

信贷与房价： 首套房贷款利率对我国房价的影响

李 飞 施一宁 徐梓涵 张海洋

[提要]银行信贷作为房地产行业的主要融资来源,利率政策成为中国房地产市场去杠杆、防泡沫的主要工具之一。本文基于中国 35 个主要城市贷款利率的月度面板数据,研究发现首套房贷款利率的变动能够有效解释房地产价格的变动。另外,利率对房价的作用在城市层面具有明显的异质性,利率政策在敏感性较强的城市具有更强的调控效果。在 2017 年 3 月“最严”房市政策后,高利率城市房价对房贷款利率的变动更加敏感。本文的发现为利率调控政策来落实中央“房住不炒”要求提供了坚实的实证依据。

[关键词]房地产泡沫;信贷政策;贷款利率;去杠杆;房住不炒

中图分类号: F830.572

文献标识码: A

文章编号: 1004—3926(2022)01—0132—11

基金项目:对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“金融开放对中国房价的作用机制研究”(18QN03)、国家自然科学基金青年项目“资本账户开放与中国房价风险的理论实证研究”(72003027)阶段性成果。

作者简介:李飞,北京工商大学经济学院副教授,博士,研究方向:区域金融。北京 100048 施一宁,对外经济贸易大学金融学院助理教授,博士,研究方向:信贷政策、中国房地产;徐梓涵,加拿大皇家银行研究员,研究方向:信贷政策、货币政策;张海洋,对外经济贸易大学金融学院教授,博士生导师,博士,研究方向:普惠金融、信贷政策、资产定价。北京 100105

引言

房地产业是国民经济的重要支柱,多国的经验及金融危机证明房地产行业的兴衰直接影响国家银行系统和宏观经济的稳定性,如上世纪 90 年代日本的房地产泡沫,1997 年的东亚金融危机,以及 2008 年由美国房屋次级抵押贷款引发的金融危机。由此可见,维持房地产行业的平稳有序发展是稳定经济的基础。

自 1998 年住房制度改革以来,我国房地产市场经历了二十余年高速发展,伴随而来的是房地产价格泡沫风险的急剧上升。如图 1 所示,我国商品房价格增速除了在 2008 年前后受全球金融危机的影响出现了负增长外,商品房平均售价增长率普遍在 5%—10% 水平波动。据国家统计局数据,2019 年全年房地产行业增加值达 69631 亿元,约占全国 GDP 比重 7%。



图 1 中国商品房价格增长率

数据来源:国家统计局。

另外,如图 2 所示,由美国国际公共政策顾问机构 Demographia 发布的《2019 年全球住房可负担性调查报告》显示,我国一线城市的房价收入比均值高达 23.7,深圳、北京等重点一线城市普遍高于 30,已超出世界上房价最高、购房负担最重的城市中国香港(Hong Kong),而我国二、三线城市的购房负担平均水平也在世界前十之列。由此可见,我国房地产价格泡沫破裂的风险极大,控制维持我国房地产市场的稳定有序发展是经济民生工作的重中之重。2017 年 3 月,我国施行了“史上最严格”的房产限购政策,中央政府明确定调“不将房地产作为短期刺激经济的手段,持续加强房市资金管控”,全国各地共出台房地产市场相关政策 180 余次,抑制全国房价不合理的投机需求,防止房价过快上扬。

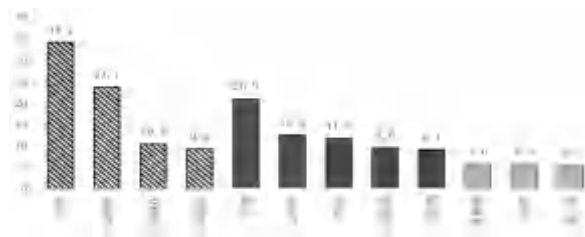


图 2 全球代表城市房价收入倍数对比

数据来源: Demographia《2019 年全球住房可负担性调查报告》,Wind。

房市中流动的资金绝大部分来源于银行贷款

(方意,2015)^[1]。尽管利用信贷利率工具调控房地产行业在我国政策实践中已积累了很多经验,但由于数据等原因,关于信贷利率调控房价成效的学术研究却寥寥无几。况伟大(2010)^[2]利用1996~2007年35个大城市的实际抵押贷款利率研究发现紧缩的央行的利率政策不仅不能抑制房价,反而会导致本期房价的上涨;龚秀国和于恩峰(2015)^[3]研究发现货币调控政策对我国房地产的影响是有效的,即利率与房价呈反向变化,利率的提高影响了市场需求使房价下降;邓翔和李双强(2015)^[4]发现心理预期、购房首付款政策对于房价的影响程度更大;而Chi-Wei Su等(2021)^[5]发现紧缩的信贷政策与贷款利率的提高会导致房价的降低。但同时,基于房贷在我国银行业的比重,房价的降低会增加金融系统的信用风险。因此,研究利率对房价的作用具有重要的现实及实践意义。

