

房产信贷约束下中国房价波动与非住房消费的门槛效应分析

钱 娇

(桂林理工大学 商学院, 广西 桂林 541004)

摘要:针对城镇居民非住房消费不足与高房价并存的典型现象,运用面板门槛模型对 31 个省区市 2005—2019 年的数据进行研究,探讨房价波动对非住房消费的影响并揭示空间差异。结果表明:房价波动对家庭非住房消费既有挤出效应也有财富效应,其中随着房产信贷约束的放松,挤出效应减弱,而财富效应增强;东部、中部、西部和东北部之间的门槛效应是异质的;各地区住房信贷约束水平存在明显差异,对房价与非住房消费之间的异质性关联起着至关重要的作用;房价波动和房产信贷约束并不是导致低消费的综合因素,无法负担的房价以及家庭抚养负担的增加是低消费的综合因素。因此,稳定房价仍是当务之急,房产信贷政策应与房地产市场的发展相适应,以促进消费。

关键词:房价波动;房产信贷约束;居民消费;面板门槛模型

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)05-0125-09

当前房价攀升和消费不振的现象同时出现,国家出台了一系列房产信贷政策。鉴于此,将展开严谨的理论分析和实证研究,引入门槛面板模型,研究东中西部以及东北部房产信贷约束下住宅价格波动对消费影响的门槛效应,揭示空间差异。找出在房地产调控政策效果不佳以及房地产业繁荣的背景下城镇居民消费需求持续低迷的原因,不仅有益于房地产业的健康发展,而且对改善民生与协调宏观经济持续健康发展也具有重要意义。

1 文献综述

1.1 房价波动与非住房消费关系研究

现有文献关于房产财富或房价与消费关系的研究,主要是基于生命周期理论和永久性收入假说的研究框架^[1-2],理性消费者的当期消费并不取决于当期的绝对收入,而是由一生的财富决定,因此家庭财富的大小和财富的变化会影响当期消费支出。大量文献实证研究了消费与房价或房产财富的关系,但尚未形成一致的结论。一些学者认为,房价的上涨会挤压家庭非住房消费^[3-5],也有实证研究结果表明房价上涨对家庭非住房消费支出有积极影响^[6-8]。此外,房价上涨对消费的影响还随着消费结构^[9]、性别^[10]、房屋所有权^[11]、年龄和户籍^[12]而变化。

1.2 住房财富效应传导机制

房价或房产财富与家庭非住房消费的关系是多种传导机制相互作用的结果,最终的效果取决于哪种机制起主导作用^[13]。近年来,学者们认为这些传导机制可以分为直接财富效应、流动约束效应和共同因素效应。直接财富传导机制是指家庭调整其家庭非住房消费以应对住房财富的变化^[14];流动约束效应意味着住房价格上涨可以缓解流动性约束,从而通过促进获得以住房资产为抵押的抵押贷款来增加家庭非住房消费^[15];共同原因渠道是指收入、利率和经济预期,它们同时影响住房价格和消费^[16]。

与发达国家不同,中国的传导机制是有限的。一方面,英美等发达国家一般住房资产作为贷款的抵押品,通过住房资产增值抵押贷款来缓解流动性,而在中国,这一贷款方式几乎不存在^[17]。另一方面,受遗赠动机和传统的消费观念影响,很少有家庭将住房财富变现用于消费。基于实际情况,部分国内学者重点研究了住房市场影响消费的新渠道(购房渠道)。购房首付和抵押贷款的压力,潜在购房者会增加储蓄,从而抑制消费,颜色和朱钟国^[18]将其称为“房奴效应”,李江一^[19]进一步实证检验了“房奴效应”。

收稿日期:2022-10-20

作者简介:钱娇(1995—),女,江苏泰兴人,桂林理工大学商学院,硕士研究生,研究方向为房地产经济。

1.3 信贷约束下房价对消费的影响

2007 年美国次贷危机以来,信贷对房产财富的影响受到了理论界和政策制定者的广泛关注,大量学者研究房产信贷与房价以及房产信贷与消费的关系^[20]。Mian 和 Sufi^[21]指出,在过去 40 年中,美国等大多数发达国家用于消费的家庭债务量不断增加,成为推动经济周期的主要动力。Fan 和 Yavas 也强调,有抵押贷款的家庭在非住房消费上的支出超过没有抵押贷款的家庭^[22]。此外,住房财富与家庭消费之间通过抵押贷款渠道呈现出相互反馈的循环。首先,当家庭债务量增加时,家庭会增加住房抵押贷款的需求,进而促进住房溢价和住房价格上涨^[23];其次,住房价格上涨带来的住房财富会增加家庭非住房消费,这又会刺激家庭债务扩张为家庭增加非住房消费^[24]。

总而言之,现有研究极大地提高了房价波动对家庭非住房消费的挤出效应和财富效应的认识。依靠与住房信贷有关的传导机制,住房价格变化对家庭非住房消费的影响(挤出效应和财富效应)在不同的住房信贷约束下是不同的。然而,现有研究主要集中在住房财富的变现效果或房价变化与消费的关系上,忽视了房产信贷的作用。事实上,房产信贷约束不仅直接影响家庭购房能力,还影响房产财富的变现能力,进而影响家庭非住房消费^[25]。此外,中国各地区的房产信贷约束水平不尽相同^[26],各地区经济发展也存在较大差异。因此,研究住房价格变化对家庭非住房消费的影响并探讨其区域差异,同时通过门槛面板模型考虑动态住房信贷约束是至关重要的。

