缓解发展与享受型消费相对剥夺,即住房财富能够有效改善青年群体的消费结构,促进消费升级。

五、进一步讨论

消费相对剥夺能够更加真实地反映居民福利差距(Blundell和Preston,1997),在提升人民群众获得感、幸福感、安全感的发展导向下,消费相对剥夺是否削弱以及能够在多大程度上影响居民福

社? 本部分将基于有序 Probit 模型展开分析。对于民生福祉, 本文将从 CFPS 问卷“对自己的生活满意度”这一问题中提取对应指标, 且将居民生活满意度从低到高依次赋值为 1~5, 分别表示很不满意、不满意、一般、满意和非常满意。与表 1 的基准回归结果保持一致, 本部分也采用逐步添加人口统计学特征、社会经济特征以及区域经济变量的方式, 以使研究结论更为可信。^① 回归结果显示, 青年群体的消费相对剥夺对其生活满意度具有显著的负向影响效应(见表 8), 即消费相对剥夺程度越高, 生活满意度越低。尽管通过有序 Probit 模型可得到一个明确的系数, 但只能从其符号和显著性水平提供有限信息(连玉君等, 2015)。对此, 本文也将其边际效应结果与标准误的数值特征展示出来。结果显示, 在其他变量处于均值时, 消费相对剥夺程度每增加 1 个单位, 青年群体的生活满意度为“很不满意”的概率上升 0.001, 为“不满意”和“一般”的概率均上升 0.002, 为“满意”的概率下降 0.002, 为“非常满意”的概率下降 0.004(见表 9)。根据以上结果可知, 消费相对剥夺能够直接影响居民福祉, 缓解消费相对剥夺有助于提升青年群体的生活满意度。

表 8 进一步讨论: 消费相对剥夺与生活满意度

变量	被解释变量: 生活满意度			
	(1)	(2)	(3)	(4)
消费相对剥夺	-0.028 *** (0.004)	-0.024 *** (0.004)	-0.015 *** (0.004)	-0.015 *** (0.004)
人口统计学特征	否	是	是	是
社会经济特征	否	否	是	是
区域经济变量	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.023	0.023	0.046	0.046
观测值	21944	21944	21944	21944

表 9 边际效应

生活满意度	很不满意	不满意	一般	满意	非常满意
边际效应	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.001)	-0.002 *** (0.000)	-0.004 *** (0.001)

再者, 相较于社会普遍关注的收入不平等, 住房财富和家庭消费的不平等程度究竟如何? 本文进一步绘制了住房财富、家庭消费与家庭纯收入的洛伦兹曲线(见图 3), 从图中可以较为直观地看出, 三者之中住房财富的不平等程度最为突出, 家庭纯收入次之, 家庭消费最低, 并且住房财富与家庭纯收入之间的不平等程度差距显著大于家庭纯收入与家庭消费之间的不平等程度差距, 表明我国青年群体的住房财富不平等程度已经非常明显, 远高于收入不平等和消费不平等。事实上, 收入不平等(尹志超等, 2021)、消费不平等(周广肃等, 2020)已备受我国学者关注。本文认为,

