

房价对消费结构升级的影响：机制与实证

孙豪¹, 王泽昊², 姚健³

(1. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 上海大学 经济学院, 上海 200444;
3. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

摘要: 促进居民消费结构升级, 是满足人民美好生活需要的重要途径。房价上涨不仅影响居民消费水平, 还可能冲击居民消费结构升级路径。利用中国35个大中城市面板数据, 实证检验了房价对居民消费结构升级的影响机制和效果。研究表明: 总体上, 房价抑制居民消费结构升级, 这种抑制作用在不同消费结构升级阶段、不同级别城市、不同区域存在差异; 边际消费倾向是房价影响消费结构升级的中介变量, 即房价上涨显著降低居住、交通通信两类消费的边际消费倾向, 显著提升食品、家庭设备、医疗保健和文教娱乐四类消费的边际消费倾向。扩大居民消费和促进居民消费结构升级, 需要关注房价上涨对不同类别消费的边际消费倾向的异质性影响。研究结论对构建双循环新发展格局和促进居民消费结构升级具有参考价值。

关键词: 房价; 消费结构; 边际消费倾向; 中介效应

中图分类号: F063.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2022)02-0061-17

一、引言

长期以来, 消费需求不足是困扰中国经济发展的重要需求结构问题。党的十九大报告指出, 新时代中国社会主要矛盾已转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。随着社会主要矛盾转化和中国经济高质量发展, 需要提升供需适配水平, 即需要实现高质量供给和高质量需求的动态均衡。供给侧结构性改革是提升国内供给质量的主要途径, 而促进居民消费结构升级则是提升居民需求质量的主要途径。因此, 配合供给侧结构性改革, 促进经济实现高水平供需动态均衡, 需要进行需求管理。

当前, 我国正在加快形成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, 扩大内需是构建双循环新格局的战略基点。不同于以往关注消费需求数量增长, 当前扩大内需更加强调消费结构升级, 即追求高质量有效供给和居民消费结构升级的动态高水平均衡。中国政府高度重视消费结构升级问题。2018年, 国务院办公厅印发《完善促进消费体制机制实施方案(2018—2020年)》, 提出如何完善促进实物消费结构升级的政策体系。2019年, 国家发展改革

收稿日期: 2021-08-29

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“房价上涨对消费结构升级及分化的冲击研究”(71903174); 教育部人文社科重点研究基地浙江工商大学现代商贸研究中心课题“经济纾困背景下的消费券国际比较与启示研究”(2020SMYJ09ZC); 浙江工商大学省属高校基本科研业务费项目“基本公共服务对居民消费提升的影响研究”(XR202105)。

作者简介: 孙豪(1989—), 男, 山东菏泽人, 浙江工商大学经济学院副教授, 复旦大学经济学院博士后;

王泽昊(1998—), 男, 浙江台州人, 上海大学经济学院硕士研究生;

姚健(1994—), 男, 山西朔州人, 山东大学经济学院博士研究生。

革委会同有关部门^①共同研究制定了《进一步优化供给推动消费平稳增长促进形成强大国内市场的实施方案(2019年)》,提出顺应居民消费升级的大趋势,进一步优化供给,更好地满足人民群众对美好生活的需要,促进形成强大的国内市场。2021年,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》进一步指出,要顺应居民消费升级趋势,把扩大消费同改善人民生活品质结合起来。因此,在新时代社会主要矛盾下,构建双循环新发展格局和推动经济高质量发展,需要破除制约消费发展的体制机制障碍,提高居民消费水平,促进居民消费结构升级。

扩大消费需求,促进消费结构升级,是实现人民美好生活需要的重要途径。已有研究表明,房价上涨拉大了居民家庭财富差距,并通过“财富效应”或者“挤出效应”影响居民消费水平(Browning等, 2013; 颜色和朱国钟, 2013; Windsor等, 2015)。一般而言,居民消费水平提升与居民消费结构升级同时发生。城市房价上涨可能会冲击居民消费结构升级路径,引发居民消费分化风险(孙豪等, 2020)。

中国城市房价上涨和家庭过高的住房资产配置,可能影响居民消费结构升级进程。一方面,中国大中城市房价呈现出普遍、持续的上涨趋势,房地产业对GDP的贡献率逐年递增,在2020年时高达7.3%,远超欧美发达国家。1998—2017年,商品房平均销售价格从2 063元/平方米上涨至7 892元/平方米,年均增长率高达14%,住宅商品房平均销售价格年增长率高达25%^②。另一方面,住房资产是中国家庭最重要的资产。《2018中国城市家庭财富健康报告》显示,中国住房资产占家庭总资产的比重为77.7%^③,远高于美国等发达国家(Jäntti和Sierminska, 2007)。房价上涨使中国住房资产占家庭总资产的比重从1995年的35.4%上升至2002年的57.9%(Li和Zhao, 2007)。因此,房价上涨导致居住类消费比重提高,影响居民消费结构升级路径,对其他类别消费产生挤出效应,造成“低档品销量上升”的消费降级问题(石明明等, 2019),甚至出现局部消费分化现象。

有鉴于此,在家庭住房资产比重较高和房价上涨的现实条件下,房价如何影响居民消费结构升级,成为新时代需要关注的重要课题。本文基于中国35个大中城市面板数据,研究了房价对消费结构升级的冲击机制与效果。本文的边际贡献在于:其一,从居民消费倾向视角,揭示房价对居民消费结构升级的作用机制;其二,基于大中城市面板数据,识别房价对居民消费结构升级的影响机制和效果,包括房价对不同类别消费的消费倾向的异质性影响效果,以及房价对居民消费结构升级的总体影响效果。

二、文献综述

随着居民收入提高,中国居民消费发展的重点从消费水平转移到消费结构,消费结构升级逐渐成为研究热点。关于房价上涨对消费结构升级的影响,主要分为两类:第一类是趋势估计。比如,王雪琪等(2016)利用动态面板GMM估计发现,在控制房价的条件下,我国城镇居民家庭消费结构呈现向享受型消费发展的趋势。汪伟等(2017)分区域估计结果显示,房价对我国东中西部城市居民消费结构升级的影响存在显著差异性。第二类是定量分析,即利用ELES模型、AIDS模型等,通过对消费者各项消费的边际消费倾向及价格弹性等进行估计(石明明等, 2019),

① 这些部门包括工业和信息化部、民政部、财政部、住房和城乡建设部、交通运输部、农业农村部、商务部、国家卫生健康委和市场监管总局。

② 数据来源于国家统计局。

③ 数据来源于广发银行与西南财经大学联合发布的《2018年中国城市家庭财富健康报告》。

间接反映房价上涨所带来的影响。元惠连等(2016)利用CHIPS1995年、2002年的数据研究发现,城镇居民消费结构中居住的比重呈明显上升趋势。唐琦等(2018)进一步加入了CHIPS2013年的数据研究发现,居住消费挤占了其他家庭消费。

一般而言,消费水平提高和消费结构升级在居民消费发展过程中同时发生。目前,关于房价与消费的研究,主要集中在房价与消费水平方面。住房是为人们提供居住功能的具有价值和使用价值的商品(魏杰和王韧,2007),具有消费品和投资品双重属性(杨赞等,2014)。房价上涨既可能通过财富效应促进消费,也可能通过挤出效应抑制消费。因此,现有关于房价与消费之间关系的研究结论并不统一(Chamon和Prasad,2010)。

房价上涨对居民消费具有促进作用。房价上涨对居民消费的促进作用主要通过财富效应(Campbell和Cocco,2007)、抵押信贷效应(Iacoviello,2005)和绝望消费效应(杜莉和罗俊良,2017)来实现。Ludwig和Sløk(2002)进一步将财富效应细分为已实现的财富效应和未实现的财富效应。城镇居民财富主要由存款、有价证券和住房资产构成,当房产价格上涨时,房产所有者的财富存量上升,促进当期消费增加。杜莉和罗俊良(2017)的研究结果表明,房价上涨通过提升城镇居民平均消费发挥财富效应。Benjamin等(2004)研究发现,住房增值对消费的财富效应远高于股票增值。由于发达国家的金融体系相对比较完善,使人们更加容易通过房产抵押、创新金融产品等方式实现对房产的套现。因此,房价上涨更有助于居民通过抵押等途径获取更多现金,进而扩大消费,即抵押信贷效应。抵押信贷效应还可能有逆向扩大消费的机制,即住房按揭贷款会刺激家庭收入增加,进而促进消费(周弘,2012)。在房价上涨至较高水平时,购房压力巨大,导致居民可能推迟甚至取消购房计划,进而增加当期消费,即“绝望消费效应”。