2 研究材料

2.1 数据来源和处理

考虑到数据可得性和研究需要,选取了中国 31 个省区市 2005—2019 年的面板数据进行研究,原始数据来自《中国统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》和地方统计年鉴。所有变量均用各省当年的 CPI 进行平减处理,以反映实际经济增长。

2.2 变量选取

核心解释变量是房价波动,被解释变量是城镇居民非居住消费支出,门槛变量是房产信贷约束,其余变量为控制变量,各变量的描述性统计见表 1。

1)解释变量:房价波动(HPF)。由于中国缺乏宏观层面的住房财富数据,大多数研究采用住宅商品房的平均销售价格(住宅商品房销售额/住宅商品房销售面积)来表示房价。根据 LC/PIH 理

论^[1-2],消费者会在房价变化的同时调整其消费决策。因此,用 t 期房价 HP_t 对 $t-1$ 期房价 HP_{t-1} 的变化率来量化房价波动,即 $HPF_t = (HP_t - HP_{t-1})/HP_{t-1}$ 。

2)被解释的变量:非住房消费支出(NHC)。以城镇居民的人均非住房消费支出作为代理变量。国家统计局将城镇居民的消费支出分为食品、烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通和通信、教育、文化和娱乐、医疗、其他用品和服务。其中,居住消费包括房租支出,与住房价格水平高度相关。因此,家庭非住房消费不包括住房支出。

3)门槛变量:房产信贷约束(HCC)。研究信贷约束对消费影响的前提是确定一种可行的方法来识别信贷约束^[27],学者们采用了多种方法来量化信贷约束,包括手头现金^[28]、批准贷款额与预期贷款额之比^[29]、贷款收入比^[30]等,这些方法都与家庭收入直接相关,而家庭收入是银行估计贷款人还款能力的重要标准。因此,参考 Chivakul 和 Chen^[31]的研究,使用住房抵押贷款与 GDP 的比率来量化住房信贷约束,阈值越高表示住房信贷约束越宽松,正如万晓莉等^[32]指出,中国的房地产市场是由住房信贷驱动的。

4)控制变量:①城镇居民收入水平(URINC)。众多研究证实收入直接反映了城镇居民的消费能力,是影响家庭消费的关键因素,在此用城镇居民人均可支配收入表示。②人口抚养比。这一人口统计指标反映了非工作年龄人口占工作年龄人口之比,一般来说非工作人口的数量会影响家庭消费水平,在此用 15 岁以下和 65 岁以上人口占 15~65 岁人口的比例表示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	最大值	最小值
非住房消费	CON	11 230	3 281	18 240	5 915
房价波动	HPF	0.079	0.099	0.527	-0.460
城镇居民收入水平	URINC	16 256	5 354	27 816	6 208
人口抚养比	DR	0.407	0.058	0.578	0.259
住房信贷约束	HCC	0.019 4	0.014 1	0.063 8	0.000 1

2.3 面板门槛模型

Caner 和 Hansen^[33]提出的门槛面板模型不仅能通过内生的方式估计出门槛值,而且能分别估计出各样本中自变量与因变量之间的关系,观察其关系是否发生结构性变化。门槛面板模型设定如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 x_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 x_{it} \times I(q_{it} > \gamma) + e_{it}$$

(1)

式中: y_{it} 为被解释变量; x_{it} 为解释变量; q_{it} 为门槛变量; γ 为待估门槛值; β_1 和 β_2 分别代表 $q_{it} \leq \gamma$ 和 $q_{it} > \gamma$ 时 x_{it} 的参数; $I(\cdot)$ 为指示函数, 当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I(\cdot) = 1$, 否则 $I(\cdot) = 0$ 。

$$I(q_{it} \leq \gamma) = \begin{cases} 1, & q_{it} \leq \gamma \\ 0, & q_{it} > \gamma \end{cases}; I(q_{it} > \gamma) = \begin{cases} 0, & q_{it} \leq \gamma \\ 1, & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (2)$$

对于给定的阈值 γ , 可以用普通最小二乘法 (OLS) 对式(1)进行估计, 然后用式(3)计算残差平方和:

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_t(\gamma)' \hat{e}_t(\gamma) \quad (3)$$

通过残差平方和最小化得出门槛值 γ 的估计值, 即

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \quad (4)$$

下一步, 检验门槛效应的显著性, 即 β_1 和 β_2 是否存在显著差异。原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$, 备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$ 。 S_0 和 S_1 分别表示原假设和备择假设下的残差平方和, F 统计量的似然比检验(LR 统计量)为

$$F = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (5)$$

F 为非标准分布, Caner 和 Hansen^[33] 提出使用 Bootstrap 方法以获得渐近分布。在此方法下, 估计的 P 值是有效的, 并且确定了置信区间。多个阈值的估计和验证过程与单个阈值的估计和验证过程基本相似, 在此不再赘述。

