

# 房价与居民消费不平等

汪 伟 沈 洁 王文鹏

**摘要:** 不断上涨的房价是否是我国近年来消费不平等程度上升的一个重要原因呢?在从理论上分析了房价对居民消费不平等的影响机制之后,使用我国115个地级市的微观数据为样本进行实证研究,得到了如下结论:(1)不论是使用基尼系数还是使用泰尔指数作为消费不平等的度量指标,房价上涨均显著提高了居民消费的不平等程度。(2)房价对居民消费不平等的影响存在地区与城市异质性,从区域差异来看,房价上涨对东部居民消费不平等的影响最大,中部次之,西部最弱;从城市等级来看,房价上涨对一、二线城市居民消费不平等的影响最大,对三线及以下城市的影响相对较弱。(3)中介机制分析表明,房价上涨主要通过财富效应、预防性储蓄效应、预算约束效应和信心效应提高了居民消费不平等水平,房价上涨的流动性约束效应并不是影响居民消费不平等的有效传导途径。

**关键词:** 房价;消费不平等;传导机制

**DOI:** 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2020.06.010

## 一、引言

在研究经济不平等的文献中,学者们对于家庭之间的收入不平等与财富不平等给予了更多的关注,而关于消费不平等的重视程度却不高。事实上,消费不平等基于对居民可调用的收入和家庭财富能力的衡量,能够更好地反映居民之间真实的福利差异,因此研究消费不平等是全面深入研究经济不平等的重要内容。近年来,中国居民的消费不平等程度呈上升趋势,如赵达等研究发现,我国消费不平等程度在过去的20年间上升了67%<sup>①</sup>。一些学者开始关注和研究我国的消费不平等状况,并试图从收入不平等、经济增长、人力资本差异、城市化、老龄化、借贷约束等视角解释我国消费不平等的变化趋势<sup>②③④</sup>。

近年来,高房价一直是舆论的焦点。我国的商品房价格从2000年的2112元/平方米上升到了2018年的8736元/平方米,足足上涨了3倍之多,东部地区与大中城市的房价上涨更加猛烈。房价上涨正在影响居民的财产和收入结构。一些研究发现,在过去大约10年的时间内,我国人均财富的年均增长率达到22%,房产价值的年均增长率达到25%,根据西南财经大学中国金融调查的统计数据,中国家庭资产中房产占比已经达到68%,北京和上海则高达85%。不断上涨的房价是否是

**收稿日期:** 2020-04-15

**基金项目:** 国家社科基金专项项目“完善促进人民美好生活消费需要的体制机制创新研究”(18VSI070);上海市浦江人才计划(16PJC034)。

**作者简介:** 汪伟,上海财经大学公共经济与管理学院,上海市金融信息技术研究重点实验室教授,博士生导师(上海200433; wangwei2@mail.shufe.edu.cn);沈洁,工银安盛人寿保险有限公司(上海200120; may68\_sj@yeah.net);王文鹏,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生(上海200433; wangwenpeng0214@126.com)。

① 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。

② 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。

③ 林毅夫、陈斌开:《重工业优先发展战略与城乡消费不平等——来自中国的证据》,《浙江社会科学》2009年第4期。

④ 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。

我国近年来消费不平等程度上升的一个重要原因呢?这显然是具有理论与现实研究价值的问题。

从理论上来看,住房的价值高、成本大,既有消费属性,又有投资属性<sup>①</sup>,房价上涨会对居民消费产生两种相反的效应,影响方向并不确定。一支文献认为,高房价会导致居民为“买房而储蓄”,尽量压缩当前消费,从而对消费产生“挤出效应”<sup>②③④</sup>;另一支文献认为,住房是家庭的大额资产,房价上涨带来了房产价值的上升,具有“财富效应”,会促使家庭增加消费<sup>⑤⑥⑦</sup>。还有一支文献认为,房价对消费的最终影响应当取决于上述两种对立效应的相对强弱,有时候两种效应会相互抵消,房价对消费并不产生显著影响<sup>⑧⑨</sup>;此外,一些研究发现房价对居民消费的影响存在“门槛效应”,当房价涨幅较小时,“财富效应”占据主导,当房价涨幅较大时,“挤出效应”占据主导<sup>⑩⑪</sup>。关于房价上涨的“财富效应”与“挤出效应”到底谁会占据主导,文献中给出的观点也不尽相同,概括起来说,主要取决于家庭的预防性储蓄动机、收入和房价预期、借贷约束等因素<sup>⑫⑬⑭</sup>。由于使用的数据样本不同,众多实证研究得出的结论也并不统一。

以上文献主要关注的是房价与居民整体消费量或消费率的关系,忽视了房价上涨对不同群体消费的影响具有差异性<sup>⑮</sup>。显然,房价对住房的拥有,对不同收入和财富水平的居民的消费行为会产生不同的影响<sup>⑯</sup>,从而造成居民之间的消费不平等。然而,关于房价如何影响我国消费不平等的文献却较少看到。基于这样的理论与现实背景,本文深入分析房价影响居民消费不平等的传导机制并通过我国115个地级市的微观数据样本进行实证检验。

## 二、房价影响消费不平等的理论机制

房价会对消费不平等产生多方面的影响,本文认为具体可以划分为以下五种效应:财富效应、流动性约束效应、信心效应、预算约束效应和预防性储蓄效应。

1. 财富效应。一般来说,房产是家庭资产的重要组成部分,房价上涨使得持有房产较多的居民拥有的财富增值<sup>⑰</sup>,他们可以通过套现或出售房产来获取更多的财富,并增加消费支出<sup>⑱</sup>。作为家庭的

① 杨赞、张欢、赵丽清:《中国住房的双重属性:消费和投资的视角》,《经济研究》2014年第S1期。

② Sheiner L., “Housing Prices and the Savings of Renters”, *Journal of Urban Economics*, 1995, 7, pp. 94-125.