房价上涨对居民消费具有抑制作用。房价上涨可能通过预防性储蓄、消费文化和财富重新分配等机制对居民消费产生挤出效应。况伟大(2011)在两期消费模型基础上,分别对房东和租客建立房价与消费关系模型,证明了房价上涨对非住房消费不存在财富效应。住房价格上涨对居民消费的影响在不同群体存在显著差异性(谢洁玉等,2012)。在动态生命周期模型分析框架下,相比于中老年家庭,无持续性的房价上涨会使存在首付和偿还房贷压力的青年增加储蓄和压缩消费(颜色和朱国钟,2013)。住房机会成本和使用成本在我国东中西部地区之间存在差异,是房价上涨对居民消费挤出效应异质性的主要原因(杨赞等,2014)。毛中根等(2017)研究发现,房价上涨对东部地区城镇居民家庭消费的影响高于中西部地区。

房价上涨对居民消费的影响,并非单一的促进或抑制作用,而是二者同时存在,最终影响效果取决于二者作用的大小。住房价格上涨对居民消费既能产生财富效应,也能产生挤出效应(田青等,2008;李春风等,2017)。房价上涨所表现的最终效应与房价上涨幅度有关,若上涨幅度低于阈值则表现为财富效应;反之,则为挤出效应。周利等(2020)基于家庭追踪调查(CFPS)数据研究发现,住房价格通过家庭债务这一中介变量间接作用于居民消费。如果由住房贷款所构成的家庭债务在适度规模时,家庭债务对城镇有房家庭消费具有一定的推动作用;一旦超过适度规模,推动作用将转变为挤出效应。

房价上涨不仅影响居民消费水平提高,还影响居民消费结构升级。戴颖杰和周奎省(2012)运用FAVAR模型实证检验表明,房价上涨对居民耐用品消费支出产生明显的抑制作用。李剑和臧旭恒(2015)利用省级面板数据从强度和特征两个维度进行检验,实证研究表明,房价上涨促进了享受型消费增长。余华义等(2017)运用系统聚类分析方法将35个城市的面板数据划分为高消费水平和低消费水平两个子样本,研究显示高消费水平城市房价上涨的财富效应主要体现在发展型和享受型消费上,低消费水平城市住房上涨主要表现为挤出效应。

已有研究丰富了房价上涨对居民消费的影响机制与效果,总体上,房价上涨对消费规模和居民消费水平影响的研究成果较多,但房价上涨对居民消费结构升级的研究并不充分。满足人民美好生活需要,推动经济高质量发展,需要提升供需适配性,即通过供给侧结构性改革和需求管理,实现供需高水平动态均衡。也就是说,当前国内需求发展不仅关注需求数量,更加关注需求质量。具体到居民消费需求,人民对美好生活的需要从消费水平(需求数量)提高转向消费结构(需求质量)升级。相对于已有研究,本文将研究重心从消费总量转移至消费结构,基于35个大中城市面板数据,实证检验了房价对居民消费结构升级的作用机制及影响效果,利用中介效应模型识别边际消费倾向为房价影响消费结构升级的中介变量,利用分位数回归模型验证了房价对消费结构升级的影响在不同阶段存在差异。研究结论对于构建双循环新发展格局和促进居民消费结构升级具有政策参考价值。

三、房价对居民消费结构的影响机制分析

(一) 房价对消费结构升级的影响机制

住房的双重属性使其价格波动对总体居民消费的最终影响方向具有不稳定性和时变特征。但其总体影响可归纳为财富效应和挤出效应两种情况,上涨过程中可能带来挤出效应,也可能带来财富效应(杭斌和闫新华, 2013),对于消费品属性的房产而言主要体现为挤出效应,对于投资品属性的房产而言主要体现为财富效应。从经验事实判断,社会群体可大致分为三类:一是已有住房群体,比如已拥有一套或者多套房的群体;二是刚需性购房群体,比如打算按揭购房的群体;三是租房群体,比如现阶段无购房计划,欲长期租房群体。三类群体面对不断上涨的房价表现不尽相同。已有住房群体的名义财富会随着不断攀升的房价而不断增加,但对于该群体的影响存在两面性。对于有房群体中的单一住房家庭,如果目前所拥有的住房无法满足住房需要,那么房价的上涨依然会降低家庭的消费需求(张浩等, 2017)。对于有房群体的多套房家庭,在住房需要满足的同时,有多余房产用于投资,房价上涨则会引起消费的增加。对于刚需性购房群体和租房群体而言,不断攀升的房价会加大意向购房居民的购房成本,使消费者预算约束收紧,抑或是加大租房者的购房压力,强化其在现阶段购房的需求,减少当期消费。因此,对于上述两类群体而言,房价上涨的影响效应为挤出效应。

财富效应或挤出效应是居民消费支出变动的根本原因。房价上涨对不同类别消费的消费倾向的异质性影响,是影响居民消费结构升级的作用机制。根据消费者选择理论,在确定的消费预算支出下,消费者通过购买不同的商品组合实现个人效用最大化。图1展示了房价波动对消费结构升级的影响。A为初始均衡点,即居民通过选择必需品和发展型消费品的组合以实现效用最大化。在消费者选择理论框架下,一方面,房价上涨通过财富效应或挤出效应改变预算约束,导致预算约束线的平行移动;另一方面,房价上涨对不同类别消费的消费倾向产生异质性影响,这种异质性影响将导致均衡点的移动和居民消费结构变化。

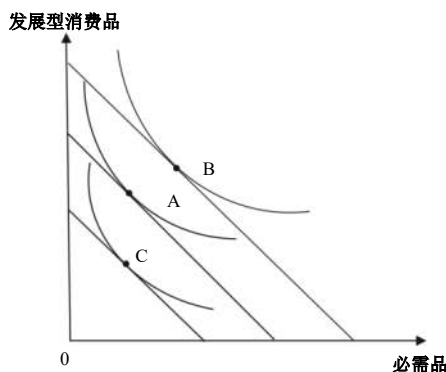


图1 房价上涨对居民消费结构升级的影响机制

如果房价上涨产生的财富效应占主导地位,使消费者的最优选择从A点移至B点,消费总

支出的增加使居民消费束中发展型消费品的支出比重提高, 高质量必需品的支出比重也同样提高。在满足生活所需后, 居民享受到了更多样、更优质的商品与服务。此时, 居民可能提高其发展型消费的边际消费倾向, 进而消费结构升级得以实现。

如果房价上涨产生的挤出效应占主导地位, 使得消费者的最优选择从A点移至C点。必需品的消费数量很难压缩, 居民会尽可能压缩部分发展型消费品数量以应对不断上涨的房价。此时, 居民可能降低其部分消费品的边际消费倾向, 进而抑制消费结构升级。因此, 房价上涨过程中, 通过改变分项消费的边际消费倾向, 既可能发挥财富效应促进消费结构升级, 也可能发挥挤出效应抑制消费结构升级。房价对消费结构升级的最终影响效果需要比较财富效应与挤出效应的相对大小。

(二) 房价对消费结构升级影响的异质性

由于各地区经济发展程度的差异性, 住房属性也相应地存在差异。对于经济发展好的地区或城市, 生活成本负担较重, 但基础设施完备, 社会保障完善, 就业机会多元, 住房升值空间较大, 加之当地居民思想前卫, 有较早的购房意识, 住房对消费结构升级的抑制作用在一定程度上被抵消。对于经济发展水平相对落后的地区或城市, 房价增值空间有限, 变现困难, 居民的人均可支配收入较低, 在必要生活开支保持恒定的情况下, 高额房价挤占当地居民其他服务型消费品的支出, 无力进行更多的发展与享受型消费, 所以房价的上涨对上述地区或城市居民的消费结构升级具有明显的抑制作用。因此, 本文认为在经济发展相对落后的中西部地区与II型大城市住房的挤出效应会更加明显, 消费结构升级会受到更多的抑制。