3 模型设定

3.1 理论假设

综合上述文献, 住房具有消费品和抵押物的特征, 购房者可以通过“首付+贷款”的形式购房, 缓解了消费流动性, 因此房产信贷约束水平的高低将直接或间接地导致消费者的消费时间路径发生改变。依据生命周期理论与永久收入假说(LC-PIH), 一个理性的消费者追求整个生命周期效用的最大化, 其最优跨期消费选择满足:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t U(\text{NHC}_t, H_t) \quad (6)$$

消费者面临的预算约束表示为

$$\begin{cases} \text{TC}_t = \text{TI}_t \\ \text{TC}_t = \text{NHC}_t + P_t H_t + R_{t-1} B_{t-1} \\ \text{TI}_t = B_t + Y_t + (1 - \delta) P_t H_{t-1} \\ B_t \leq \theta_t H_t P_t \end{cases} \quad (7)$$

式中: E_0 为效用的条件期望算子; β_t 为消费者在 t

期的主观贴现率; C_t 为 t 期的非住房消费支出; H_t 为 t 期的住房消费/服务; HC_t 和 HI_t 分别为 t 期的总消费和总收入; P_t 为 t 期的房价; $P_t H_t$ 为 t 期的住房价值; $R_{t-1} B_{t-1}$ 为 t 期支付的抵押贷款利息; Y_t 为 t 期家庭可支配收入; $(1 - \delta) P_t H_{t-1}$ 为 $t - 1$ 期住房折旧后的剩余价值; B_t 为 t 期抵押贷款资金总额; θ_t 为 t 期房产信贷约束条件, 数值越小意味着家庭从住房价值中获得抵押贷款的信贷约束越严格。

为求解消费者的最优化问题, 构建拉格朗日函数, λ_t 和 γ_t 为约束条件式(8)的拉格朗日乘子:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t \{ U(C_t, H_t) + \lambda_t [Y_t + B_t + (1 - \delta) P_t H_{t-1} - C_t - P_t H_t - R_{t-1} B_{t-1}] + \gamma_t (\theta_t P_t H_t - B_t) \} \quad (8)$$

对拉格朗日函数求导, 得到如下—阶条件:

$$U_t^C - \lambda_t = 0 \quad (9)$$

$$U_t^H + \beta \lambda_{t+1} (1 - \delta) P_{t+1} + (\gamma_t \theta_t - \lambda_t) P_t = 0 \quad (10)$$

$$\lambda_t - \beta \lambda_{t+1} R_t - \gamma_t = 0 \quad (11)$$

$$\gamma_t (\theta_t H_t P_t - B_t) = 0 \quad (12)$$

Guerrier 和 Iacoviello^[34] 认为, 家庭从非住房和住房商品中获得效用。为简化分析, 假设效用函数为 $U_t = \ln C_t + j \ln H_t$, 其中 j 代表消费者对住房的偏好程度。将效用函数代入式(9)~式(12), 经整理得到

$$\frac{1}{C_t} = \beta R_t E_t \left(\frac{1}{C_{t+1}} \right) + \gamma_t \quad (13)$$

$$\frac{j}{H_t} + \left(\gamma_t \theta_t - \frac{1}{C_t} \right) P_t + \beta (1 - \delta) E_t \frac{P_{t+1}}{C_{t+1}} = 0 \quad (14)$$

式中, $\gamma_t > 0$, 意味着消费者在跨时决策期间不能通过借贷来平滑其一生的消费, 所以消费者只能减少其当前的消费来最大化其生命周期的效用。即使信贷约束不影响当前消费, 也会影响未来消费, 信贷约束改变了消费者的行为。

3.2 数据平稳性检验

序列的非平稳性可能导致面板数据存在伪回归, 面板门槛模型要求变量是平稳的, 因此, 在实证分析之前有必要检验数据序列的平稳性。为了避免单一方法带来的误差, 选择 LLC 检验和 Fisher-ADF 检验对模型中的每个变量进行单位根检验。表 2 显示, 两种检验方法各变量的原始数据均拒绝了单位根假设, 说明所有变量都是稳定的。

表 2 变量的单位根检验结果

变量	LLC	Fisher-ADF
ln NHC	-1.368 1*	78.343 5***
HPF	-6.814 5***	88.482 6***
ln URINC	-2.792 6***	68.319 8***
DR	-3.899 4***	81.415 7***
HCC	-2.541 4***	68.297 0***

注：***、* 分别表示在 1%、10% 水平下显著。

表 3 门槛效应检验结果

地区	门槛	F	P	10%	5%	1%
东部	单一门槛	12.33**	0.016 0	7.803 4	9.536 9	13.709 1
	双门槛	3.57	0.284 0	5.488 8	6.651 3	9.778 3
中部	单一门槛	7.84*	0.054 0	6.311 8	8.025 4	11.656 6
	双门槛	2.61	0.676 0	7.242 8	8.705 3	11.129 3
西部	单一门槛	19.01***	0.006 0*	8.573 8	11.733 9	15.408 9
	双门槛	4.52	0.134 0	5.004 6	6.333 6	7.966 3
东北	单一门槛	8.76*	0.092 0	6.479 3	10.305 6	12.022 5
	双门槛	0.90	0.614 0	2.432 7	2.454 1	2.548 6