③ 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。

④ 陈斌开、杨汝岱:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》2013年第1期。

⑤ Martin B., Mette G., Soren L., “Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study”, *The Economic Journal*, 2013, 123, pp. 401-428.

⑥ Callan W., Jarkko P. J., Richards F., “Housing Wealth Effects: Evidence from an Australian Panel”, *Economica*, 2015, 82, pp. 552-577.

⑦ 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》,《经济研究》2019年第12期。

⑧ Calomiris C., Longhofer S. D., Miles W., “The Housing Wealth Effect”, NBER Working Paper, 2009.

⑨ 万晓莉、严予若、方芳:《房价变化、房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据》,《经济学(季刊)》2017年第2期。

⑩ 陈健、陈杰、高波:《信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究》,《金融研究》2012年第4期。

⑪ 李春风、刘建江、陈先意:《房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究》,《统计研究》2014年第12期。

⑫ 李剑、臧旭恒:《住房价格波动与中国城镇居民消费行为——基于2004-2011年省际动态面板数据的分析》,《南开经济研究》2015年第1期。

⑬ 李雪松、黄彦彦:《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》2015年第9期。

⑭ 周利、易行健:《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》2020年第7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 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》,《金融研究》2017年第8期。

⑰ Muellbauer J., Murphy A., “Booms and Busts in the UK Housing Market”, *The Economic Journal*, 1997, 107, pp. 1701-1727.

⑱ Attanasio O. P., Blow L., Hamilton R., “Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations”, *Economica*, 2009, 76, pp. 20-50.

固定资产,住房资产的流动性相对较差,当房价上涨时,他们可能无法在短时间内实现及时的房屋销售并获得变现收入。但是,这种并未兑现的财富增加了房产财富的贴现价值。当居民产生他们将比以前更“富裕”的乐观预期时,持有房产较多的居民会选择增加当前消费<sup>①</sup>。以上两种财富效应都会扩大与房产较少或无房居民的消费差距,居民消费不平等程度上升<sup>②</sup>。

房价的上涨还会对财富进行重新分配,拉大居民间的收入差距,对居民消费差异产生影响,从而形成居民消费不平等。徐滇庆指出房价不断上涨会使社会财富逐步向五个方向转移,即向富人、城市、投机者、房地产商和政府转移<sup>③</sup>,但是中低层收入者在社会中占大多数,房价的持续上涨会降低他们在社会中的相对财富,从而会降低他们的相对消费水平<sup>④</sup>,这些都会导致居民消费不平等程度上升。

2. 预防性储蓄效应。房产虽然是增加家庭收入和财富的一种资产,但也是一种风险资产,房价变化会加大居民未来面临的不确定性,为了预防房价变化带来的不确定性风险,居民可能增加预防性储蓄<sup>⑤</sup>。在房价不断上涨的情况下,财富和收入效应可能使持有房产较多的居民的预防性储蓄动机减弱,但对无房家庭和住房改善型居民来说,其预防性储蓄动机可能会增强。在房价发生波动或者转向下跌趋势时,上述预防性储蓄效应可能发生反转。因此,房价变化所带来的预防性储蓄效应会影响居民消费的不平等,并且这种不平等可能会随着房地产市场的变化而变化。

3. 预算约束效应。对于没有房子的人,这部分人通常是低收入居民,过高的房价可能产生反向效应,使其放弃购买房子,转而将更多的收入花在消费上<sup>⑥</sup>。在放弃买房的情况下,这部分家庭需要依靠租房生活,随着房价的上涨,房租租金也会相应增加,因此,租房家庭的房租压力也会增加,在家庭收入有限的前提下,住房支出的增加意味着需要压缩非住房支出,抑制其增加消费。房价上涨带来的预算约束对于持有房产的高收入居民家庭消费的影响则相对较小。因此,房价上涨也可能通过预算约束效应影响居民消费的不平等。

4. 信心效应。随着房价的不断上涨,人们会对房价继续上涨形成一种预期,这种预期效应将对不同居民家庭的消费产生不同的影响。一方面,房产具有保值增值功能,住房价格上涨使高收入居民对未来财富有继续增长的预期,导致进一步增加对房产的投资与投机需求,降低当期消费,但房产的财富增值会促使他们在未来提高消费水平<sup>⑦</sup>;另一方面,这种预期促使中低收入居民担心房价继续上涨带来的购房成本上升而无法买得起房子,这种恐慌心理会形成“羊群行为”,使得越来越多的居民形成购房需求,这会推动房价进一步上涨,形成“房奴”效应<sup>⑧</sup>,使得中低收入家庭在短期和长期都无法提高消费水平。因此,房价上涨预期可能会形成居民消费的长期不平等。

5. 流动性约束效应。随着房价的上升,住房价值的增加可以帮助持有房产较多的居民从银行等金融机构获得更多的消费贷款,流动性约束下降,从而促使这部分家庭增加消费支出<sup>⑨</sup>。对于无房家庭和住房改善型居民,房价的上涨相应地增加了首付和购房成本,提高了他们购房门槛,这部分居民

① Campbell J. Y., Cocco J. F., “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3), pp. 591-621.