四、模型设定与数据来源

(一) 模型设定与变量说明

本文建立如下计量模型来研究房价上涨对居民消费结构升级的影响:

$$\ln Index_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Hprice_{it} + \beta_2 \ln X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $Index_{it}$ 为第*i*个城市第*t*期的消费结构升级指数, $Hprice_{it}$ 为第*i*个城市第*t*期的房价, X_{it} 为控制变量组, 包括人均可支配收入、产业结构升级指数、年贷款基准利率、城市化水平和居民消费习惯等因素, μ_{it} 是误差扰动项。为规避模型结果出现异方差性和共线性问题, 模型中的变量作了对数化处理。

1. 消费结构升级指数 (*Index*)。目前衡量消费结构升级的指标主要有两种: 恩格尔系数、发展和享受型消费支出占比。近年来, 恩格尔系数的不断下降, 降低了其对居民消费结构测度的敏感度 (尹海洁和唐雨, 2009)。一些学者开始倾向于使用第二种方法来衡量消费结构升级。依据国家统计局分类标准, 把消费品分为食品、衣着、居住、家庭设备、医疗保健、交通通信、文教娱乐和其他八大类。然后, 参考汪伟等 (2017)、刘子兰和姚健 (2018) 将医疗保健、交通通信和文教娱乐这三项划分为发展和享受型消费, 使用这三项消费支出之和占家庭消费总支出的比重度量消费结构升级。

2. 房价 (*Hprice*)。房价是本文的核心解释变量, 采用住宅平均销售价格数据度量。

3. 控制变量。借鉴相关文献, 本文引入如下控制变量: (1) 人均可支配收入水平 (*Income*), 以城镇居民人均可支配收入水平来衡量。收入是影响消费最基础性的因素。(2) 产业结构升级指标 (*Tertiaryindustry*), 以第三产业产值占GDP的比重来衡量。根据配第-克拉克定理, 随着经济社会发展, 第一产业的劳动力和国民收入比重逐渐减少, 第二、三产业的比重逐渐提高, 产业结构升级将推动消费结构升级。(3) 年贷款基准利率 (*Interest*), 以1—3年的长期年贷款基准利率

来衡量,在同一年多次调整的利率,需进行加权平均处理。袁冬梅等(2014)研究表明,实际利率均是影响我国城镇居民消费的重要因素。(4)城市化水平(*Urbanlization*),以城镇常住人口占年末总人口的比重衡量。城乡居民消费行为差异,决定城镇化与居民消费有着天然的内在联系(雷潇雨和龚六堂,2014)。(5)消费习惯(*Habitat*),以滞后一期的人均消费支出来衡量。杜森贝利的相对收入理论证实了棘轮效应的存在,即居民消费行为具有惯性,当期消费行为受上一期消费行为的影响。

(二)数据来源与描述性统计

本文以《中国房地产统计年鉴》中所统计的我国35个大中城市^①为研究对象,样本期选为2005—2017年。所有变量的数据来源情况如下:房价数据来源于历年《中国房地产统计年鉴》中各城市按用途分类的房地产开发企业商品房平均销售价格,选取了其中的住宅价格数据;人均可支配收入、家庭人均消费支出(包括八大类消费)均来自《中国城市统计年鉴》;年贷款基准利率数据为中国人民银行年贷款基准利率;城市化水平和产业结构数据来源于各城市统计局历年的统计公报。各变量的描述性统计如表1所示。

为更直观地反映出房价与消费结构升级指数之间的关系,本文绘制了35个大中城市2005—2017年房价与消费结构升级指数的散点图(见图2)。图2表明,高房价对居民消费结构升级可能产生抑制作用。

表1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Index</i>	454	0.332	0.039	0.204	0.457
<i>Hprice</i>	454	7264	5378	1541	47936
<i>Income</i>	454	25748	11327	6389	62596
<i>Habitat</i>	454	17181	6967	5040	42049
<i>Urbanization</i>	454	0.725	0.160	0.126	1.000
<i>Interest</i>	454	5.683	0.734	4.350	6.930
<i>Tertiaryindustry</i>	454	51.172	8.878	36.250	80.600

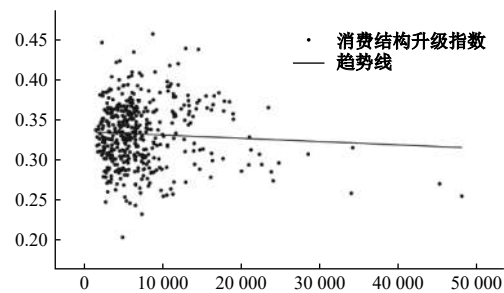


图2 房价与消费结构升级指数散点图

五、房价对居民消费结构影响的实证检验

(一)房价对居民消费结构的影响:基准模型

房价上涨对居民消费结构升级可能表现为抑制作用,也可能表现为促进作用。鉴于此,本文首先运用多种模型明确当前国内房价上涨对居民消费结构影响的最终表现形式。

表2报告了房价及控制变量对居民消费结构升级的回归结果,模型(1)、(2)、(3)分别为混合估计、城市与年份双向固定效应和随机效应的估计结果。三种回归模型结果显示,房价的回归系数估计值均为负,表明房价上涨将会显著抑制居民消费结构升级。具体原因可以归结为:当房价上升时,刚需性购房群体需要将更多的收入用以支付购房费用,通过缩减当前消费实现为购房增加储蓄;与必需型消费相比,缩减消费更容易作用于医疗保健、文化娱乐和交通通信等发展型消费开支上,进而抑制居民消费结构升级。

对于其他控制变量,产业结构升级指数的估计系数为正,表明产业结构升级会促进消费结构升级。消费结构升级需要与供给侧产业升级相互联动,供给侧结构性改革和产业结构升级推动了居民消费结构升级。年贷款基准利率对消费结构升级的影响显著为正,即提升年贷款基准

^①该35个大中城市包括26个省会城市(未包含拉萨)、4个直辖市和5个计划单列市(大连、青岛、宁波、厦门和深圳)。昆明市2016年的消费数据未收集到,故样本量为 $35 \times 13 - 1 = 454$ 个。

表2 基准回归结果

	(1) 混合估计	(2) 固定效应	(3) 随机效应
<i>lnHprice</i>	-0.053 ^{***} (-2.70)	-0.059 [*] (-1.70)	-0.049 [*] (-1.92)
<i>lnTertiaryindustry</i>	0.102 ^{***} (2.63)	-0.036(0.42)	0.010(0.17)
<i>lnInterest</i>	0.274 ^{***} (5.31)	0.189 [*] (1.75)	0.151 ^{***} (3.24)
<i>lnUrbanization</i>	0.088 ^{***} (3.02)	0.044(0.96)	0.062(1.53)
<i>lnIncome</i>	-0.047(-0.74)	0.491 ^{***} (4.73)	-0.087(-1.25)
<i>lnHabitat</i>	0.135 ^{**} (2.11)	0.147 ^{**} (2.21)	0.122 [*] (1.77)
<i>Constant</i>	-2.319 ^{***} (-7.91)	-6.779 ^{***} (-6.78)	-1.259 ^{***} (-3.73)
Observations	418	418	418
R-squared	0.105	0.090	0.071

注:括号内是t值,“*、”、“/”分别表示通过了显著性水平为1%、5%、10%的检验;下同。

利率有助于消费结构升级,与预期设想有差异,可能是因为利率变化所增加的利息负担远赶不上住房价值的增加量,贷款利率名义增加实则相对减少。城市化水平的估计系数为正,表明城镇化进程有助于促进居民消费结构升级。居民个人可支配收入对消费结构升级指数的回归系数有正有负,显著性并不统一。这表明,尽管收入是影响居民消费最基础性的因素,但影响居民消费结构升级的关键变量,可能是居民可支配收入之外的其他变量,而非可支配收入本身。消费习惯的回归系数为正,表明居民消费结构处于稳定的升级进程,增加发展和享受型消费是居民消费结构升级方向。