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著。

当存在门值效应时,进行似然比(LR)检验以确定置信区间,使用 LR 统计量分别估计东部、中部、西部和东北地区的 95% 置信区间的门槛值。LR 检验结果(表 4)验证了前文的假设,即房产信贷约束在房价上涨影响非住房消费的过程中起到了门槛作用。

表 4 门槛值与置信区间

地区	门槛	门槛值	95%置信区间
东部	单一门槛	0.012 6	[0.010 4,0.012 8]
中部	单一门槛	0.010 7	[0.010 5,0.010 8]
西部	单一门槛	0.002 2	[0.002 1,0.002 4]
东北	单一门槛	0.012 8	[0.012 0,0.013 4]

3.4 模型设定

为了检验不同房产信贷约束下房价波动对非住房消费的影响,根据门槛检验结果(表 4)和 LC/PIH 理论,建立各地区的门槛面板模型:

$$\ln NHC_{it} = \mu_i + \beta_{11} HPF_{it} \times I_i(HCC_{it} \leq \gamma) + \beta_{12} HPF_{it} \times I_i(HCC_{it} > \gamma) + \beta_{13} Z_{it} + e_{it} \quad (15)$$

式中: i 和 t 分别表示东部、中西部和东北地区的省份和时间; μ_i 为个体固定效应; HPF 代表房价波动(被解释变量); ln NHC 为对数形式的城镇居民人均非住房消费支出(核心解释变量); HCC 代表门槛变量; γ 代表门槛值; β_1 和 β_2 分别是衡量不同房产信贷约束下房价波动对非住房消费影响的系数; Z 为控制变量。

3.3 门槛效应检验

在建立门槛面板模型之前,首先要确定模型是否存在门槛及门槛个数。Bootstrap 法可用于检验变量是否为门槛变量以及门槛个数^[33],采用该方法方法识别门槛个数,设置 BS 频率为 500。F 统计量结果表明(表 3),4 个地区的 F 统计量都通过了单阈值 10% 的显著性水平检验,房产信贷约束(HCC)是单一门槛变量。

用 Stata15.0 对式(15)进行模拟,模型模拟结果见表 5,从回归系数可以看出,在不同程度的信贷约束下,房价波动对消费的影响是不对称的,非线性效应在不同地区有明显差异。

表 5 门槛回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东	中	西	东北
HPF(HCC≤ γ)	-0.230*** (0.073 5)	-0.105 (0.074 4)	-0.315*** (0.069 3)	0.032 9 (0.077 1)
HPF(HCC> γ)	0.035 0 (0.043 7)	0.202*** (0.073 4)	0.011 3 (0.039 9)	0.575*** (0.167)
ln URINC	0.482*** (0.063 7)	0.484*** (0.081 6)	0.627*** (0.054 8)	0.611*** (0.055 7)
DR	-0.322*** (0.095 6)	0.078 8 (0.165)	-0.018 6 (0.198)	-0.632** (0.271)
常数项	3.861*** (0.298)	3.369*** (0.379)	2.545*** (0.222)	2.308*** (0.220)
样本数	150	90	180	45
R ²	0.948	0.974	0.962	0.988

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著;括号内为参数估计的 t 统计量。

4 结果与分析

4.1 房价波动与房产信贷约束

如图 1 所示,2005—2019 年,中国 4 个地区城镇平均房价呈增长趋势,从 2005 年的 3 911.10 元(东部)、1 708 元(中部)、1 711.24 元(西部)和 2 262 元(东北),增长到 2019 年的 8 767 元(东部)、4 685.12 元(中部)、4 755.38 元(西部)和 5 338.14 元

(东北), 年平均增长率分别为 6.95% (东部)、8.54% (中部)、8.18% (西部) 和 6.57% (东北)。此外, 不仅是人均可支配收入和非居住消费, 东部的房价水平也远远高于其他 3 个地区, 但其他 3 个非东部地区的房价水平差别不大。

2005—2019 年, 住房价格呈现频繁且不稳定的波动, 其特点是地区之间有相同的波动趋势。首

先, 4 个地区的房价波动分别位于 $-8.95\% \sim 27.86\%$ (东部)、 $-2.54\% \sim 21.83\%$ (中部)、 $-1.22\% \sim 17.37\%$ (西部) 和 $-1.03\% \sim 12.63\%$ (东北)。其次, 东部的房价波动远比其他 3 个地区剧烈。例如, 在东部地区, 2009 年上海的房价最高达到 52.98%, 而 2005 年海南的房价最低为 -16.68% 。