② 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》,《经济研究》2019年第12期。

③ 徐滇庆:《房价与泡沫经济》,北京:机械工业出版社,2006年,第89页。

④ 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。

⑤ 汪伟、郭新强:《收入不平等与中国高储蓄率:基于目标性消费视角》,《管理世界》2011年第9期。

⑥ 汪伟、刘志刚、龚飞飞:《高房价对消费结构升级的影响研究》,《学术研究》2017年第8期。

⑦ 鞠方、雷雨亮、周建军:《房价波动、收入水平对住房消费的影响——基于SYS-GMM估计方法的区域差异分析》,《管理科学学报》2017年第2期。

⑧ 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。

⑨ 周利、易行健:《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》2020年第7期。

面临的流动性约束增强<sup>①</sup>,导致他们为买房而储蓄,尽量压低消费,从而抑制这部分居民的消费<sup>②</sup>。房价上涨对不同居民的流动性约束的变化会导致居民消费不平等程度上升。需要注意的是,流动性约束效应的发挥效果会受到金融市场和信贷市场发展完善程度的影响。当金融体系相对健全,住房贷款相对发达时,流动性约束效应对消费不平等的影响可能较小,反之则反。

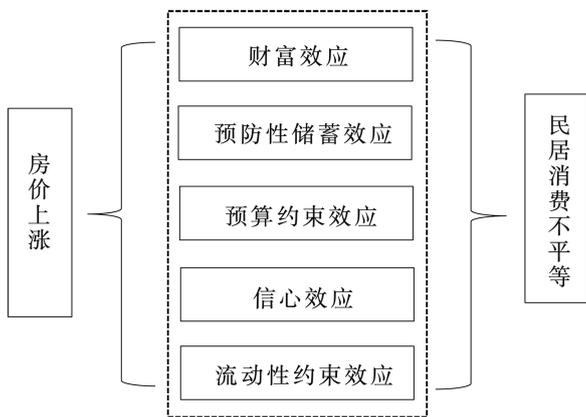


图1 房价影响消费不平等的传导机制

图1总结了房价上涨影响消费不平等的传导机制,根据上文的理论分析,本文提出以下实证假说:

假说1:房价上涨会提高居民消费不平等程度。

假说2:房价可能通过财富效应、流动性约束效应、预期(信心)效应、预算约束效应和预防性储蓄效应等传导机制综合影响消费不平等。

### 三、数据、变量与模型设定

#### (一)数据来源

本文的数据来自北京师范大学中国收入分配研究院的中国居民收入调查(CHIP)微观数据库。CHIP数据旨在通过收集住户的家庭和个体信息,反映中国收入分配的动态变化。目前CHIP已经完成1989年、1996年、2003年、2008年和2014年五次入户调查,作为“中国收入和不平等研究”的重要组成部分,其为收入不平等、家庭消费、社会网络等方面的学术研究提供翔实的数据基础。CHIP以中、东、西为分层变量,采用系统抽样方法,收集了覆盖中国大陆15个省份126个城市在内的18948户家庭和64777个居民的调查样本,其中包括7175户城镇家庭、11013户农村家庭和760户外来务工。调查信息主要由3部分组成,其一是家庭特征、社会关系、资产收入、消费借贷等家庭信息,其二是学历、健康、职业等个人信息,其三是关于生活水平主观感受的问题。从我国房价上涨的现实角度考虑,本文主要使用2013年CHIP调查数据作为研究样本,样本家庭分布在全国115个城市。进一步,剔除了农村家庭、外来务工及观测值缺失严重的部分城市家庭,最终获取的有效样本量为5970。

#### (二)变量设定

1. 被解释变量。消费不平等是一个较为抽象的概念,是在收入不平等的基础上发展起来的。因而消费不平等的测算方法与收入不平等具有一定的相似之处。现有文献中关于消费不平等的衡量指

① 杜莉、沈建光、潘春阳:《房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响——基于上海市入户调查数据的实证研究》,《金融研究》2013年第3期。

② 陈斌开、杨汝岱:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》2013年第1期。

标较多,具体可分为两类:一类是使用消费水平的离散程度来衡量,主要包括极差、平均离差、方差(标准差)、变异系数等;另一类是通过相关的不平等指数进行度量,例如基尼系数、泰尔指数等,其中,基尼系数指标最为常用。目前在中国官方尚未公布消费不平等相关方面的数据,本文选择用样本数据直接计算。考虑到样本量大小以及居民家庭收入不平等的对比范围,本文以市为单位,计算家庭消费的基尼系数与泰尔指数来衡量各市的消费不平等程度。

借鉴曲兆鹏和赵忠测算消费不平等时所使用的计算公式<sup>①</sup>:

$$\text{基尼系数为: } gini = \frac{2}{n^2 \bar{c}} \sum_{i=1}^n i(c_i - \bar{c}) \quad (1)$$

$$\text{泰尔指数为: } theil = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{c_i}{\bar{c}} \log \left( \frac{c_i}{\bar{c}} \right) \quad (2)$$

其中,  $c_i$  和  $\bar{c}$  分别表示消费的对数值及对数值均值。

2. 核心解释变量。本文所使用的房价数据来源于 2014 年《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》,采用城市商品房平均销售价格来衡量,并对其进行对数化处理。

3. 其他控制变量。为了减少遗漏变量偏差,提高研究的准确性,参考已有相关实证文献,本文控制了城市层面和家庭层面的特征协变量。城市层面的控制变量来自《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,主要包括城市公共财政支出占比、人均 GDP 对数、人均 GDP 对数的平方项、城市产业结构、城镇化率、职工基本养老保险参保人数对数等;家庭层面的控制变量来自 CHIP 数据的计算,包括收入对数、非住房资产(金融资产)对数、年龄、婚姻情况、家庭规模、受教育水平、老年人抚养比和少儿抚养比。表 1 列示了各个变量的名称与定义。