① 与前文不同的是, 此处的社会经济特征中也控制了家庭拥有住房套数这一变量。

青年群体是消费的中坚力量,住房市场发展不平衡不充分的矛盾也主要集中于青年群体,住房财富匮乏已直接影响到其消费不平等,这一问题应受到充分重视。

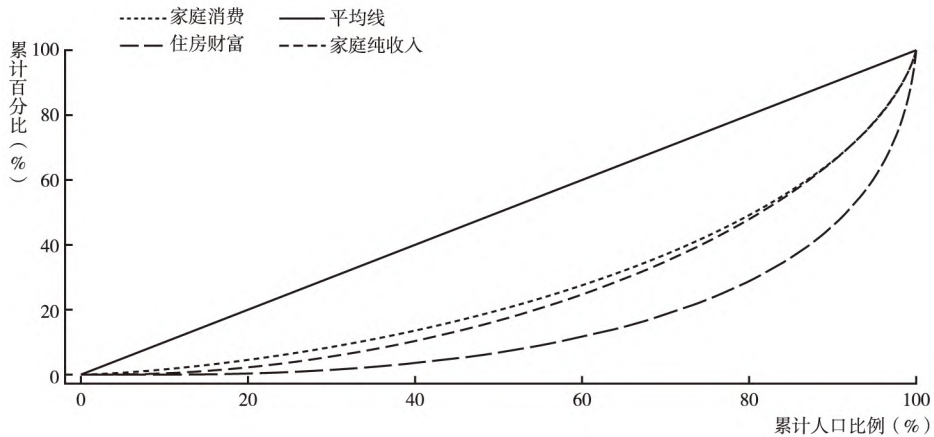


图3 住房财富、家庭消费与家庭纯收入的洛伦兹曲线对比

与此同时,本文已经证实,青年群体住房财富的多寡会直接影响到个体的消费相对剥夺。那么,是否住房财富配比越高,越能缓解其消费相对剥夺呢? 据此,本文进一步以住房财富占比(即住房财富在家庭总财富中所占比重)为核心解释变量展开相应探讨,^①所得结果见表10。结果表明,住房财富占比的回归系数在1%的水平下显著为正,这意味着如果青年群体将更高比例的家庭财富配置到住房资产中,则会导致更程度的消费相对剥夺。对此,可能的解释是,在家庭财富一定的情况下,住房资产占比越高,越可能面临更强的流动性约束,进而挤占用于消费的家庭财富,即住房资产配置与家庭消费之间存在明显的挤出效应。因此,理性配置家庭资产也应成为青年群体关注的重点。

表10 青年群体住房财富占比影响消费相对剥夺的回归结果

变量	被解释变量: 消费相对剥夺			
	(1)	(2)	(3)	(4)
住房财富占比	0.242 *** (0.073)	0.276 *** (0.070)	0.981 *** (0.070)	0.994 *** (0.070)
人口统计学特征	否	是	是	是
社会经济特征	否	否	是	是
区域经济变量	否	否	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.023	0.052	0.180	0.181
观测值	22229	22229	22229	22229

① 此处的控制变量,将社会经济特征中的家庭金融资产替换成家庭总资产和总负债,其余变量与前文一致。

六、结论与启示

“有恒产者有恒心”等传统观念,基础教育等公共稀缺资源与住房产权挂钩的制度现实,叠加“为结婚而买房”、父代资源的代际传递等社会因素,使得青年群体住房财富分化明显,加剧社会不平等,并作用于居民福祉,且消费相对剥夺本身也是居民福祉的直接体现。对于青年群体而言,住房财富的“寡”是否会造成或加剧个体层面的消费“不均”?对此,本文基于2010—2018年CFPS数据展开分析。研究发现:青年群体住房财富的增加会显著缓解其消费相对剥夺,即住房财富匮乏群体的消费相对剥夺程度更高,产生这种影响的路径主要有财富效应和“房奴”效应两条。同时,分位数回归结果表明,消费相对剥夺程度越高的群体对住房财富的敏感程度越高。当然,住房财富对消费相对剥夺的缓解程度会因个体或家庭特征不同而存在差异。具体地,30~45岁群体的消费相对剥夺对住房财富具有显著的依赖性,且40~45岁群体的依赖程度更高;女性户主家庭对住房财富的敏感程度高于男性户主家庭;住房财富对消费相对剥夺的缓解作用在已婚家庭和中低收入家庭中存在有效性。区分生存型消费、发展与享受型消费之后发现,住房财富所带来的对消费相对剥夺的缓解效应仅作用于后者。进一步分析表明,消费相对剥夺能够直接影响生活满意度,缓解消费相对剥夺能够显著提升青年群体的生活满意度。对于青年群体来说,相较于消费不平等和收入不平等,其住房财富的不平等程度更为突出。而且,如果青年群体将更多的家庭财富配置到住房资产中,则会导致更高层次的消费相对剥夺。