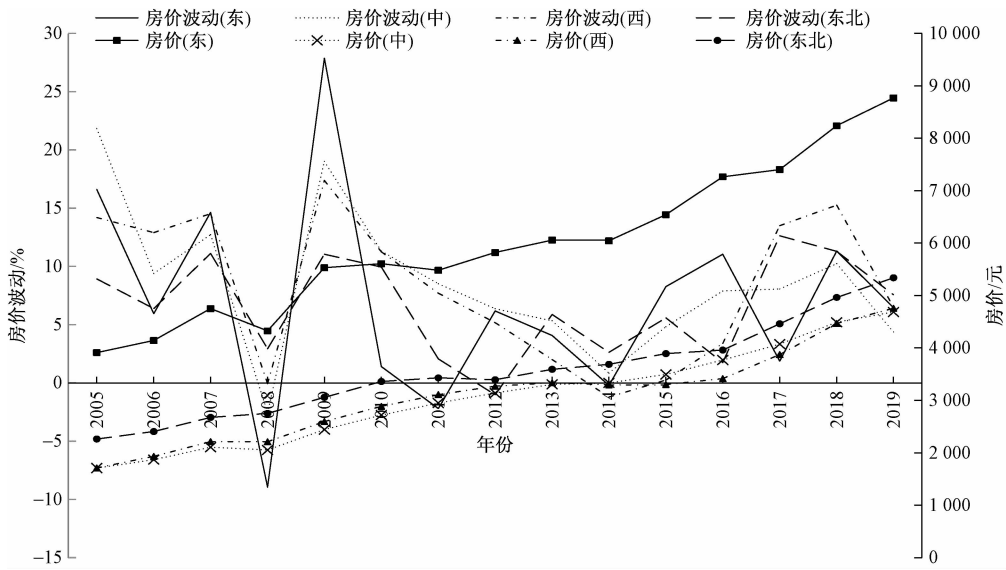


图 1 2005—2019 年 4 个地区房价与房价波动

图 2 表明, 2005—2019 年, 4 个地区的房产信贷都在增加, 这说明中国政府不断实施政策, 放松住房信贷约束, 刺激家庭消费。例如, 东部、中部、西部和东北的房产信贷约束值, 分别从 2005 年的 0.9%、0.29%、0.60% 和 0.17% 提高到 2019 年的 2.6%、2.9%、3.15% 和 2.04%。其次, 西部的门槛值始终低于其他 3 个地区, 然而房价上涨对非居住

消费始终没有出现显著的财富效应。2009 年以后, 中部和东北部的房产信贷约束值开始高于东部地区, 非东北地区的房产信贷约束值在大多数年份超过了它们的门槛值, 这意味着, 4 个地区的房产信贷约束不断放松, 以缓解住房财富的流动性, 但房价上涨对非住房消费的财富效应不能完全抵消挤出效应, 这在东部和西部表现得有位明显。

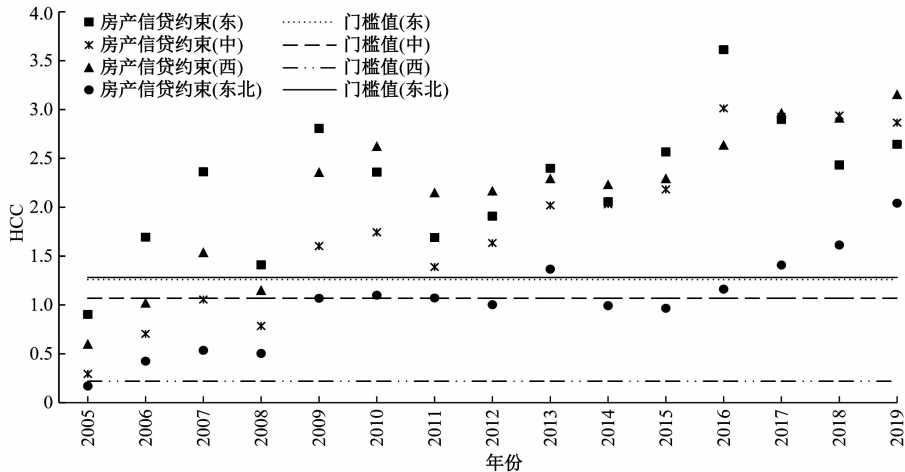


图 2 2005—2019 年 4 个地区房产信贷约束值和门槛值

4.2 房价波动和非住房消费

模拟结果(表 2 和表 3)表明,房产信贷约束是影响中国城镇居民消费行为的单一门槛变量,进而导致房价波动和非住房消费之间关系的变化。此外,4 个地区的单一门槛值是不同的,分别为 1.26%(东部)、1.07%(中部)、0.22%(西部)和 1.28%(东北),说明中国城镇居民能获得的房产信贷超过阈值后,他们的消费行为会有很大调整。此外,西部的房产信贷约束门槛值最低(0.22%),表明西部城镇居民对政府的房产信贷政策很敏感,这意味着只有在当地房产信贷约束值超过 0.22%时才会调整其消费行为。然而,HCC 的最高门槛值位于东北地区。

表 3 结果表明,在东部、中部和西部地区,当其房产信贷约束低于门槛值时,房价波动对非住房消费有抑制作用,这表明房价的上涨对城镇居民非住房消费有挤出效应。在东北地区,房价波动对非住房消费的影响是正的,这说明房价的上涨对城镇居民非住房消费有财富效应。各地区房价波动对非住房消费的边际效应分别为-0.230(东部)、-0.105(中部)、-0.315(西部)和 0.032 9(东北)。如在西部地区,意味着房价上涨 1%将导致非居住消费下降 0.315%。此外,模拟结果(表 5)也表明,当 4 个地区的房产信贷约束超过其阈值时,房价的上涨将对非住房消费产生积极的影响,房价波动对非住房消费的边际效应变化为 0.035(东部)、0.202(中部)、0.011 3(西部)和 0.575(东北部)。