表 1 各个变量名称与定义

	变量名称	变量说明
被解释变量	消费不平等	(1)基尼系数 <i>gini</i> ; (2)泰尔指数 <i>theil</i>
解释变量	房价的对数	商品房平均销售价格的对数
城市层面的控制变量	财政支出占比	地方公共财政支出占地区生产总值的比重
	人均 GDP 的对数及平方项	人均生产总值的对数及二次项
	城市产业结构	第三产业年末单位从业人员所占百分比(%)
	城镇化率	城镇人口占全部人口(包括农业与非农业)的比重
	养老保险的对数	城镇职工基本养老保险参保人数的对数
家庭层面的控制变量	收入的对数	可支配收入总额的对数
	金融资产的对数	住户金融资产余额的对数
	年龄	2017 一户主出生年份
	婚姻状态	已婚=1;未婚=0
	家庭规模	家庭成员数量
	受教育水平	最高学历(1=未上过学,2=小学,3=初中,4=高中,5=职高、技校,6=中专,7=大专,8=大学本科,9=研究生)
	老年人抚养比	65 岁及以上老人占家庭总人口的比重
少儿抚养比	14 岁及以下儿童占家庭总人口的比重	

① 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。

## (三)变量的描述性统计

从表 2 中可以看出衡量消费不平等的基尼系数(*gini*)取值范围为 0.0476 ~ 0.4622,均值约为 0.309,另一个衡量消费不平等的泰尔指数(*theil*)均值为 0.178,变化区间为 0.0052~0.6334,不同城市之间的消费不平等程度差异明显。经过对数化处理之后的商品房销售价格均值约为 8.739,最大值为 10.102,最小值为 7.829,反映了我国不同等级城市之间的房价差异较大。从研究样本来看,地方政府约将 GDP 的 15.6%用于公共财政支出(含政府行政管理费用支出),地方财政支出有待于合理化和高效化。产业结构变量(*indust*)均值约为 55%,说明我国城市的第三产业的比重逐渐提升,产业结构呈现高级化趋势。城镇化率(*urban*)均值为 50.46%,我国城市化进程不断提升,越来越多的农村居民转移到城市居住。城市家庭平均收入(*lnincome*)和平均非住房资产(*lnasset*)分别为 11.061 和 10.504,最大值和最小值之间的较大差距也意味着我国城市居民的收入和资产财富差异显著。就人力资本而言,我国城市居民受教育程度差异明显,覆盖了从未上过学到研究生学历,平均值为 3.6989,介于初中与高中程度之间。城市平均家庭成员约有 3 人,家庭规模较小,我国人口生育政策亟待进一步放松和完善。从老年人抚养比(*oldratio*)来看,平均每 10 个人需要抚养 2 个老人,家庭的赡养义务日益加重,直接影响我国城市居民消费的增加。受计划生育政策的影响,少儿抚养比明显偏低,平均每 10 个人中养育下一代还不足 1 人,说明我国亟待出台配套奖励措施来提高人口生育率水平。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	符号	均值	标准差	最大值	最小值
基尼系数	<i>gini</i>	0.3087	0.0546	0.4622	0.0476
泰尔指数	<i>theil</i>	0.1776	0.0757	0.6334	0.0052
房价	<i>lnprice</i>	8.739	0.5613	10.102	7.8289
财政支出占比	<i>finance</i>	0.1557	0.0646	0.6126	0.0424
人均 GDP	<i>lnrgdp</i>	11.275	0.664	13.056	9.2365
产业结构	<i>indust</i>	54.901	20.389	100	23.470
城镇化率	<i>urban</i>	0.5046	0.2682	1	0.0472
养老保险	<i>lninsur</i>	13.825	1.7124	16.37	9.8708
家庭收入	<i>lnincome</i>	11.061	0.6436	14.52	7.7952
家庭金融资产	<i>lnasset</i>	10.504	1.4342	15.202	4.6052
年龄	<i>age</i>	54.308	13.281	101	17
婚姻状态	<i>married</i>	0.8883	0.3151	1	0
家庭规模	<i>fscale</i>	2.9635	1.0956	8	1
受教育水平	<i>educate</i>	10.617	3.6989	21	0
老年人抚养比	<i>oldratio</i>	0.197	0.3459	1	0
少儿抚养比	<i>kidratio</i>	0.0711	0.1323	0.6667	0

## (三)计量模型设定

自 1998 年开始住房体制改革以来,在国家政策的支持下,房地产逐渐市场化并快速发展,房价也迅速上涨。在使用 CHIP 微观调查数据考察房价对消费不平等的影响时,本文构建以下基本模型:

$$I_j = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_j + \sum_i \alpha_{2i} X_i + \epsilon_j \quad (3)$$

其中,  $i$  表示家庭,  $j$  表示城市。  $I_j$  为衡量城市  $j$  家庭之间消费不平等的指标值,  $P_j$  为房价,  $\ln P_j$  表示城市  $j$  房价的对数。  $X_i$  表示控制变量, 包括: 城市公共财政支出占比、人均 GDP 对数、人均 GDP 对数的平方项、城市产业结构、城镇化率、职工基本养老保险参保人数对数、收入对数、非住房资产(金融资产)对数、年龄、婚姻情况、家庭规模、受教育水平、老年人抚养比和少儿抚养比等。 房价变量  $\ln P_j$  的系数  $\alpha_1$  是重点关注的参数, 它反映了房价对消费不平等的影响程度。  $\epsilon_j$  为影响城市  $j$  家庭之间消费不平等的随机扰动项。