但由于数据的局限性,以往的研究对于利率变量的选择非常有限。如龚秀国和于恩峰(2015)^[3],以及余华义和黄燕芬(2015)^[6]使用的均为宏观的货币政策的调控利率;而况伟大(2010)^[2]及Chi-Wei Su等(2021)^[5]所使用的实际抵押贷款利率是将央行的名义抵押贷款利率通过各市的CPI转换所得。而名义抵押贷款利率对所有城市相同。因此,该变量不但缺少足够的城市层面的异质性,且与当地的经济发展具有直接的相关性。另外,该利率也非实际的房贷利率,因此无法正确有效地探索利率政策对房价的实际作用效果。本文的研究将努力填补这一空缺。

本文利用首套房贷款利率这一具有“中国特色”的利率变量,选取2015~2018年全国35个主要城市的月度数据针对中国房地产市场的“房价-信贷”关系进行进一步探究。本文是较早利用城市层面的实际房贷利率数据来探究信贷工具对房价影响的研究文章。另外,本文利率数据为月度首套房贷款利率,其周期短,可以灵活表现市场贷款利率的变动,不存在央行年度名义抵押贷款利率的时滞性。如图3所示,我国商品房价格与首套房利率明显呈现反向关系。最后,城市层面利率变数据变动性将更加有利于我们研究信贷对房价的异质性作用。本文研究发现当期利率变动可以有效解释当期房价变动。首套房贷款利率的提高能有效抑制房价的增长,且抑制作用高达0.6%。另外,利率对房价的抑制作用存在很强的异质性效应。首先,在本身利率较高、金融成本更高的城市,购房者对利率变化将更为敏感,从而导致利率政策的作用更为显著。而严格的限贷限购

政策也将减低购房者对利率的敏感度。结论表明,利率对房价的抑制作用主要集中在新一线和二线城市,这类城市其房价的需求对价格更加敏感,但同时住房需求也高。本文的研究成果为国家利用利率政策调控房地产提供定量的理论依据,具有一定的现实意义。

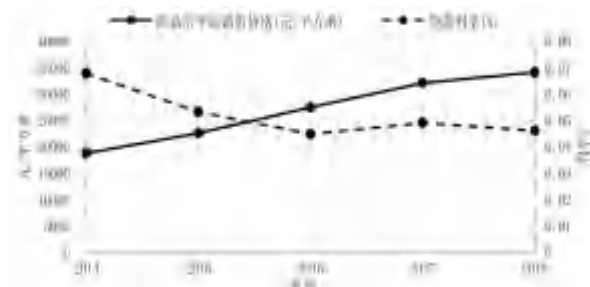


图3 中国商品房平均销售价格与平均首套房贷款利率

数据来源: Wind。

一、文献综述

(一) 信贷与房价关系研究

信贷和房产价格两者的关系一直是学术界所关注的问题。Allen和Gale(1998)^[7]提出的资产定价模型也支持这一观点; Gerlach和Peng(2005)^[8]以中国香港为例,分析得出信贷额、实际GDP和房价三者之间有着稳定的互动关系,并且房价上涨会影响银行的信贷扩张; Favara和Imbs(2015)^[9]以及Mian和Sufi(2009)^[10]利用美国数据发现宽松的抵押贷款政策会刺激购房需求,从而推动房价上涨; Cerutti等(2017)^[11]发现高房价通常伴随着信贷的膨胀,但信贷紧缩及经济萧条紧随其后; Ferrero(2015)^[12]通过理论模型证明宽松的货币政策及较低的贷款利率会导致美国的房地产泡沫及国家的财政赤字。

国内研究方面,周京奎(2006)^[13]认为信贷金融支持会影响房价,从而导致房地产市场泡沫;王云清等(2013)^[14]则认为影响房价浮动的主要因素是货币政策。一些研究也发现信贷与房价之间是双向的传导关系,如王维安和贺聪(2005)^[15]认为房价与信贷之间存在着一种自我强化的反馈机制,即高房价提高了住房的抵押价值,导致银行信贷供给提高同时利率下降,从而又进一步推动房地产价格上涨;况伟大(2010)^[2]通过建立购房者、开发商和央行三者动态均衡理论模型发现本期利率的上升将引致房价上升,但其实证检验却未发现央行利率调控对房价的作用;缪仕国(2012)^[16]发现我国的低贷款利率导致存贷款利差增加,刺激金融机构增加对房地产领域的贷款,推动房价的上涨;程承坪和张旭(2011)^[17]发现扩张性的利率政策对房价的促进作用要强于紧缩性的利率政

策对房价的抑制作用;李松华(2015)^[18]发现长期利率的降低推动了我国房价的上涨。

本文与况伟大(2010)^[2]的结论不同,本文发现利率的增高能够有效地抑制房价的高速增长。况伟大(2010)^[2]使用的利率为通过城市CPI将央行的名义抵押贷款利率转变为城市层面的实际抵押贷款利率,这种计算较为粗略,无法反映利率在各个城市间对购房需求的实际作用效应。^①而本文首次采用了城市层面的首套房贷款利率,其对居民购房需求及能力有直接作用与影响,能更加直观准确地体现利率与房价的关系,且月度数据的敏感性更强。