将 2005—2019 年 4 个地区的门槛值和实际房产信贷约束值进行比较,除东北以外其他 3 个地区

的房产信贷约束大多超过了门槛值(图 3),房价上涨刺激了研究期内中国城镇居民的的非住房消费,这表明中国的房产信贷约束放松,缓解了住房财富的流动性。特别是在东北地区,无论房产信贷约束低于还是高于门槛值,房价波动都对非住房消费产生了积极的影响。

4.3 非居住消费与人均可支配收入

2005—2019 年,城镇人均可支配收入增长迅速(图 3)。4 个区域城镇人均可支配收入从 2005 年的 13 351.36(东部)、8 833.99(中部)、8 769.89(西部)和 8 721.86(东北)增加到 2019 年的 34 775.9(东部)、25 313.1(中部)、24 086.3(西部)和 24 365.5(东北)。但东部地区的城镇居民人均可支配收入远超其他 3 个地区,3 个非东部地区在研究期间的差异并不明显。

伴随着日益增长的收入,非居住消费在 4 个地区呈现出不同的特点。首先,2005—2013 年 4 个地区的非居住消费有所增加(图 3)。其次,2014 年 4 个地区的非居住消费先急剧下降再缓慢上升。与此同时,4 个地区的消费率(非居住消费与人均可支配收入的比率)经历了“降-增-降”的变化。其中,中部和东北部的消费率高于东部和中部地区;2014 年以来,东部的消费率低于其他 3 个地区;同时,东部地区城镇居民住房消费增速高于其他 3 个地区。

在研究期间,伴随着低收入和低消费率,高房价和低住房负担能力也同时发生在 4 个地区。住房负担能力不仅仅是指购买或租赁房屋的能力,还包括能够负担得起居住能力。即使房屋的购买和日

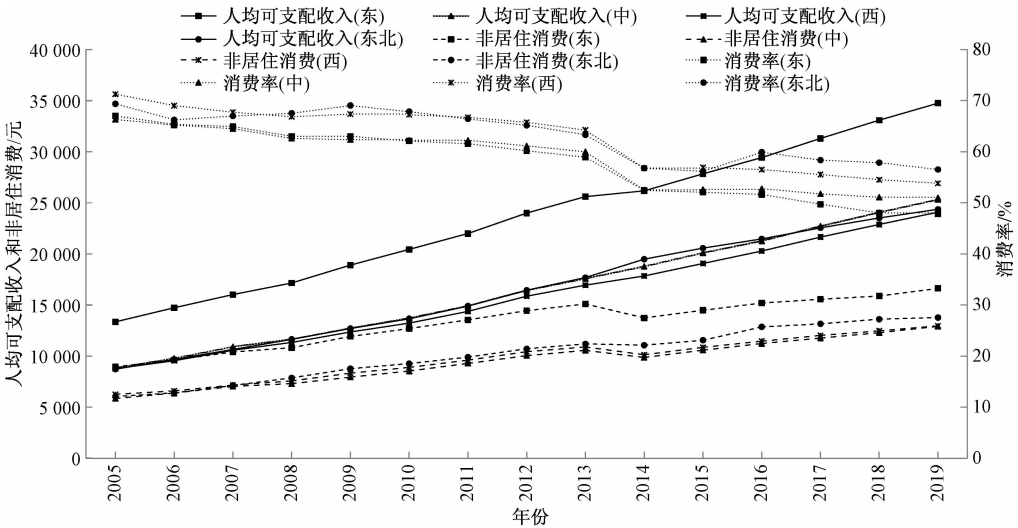


图 3 2005—2019 年 4 个地区的收入和消费水平

常支出能够承担,但离工作或学校太远,也意味着无法负担得起。一般来说,住房可负担性主要使用价格收入比(PIR)作为衡量标准。如果使用平均房价是收入中位数的3倍以上这一广泛使用的标准,东部所有省市的房价都是居民收入无法负担的。

4.4 非居住消费与人口抚养比

在东部、西部和东北部地区,人口抚养比和非居住消费之间存在正向关系(东部: -0.322;西部: -0.0186;东北: -0.632),这意味着更高的抚养比更可能导致更少的消费。尽管如此,西部地区的系数并不显著。在中部地区,人口抚养比DR有一个正的、不显著的系数(0.0788),这与其他3个地区的情况相反。首先,在中国有强烈的遗赠动机,老年人口不会利用他们的财富来增加消费。此外,在老龄化程度加深和全面二孩政策实施的背景下,抚养比的提高意味着家庭负担的加重,因此对消费的促进作用有限。