#### 四、房价对消费不平等影响的实证结果分析

##### (一) 全样本实证分析

本文对 115 个地级市数据进行全样本实证分析。表 3 第一列中, 用基尼系数(*gini*)度量居民消费不平等, 在控制住其他影响消费不平等的变量后, 回归结果显示, 房价的估计系数为 0.0802, 并且在 1% 的显著性水平上显著为正。表 3 中第二列的泰尔指数 *theil* 的回归结果显示, 房价的估计系数为 0.0554, 在 1% 的显著性水平上也显著为正, 因此无论是使用基尼系数和泰尔指数作为消费不平等指标, 回归结果都验证了假说 1 的正确性, 即房价上涨会提高居民家庭消费不平等程度。

表 3 房价影响消费不平等的回归结果

	基尼系数 模型(1)	泰尔指数 模型(2)
<i>lnprice</i>	0.0802*** (0.0046)	0.0554*** (0.0033)
<i>finance</i>	-0.0735*** (0.0173)	-0.0584*** (0.0124)
<i>lnrgdp</i>	0.4560*** (0.0365)	0.2424*** (0.0263)
<i>lnrgdp</i> <sup>2</sup>	-0.0197*** (0.0016)	-0.0108*** (0.0012)
<i>indust</i>	0.0011*** (0.0001)	0.0006*** (0.0000)
<i>urban</i>	0.0812*** (0.0059)	0.0504*** (0.0043)
<i>lninsur</i>	-0.0279*** (0.0011)	-0.0129*** (0.0008)
<i>lnincome</i>	-0.0054*** (0.0018)	-0.0042*** (0.0013)
<i>lnasset</i>	0.0018** (0.0007)	0.0011** (0.0005)
<i>age</i>	-0.000067 (0.0001)	0.000027 (0.0001)
<i>married</i>	-0.0071** (0.0028)	-0.0048** (0.0020)
<i>fscale</i>	0.0030*** (0.0009)	0.0006 (0.0007)
<i>educate</i>	0.0006** (0.0003)	0.0005** (0.0002)

续表 3

	基尼系数 模型(1)	泰尔指数 模型(2)
<i>oldratio</i>	0.0091*** (0.0035)	0.0033 (0.0025)
<i>kidratio</i>	-0.0136* (0.0072)	-0.0056 (0.0052)
<i>_cons</i>	-2.8153*** (0.2145)	-1.3716*** (0.1544)
<i>N</i>	5970	5970
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2914	0.2945

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的显著水平上显著。

(二)城市差异性分析

1. 东、中、西部居民消费不平等城市差异分析。上文对全样本的实证结果已验证了假说1,接下来,我们将进一步考虑房价影响消费不平等的城市异质性。我国各地区经济发展水平不同,房地产市场与房价水平存在较大差异,因此还需进一步对样本进行细分以更深入细致的分析房价对消费不平等的影响是否存在城市差异性。

根据地理位置,按照家庭所在城市区域进行分类,分别为“东部组”“中部组”“西部组”。分类标准依据我国对行政区域的划分,东部地区包括北京、辽宁、江苏、山东、广东,中部地区包括山西、安徽、河南、湖北、湖南,西部地区包括重庆、四川、云南、甘肃。其中以东部组为基准(对照)组。

表 4 东、中、西部城市影响差异的回归结果

	基尼系数 模型(1)	泰尔指数 模型(2)
<i>lnprice</i>	0.0871*** (0.0048)	0.0645*** (0.0034)
<i>lnprice</i> ×中部	-0.0807*** (0.0052)	-0.0564*** (0.0038)
<i>lnprice</i> ×西部	-0.1832*** (0.0098)	-0.1415*** (0.0070)
中部哑变量	0.6897*** (0.0449)	0.4932*** (0.0322)
西部哑变量	1.5666*** (0.0840)	1.2163*** (0.0604)
城市特征变量	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制
<i>constant</i>	-3.5959*** (0.2143)	-1.9728*** (0.1539)
<i>N</i>	5970	5970
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.3459	0.3517

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的显著水平上显著。

表 4 中使用家庭所在地理位置与房价的交叉项来验证房价对消费不平等的影响是否存在地区差异。回归结果显示,不论是基尼系数还是泰尔指数,与东部地区基准(对照)组相比,中部和西部地区

房价均显著影响消费不平等,但影响程度存在明显不同。具体观察交叉项的系数,当使用基尼系数(*gini*)衡量消费不平等时,中部和西部组交叉项的系数均显著为负,但数值大小有所不同,分别为-0.0807和-0.1832。同样的,当使用泰尔指数(*theil*)衡量消费不平等时,得到的估计结果与使用基尼系数类似,东、中、西部地区家庭的影响作用存在明显差异。表4中第二列回归结果显示,中部和西部组的交叉项回归系数分别为-0.0564和-0.1415,同样在1%的水平下显著。

综合基尼系数和泰尔指数的回归结果来看,房价对消费不平等的影响存在显著的地区差异,在东部地区的影响作用最为强烈,中部和西部地区的影响次之,这说明房价对消费不平等影响作用的发挥与经济发展水平是相联系的。相较于中西部地区,东部地区城市化水平更高,大量的人口流入推动了对住房的需求,居民购房和消费能力差异大,高房价给拥有房产的高收入群体带来了快速的财富增长,财富效应带动了其更高的消费水平,低收入群体为买房而储蓄,尽量压低当前的消费,因此房价上涨对其消费的影响程度更大,以上原因使得不同收入居民的消费不平等程度更高;中西部地区城市化进程较慢,房价相对较低,房价上涨带来的不同家庭的财富差异相对较小,房价上涨对低收入居民家庭的消费挤出较少,因而房价上涨对消费不平等的影响程度较小。