(二) 信贷对房价的作用途径研究

相关研究发现利率与房价呈反向关系,降低信贷成本或信贷的可获得性会加速房地产价格上涨(Favilukis 等,2017)^[19]。

从市场需求来说,利率上涨将提高购房者的利息成本从而抑制购房投资。李松华(2014)^[18]从房地产需求端发现房价与利率呈现反向关系,因为利率的降低减少了融资成本,因此房价上升。另一方面,银行信贷和房价之间存在螺旋上升的自我强化反馈机制(王维安、贺聪,2005)^[15]。房价上升意味着房产抵押价值的上涨,借款人因此在同等抵押率情况下可以获得更高的信贷额度,从而使银行信贷增加。同时,信贷扩张导致市场利率下降也再次助推房价的高涨。另外正如 Case 和 Shiller(2003)^[20]认为居民对房价升值的期望会导致在投机情绪和房地产泡沫的作用下,消费者认为房地产的增值幅度肯定将大于贷款成本,从而更愿意通过贷款投资房地产。房地产投资收益或资产价格的上涨使居民普遍产生更多的“富裕感”和消费冲动。其中,信贷作为杠杠,能更大幅度地撬动房价。基于以上文献,本文认为利率的上涨会导致信贷紧缩,使得购房成本增加,从而导致购房意愿减少,房价下跌或者增速放缓。

假设一: 房价与利率呈负相关关系。

(三) 金融过度支持理论

在金融自由化和管制宽松的情况下,金融机构的违规借贷行为导致信用风险的累积,加快了楼市周期波动和价格泡沫的产生与破裂。Allen 和 Gale(1998)^[7]推断银行等金融机构的中介作用伴生的代理问题最终引致了泡沫的产生。

周京奎(2006)^[13]认为,因为市场的强不确定性、预期的非理性、非出清市场价格偏离的合理性、区分噪声和理性交易者的实践困难性,提出了金融支持过度假说。作者认为,金融支持过度是指由政策或制度的变化和不对称问题所引致

的信贷膨胀致使市场参与者产生了投机心理和风险转嫁行为,从而推动了房地产泡沫的上升和破裂。如果银行向房地产投放了大量贷款,激起了投资者的投机心理,房价将会因为需求激增而快速上涨,高涨的价格又会引起房产担保价值的升高,贷款额的增加,再次助推房价。Herring 和 Wachter(1999)^[21]在研究了房地产行业周期和金融危机之间的关系后也发现,房价和信贷供给螺旋上升加速了泡沫的产生。

(四) 房价决定因素

Abraham 和 Hendershott(1994)^[22]提出,房产价格与房屋建筑成本、税后利率以及居民收入水平直接相关;Capozza 等(2002)^[23]发现可支配收入、城市人口及地方城市化水平是影响房价的重要因素;Jacobsen 和 Naug(2005)^[24]发现利率变动对房价的影响结果最明显;Jackson 和 White(2005)^[25]则认为市场供需、市场发展水平、政府的规划和政策是房价差异的主要原因。国内研究方面,时筠仑等(2005)^[26]发现经济发展、人口增长和居民生活水平提高会导致房产价值增长,而利率、货币政策、人均居住面积会导致房价的内生性波动;邓翔和李双强(2015)^[4]从投资者的心理预期入手,发现心理预期与购房首付款政策相对于其他影响因素对房价的影响更大。

总结得出,大多数的文献在研究利率对房价的作用时仍使用国家货币政策的调控利率(龚秀国、于恩峰,2015^[3];余华义、黄燕芬,2015^[6])或通过简单转化而得城市利率数据(况大伟,2010^[2];Chi-Wei Su 等,2021^[5])。在研究方法方面,多数文献使用动态模型如 VAR 及格兰杰因果检验,缺乏对因果作用的深入的探索。本文通过真实的贷款利率的城市面板微观数据,利用 2017 年房市政策改革作为对利率的冲击,研究利率对房贷的因果作用,以及深入地探究城市层面的异质性作用。

二、中国房地产业与信贷现状

(一) 中国房地产行业现状

1. 中国房价走势

如图 4 所示,近年来,我国房价居高不下,商品房平均售价增长率在 5% - 10% 水平波动。其中别墅和高档公寓项目增长曲线最为陡峭,说明房地产开发商更偏向于投资高利润的别墅和高档住房项目。高增长率也反映投机的机会,即投机者通过转售地产来获得高额的增值收益,从而进一步推动了房价上浮。