(二)房价对居民消费结构的影响:分位数回归模型检验

处于不同的消费结构升级阶段,房价上涨对居民消费结构升级的影响可能存在差异性,居民消费结构升级进程也表现出丰富的层次性。本文采用分位数回归法对面板数据进行估计。该计量方法在各变量服从不同分布的情形下仍然有效,并对条件分布的刻画更加细致(Iacoviello, 2005),能从多个角度(不同分位点)全面地刻画各变量间的相互影响关系,体现自变量对因变量的某个特定分位数的边际效果,弥补普通多元最小二乘法只能估计“平均影响”的缺陷,提供更加丰富的统计信息,能更多地揭示居民消费结构升级差异性信息。本文选择0.10、0.25、0.50、0.75这4个分位点,基于面板数据进行分位数回归,估计结果见表3。整体上看,除城镇化水平、人均可支配收入和消费习惯变量在个别分位点的估计值外,其余变量各分位点的回归系数正负性与基准回归结果保持一致。

表3 分位数回归结果

	(1) QR_10	(2) QR_25	(3) QR_50	(4) QR_75
<i>lnHprice</i>	-0.063 [*] (-1.72)	-0.074 ^{**} (-2.30)	-0.061 ^{**} (-2.31)	-0.037 [*] (-1.83)
<i>lnTertiaryindustry</i>	0.224 ^{***} (3.12)	0.137 ^{**} (2.13)	0.087 [*] (1.67)	0.092 ^{**} (2.26)
<i>lnInterest</i>	0.197 ^{**} (2.06)	0.367 ^{***} (4.30)	0.290 ^{***} (4.16)	0.220 ^{***} (4.08)
<i>lnUrbanization</i>	-0.010(-0.18)	0.092 [*] (1.91)	0.108 ^{***} (2.74)	0.065 ^{**} (2.10)
<i>lnIncome</i>	0.100(0.85)	0.019(0.18)	0.004(0.04)	-0.077(-1.16)
<i>lnHabitat</i>	-0.037(-0.31)	0.094(0.89)	0.106(1.22)	0.179 ^{***} (2.67)
<i>Constant</i>	-2.597 ^{***} (-4.77)	-2.783 ^{***} (-5.73)	-2.430 ^{***} (-6.14)	-2.373 ^{***} (-7.72)
Observations	418	418	418	418

房价在分位数回归中的系数均为负,房价抑制了居民消费结构升级。回归系数的绝对值逐渐变小,表明房价对消费结构升级指数的抑制作用随着消费结构升级而逐渐减弱。在低阶段的消费结构升级过程中,囿于没有足额收入,居民在满足日常开支后已无力承担高额的发展型消费,此时住房的消费品属性凸显,挤出效应远远超过财富效应,房价上涨显著抑制消费结构升级。在高阶段的消费结构升级过程中,居民已享受到高品质的生活,具有高增长值的住房更多地表现为投资品属性,多余的可支配收入尽可能地流入房地产市场以实现财富增加,财富效应相对变大,进而对消费结构升级的抑制程度有所减弱。

(三) 房价对居民消费结构的影响:城市规模异质性检验

我国处于快速城镇化进程,城镇人口从2001年的4.8亿增加至2019年的8.5亿,城镇化率从37.7%提高到60.6%。城镇化意味着有大量劳动力流入城市,他们不仅能在城市获得更高的工资水平和更多的就业机会,而且还可以享受城市的基础教育和医疗服务等公共服务(夏怡然和陆铭,2015)。2019年3月,由国家发展和改革委员会印发的《2019年新型城镇化建设重点任务》,强调放松非户籍人口在城市落户限制的必要性,意味着户籍对人口迁入城市的限制逐步弱化。当前困扰每座城市的普遍问题在于,在高房价背景下,如何让有意愿留在城市的劳动力真正定居下来,这是城镇化进程中需要解决的问题。

尽管房价上涨是近些年的普遍现象,但不同级别城市的房价上涨表现出较大的差异性(见图3)。超大城市^①平均房价^②增幅在各类城市中涨幅最高,2005—2017年从5440.06元/平方米增长到25255.51元/平方米,名义总涨幅高达364.25%,名义年均涨幅约为30.35%。特大城市、I型大城市与II型大城市平均房价的增

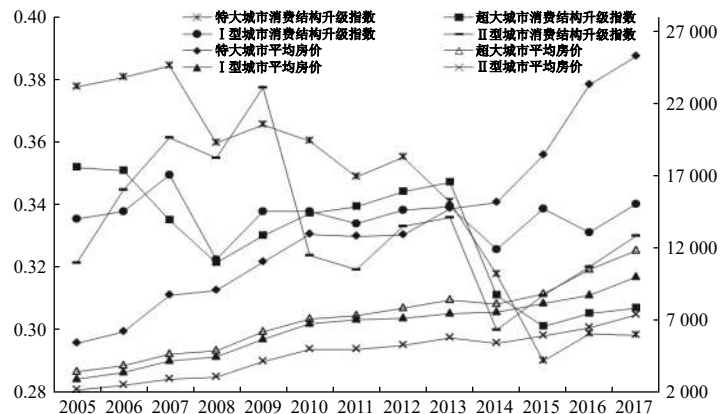


图3 不同规模城市房价与消费结构升级指数变动

幅比较接近,名义总涨幅均在240%上下浮动,名义年均涨幅约为20%,但三者2015—2017年间的名义年均涨幅出现分化,分别为11.25%、7.40%与8.24%。反观各级城市消费结构升级指数^③,超大城市消费结构升级指数在各级城市中变动幅度最大,从2005年的0.3775下降至2017年的0.2984,降幅为20.95%;特大城市消费结构升级指数降幅为12.73%;I型大城市消费结构升级指数一直保持在平稳区间运行,围绕0.3360上下浮动;II型大城市消费结构升级指数曾经历一段快速

①依据国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》和城区常住人口数据,本文的超大城市为城区常住人口1000万以上的城市,包括北京、天津、广州、深圳、重庆、上海;特大城市为城区常住人口500万以上、1000万以下的城市,包括沈阳、郑州、西安、青岛、济南、南京、武汉、成都、杭州;I型大城市为城区常住人口300万以上、500万以下的城市,包括大连、哈尔滨、长春、太原、石家庄、乌鲁木齐、西宁、昆明、南宁、福州、厦门、合肥、长沙、宁波;II型大城市为城区常住人口100万以上300万以下的城市,包括呼和浩特、银川、兰州、海口、贵阳、南昌。

②本部分第 t 年某等级城市房价 P_t 的计算公式为: $P_t = \sum w_{it} \times p_{it}$,其中,权重 w_{it} 为第 t 年 i 城市GDP(以当年价格计算)在背景样本城市总GDP的占比, p_{it} 为第 t 年 i 城市的房价。下同。

③本部分第 t 年某等级城市消费价格指数 I_t 计算公式为: $I_t = \sum w_{it} \times I_{it}$,其中,权重 w_{it} 为第 t 年 i 城市GDP(以当年价格计算)在背景样本区域总GDP中的占比, I_{it} 为第 t 年 i 城市的消费结构升级指数。下同。

上涨后出现明显下滑, 并未有实质性的持续改观。

对于不同级别的城市, 房价对居民消费结构升级的影响可能不同。本文将进一步将全样本分为超大城市、特大城市、I型大城市与II型大城市四个子样本, 检验房价对消费结构的影响, 具体估计结果见表4。