5 讨论

针对城镇居民非住房消费不足与高房价并存的典型现象,运用面板门槛回归模型对31个省区市2005—2019年的数据进行研究,探讨房价波动对非住房消费的影响并揭示空间差异。结果表明房产信贷约束是房价波动影响非居住消费的门槛变量,当房产信贷约束超过门槛值后,房价上涨的挤出效应减弱,而财富效应增强;其次,东部、中部、西部和东北部房产信贷约束水平存在明显差异,对门槛效应的异质性关联起着至关重要的作用。最重要的发现是,房价波动和住房信贷约束并不是导致低消费的综合因素,无法负担的房价以及家庭抚养负担的增加是低消费的综合因素。因此,以下将集中讨论造成这些现象的原因。

住房具有消费和投资双重作用^[35],因此,住房价格上涨会同时导致财富效应和挤出效应。研究结果表明,伴随着日益宽松的房产信贷约束,中部和东北部房价上涨对非居住消费的净效应从挤出效应变为显著的财富效应。然而,在东部和西部地区,尽管房产信贷约束值比东北更高,且东部的门槛值高于中部,但挤出效应仍占主导地位。所以,房价上涨和房产信贷约束不是低消费率的综合因素。这一结论与陈健等^[30]的发现不同,他们认为信贷约束是导致中国低消费的重要原因。各地区地区之间的差异可能是由不同的住房拥有率和难以负担的房价水平造成的。根据CHFS的数据,2019年东部和西部的住房拥有率为86%和88%,

低于中和东北部的89%和80%。其次,当采用房价收入比(平均房价超过收入中位数3倍)衡量房价负担时,东部房价比高于其他3个地区,是居民收入难以负担的。事实上,财富效应的前提是家庭住房所有权。对拥有房屋的人而言,房价上涨可以带来积极的财富效应。然而,房价上涨一般会导致租房者的租金上涨,增加了生活成本,给其消费行为造成负面的挤出效应。此外,计划购房的租房者将不得不减少消费,增加储蓄以满足首付要求^[25],因此,当东部和西部的房产信贷约束超过门槛值,房价上涨对非居住消费的挤出效应仍占主导地位。

根据凯恩斯提出的绝对收入假说,低收入者一般具有较高的边际消费倾向。研究结果表明,低消费率和低收入同时发生在中部和西部,这与低收入通常导致高消费率的传统观点相矛盾。例如,在2019年,中部和西部的人均可支配收入指数刚刚达到约24810,东部地区为34792,而中部和西部地区的平均消费率为60.19%和63.17%,远低于中国城市东部地区的66.60%。其次,进入公立小学和中学的机会与户口直接相关,大多数家庭更愿意购买房屋,以获得所在学区的入学资格。此外,在老龄化程度加深的背景下,遗赠动机增强,住房财富的增加难以转化为消费的增加。因此,在中国现实情况是,无法负担的房价和高住房自有率在研究期间同时发生,在某种程度上,住房抵押贷款市场放松贷款约束导致了住房市场繁荣,同时加剧了房价的不可负担性,正如万晓莉等^[32]指出,中国的房地产市场是由住房信贷驱动的。综合以上分析,难以负担的房价导致了我国城市中西部地区的低消费率。

6 结论与政策启示

为了研究房价波动对消费的影响并揭示空间差异,以中国31个省区市2005—2019年的面板数据为样本,采用门槛模型检验东、中、西、东北地区房价波动对家庭非住房消费支出的反应。结果表明:①房价波动对家庭非住房消费既有挤出效应也有财富效应,其中随着住房信贷约束的放松,挤出效应减弱,而财富效应增强;②东部、中部、西部和东北部之间的门槛效应是异质的;③各地区住房信贷约束水平存在明显差异,对房价与非住房消费之间的异质性关联起着至关重要的作用;④房价波动和住房信贷约束并不是导致低消费的综合因素,无法负担的房价以及家庭抚养负担的增加是低消费的综合因素。

基于以上结论得出几点启示:①继续加大房地

产市场调控力度,维持房价稳定应是政府的政策目标。政府不应该依靠房地产市场的繁荣来推动消费增长,而应该提高收入水平,减少居民面临的收入不确定,以实现可持续的经济增长。②政府应思考房产信贷政策和房价变化之间的关系,因地制宜制定政策。信贷政策的实施应与房地产市场的发展水平相适应,这样才能提高财富效应,从而促进消费,刺激内需。③更为重要的是,不应只盯着高房价,应着眼于完善各地区的社会保障体系,使老有所养,幼有所依,这是增强居民消费信心的根本途径。