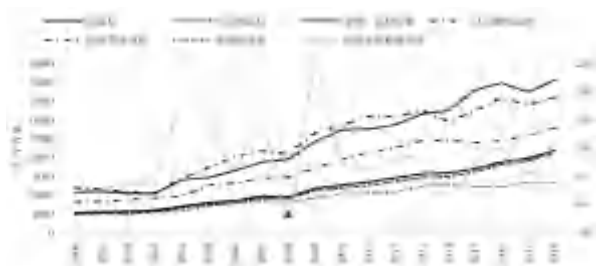


图4 中国各类房地产项目价格走势

数据来源: 国家统计局。

对于高房价的上涨,沈悦和刘洪玉(2005)^[27]认为经济基本面的增长是一个推动因素,同时居民收入及消费升级是重要原因之一。图5展示了从2010年至2018年我国50大中城市房价收入比及增长率,发现一线发达城市平均房价收入比水平稳定在20倍左右,二线城市和三线城市平均房价收入比水平都维持在10倍左右。这意味着,在不考虑储蓄、税负、基本生活保障和其他消费的情况下,中国一线城市居民家庭平均需要20年,二三线城市居民家庭平均需要10年以上才能买得起一间住房。

综上可知,虽然在调控政策的作用下,我国房地产市场朝着“房住不炒”方向发展,但房价仍然保持稳定上涨趋势,居民购房负担居高不下。房地产市场和信贷等政策的变化对居民生活和社会经济可能产生巨大影响。

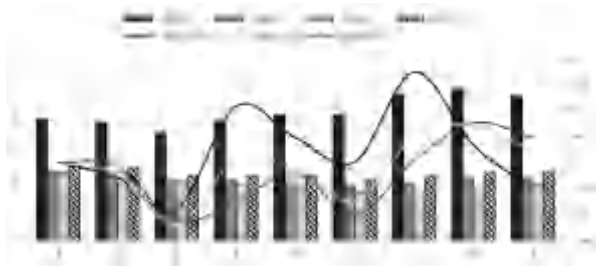


图5 中国一、二、三线城市房价收入比及同比增长率

数据来源: Wind。

2. 房地产市场供需状况

图6为近20年我国房地产销售面积和竣工房屋面积。对比两者发现,期房比例逐渐上升。这说明随着生活水平的不断提高,居民对住房持有的需求提升,如改善居住条件或投资。而信贷规模的扩大会加速居民住房需求增长。根据中国社会科学院发布的《中国住房发展报告(2018-2019)》,中国居民已经进入“适居”时代,全国人均住房面积已达40.8平方米。

与此同时,而境外资本的出现则会加剧我国房地产的投机行为,从而助推房价的泡沫(Case、Shiller,1989^[20]; Abraham、Hendershott,1995^[22]; 龚秀国、于恩峰,2015^[3])。周京奎(2006)^[13]基于中

国数据发现大城市间房价的相互攀比及投机行为使其实际价格严重偏离了市场基础价格。而这种现象也被认为是房地产市场价格泡沫的空间传染性或城市房价的溢出性(余华义,2015)^[6],即一个城市持续的高房价水平将推动周边城市房价上涨或单个城市房价的变动对其他城市产生正反馈影响。

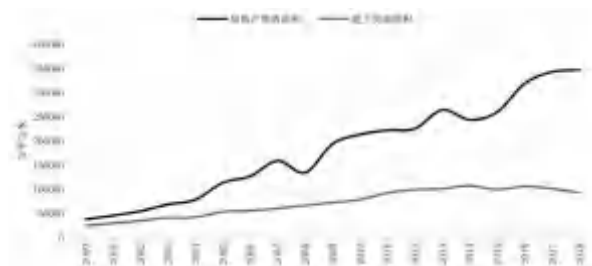


图6 中国房地产销售面积和竣工房屋面积

数据来源: 国家统计局。

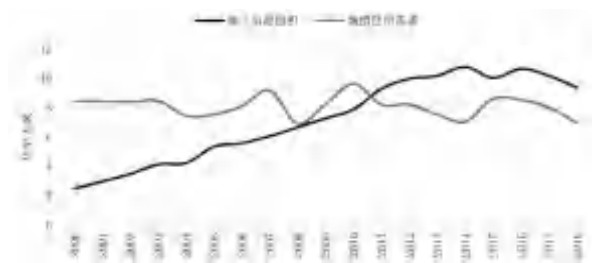


图7 中国房地产市场供给与需求面积

数据来源: 国家统计局。

(二) 中国个人住房贷款现状

中国房价水平与银行向房地产市场投放的贷款额具有显著的正相关关系。同时,提高住房按揭贷款利率可以有效抑制房地产价格的上涨。图8从需求端来看,个人住房贷款余额一直呈稳步上涨态势,同比增长率基本保持在15%左右,2017年初增长率开始出现回落,变动约在20%。比较2014年-2019年个人住房贷款和首套房贷款利率的变动可以看出,个人住房贷款额增长率和首套房贷款利率之间有同步的负向关系。从供给端来看,开发商的营运资金主要来源于自筹资金、国内贷款、外资投资和其他资金来源。可见,房地产开发商自筹资金也依赖于银行贷款。