表4 不同等级城市消费结构升级影响因素的估计结果

	(1) 超大城市	(2) 特大城市	(3) I型大城市	(4) II型大城市
<i>lnHprice</i>	-0.134***(-2.83)	-0.061(-1.18)	-0.067*(-1.82)	-0.319***(-3.24)
<i>lnTertiaryindustry</i>	0.488***(6.71)	0.388***(2.69)	0.007(0.08)	0.175(1.29)
<i>lnInterest</i>	0.194**(2.14)	0.389***(3.86)	0.194**(2.16)	-0.258(-0.89)
<i>lnUrbanization</i>	0.580***(5.96)	0.359***(3.04)	0.063(1.56)	0.173(1.46)
<i>lnIncome</i>	-0.103(-0.80)	-0.091(-0.68)	-0.084(-0.82)	-0.324(-0.81)
<i>lnHabitat</i>	-0.097(-0.82)	0.082(0.61)	0.235**(2.48)	0.355(0.79)
<i>Constant</i>	-0.020(-0.04)	-2.530***(-3.17)	-2.266***(-3.79)	1.280(0.91)
Observations	72	108	166	72
R-squared	0.671	0.319	0.097	0.188

表4表明, 不同级别的城市房价系数均为负数, 意味着房价上涨抑制居民消费结构升级。不同级别城市房价系数的正负虽然一致, 但大小与显著性程度存在明显差异: 房价上涨对超大城市与II型大城市居民消费结构升级的抑制程度高于特大城市与I型大城市。可能的原因是: 对于超大城市, 房价上涨快, 居民购房压力较大, 不利于消费结构升级; 对于II型大城市, 居民消费行为变化相对较慢, 房价上涨进一步抑制消费行为变化和消费结构升级。

(四) 房价对居民消费结构的影响: 区域异质性检验

不平衡不充分的发展是当前中国社会主要矛盾的重要方面, 其中, 区域经济发展不平衡是中国经济发展不平衡的典型特征。总体上, 中国房价上涨表现出明显的区域特征, 即部分地区和城市表现出房地产投资增长快和房价上涨快等特点。房产的不可移动性和房产投资的地域性, 使得房价变动具有更明显的地区特征(梁云芳和高铁梅, 2007)。房产的区域特性会对区域经济发展产生较大的外部性, 即通过房地产的产出、投资、消费和价格来影响区域经济活动。2003年以来, 中国倾向于中西部地区的土地供应政策, 导致东部地区土地供应相对受限和东部地区房价上涨快于中西部地区(陆铭等, 2015)。房价上涨的区域差异, 可能导致房价影响居民消费结构升级的区域异质性。

从图4中可看出, 东部城市^①平均房价在2005—2017年从4979.53元/平方米上涨至22142.15元/平方米, 名义年均增幅约1430.22元/平方米, 同期, 消费结构升级指数从0.3668跌至0.3046。中西部城市房价在2005—2017年从2473.24元/平方米上涨至8885.54元/平方米, 名义年均增幅为534.36元/平方米, 同期, 消费结构升级指数从0.3414降至最低0.3056。

对于不同地区的城市, 房价对居民消费结构升级的影响可能不同。本文进一步将35个大中城市划分为东部和中西部城市两个子样本进行检验, 估计结果见表5。

表5表明, 东部和中西部地区房价对消费结构升级的影响方向一致, 但系数大小上有着明

①根据国家对东部、中部、西部的划分标准, 本文的东部城市包括沈阳、大连、北京、天津、石家庄、济南、青岛、南京、上海、杭州、宁波、福州、厦门、广州、海口、深圳16个城市; 中西部城市包括太原、呼和浩特、长春、哈尔滨、合肥、南昌、郑州、武汉、长沙、西安、兰州、银川、西宁、乌鲁木齐、成都、重庆、昆明、贵阳、南宁19个城市。

显差异,房价上涨对中西部地区居民消费结构升级的抑制程度高于东部地区。可能的原因是:一方面,中西部地区的房产流动性相对较弱,使得房价上涨所带来的财富效应无法及时兑现。另一方面,在东部地区房价抬高的同时,居民工资相应推升,一定程度上抵消了房价上涨对消费结构升级的

抑制作用;而中西部地区居民工资增长相对缓慢,居民储蓄率相对较高,导致房价上涨的抑制作用更显著。

(五) 内生性和稳健性检验

为了缓减房价对消费结构升级影响中的内生性问题,借鉴佟家栋和刘竹青(2018),城市土地供给条件是房价较合适的工具变量,本文选择城市人均招拍挂土地转让面积作为房价的工具变量。采用工具变量法的估计结果如表6所示。

表6第(1)列报告了工具变量第一阶段的估计结果。可以发现,城市人均招拍挂土地转让面积的估计系数均在1%的水平上显著为负,说明人均招拍挂土地转让面积与房价水平显著负相关,且第一阶段回归的 R^2 达到0.841。在控制其他因素的影响后,弱工具变量F检验的统计量的值远大于10,说明本文选择的工具变量比较合理,不存在弱工具变量问题。第(2)列报告了第二阶段的结果。可以发现,房价对消费结构升级的估计系数在1%的水平上显著为负。这证实了本文研究结论的稳健性。

接下来,本文通过调整样本、变动指标等方法进行稳健性检验。直辖市有明显的区位优势和城市级别优势,为观察非直辖市城市样本的回归结果,在剔除直辖市样本后,重新进行多元回归分析,结果见表7第(1)列。对于非直辖市样本,房价对消费结构升级的影响结果依然稳健。

表7列(2)和列(3),以土地价格和房价工资比率分别替换房价成为新的核心解释变量。其中,土地价格的核算方法,参考赵凯和刘成坤(2018)的研究,选取招拍挂出让地块的平均价格近似代替用地价格。估计结果显示:土地价格作为新的解释变量,其显著性以及符号与基准回

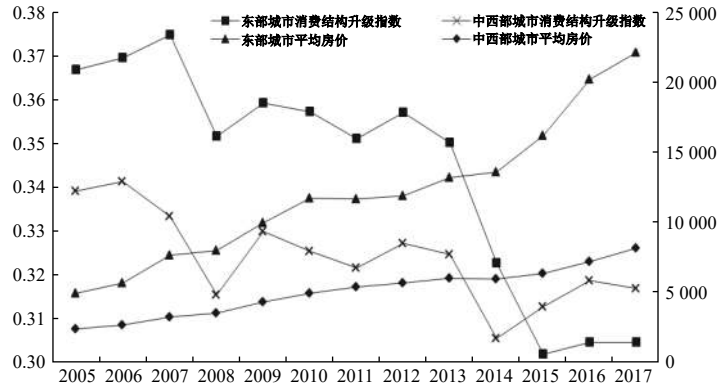


图4 不同区域城市房价与消费结构升级指数变动

表5 不同区域消费结构升级影响因素的估计结果

	(1)	(2)
	东部地区	中西部地区
$\ln Hprice$	-0.068**(-2.26)	-0.108***(-2.98)
$\ln Tertiaryindustry$	0.099**(2.01)	0.144**(2.54)
$\ln Interest$	0.307*** (4.01)	0.084(1.23)
$\ln Urbanization$	0.317*** (5.73)	-0.003(-0.09)
$\ln Income$	0.054(0.62)	-0.099(-1.13)
$\ln Habitat$	-0.059(-0.63)	0.221*** (2.68)
Constant	-1.288***(-2.72)	-2.033***(-5.07)
Observations	192	226
R-squared	0.315	0.108

表6 工具变量估计结果

	第一阶段	第二阶段
	$\ln Hprice$	$\ln index$
$\ln perland$	-0.105***(-10.79)	
$\ln Hprice$		-0.129***(-3.20)
$\ln Tertiaryindustry$	0.039(0.47)	0.112*** (3.03)
$\ln Interest$	0.421(1.39)	0.109(0.83)
$\ln Income$	0.946*** (7.12)	0.163** (2.28)
$\ln Urbanization$	0.113*(1.88)	0.068** (2.47)
$\ln Habitat$	0.426*** (3.28)	0.179*** (3.06)
Observations	416	416
R-squared	0.841	0.295
第一阶段F统计量	116.46	

归保持一致; 房价工资比率作为新的解释变量, 其显著性以及符号与基准回归相一致。进一步地, 参考王辉龙和高波(2016)的研究方法, 采用恩格尔系数作为新的被解释变量, 并重新进行估计。列(4)的回归结果表明, 核心变量房价的显著性和符号与预期保持一致, 实证结果保持稳健。