2. 居民消费不平等城市分级差异分析。上文通过对东、中、西部的分析认为房价对消费不平等的影响存在一定的地域特点。但本文认为在研究该影响的城市异质性时,不仅要考虑城市所在的地理位置,还需考虑城市等级。城市等级在一定程度上反映了城市的发展水平,是对经济发展水平、生活便利、资源集聚等方面的综合衡量。城市房价不仅与其所在区域有关,还与城市等级有关。本文参考2017年中国城市分级名单,将样本按照家庭所在城市的级别划分为五类:“一线组”“二线组”“三线组”“四线组”“五线组”。

以一线城市作为基准(对照)组,表5在回归时使用家庭所在城市等级与房价的交叉项来验证房价对消费不平等的影响是否存在城市异质性。表5中房价的回归系数均在1%的显著水平下显著为正,从城市等级与房价的交叉项系数来看,当使用基尼系数 *gini* 衡量消费不平等时,二线城市与房价交叉项的系数为0.0302,至少在10%显著水平上显著,三线及以下城市与房价交叉项的系数为-0.0103,但不显著。当使用泰尔指数 *theil* 衡量消费不平等时,结果略有差异,二线城市与房价交叉项的系数为0.0545,且在1%的显著水平上显著,三线及以下城市与房价交叉项的系数为-0.0198,也在1%显著水平上显著。

以上结果表明,不论是使用基尼系数还是泰尔指数度量消费不平等,与三线及以下城市相比,一、二线城市房价对消费不平等的影响更大,二线城市房价对消费不平等的影响甚至高于一线城市。其主要原因与前文的地区差异类似,一、二线城市房价水平更高,不同收入居民家庭的购房和消费能力差异巨大,房价上涨带来了更高的消费不平等;三线及以下城市房价涨幅较小,居民购房和消费能力差异较小,因而房价上涨对消费不平等的影响程度也相对较小。

表5 城市分级影响差异的回归结果

	基尼系数 模型(1)	泰尔指数 模型(2)
<i>lnprice</i>	0.0895*** (0.0051)	0.0647*** (0.0037)
<i>lnprice</i> ×二线城市	0.0302* (0.0156)	0.0545*** (0.0113)
<i>lnprice</i> ×三线城市及以下	-0.0103 (0.0070)	-0.0198*** (0.0051)

续表 5

	基尼系数 模型(1)	泰尔指数 模型(2)
二线城市哑变量	-0.2880** (0.1370)	-0.4849*** (0.0995)
三线及以下城市哑变量	0.1067* (0.0597)	0.1723*** (0.0434)
城市特征变量	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制
<i>constant</i>	-3.0933*** (0.2210)	-1.6553*** (0.1605)
<i>N</i>	5970	5970
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.3127	0.3031

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的显著水平上显著。

## 五、房价对消费不平等的影响机制检验

### (一)模型构建

前面我们提出了房价影响消费不平等的传导机制,本节我们进一步通过实证进行检验。在具体的计量模型和方法选择上,本文参考汪伟等的方法<sup>①</sup>,使用 Hayes 检验中介效应的方法,构建影响机制的检验模型:

$$I_j = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_j + \sum_i \alpha_{2i} X_i + \epsilon_j \quad (4)$$

$$W_i = \alpha'_0 + \lambda \ln P_j + \sum_i \alpha'_{2i} X_i + \epsilon'_i \quad (5)$$

$$I_j = \alpha''_0 + \alpha'_1 \ln P_j + \theta W_i + \sum_i \alpha''_{2i} X_i + \epsilon''_j \quad (6)$$

第一个方程即是基本面板回归模型,第二个方程即为我们提出的可能影响机制,若本文所提出的影响机制的确存在显著的影响,那么可以预期在回归方程中加入中介变量  $W_i$  后,  $\alpha_1$  与  $\alpha'_1$  的显著性或影响程度将会出现明显变化,若二者间并未出现显著差异,则说明该作用机制的解释力不强。具体来看,若房价对消费不平等存在显著影响,  $\alpha_1$  与  $\alpha'_1$  存在以下几种可能的情况说明中介效应的存在(见表 6)。

表 6 中介效应参数说明

	$\alpha_1 > 0$	$\alpha_1 < 0$
$\lambda > 0$	$0 < \alpha'_1 < \alpha_1$	$\alpha'_1 < \alpha_1 < 0$
$\lambda < 0$	$\alpha'_1 > \alpha_1 > 0$	$0 > \alpha'_1 > \alpha_1$

### (二)中介变量选取

为了验证房价影响消费不平等的传导机制,本文认为存在以下几种可能的影响机制,分别是财富效应、预算约束效应、预防性储蓄效应、流动性约束效应和信心效应。关于上述五个中间机制的代理变量,我们根据经济学理论并参考相关文献的做法进行选取。对于财富效应,房价上涨会带来房产的增值,家庭消费会对房产财富变化做出响应,本文使用家庭消费水平度量这一效应。关于预防性储蓄

① 汪伟、刘玉飞、彭冬冬:《人口老龄化的产业结构升级效应研究》,《中国工业经济》2015年第11期。

效应,本文采用收入的方差来衡量收入的不确定性,房价上涨可能会增大收入的方差,从而影响不同居民家庭的预防性储蓄行为<sup>①</sup>。对于预算约束效应,本文使用房价收入比来衡量,这一指标反映了居民承担住房支出的能力,房价的快速上涨会导致房价收入比上升,对低收入家庭会形成更紧的预算约束<sup>②</sup>。对于信心效应,本文采用前一期房价与本期房价之比来度量,房价的上涨增加了未来购房难度,会影响不同居民家庭的消费行为<sup>③</sup>。对于流动性约束效应,本文使用家庭贷款与收入的比值来衡量,这一变量反映了居民家庭面临的不同借贷约束<sup>④</sup>。各中介变量的具体定义如表7所示:

表7 中介变量名称与说明

中介变量 $W_i$	代理指标
财富效应	家庭消费水平
预防性储蓄效应	收入的方差
预算约束效应	房价收入比
信心效应	前后两期房价比
流动性约束效应	贷款收入比

(三)回归结果分析

表8给出了房价对财富效应、预防性储蓄效应、信心效应、预算约束效应和流动性约束效应的回归结果。在控制了城市和家庭层面的控制变量后,我们发现房价水平对财富效应、预防性储蓄效应、预算约束效应、信心效应均产生了显著影响,但房价对流动性约束效应却不存在显著影响。

表8 房价影响消费不平等的中介变量回归

	财富效应 模型(1)	预防性储蓄 模型(2)	预算约束效应 模型(3)	信心效应 模型(4)	流动性约束 模型(5)
$\ln price$	0.4825** (0.2349)	0.1353*** (0.0272)	0.1483*** (0.0060)	-0.0311*** (0.0040)	-0.0422 (0.0651)
城市特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
$constant$	1.0731 (10.8726)	13.0609*** (1.2568)	0.3943 (0.2780)	-1.8453*** (0.1846)	5.5246* (3.0139)
$N$	5970	5970	5970	5970	5970
$R^2$	0.3639	0.4128	0.627	0.1772	0.039

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在1%、5%、10%的显著水平上显著。

具体而言,对于房价上涨带来的财富效应,表8(1)列的回归结果显示,房价对房产价值存在显著的正向影响,回归系数为0.4825,这说明房价上涨提高了家庭的财富水平。表8(2)列的回归结果显示,房价对居民收入方差的回归系数为0.1353,在1%的水平下显著,这说明房价上涨提高了居民收入的不确定性,居民的预防性储蓄动机可能增强。表8(3)列的回归结果显示,房价对房价收入比的回

① 汪伟、郭新强:《收入不平等与中国高储蓄率:基于目标性消费视角》,《管理世界》2011年第9期。  
 ② 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》,《经济研究》2019年第12期。  
 ③ 鞠方、雷雨亮、周建军:《房价波动、收入水平对住房消费的影响——基于SYS-GMM估计方法的区域差异分析》,《管理科学学报》2017年第2期。  
 ④ 陈健、陈杰、高波:《信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究》,《金融研究》2012年第4期。

归系数为 0.1483,在 1%的水平下显著,说明房价上涨提高了居民的房价收入比,束紧了家庭的预算。表 8(4)列的回归结果显示,房价上涨对信心效应的回归系数为-0.0311,且在 1%的水平下显著,这说明房价上涨会提高未来的购房难度。表 8(5)列的回归结果显示,房价对居民家庭流动性约束的影响并不显著。

接下来我们将关注财富效应、预防性储蓄效应、预算约束效应、信心效应、流动性约束效应是否能解释房价上涨对居民消费不平等的影响。根据中介效应的判定原则,如果房价对中介变量的估计系数  $\lambda > 0$ ,且在加入中介变量的估计中,房价对消费不平等的估计系数  $\alpha_1 > 0$ ,若加入中介变量后,房价对消费不平等的估计系数  $\alpha'_1$  的值小于  $\alpha_1$ ,则认为该中介变量是有效的。如果房价对中介变量的估计系数  $\lambda < 0$ ,且在加入中介变量的估计中,房价对消费不平等的估计系数  $\alpha_1 > 0$ ,若加入中介变量后,房价对消费不平等的估计系数  $\alpha'_1$  的值大于  $\alpha_1$ ,则认为该中介变量是有效的。

表 9 房价影响消费不平等的传导机制分析(基尼系数)

	基尼系数	财富效应 <i>gini</i>	预防性储蓄 <i>gini</i>	预算约束效应 <i>gini</i>	信心效应 <i>gini</i>	流动性约束效应 <i>gini</i>
<i>lnprice</i>	0.0802*** (0.0046)	0.0797*** (0.0046)	0.0721*** (0.0043)	0.0760*** (0.0049)	0.0859*** (0.0046)	0.0803*** (0.0046)
财富效应		0.0012*** (0.0003)				
预防性储蓄效应			0.0600*** (0.0021)			
预算约束效应				0.0289*** (0.0100)		
信心效应					0.1824*** (0.0149)	
流动性约束效应						0.0014 (0.0009)
城市特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>constant</i>	-2.8153*** (0.2145)	-2.8166*** (0.2141)	-3.5984*** (0.2026)	-2.8267*** (0.2144)	-2.4788*** (0.2136)	-2.8228*** (0.2145)
<i>N</i>	5970	5970	5970	5970	5970	5970
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2914	0.2941	0.3789	0.2924	0.3088	0.2916

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示系数在 1%、5%、10%的显著水平上显著。

在表 9 中,我们使用基尼系数 *gini* 衡量消费不平等,第一列给出的是没有加入中介变量的回归结果,结果显示房价对消费不平等的估计系数为 0.0802,且在 1%的显著水平上显著;第二列加入了反映房产财富效应的中介变量,我们发现房价对消费不平等的回归系数降为 0.0797,仍然在 1%的显著水平下显著,而且在表 8 的估计中,房价对中介变量房产财富的估计系数显著为正,根据上述估计结果,可以认为房价上涨通过房产财富效应这一渠道提高了居民消费的不平等。

在表 9 的第三列中,房价的估计系数为 0.0721,在 1%的显著水平下显著,也小于 0.0802,而且在表 8 的估计中房价对中介变量收入方差的估计系数显著为正,这说明房价上涨通过提高了居民收入的不确定性,导致居民家庭消费不平等程度上升。同样的,表 9 第四列的房价的估计系数为 0.076,在 1%的显著水平下显著,同样小于 0.0802,说明房价上涨提高了房价收入比,通过影响不同居民家庭的预算约束提高了消费不平等程度。表 9 的第五列的回归结果表明,加入反映信心效应的中介变量后,