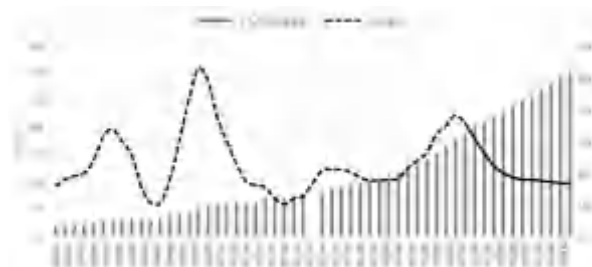


图8 中国个人住房贷款余额和同比增长率

数据来源: Wind。

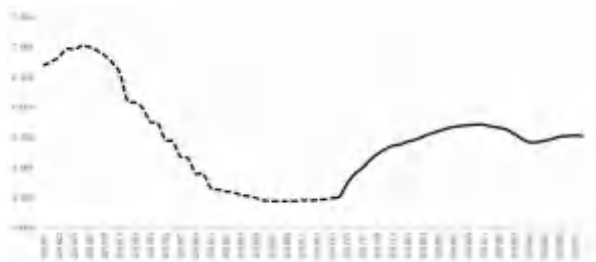


图9 中国平均首套房贷款利率

数据来源: Wind。

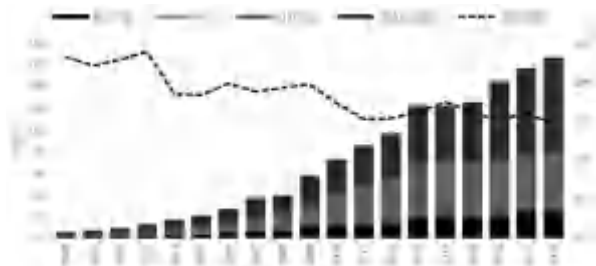


图10 中国房地产开发商资金来源

数据来源: 国家统计局。

三、模型形式检验与实证分析

(一) 模型构建和描述性分析

本文将基于 2015 ~ 2018 年全国 35 个主要城市的月度面板数据分析首套房贷利率对城市房价的作用。本文样本中涵盖了我国一、二、三线及东、西、中部城市,具有显著差异性,能够代表我国跨地域不同城市的房价、经济、地理及人文差异。另外, Capozza 等(2002)^[23]认为可支配收入、人口及城市化水平是影响房价的主要因素;时筠仑等(2005)^[26]认为人口增长和居民生活水平提高也会提高房价增长率。为了消除其他因素的干扰和影响,模型引入了 6 个控制变量:人均 GDP,人均可支配收入,人口密度,教育水平,医疗水平及交通便利水平。

房价(P)数据采用 58 安居客房产研究院公布的各城市房地产平均销售价格(元/ m^2);利率(r)采用融 360 大数据研究院公布的各城市首套房平均贷款利率(%)。该数据来源于各大城市银行基于央行基准利率给予一定折扣后实行的首套房贷款利率的平均值。另外,融 360 仅公开汇报了 35 个城市 2015 年至 2018 年的首套房贷款利率,这决定了本文的主要样本区间。人均 GDP ($GDP/capita$, 元)为各城市统计局公布的季度城市 GDP 除以城市户籍人口;人均可支配收入($income$)为月化的各城市城镇居民人均可支配收入季度累计值(元);教育水平(edu)为月化各城市地方教育公共财政支出(亿元)年度;医疗水平($healthcare$)为国家及各城市统计局公布的的城市医院数量(家);人口密度($popu$)为城市人口密

度(人/ km^2);交通便利水平($trans$)采用高德地图交通大数据公布的拥堵延时指数(Congestion Index),及该城市居民平均一次出行实际时间与自由流状态下时间的比值,来自 Wind 数据库。另外,我们将相关变量差分而得到的相关性增长,从而消除固定效应的影响。^②

表 1 展示了各个变量的描述性统计。35 个样本城市的房价(P)均值约为 16052 元/ m^2 ,最小值为 5233 元/ m^2 ,最大值为 61613 元/ m^2 ,城市间房价具有异质性差异。年度平均房价增长率($\Delta \ln P$)为 1%,一线发达城市增长率高达 16.5%,也有其他城市 -15.1% 的负增长。首套房贷款利率月度利率(r)的均值为 5.20%,利差最大达到 3.696%。月人均 GDP ($GDP/capita$)均值达到 12262.68 元,极差为 50877 元,增长率均值为 3.3%;月人均可支配收入($income$)均值达 3555 元,极差为 6765 元,增长率均值为 -0.7%。35 个样本城市平均医院数($healthcare$)为 302 家,月地方教育公共财政支出(edu)均值为 19.94 亿元,平均人口密度($popu$)为 1003 人/ km^2 ,拥堵延时指数($trans$)均值为 1.647。

表 1 描述性统计结果

Variable	N	Mean	Std. Dev.	Min	Max
P	1715	16052.850	11968.030	5233.000	61613.000
$\Delta \ln P$	1540	0.010	0.024	-0.151	0.165
r	1676	5.202	0.706	4.110	7.806
$GDP/capita$	1715	12262.680	7812.298	3025.141	53902.510
$\Delta \ln GDP/capita$	1540	0.033	0.101	-0.973	0.619
$income$	1715	3555.521	932.325	1451.000	8216.498
$\Delta \ln income$	1540	-0.007	0.079	-0.563	0.683
$healthcare$	1680	302.414	240.616	41.000	1606.000
edu	1680	19.941	17.955	2.212	85.459
$popu$	1680	1003.184	827.420	161.700	5016.300
$trans$	1680	1.647	0.266	0.000	2.310