表7 稳健性检验

被解释变量	(1) 消费结构升级指数	(2) 消费结构升级指数	(3) 消费结构升级指数	(4) 恩格尔系数
<i>lnHprice</i>	-0.074***(-3.50)			0.116***(-5.15)
<i>lnLprice</i>		-0.020**(-2.49)		
<i>Ln(Hprice/Income)</i>			-0.053***(-2.70)	
<i>lnTertiaryindustry</i>	0.068(1.55)	0.103***(-2.62)	0.102***(-2.63)	-0.041(-0.92)
<i>lnInterest</i>	0.281***(-4.98)	0.251***(-4.96)	0.274***(-5.31)	0.347***(-5.86)
<i>lnUrbanlization</i>	0.071**(-2.34)	0.074**(-2.57)	0.088***(-3.02)	-0.059*(-1.76)
<i>lnIncome</i>	-0.056(-0.85)	-0.050(-0.78)	-0.100(-1.61)	-0.233***(-3.20)
<i>lnHabitat</i>	0.182***(-2.73)	0.106*(1.66)	0.135**(-2.11)	-0.002(-0.03)
<i>Constant</i>	-2.381***(-7.27)	-2.300***(-7.82)	-2.319***(-7.91)	-0.183(-0.54)
Observations	370	416	418	418
R-squared	0.101	0.101	0.105	0.370

六、边际消费倾向: 房价对消费结构影响的中介效应

接下来, 本文从边际消费倾向视角, 进一步讨论房价影响消费结构升级的作用机制。房价可能通过影响边际消费倾向进而影响消费结构升级。本文参考刘子兰和姚健(2018)使用的扩展线性支出系统(ELES)模型, 估计得到各年份居民的边际消费倾向。

ELES模型由Lluch和Williams(1975)在线性支出系统(LES模型)的基础之上改进后得出, 其基本形式如下:

$$V_i = p_i r_i + b_i \left(X - \sum_{j=1}^n p_j r_j \right), i, j = 1, 2, 3, \dots, n; i \neq j \quad (2)$$

其中, V_i 为对第*i*种商品的实际消费支出, X 为可支配收入, p_i 、 p_j 分别为第*i*、*j*种消费品的价格, r_i 、 r_j 为对第*i*、*j*种商品的基本需求量, 边际消费倾向 b_i 为待估参数。

$$\text{令 } k_i = p_i r_i - b_i \sum_{j=1}^n p_j r_j \quad (3)$$

则(2)式转化为:

$$V_i = k_i + b_i X \quad (4)$$

最终, ELES模型的计量形式为:

$$V_i = k_i + b_i X + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, ε_i 为随机扰动项。对式(5)进行OLS估计即可得到边际消费倾向 b_i 的估计值, 结果如表8所示。

表8显示, 总体而言, 居民的边际消费倾向呈下降趋势。2013年以前, 各项消费的边际倾向均呈现出稳中有降趋势。2013年以后, 住房和医疗保健的边际消费倾向发生了较大变动(2013年国家统计局关于八大类消费的统计口径发生了较大变化), 其他六项消费的边际倾向

仍然呈下降趋势。

表 8 分项消费的边际消费倾向估计结果

	(1) 食品	(2) 衣着	(3) 居住	(4) 家庭设备	(5) 医疗保健	(6) 交通通信	(7) 文教娱乐	(8) 其他
2005	0.215	0.030	0.074	0.031	0.060	0.136	0.106	0.024
2006	0.216	0.036	0.068	0.041	0.060	0.133	0.126	0.028
2007	0.215	0.030	0.063	0.040	0.056	0.136	0.133	0.024
2008	0.219	0.037	0.049	0.037	0.057	0.122	0.120	0.029
2009	0.206	0.031	0.052	0.038	0.054	0.117	0.120	0.032
2010	0.217	0.039	0.063	0.046	0.061	0.096	0.117	0.028
2011	0.234	0.037	0.056	0.041	0.062	0.094	0.112	0.031
2012	0.193	0.030	0.032	0.031	0.068	0.091	0.112	0.030
2013	0.317	0.085	0.016	0.029	0.071	0.096	0.104	0.029
2014	0.181	0.025	0.112	0.028	0.039	0.083	0.084	0.036
2015	0.146	0.019	0.261	0.027	0.018	0.101	0.071	0.022
2016	0.139	0.020	0.244	0.028	0.017	0.088	0.077	0.020
2017	0.126	0.015	0.257	0.024	0.010	0.072	0.075	0.019

在估计居民边际消费倾向的基础上,本文采用温忠麟和叶宝娟(2014)改进后的中介效应分析方法,实证检验房价通过影响边际消费倾向进而影响消费结构升级的机制是否存在。构建如下中介效应模型:

$$Index_{it} = \alpha_{it} + \alpha_1 \ln Hprice_{it} + \alpha_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$MPC_{it} = \gamma_{it} + \gamma_1 \ln Hprice_{it} + \gamma_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

$$Index_{it} = \delta_{it} + \delta_1 \ln Hprice_{it} + \delta_2 MPC_{it} + \delta_3 X_{it} + \phi_{it} \quad (8)$$

检验步骤如下:首先,构建房价对消费结构升级的回归方程(6),回归得到房价的估计系数 α_{10} 。若 α_1 不显著,则房价对消费结构升级的影响不显著,便没有必要进行中介效应检验;若 α_1 显著,则进行下一步检验,即构建房价对中介变量边际消费倾向(MPC)的回归方程(7),以及房价和中介变量边际消费倾向(MPC)对消费结构升级的回归方程(8),以此来检验中介效应是否存在。如果方程(7)中房价的系数 γ_1 显著,且方程(8)的中介变量MPC的系数 δ_2 也显著,表明间接效应显著。然后,进一步检验方程(8)中房价的系数 δ_1 。若 δ_1 不显著,即直接效应不显著,说明只有中介效应;若 δ_1 显著,即直接效应显著。此时,需要比较 $\gamma_1 \times \delta_2$ 和 δ_1 的符号。如果是同号,则属于部分中介效应;如果是异号,则属于遮掩效应。然而,如果方程(7)中房价的系数 γ_1 和方程(8)的中介变量MPC的系数 δ_2 中至少有一个不显著,则需要使用Bootstrap法直接检验原假设 $H_0: \gamma_1 \times \delta_2 = 0$,若显著,则间接效应显著;否则,则停止分析。基于此,我们利用方程(6)、(7)、(8)进行影响机制的实证检验。表9报告了估计结果。

表9模型(1)显示,房价对消费结构升级的估计系数为-0.026,在1%的水平上显著。模型(2)显示,房价对总边际消费倾向的估计系数为-0.015,在10%的水平上显著。同时,模型(3)中,房价对消费结构升级的估计系数为-0.024,在5%的水平上显著,其系数大小和显著性均有所减弱,而边际消费倾向对消费结构升级的估计系数0.166,在5%的水平上显著为正。可以发现, $\gamma_1 \times \delta_2$ 和 δ_1 同号。因此,边际消费倾向是房价影响消费结构升级的部分中介因子。

进一步地,为了分析房价究竟是通过抑制八大类消费中的哪类边际消费倾向而影响了消费结构升级,本文分别估计了房价对总消费的边际倾向和不同类别消费的边际倾向的影响,结

果如表10所示。可以发现,房价上涨显著降低了居民的总边际消费倾向,但并没有对所有消费类别均产生负向影响。具体来看,房价上涨显著降低了居住、交通通信两类消费的边际消费倾向,而显著促进了食品、家庭设备、医疗保健和文教娱乐的边际消费倾向,对衣着和其他消费的边际倾向影响则不显著。