基于以上研究结论,本文认为,为进一步降低青年群体的消费相对剥夺、增进民生福祉,应重点关注住房财富相对匮乏的青年群体,政府部门需要多措并举解决青年群体的住房问题。始终坚持“房住不炒”的基本定位,促进住房市场平稳健康发展和良性循环,通过各项措施实现稳地价、稳房价、稳预期的“三稳”目标;支持居民合理自住需求,必要时可基于市场稳定的前提,通过改革住房公积金制度和房地产税收制度等方式,针对住房相对困难的青年群体制定相关信贷或税收优惠政策,缓解其住房困难问题,缩小财富差距。同时,青年群体需要优化家庭资产配置结构,树立理性的住房观,避免对住房财富过度推崇和盲目追求;树立理性的消费观,避免盲从消费和过度攀比。

参考文献:

1. 陈杰、吴义东《租购同权过程中住房权与公共服务获取权的可能冲突——为“住”租房还是为“权”租房》,《学术月刊》2019年第2期。
2. 甘犁、赵乃宝、孙永智《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》2018年第12期。
3. 何强《攀比效应、棘轮效应和非物质因素:对幸福悖论的一种规范解释》,《世界经济》2011年第7期。
4. 胡明志、陈杰《住房财富对创业的异质性影响》,《社会科学战线》2019年第8期。
5. 黄静、崔光灿《住房财富视角下的代际资源传递效应研究——来自CFPS的经验证据》,《中国软科学》2020年第6期。
6. 黄宇虹、樊纲治《土地经营权流转与农业家庭负债状况》,《金融研究》2017年第12期。
7. 黄云、任国强、周云波《收入不平等对农村居民身心健康的影响——基于CGSS2015数据的实证分析》,《农业技术经济》2019年第3期。
8. 李江一:《“房奴效应”导致居民消费低迷了吗》,《经济学(季刊)》2018年第1期。
9. 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》,《经济研究》2014年第3期。
10. 李晓楠、李锐《我国四大经济地区农户的消费结构及其影响因素分析》,《数量经济技术经济研究》2013年第9期。
11. 连玉君、黎文素、黄必虹《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》,《经济学(季刊)》2015年第1期。

12. 刘靖、陈斌开《房价上涨扩大了中国消费不平等吗》，《经济学(季刊)》2021年第4期。
13. 曲兆鹏、赵忠《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》，《经济研究》2008年第12期。
14. 盛夏、王擎、王慧《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》2021年第1期。
15. 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐《中国城市房价与居民消费》，《金融研究》2012年第6期。
16. 徐敏、姜勇《中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗》，《数量经济技术经济研究》2015年第3期。
17. 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》，《管理世界》2013年第3期。
18. 杨耀武、杨澄宇《中国基尼系数是否真的下降了？——基于微观数据的基尼系数区间估计》，《经济研究》2015年第3期。
19. 尹志超、李青蔚、张诚《收入不平等对家庭杠杆率的影响》，《财贸经济》2021年第1期。
20. 张春泥《当代中国青年父母离婚对子女发展的影响——基于CFPS 2010—2014的经验研究》，《中国青年研究》2017年第1期。
21. 张雅淋、姚玲珍《家庭负债与消费相对剥夺——基于住房负债与非住房负债的视角》，《财经研究》2020年第8期。
22. 赵达、谭之博、张军《中国城镇地区消费不平等演变趋势——新视角与新证据》，《财贸经济》2017年第6期。
23. 周广肃、张玄逸、贾坤、张川川《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》，《经济学(季刊)》2020年第4期。
24. 周龙飞、张军《中国城镇家庭消费不平等的演变趋势及地区差异》，《财贸经济》2019年第5期。
25. 周绍杰、张俊森、李宏彬《中国城市居民的家庭收入、消费和储蓄行为：一个基于组群的实证研究》，《经济学(季刊)》2009年第4期。
26. 邹红、李奥蕾、喻开志《消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较》，《经济学(季刊)》2013年第4期。
27. Blundell, R., & Preston, I., Consumption Inequality and Income Uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 2, 1997, pp. 603 – 640.
28. Carroll, C. D., Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, 2003, pp. 269 – 298.
29. Chiuri, M. C., & Jappelli, T., Do the Elderly Reduce Housing Equity? An International Comparison. *Journal of Population Economics*, Vol. 23, No. 2, 2010, pp. 643 – 663.
30. Cooper, D., House Price Fluctuations: The Role of Housing Wealth as Borrowing Collateral. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 4, 2013, pp. 1183 – 1197.
31. Fehr, E., & Schmidt, K. M., A Theory of Fairness, Competition, and Cooperation. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 3, 1999, pp. 817 – 868.
32. Forteza, A., & Rossi, I., The Contribution of Government Transfer Programs to Inequality: A Net-Benefit Approach. *Journal of Applied Economics*, Vol. 12, No. 1, 2009, pp. 55 – 67.
33. Jackman, M. R., & Jackman, R. W., An Interpretation of the Relation between Objective and Subjective Social Status. *American Sociological Review*, Vol. 38, No. 5, 1973, pp. 569 – 582.
34. Kakwani, N., The Relative Deprivation Curve and Its Applications. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 2, No. 4, 1984, pp. 395 – 397.
35. Krueger, D., & Perri, F., Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory. *The Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 1, 2006, pp. 163 – 193.
36. Miller, C. M., McIntyre, S. H., & Mantrala, M. K., Toward Formalizing Fashion Theory. *Journal of Marketing Research*, Vol. 30, No. 2, 1993, pp. 142 – 157.
37. Muellbauer, J., & Murphy, A., Housing Markets and the Economy: The Assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 24, No. 1, 2008, pp. 1 – 33.
38. Pardo, G. P., & Santos, J. M. S., Household Debt and Consumption Inequality: The Spanish Case. *Economics*, Vol. 2, No. 3, 2014, pp. 147 – 170.
39. Podder, N., Relative Deprivation, Envy and Economic Inequality. *Kyklos: International Review for Social Science*, Vol. 49, No. 3, 1996, pp. 353 – 376.