(二) 固定效应回归模型

对于实证研究,本文采取传统的面板回归来考虑房价在城市维度以及时间维度上的动态变化。

$$\Delta \ln P_{i,t} = \alpha_i + r_{i,t} + X_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $\Delta \ln P_{i,t}$ 和 $r_{i,t}$ 为城市 i 在月份 t 的房价增长率和首套房贷款利率。 $X_{i,t}$ 为相关控制变量,包括人均 GDP 增长率($d \ln GDP/capita$)、人均可支配收入增长率($d \ln income$)、医疗水平($healthcare$)、教

育水平(*edu*)、人口密度(*popu*) 和交通便利水平(*trans*)。 δ_i 为城市固定效应, η_t 为时间固定效应。

表 2 结果显示,城市首套房贷款利率在(1) (2) (3) 三种情况下的回归系数分别为 - 0. 642、- 0. 677 和 - 0. 453。在纳入多个控制变量,并且引入城市和时间固定效应的情况下,该系数在 1% 的显著性水平下一致显著,这体现出了贷款利率变量对房价变动具有有效且较强的解释能力: 首套房贷款利率每增加 1%,城市房价增长率会相应地下降 0. 677%。这一结论与 Abraham 和 Hendershott(1994)^[22] 等的研究结果相同,他们认为利率水平与房地产价格呈负相关关系,即房地产价格随利率的上涨而下降。

表 2 面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>r</i>	- 0. 642 ***	- 0. 677 ***	- 0. 453 ***
	(0. 088)	(0. 090)	(0. 145)
$\Delta \ln GDP/capita$	0. 004	0. 005	0. 005
	(0. 006)	(0. 006)	(0. 006)
$\Delta \ln income$	- 0. 002	- 0. 001	- 0. 001
	(0. 008)	(0. 008)	(0. 008)
<i>healthcare</i>	- 0. 000	- 0. 000	0. 000
	(0. 000)	(0. 001)	(0. 001)
<i>edu</i>	- 0. 004	0. 009	- 0. 016
	(0. 005)	(0. 020)	(0. 025)
<i>popu</i>	0. 000	- 0. 000	- 0. 000
	(0. 000)	(0. 000)	(0. 000)
<i>trans</i>	0. 672 ***	0. 968 ***	0. 843 ***
	(0. 236)	(0. 286)	(0. 289)
<i>Constant</i>	3. 289 ***	2. 834 ***	1. 920
	(0. 634)	(1. 017)	(1. 254)
<i>N</i>	1, 538	1, 538	1, 538
<i>R2</i>	0. 049	0. 050	0. 055
<i>CityFixedEffect</i>		Yes	Yes
<i>YearFixedEffect</i>			Yes

注: 括号里的数字为标准误差; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著。

(三) 因果作用的探索

表 2 结果表明首套房贷款利率的提高对房地产价格的增速有明显的抑制作用。但前文中指

出,房价的上涨将导致房市信贷供给增加,进而导致房价和信贷供给螺旋上升。而且房价增长和首套房贷款利率的增加可能存在因果倒置的关系,因此本文引入了 2017 年的全国首套房贷款利率调控政策。

自 2017 年 3 月 17 日,北、上、广、深、杭等城市均先后采取了“认房又认贷”政策,限制首套房贷款优惠利率使用。同时,暂停发放贷款 25 年以上的个人住房贷款。全国各地出台房地产市场相关政策 180 余次,抑制全国(特别是一、二线城市) 不合理的投机需求,防止房价过快上扬。大致时间线如表 3 所示。

表 3 2017 年全国房地产新政节选

2 月 17 日	央行公告实施稳健中性货币政策,严格限制信贷,抑制资产泡,直指楼市泡沫风险。
3 月 16 日	央行上调逆回购和 MLF 操作利率 10 个基点,旨在“靶向治疗”中国楼市,严格限制不合理的加杠杆行为以及信贷资金流向投机性购房。
3 月 23 日	央行要求银行严审房地产资金来源,优化信贷结构,合理控制房贷比和增速。
4 月 23 日	全国超过 45 个城市陆续发布调控政策 140 余次,经过多次加码,重点城市圈投机行为被全面封堵。各地综合施行行政性整治、限购、限贷、限卖等调控新政。