房价的估计系数 0.0859 大于没有加入中介变量的估计系数 0.0802,而且在表 8 的估计中房价对中介变量前后两期房价比的估计系数显著为负,说明信心效应也对居民消费不平等上升具有很好的解释力。表 9 的第六列的流动性约束效应的回归结果显示,加入中介变量家庭贷款收入比之后,房价的估计系数并未下降,流动性约束似乎并不能很好的解释居民家庭的消费不平等。

表 10 房价影响消费不平等的传导机制分析(泰尔指数)

	泰尔指数	财富效应 <i>theil</i>	预防性储蓄 <i>theil</i>	预算约束效应 <i>theil</i>	信心效应 <i>theil</i>	流动性约束效应 <i>theil</i>
<i>lnprice</i>	0.0554*** (0.0033)	0.0551*** (0.0033)	0.0484*** (0.0030)	0.0519*** (0.0035)	0.0589*** (0.0033)	0.0554*** (0.0033)
财富效应		0.0007*** (0.0002)				
预防性储蓄效应			0.0518*** (0.0014)			
预算约束效应				0.0236*** (0.0072)		
信心效应					0.1103*** (0.0107)	
流动性约束效应						-2.34e-06 (0.0007)
城市特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>constant</i>	-1.3716*** (0.1544)	-1.3723*** (0.1542)	-2.0483*** (0.1413)	-1.3809*** (0.1543)	-1.1680*** (0.1543)	-1.3716*** (0.1544)
<i>N</i>	5970	5970	5970	5970	5970	5970
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2945	0.2963	0.42	0.2957	0.3067	0.2945

注:括号中是异方差稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的显著水平上显著。

在表 10 中,我们使用泰尔指数 *theil* 作为消费不平等的度量指标。表 10 是加入中介变量后房价对消费不平等的回归结果,结论与基尼系数 *gini* 的估计结果基本相似,这里不再赘述。综合不同的消费不平等指标的实证结果,我们认为,房价上涨主要是通过财富效应、预防性储蓄效应、预算约束效应与信心效应提高了居民家庭的消费不平等程度,而流动性约束效应并不是有效的传导机制。

## 六、结论与启示

房价对住房的拥有、不同收入和财富水平的居民消费会产生不同的影响,从而造成居民之间的消费不平等。本文从理论上分析了房价对居民消费不平等的影响机制,并使用我国 115 个地级市的微观数据为样本进行实证研究,得到了如下结论:(1)不论是使用基尼系数还是使用泰尔指数作为消费不平等的度量指标,房价上涨均显著提高了居民家庭的消费不平等程度。(2)房价对居民消费不平等的影响存在地区与城市异质性,从区域差异来看,房价上涨对东部居民消费不平等的影响最大,中部次之,西部最弱;从城市等级来看,房价上涨对一、二线城市居民消费不平等的影响最大,对三线及以下城市的影响相对较弱。(3)中介机制分析表明,房价上涨通过多个渠道影响居民消费不平等,财富效应、预防性储蓄效应、预算约束效应和信心效应表现出较好的解释力,而流动性约束效应并不是有效的传导机制。

基于上述研究,本文认为,房价的快速上涨是近年来居民消费不平等程度上升的重要原因之一。

政府应当根据地区与城市的差异性,采取因地制宜的政策,加大对房价的调控力度,抑制房价过快上涨。一个健康发展的房地产市场,能够有效促进房地产财富正向效用的发挥。在房地产市场化改革的进程中,政府应当建立起房地产市场宏观调控的长效机制,在对房地产市场进行调控时需注意系统性与前瞻性,改变以往政策的短视性,切不可“头痛医头,脚痛医脚”。政策设计的重心应当是通过财政、税收和金融等政策缓解中低收入家庭的预算约束,降低他们为购房而进行的预防性储蓄,帮助他们形成对未来房价和经济生活水平的合理预期,降低居民家庭的消费不平等,提高居民家庭的整体消费水平。

---

### Price of Housing and Household Consumption Inequality

Wang Wei Shen Jie Wang Wenpeng

(School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance  
and Economics, Shanghai 200433, P. R. China;

Shanghai Key Laboratory of Financial Information Technology, Shanghai University  
of Finance and Economics, Shanghai 200433, P. R. China;

ICBC-AXA Life Insurance Company, Ltd, Shanghai 200120, P. R. China)

**Abstract:** Is the rising house price an important reason for the rise of consumption inequality in China in recent years? This paper theoretically analyzes the influence mechanism of house price on the inequality of consumption. Based on the micro data of 115 prefecture level cities in China, this paper makes an empirical study and draws the following conclusions: (1) Whether Gini coefficient or Theil coefficient is used as a measure of consumption inequality, the rise of house price increases the level of consumption inequality. (2) There are regional and urban heterogeneity in the impact of house price on the household consumption inequality. From the perspective of regional differences, the rise of house price has the greatest impact on the consumption inequality of residents in the east, followed by the central and eastern regions; and from the perspective of city level, the rise of house price has the greatest impact on the inequality of residents' consumption in the first and second tier cities, while the impact on the third and lower tier cities is relatively weak. (3) The analysis of intermediary mechanism shows that the rise of house price mainly improves the inequality of consumption through wealth effect, preventive saving effect, budget constraint effect and confidence effect, the liquidity constraint effect of rising house prices is not an effective transmission mechanism to affect the inequality of consumption. This paper provides a new perspective to understand the changes of the inequality of consumption.

**Keywords:** Price of housing; Consumption inequality; Transmission mechanism

[责任编辑:郝云飞]