参考文献

- [1] FRIEDMAN M. Theory of the consumption function[M]. Princeton:Princeton University Press,1956.
- [2] MODIGLIANI F,BRUMBERG R. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data[J]. Franco Modigliani, 1954, 1(1): 388-436.
- [3] 胡颖之,袁宇菲. 中国住宅销售价格对居民消费的影响[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(3): 1031-1050.
- [4] WAXMAN A, LIANG Y, LI S, et al. Tightening belts to buy a home: consumption responses to rising housing prices in urban China[J]. Journal of Urban Economics, 2020, 115: 103190.
- [5] 刘靖,陈斌开. 房价上涨扩大了中国消费不平等吗? [J]. 经济学(季刊), 2021, 21(4): 1253-1274.
- [6] 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[J]. 金融研究, 2013(3): 44-57.
- [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[J]. 经济研究, 2019(12): 102-117.
- [8] WANG Y, ZHOU Y, YU X, et al. Is domestic consumption dragged down by real estate sector?: evidence from Chinese household wealth[J]. International Review of Financial Analysis, 2021, 75: 101749.
- [9] 孙伟增,邓筱莹,万广华. 住房租金与居民消费:效果、机制与不均等[J]. 经济研究, 2020, 55(12): 132-147.
- [10] 陈欣彦,王培龙,董纪昌,等. 房价收入比对居民租购选择的影响研究[J]. 管理评论, 2020, 32(11): 66-80.
- [11] 张浩,易行健,周聪. 房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性:来自微观家庭调查数据的分析[J]. 金融研究, 2017(8): 50-66.
- [12] 何兴强,杨锐锋. 房价收入比与家庭消费:基于房产财富效应的视角[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 102-117.
- [13] LIU L, WANG Q, ZHANG A. The impact of housing price on non-housing consumption of the Chinese households: a general equilibrium analysis [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2019, 49: 152-164.
- [14] BOSTIC R, GABRIEL S, PAINTER G. Housing wealth, financial wealth, and consumption: new evidence from micro data[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(1): 79-89.
- [15] BURROWS V. The impact of house prices on consumption in the UK: a new perspective[J]. Economica, 2018, 85: 92-123.
- [16] KHORUNZHINA N. Intratemporal nonseparability between housing and nondurable consumption: evidence from reinvestment in housing stock[J]. Journal of Monetary Economics, 2021, 117: 658-670.
- [17] 尹志超,仇化,潘学峰. 住房财富对中国城镇家庭消费的影响[J]. 金融研究, 2021(2): 114-132.
- [18] 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, 29(3): 34-47.
- [19] 李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 405-430.
- [20] MIAN A, SUFI A. What explains the 2007—2009 drop in employment? [J]. Econometrica, 2014, 82(6): 2197-2223.
- [21] MIAN A, SUFI A. Finance and business cycles: the credit-driven household demand channel[J]. Journal of Economic Perspectives, 2018, 32(3): 31-58.
- [22] FAN Y, YAVAS A. How does mortgage debt affect household consumption? micro evidence from China[J]. Real Estate Economics, 2020, 48(1): 43-88.
- [23] JUSTINIANO A, PRIMICERI G E, TAMBALOTTI A. Credit supply and the housing boom[J]. Journal of Political Economy, 2019, 127(3): 1317-1350.
- [24] IACOVIELLO M, NERI S. Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2010, 2(2): 125-64.
- [25] 邓健,张玉新. 房价波动对居民消费的影响机制[J]. 管理世界, 2011, 27(4): 171-172.
- [26] 魏玮,陈杰. 加杠杆是否一定会成为房价上涨的助推器?:来自省际面板门槛模型的证据[J]. 金融研究, 2017(12): 48-63.
- [27] LI C, LIN L, GAN C E C. China credit constraints and rural households' consumption expenditure[J]. Finance Research Letters, 2016, 19: 158-164.
- [28] CHEN N K, CHEN S S, CHOU Y H. House prices, collateral constraint, and the asymmetric effect on consumption[J]. Journal of Housing Economics, 2010, 19(1): 26-37.
- [29] ZHAO J, BARRY P J. Effects of credit constraints on rural household technical efficiency: evidence from a city in northern China [J]. China Agricultural Economic Review, 2014.
- [30] 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[J]. 金融研究, 2012(4): 45-57.
- [31] CHIVAKUL M M, CHEN K C. What drives household borrowing and credit constraints? evidence from Bosnia

and Herzegovina[J]. IMF Working Papers, 2008.

[32] 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[J]. 经济学(季刊), 2017,16(2):525-544.

[33] CANER M, HANSEN B E. Instrumental variable estimation of a threshold model[J]. Econometric Theory, 2004, 20(5):813-843.

[34] GUERRIERI L, IACOVIELLO M. Collateral constraints and macroeconomic asymmetries[J]. Journal of Monetary Economics, 2017, 90:28-49.

[35] 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, 49(S1):55-65.

Analysis of the Threshold Effect of House Price Volatility and Non-housing Consumption in China under Housing Credit Constraints

QIAN Jiao

(School of Business, Guilin University of Technology, Guilin 541004, Guangxi, China)

Abstract: To address the typical phenomenon of urban residents’ non-housing consumption shortage coexisting with high house prices, a panel threshold model is applied to study data from 31 provinces from 2005 to 2019 to explore the impact of house price fluctuations on non-housing consumption and reveal spatial differences. The results show that house price fluctuations have both crowding-out and wealth effects on household non-housing consumption, with the crowding-out effect weakening and the wealth effect increasing with the relaxation of property credit constraints. The threshold effect is heterogeneous among East, Central, West and Northeast. There are significant differences in the level of housing credit constraints across regions, which play a crucial role in the heterogeneous association between house prices and non-housing consumption. House price volatility and housing credit constraints are not a combination of factors that lead to low consumption; unaffordable house prices and increased household support burden are a combination of factors that lead to low consumption. It is suggested that stabilizing house prices remains an imperative and that property credit policies should be aligned with the development of the real estate market to promote consumption.

Keywords: house price volatility; property credit constraint; residential consumption; panel threshold model