数据来源《房地产白皮书·2017 年房地产年终政策盘点》,根据公开数据整理。

郭科(2006)、李霜(2013) 也认为,在诸多货币政策工具中,利率对房地产价格影响最有效,货币供应量和贷款余额对房地产价格影响不显著。因此,在本文中,我们将 2017 年政府的控制作为对房贷利率的一次拟外生性冲击,因为其管制为中央政策为导向的调控。在原回归模型引入一个时间哑变量 *Reg* 如下:

$$Reg = \begin{cases} 0, & \text{2017 年 3 月房产新政出台前} \\ 1, & \text{2017 年 3 月房产新政出台后} \end{cases}$$
$$\Delta \ln P_{i,t} = \alpha_i + r_{i,t} + Reg + r_{i,t} * Reg + X_{i,t} + \delta_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}$$

理论上,加息会令购房者的购房成本上升,使其购房的需求和欲望下降,房价增长率下降。因此我们引入交乘项 *dr* Reg*,来验证新政施行前后利率对房价影响程度的差异。在信贷利率调控后,高首套房贷款利率城市相比低首套房利率城市,房价对利率的调控更加敏感,因为其已有的高成本信贷使获得房贷变得更加困难,房价增速的下降也因此更加明显。因此,该交叉项系数为负,表明在住房信贷调控期间,高信贷利率对房价增速的抑制作用相较于低信贷利率更加明显。

表 4 引入哑变量后的面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)
r	-0.548*** (0.100)	-0.576*** (0.104)	-0.107 (0.165)
Reg	3.593*** (1.167)	4.050*** (1.213)	9.047*** (1.743)
$r*Reg$	-0.635*** (0.220)	-0.710*** (0.231)	-1.735*** (0.347)
ControlVariables	Yes	Yes	Yes
CityFixedEffect		Yes	Yes
YearFixedEffect			Yes
N	1,538	1,538	1,538
R^2	0.058	0.059	0.072

注: 括号里的数字为标准误差; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著。

表 4 为引入哑变量 Reg 后的回归结果。首先, 引入哑变量后, 我们发现首套房贷款利率的统一系数为负, 并且在 1% 的显著性水平下显著。但在控制时间固定效应后, 虽然其显著性消失, 但系数仍然为负。这与我国利率调控受中央银行管制有关, 存在时间上的相对一致性, 从而相关作用被时间消音吸收。

与此同时, 哑变量 Reg 系数为正, 且在 1% 的显著性水平下显著。这说明在紧缩政策的作用下, 房价仍在攀升, 房价调控效果并不十分理想, 说明我国房价高涨除了投机的成分, 更多是刚性

需求的结果。利率与哑变量的交叉项 $r*Reg$ 的回归系数为 -0.710, 表示首套房贷款利率每增加 1%, 城市房价增长率将相应地下降 0.71%, 且该系数在 1% 显著性水平下显著。说明政策出台后, 利率对房价的影响程度较出台前更大。同时, 房价抑制政策对高首套房贷款利率城市的房价抑制作用比对低首套房贷款利率城市更为显著。这与陈诗一和王祥(2016)^[28] 结论相似, 在高社会融资成本的环境下, 降低利率能使房价出现明显上涨, 当社会融资成本下降时, 房地产市场中的金融加速器效应也会显著下降。

(四) 异质性作用的探索

我国地域广大, 不同城市的经济、环境、文化及发展各不相同。首套房利率的面板数据允许本文有效地探究房贷利率对房价在城市的异质性作用。2016 年《政府工作报告》中提出“完善支持居民住房信贷政策、住房刚性需求和改善型需求, 因城施策化解房地产库存”。可见, “因城施策” “一城一策” 的相关宏观调控措施都是为了避免一线城市楼市过热而导致房地产泡沫风险, 同时有步骤地缓解三四线城市“去库存”的压力。因此, 研究信贷政策在城市层面的异质性具有一定的政策意义。

本文将 35 个城市根据 2016 年《第一财经周刊》列表分为一线、新一线、二、三线城市, 然后进行分样本回归。表 5 展示了相关结果, 其中 (1) ~ (4) 为简单面板回归结果, (5) ~ (8) 为加入了时间哑变量 Reg 的结果。

表 5 异质性回归: 一、二、三线城市回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	一线	新一线	二线	三线	一线	新一线	二线	三线
r	0.092 -0.51	-0.617*** -0.198	-0.594* -0.304	-0.049 -0.31	0.498 (0.587)	-0.214 (0.234)	-0.099 (0.341)	0.238 (0.364)
Reg					5.703 (6.711)	9.734*** (2.379)	13.372*** (3.697)	7.917** (3.944)
$r*Reg$					-1.496 (1.380)	-1.858*** (0.480)	-2.536*** (0.721)	-1.474* (0.799)
ControlVariables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year Fixed Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	174	660	396	352	174	660	396	352
R^2	0.138	0.110	0.135	0.065	0.068	0.098	0.120	0.024

注: 括号里的数字为标准误差; *、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著。

表5的左边汇报了利率对房价的回归,发现首套房贷款利率在相关城市的回归系数分别为0.092、-0.617、-0.594和-0.049。在纳入多个控制变量,并且引入城市及年份固定效应的情况下,我们发现新一线和二线城市首套房贷款利率对房价增长率有显著的抑制作用,其系数分别在1%(新一线)和10%(二线)的显著性水平下显著。另外,贷款利率对三线城市的房价也有抑制作用,但该作用并不显著。