表9 中介机制检验

	(1) Index	(2) MPC	(3) Index
<i>lnHprice</i>	-0.026***(-2.60)	-0.015*(-1.87)	-0.024**(-2.36)
<i>MPC</i>			0.166**(2.58)
<i>lnTertiaryindustry</i>	-0.052*(-1.80)	0.060*** (2.63)	-0.062**(-2.14)
<i>lnInterest</i>	0.027(1.64)	-0.121***(-9.35)	0.047*** (2.61)
<i>lnUrbanlization</i>	0.003(0.19)	-0.000(-0.00)	0.003(0.19)
<i>lnIncome</i>	-0.013(-0.50)	-0.111***(-5.60)	0.006(0.23)
<i>lnHabitat</i>	0.034(1.45)	-0.008(-0.40)	0.036(1.51)
<i>Constant</i>	0.512*** (3.84)	1.943*** (18.31)	0.190(1.05)
Observations	418	418	418
R-squared	0.091	0.728	0.107

表10 房价对分项边际消费倾向的影响

	(1) 总消费	(2) 食品	(3) 衣着	(4) 居住	(5) 家庭设备	(6) 医疗保健	(7) 交通通信	(8) 文教娱乐	(9) 其他
<i>lnHprice</i>	-0.015* (-1.87)	0.023* (1.81)	0.007 (1.20)	-0.055*** (-3.24)	0.008*** (6.21)	0.014*** (3.58)	-0.021*** (-7.19)	0.010*** (4.11)	0.001 (0.64)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Observations	418	418	418	418	418	418	418	418	418
R-squared	0.728	0.479	0.232	0.720	0.722	0.726	0.833	0.891	0.349

首先,交通通信是发展享受型支出,房价抑制了交通通信边际消费倾向,进而抑制消费结构升级的逻辑是清晰的,即房价上涨对交通通信消费支出产生了挤出效应。其次,实证分析的是边际消费倾向,而非消费支出本身。房价上涨,对于与住房相关的支出消费倾向下降是价格弹性的基本规律。这样的研究结果与现实基本也是相符的。可以说,房价上涨抑制了发展和享受型消费中的交通通信支出的边际消费倾向,进而抑制了消费结构升级。

七、研究结论与政策启示

当今世界处于百年未有之大变局,中国政府不断深化供给侧结构性改革,并提出要充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,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。面对世界大变局和各种经济冲击,中国需要充分发挥消费对经济发展的基础性作用,将扩大内需作为构建双循环新发展格局的战略基点,促进居民消费结构升级,化解新时代社会主要矛盾,满足人民美好生活需要。然而,住房、教育、医疗等基本公共服务供给不足,成为抑制居民消费水平提高和消费结构升级的桎梏。特别地,中国家庭住房资产占家庭总资产比重偏高,房价较快上涨冲击居民消费结构升级路径。本文基于中国35个大中城市面板数据,实证研究了房价上涨对居民消费结构升级路径的冲击机制及效果,研究结论对于促进居民

消费结构升级具有参考价值。

本文使用面板分位数回归方法、ELES模型、中介效应模型进行实证检验,研究得出以下结论:(1)现阶段房价上涨显著抑制了总体居民消费结构升级,这种抑制作用对处于低消费结构阶段居民的影响程度大于处于高消费结构升级阶段的居民。(2)房价上涨对居民消费结构升级的影响存在城市异质性和区域差异性,房价上涨对超大城市与II型大城市居民消费结构升级的抑制程度高于特大城市与I型大城市;房价上涨对中西部地区居民消费结构升级的抑制程度高于东部地区。(3)边际消费倾向是房价影响消费结构升级的中介变量,房价通过对不同类别消费的边际消费倾向的异质性影响,进而影响居民消费结构升级,即房价上涨显著降低居住、交通通信的边际消费倾向,且显著提升食品、家庭设备、医疗保健和文教娱乐的边际消费倾向。

提高人民生活水平和质量,是发展经济的根本目的。在构建双循环新发展格局的发展阶段,扩大居民消费和促进居民消费结构升级,是满足人民美好生活需要的重要途径,对于化解新时代社会主要矛盾和促进经济高质量发展具有重要意义。本文的研究结论,对于促进居民消费结构升级具有以下政策启示:

第一,控制房价过快增长。尽管房地产市场发展在一定程度上带动了经济发展,但是一旦房价过快增长和房价过高,将导致居民购房压力过大和住房成本过高,就会阻碍居民生活水平和质量的提高。当前我国政府坚持“房住不炒”定位,加快建立多主体供给、多渠道保障、租购并举的住房制度,完善住房市场体系和住房保障体系。减轻房价上涨对居民消费升级的约束,抑制房价过快上涨,一方面,要提高保障性租赁住房供给,因城施策,着力解决困难群体和新市民住房问题;另一方面,要完善土地出让收入分配机制,加大财税、金融支持力度,借鉴长沙、重庆等城市对住房价格调控经验,支持合理自住需求,遏制投资投机性需求。东部地区房价上涨快于中西部地区,这与我国东部地区相对收紧的用地管控政策以及中西部地区相对宽松的用地管控政策有关。把握人口流动趋势,及时调整区域用地管控政策,使用地管控政策匹配人口流动趋势,有助于控制房价过快上涨和促进居民消费结构升级。

第二,提升基本公共服务供给水平。本文的研究结论表明,房价上涨会抑制居民消费结构升级。事实上,除住房领域外,医疗、教育等基本公共服务领域都需要深化改革,即通过提升住房、医疗、教育等领域的公共服务供给水平,减轻居民消费顾虑和弱化居民预防性储蓄动机,有助于促进居民消费结构升级。2021年6月,教育部成立了校外教育培训监管司,深化校外教育培训改革,强化校外教育培训监管。2021年7月,中共中央办公厅、国务院办公厅印发了《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》,切实提升学校育人水平,持续规范校外培训,有效减轻义务教育阶段学生过重作业负担和校外培训负担。上述两项措施,除规范教育生态和矫正教育功能外,还将在一定程度上减轻家庭教育焦虑,进而促进居民消费结构升级。本文关于消费倾向中介效应的研究表明,在消费行为意义上,类似于房价对居民消费结构升级的影响,提升住房、医疗、教育等基本公共服务水平有助于改善居民消费行为,进而促进居民消费结构升级。

第三,改善居民消费倾向。扩大居民消费需求和促进居民消费结构升级,是中国构建双循环新发展格局的战略基点,也是改善需求结构的重点。消费率偏低的需求结构问题是一个宏观经济问题,也是一个微观经济问题,即提升居民消费率和促进居民消费结构升级的关键是改善微观居民消费行为,特别是提高居民消费倾向。本文的研究表明,房价上涨通过对分项消费倾向非均衡性的影响抑制居民消费结构升级。其政策启示在于,促进居民消费结构升级,需要提升居民社会保障水平和减轻居民消费焦虑,改善居民消费倾向。

主要参考文献:

- [1] 戴颖杰, 周奎省. 房价变动对居民消费行为影响的实证分析[J]. 宏观经济研究, 2012, (3).
- [2] 杜莉, 罗俊良. 房价上升如何影响我国城镇居民消费倾向——基于两阶段家庭最优消费模型的研究[J]. 财贸经济, 2017, (3).
- [3] 杭斌, 闫新华. 经济快速增长时期的居民消费行为——基于习惯形成的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2013, (3).
- [4] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费[J]. 世界经济, 2011, (10).
- [5] 雷潇雨, 龚六堂. 城镇化对于居民消费率的影响: 理论模型与实证分析[J]. 经济研究, 2014, (6).
- [6] 李春风, 刘建江, 齐祥芹. 房价上涨影响居民消费的门槛效应: 倒U假说及实证[J]. 华东经济管理, 2017, (12).
- [7] 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[J]. 南开经济研究, 2015, (1).
- [8] 梁云芳, 高铁梅. 中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J]. 经济研究, 2007, (8).
- [9] 刘子兰, 姚健. 基于ELES模型的大中城市消费升级研究[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版), 2018, (5).
- [10] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学, 2015, (5).
- [11] 毛中根, 桂河清, 洪涛. 住房价格波动对城镇居民消费的影响分析[J]. 管理科学学报, 2017, (4).
- [12] 石明明, 江舟, 周小焱. 消费升级还是消费降级[J]. 中国工业经济, 2019, (7).
- [13] 孙豪, 毛中根, 王泽昊. 消费降级: 假象及其警示[J]. 经济与管理, 2020, (3).
- [14] 唐琦, 夏庆杰, 李实. 中国城市居民家庭的消费结构分析: 1995–2013[J]. 经济研究, 2018, (2).
- [15] 田青, 马健, 高铁梅. 我国城镇居民消费影响因素的区域差异分析[J]. 管理世界, 2008, (7).
- [16] 佟家栋, 刘竹青. 房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题[J]. 经济研究, 2018, (7).
- [17] 王辉龙, 高波. 住房消费与消费结构升级——理论假说与实证检验[J]. 财经科学, 2016, (1).
- [18] 汪伟, 刘志刚, 龚飞飞. 高房价对消费结构升级的影响: 基于35个大中城市的实证研究[J]. 学术研究, 2017, (8).
- [19] 王雪琪, 赵彦云, 范超. 我国城镇居民消费结构变动影响因素及趋势研究[J]. 统计研究, 2016, (2).
- [20] 魏杰, 王韧. 我国住房制度的改革路径: 基于住房商品的特殊性质[J]. 经济体制改革, 2007, (2).
- [21] 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, (5).
- [22] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 管理世界, 2015, (10).
- [23] 谢洁玉, 吴斌珍, 李宏彬, 等. 中国城市房价与居民消费[J]. 金融研究, 2012, (6).
- [24] 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[J]. 管理世界, 2013, (3).
- [25] 杨赞, 张欢, 赵丽清. 中国住房的双重属性: 消费和投资的视角[J]. 经济研究, 2014, (S1).
- [26] 尹海洁, 唐雨. 贫困测量中恩格尔系数的失效及分析[J]. 统计研究, 2009, (5).
- [27] 余华义, 王科涵, 黄燕芬. 中国住房分类财富效应及其区位异质性——基于35个大城市数据的实证研究[J]. 中国软科学, 2017, (2).
- [28] 袁冬梅, 李春风, 刘建江. 城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究[J]. 管理科学学报, 2014, (7).
- [29] 元惠连, 夏庆杰, 王志伟. 中国城镇居民消费需求分析[J]. 经济科学, 2016, (4).
- [30] 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).
- [31] 赵凯, 刘成坤. 住房价格、土地价格与地方政府行为[J]. 统计研究, 2018, (10).
- [32] 周弘. 住房按揭贷款如何影响家庭消费结构[J]. 统计研究, 2012, (7).
- [33] 周利, 张浩, 易行健. 住房价格上涨、家庭债务与城镇有房家庭消费[J]. 中南财经政法大学学报, 2020, (1).
- [34] Benjamin J D, Chinloy G D, Jud G D. Real estate versus financial wealth in consumption[J]. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2004, 29(3): 341–354.
- [35] Browning M, Gørtz M, Leth-Petersen S. Housing wealth and consumption: A micro panel study[J]. *The Economic Journal*, 2013, 123(568): 401–428.
- [36] Campbell J Y, Cocco J F. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3): 591–621.
- [37] Chamon M D, Prasad E S. Why are saving rates of urban households in China rising?[J]. *American Economic*

- Journal: *Macroeconomics*, 2010, 15(2): 93–130.
- [38] Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle[J]. *American Economic Review*, 2005, 95(3): 739–764.
- [39] Jäntti M, Sierminska E. Survey estimates of wealth holdings in OECD countries: Evidence on the level and distribution across selected countries[R]. WIDER Working Paper Series, 2007: 27–42.
- [40] Li S, Zhao R W. Changes in the distribution of wealth in China, 1995-2002[R]. Research Paper No. 2007/03, 2007: 93-112.
- [41] Lluch C, Williams R. Consumer demand systems and aggregate consumption in the USA: An application of the extended linear expenditure system[J]. *The Canadian Journal of Economics*, 1975, 8(1): 49–66.
- [42] Ludwig A, Sløk T M. The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries[R]. IMF Working Paper 02/01, 2002: 1–2.
- [43] Windsor C, Jääskelä J P, Finlay R. Housing wealth effects: Evidence from an Australian panel[J]. *Economica*, 2015, 82(327): 552–577.

The Impact of Housing Prices on the Upgrading of Consumption Structure: Mechanism and Evidence

Sun Hao¹, Wang Zehao², Yao Jian³

(1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Zhejiang Hangzhou 310018, China;

2. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China;

3. School of Economics, Shandong University, Shandong Jinan 250100, China)

Summary: Expanding domestic demand is the strategic basis for building a new dual-cycle development pattern. Compared with the previous development strategy, China is currently promoting the construction of a new dual-cycle development pattern that pays more attention to the domestic cycle. The expansion of resident consumption scale and the upgrading of resident consumption structure is an important part of expanding domestic demand. After the transformation of the main contradictions in Chinese society, the focus of research in the field of resident consumption has gradually shifted to the upgrading of resident consumption structure. Promoting the upgrading of resident consumption structure is an important way to meet people's needs for a better life. The proportion of housing assets in China's household asset allocation is relatively high. Therefore, the rise of housing prices not only affects the consumption level of residents, but also impacts the upgrading path of resident consumption structure. Using the panel data of 35 large and medium-sized cities in China, this paper empirically tests the impact mechanism and effect of housing prices on the upgrading of consumption structure. The results show that: In general, the rise of housing prices inhibits the upgrading of resident consumption structure, and this inhibition varies in different stages of consumption structure upgrading, in different levels of cities, and in different regions. Micro consumption behavior is the micro foundation of macro-economic phenomenon, and macro-economic phenomenon is the macro expression of micro consumption behavior. Exploring the impact mechanism of housing prices on the upgrading of resident consumption structure from the perspective of micro consumption behavior is the key to understanding the upgrading of resident consumption structure. Based on this cognition, the paper explains the impact of housing prices on the upgrading of consumption

structure from the perspective of marginal propensity to consume: The marginal propensity to consume is an intermediary variable that housing prices affect the upgrading of consumption structure. That is, the rise of housing prices significantly reduces the marginal propensity to consume of housing, transportation and communication, and significantly promotes the marginal propensity to consume of food, durable goods, medical care, culture, education and entertainment. To expand resident consumption and promote the upgrading of resident consumption structure, we should pay attention to the heterogeneous impact of rising housing prices on the marginal propensity to consume of different types of consumption. The research conclusions of this paper have reference value for constructing a new dual-cycle development pattern and promoting the upgrading of resident consumption structure, and put forward some policy suggestions, such as controlling the excessive growth of housing prices, improving the supply level of basic public services, and improving resident consumption tendency.

Key words: housing prices; consumption structure; marginal propensity to consume; mediation effect

(责任编辑: 王西民)

(上接第29页)

Based on a quasi-natural experiment from province-level practice of the *Tax Administrative Penalty Discretion Standards* since 2016, this study explores the relationship between the normalization of tax enforcement and audit pricing. It shows that compared with the ex-ante period of the tax administrative penalty discretion standards implemented in every province, in the ex-post period of the tax administrative penalty discretion standards implemented in every province, the positive relationship is more pronounced between the normalization of tax enforcement and audit pricing. Moreover, the former relationship is more pronounced in firms with more tax avoidance and collusion between tax supervisors and firms. As a result, as the tax administrative penalty discretion standards are implemented, the normalization of tax enforcement can increase corporate audit pricing.

This study makes several contributions as follows: Firstly, it broadens the horizon of tax enforcement research and further enriches the relevant literature of tax enforcement. Above all, this study considers the impact of the normalization of tax enforcement on audit pricing from the predisposing perspective of the tax administrative penalty discretion standards. Secondly, it broadens the horizon of the determinants of audit pricing research and further enriches the relevant literature of the determinants of audit pricing research. Thirdly, the normalization of tax enforcement can positively affect auditors' audit pricing decisions and further offer beneficial implications for improving the quality of corporate auditing quality.

Key words: tax enforcement; normalization; tax administrative penalty discretion standards; audit pricing; quasi-natural experiment

(责任编辑: 王西民)