40. Runciman, W. G. , *Relative Deprivation & Social Justice: Study Attitudes Social Inequality in 20th Century England*. University of California Press, 1966.
41. Walker, I. , & Smith, H. J. , *Relative Deprivation: Specification , Development and Integration*. New York: Cambridge University Press, 2002.
42. Yitzhaki, S. , Relative Deprivation and the Gini Coefficient. *Quarterly Journal of Economics* , Vol. 93, No. 2, 1979 , pp. 321 – 324.

Does the Lack of Housing Wealth Lead to Consumption Inequality? The Impact of Housing Wealth on Relative Deprivation of Consumption Among the Youth

ZHANG Yalin (Nanjing University of Posts and Telecommunications, 210023)

WU Yidong (Anhui University of Technology, 243032)

YAO Lingzhen (Shanghai University of Finance and Economics, 200433)

Abstract: In China, the youth bear the brunt of unbalanced, insufficient development of the housing market and play a vital role in driving consumption upgrading. Will the lack of housing wealth worsen the inequality in their individual consumption (i. e. relative deprivation of consumption) ? To properly answer this question, this paper targets the youth and examines the relationship between their housing wealth and consumption inequality based on 2010 – 2018 China Family Panel Studies (CFPS) data. The results show that, for the youth, the increase in housing wealth will significantly alleviate the relative deprivation of consumption. In other words, an individual’s consumption could be negatively affected by the lack of housing wealth , because of the wealth effect and the “mortgage slave” effect. The quantile regression results further show that the higher the relative deprivation of consumption is, the more sensitive the youth are to housing wealth. Additionally, the heterogeneity analysis finds that the 30 – to – 45-year-olds, female, married, low- and middle-income groups are more dependent on housing wealth. By distinguishing consumption of necessities, development-oriented consumption and luxury consumption, we find that the increase in housing wealth can only alleviate the relative consumption of luxury consumption. Besides, the relative deprivation of consumption has a direct impact on life satisfaction, and the degree of inequality in housing wealth distribution among the youth has been significantly higher than inequality of consumption and income. And, the over-concentration of wealth in housing assets can exacerbate the relative deprivation of consumption among young people. Based on the empirical findings, the theoretical implications are proposed for reducing the degree of relative deprivation, promoting social equity, and improving the well-being of the youth.

Keywords: Housing Wealth, Relative Deprivation of Consumption, Youth

JEL: D12, P46, R20

责任编辑: 非同