首先,结果表明利率对房价的作用在城市层面有显著的异质性,取决于所在城市的利率敏感度和住房需求。我们发现一线,新一线,二、三线城市其平均首套房贷款利率分别为5.06%,5.21%,5.29%和5.15%。一线城市由于本身较严格的限购限贷政策,使得需求对利率的敏感度较低,因此房价对利率政策不敏感。另外,低利率降低信贷成本,刺激购房需求的提高,从而提高了房价。但若购房需求较低,会导致利率对房价影响有限。这也解释为什么相较于新一线、二线城

市,三线城市房价对利率作用不显著。最后,新一线、二线城市其本身对利率的敏感性较高,同时居民对房子的需求较高时,提高利率能有效地抑制购房的需求,从而抑制房价的攀升。

表5的右边汇报了房价调控政策的回归结果。首先,时间哑变量系数为正,但在新一线、二线、三线城市显著,在一线城市不显著。可见一线城市严格的限购限贷政策能够有效地抑制房价的升高。另外,交乘项呈现负号,可见在政策出台后,对利率敏感度更大的城市,相关利率调控政策对房价的抑制效果更加显著。

四、稳健性检验

(一) 替换利率指标

本文选取各城市月度首套房贷款利率作为解释变量来反映信贷对房价的影响。但贷款基准利率仍是影响我国金融机构贷款利率的最主要原因(郭豫媚等,2018)^[29],因此作为稳健性检验,本文选取中国人民银行公布的五年以上人民币中长期贷款基准利率作为替代变量来衡量信贷规模。

表6 稳健性回归:基准利率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
r_{gout}	-0.650***	-0.703***	0.308	-0.739***	-0.718***	0.307
	(0.201)	(0.214)	(0.279)	(0.216)	(0.221)	(0.279)
Reg				-0.148	-0.046	0.317
				(0.135)	(0.162)	(0.414)
ControlVariables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
CityFixedEffect		Yes	Yes		Yes	Yes
YearFixedEffect			Yes			Yes
N	1,540	1,540	1,540	1,540	1,540	1,540
R2	0.018	0.021	0.049	0.019	0.021	0.049

注:括号里的数字为标准误差;*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。

表6展示了用贷款基准利率 r_{gout} 的回归结果。贷款基准利率在(1)~(3)三种情况下的回归系数分别为-0.650、-0.703和-0.308,并在1%的水平显著。这体现出了贷款基准利率对房价变动具有有效且较强的解释能力。考虑到贷款基准利率同样受中央银行管制,在时间层面上的改变有一定的一致性,因此我们认为当涵盖时间效应时,贷款基准利率显著性的消失并不影响解释变量和被解释变量间的负相关关系。

从(4)~(6)所示回归结果中,可以发现贷款基准利率的回归系数绝对值变大,且依旧在1%的显著性水平下显著。但时间哑变量Reg在三种情况下均不显著。其原因为:贷款基准利率属于官定利率,只做定价指引,在反映市场供求方面存在

局限性。2017年的一系列房市政策使商业银行调高利率市场,但基准利率并未改变。

(二) 考虑土地要素影响

余华义和陈东(2009)^[30]认为地价波动是房价水平波动的主要推动因素。从成本推动角度来说,土地要素价格的上涨使房地产项目建设成本上升,应当推动房价上涨,即房价和地价应呈正相关关系。土地出让成本占整个建房成本的60%~70%,占房价的20%(张梦实,2010)^[31]。

表7 描述性统计结果

Variable	N	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ΔP_{land}	1680	1.137	6.635	-4.758	156.758
land	1680	577.035	408.712	98.000	2915.560

本文将土地价格变化率作为控制变量带入模型。土地价格变化率 ΔP_{land} 选取国土资源部发布的全国 35 个主要城市居住用途建筑项目季度平均地价(元/ m^2)月化后差分;考虑到土地价格数据存在很强的内生性,本文同时引入可用造房土地面积 $land$ 替换土地价格 P_{land} ;土地面积变量 $land$ 为国家统计局发布的全国 35 个主要城市市辖区城市建设用地面积(km^2)年度数据月化得到。从

表 8 稳健性回归:土地价格与土地面积

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
dr	-0.539***	-0.566***	-0.103	-0.546***	-0.564***	-0.085
	(0.100)	(0.104)	(0.165)	(0.101)	(0.104)	(0.165)
ΔP_{land}	0.033***	0.033***	0.032***			
	(0.012)	(0.012)	(0.012)			
$land$				-0.000	0.001*	0.001**
				(0.000)	(0.001)	(0.001)
Reg	3.669***	4.121***	9.071***	3.598***	4.309***	9.506***
	(1.165)	(1.211)	(1.740)	(1.168)	(1.221)	(1.756)
$r^* Reg$	-0.654***	-0.729***	-1.746***	-0.636***	-0.773***	-1.830***
$ControlVariables$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$CityFixedEffect$		Yes	Yes		Yes	Yes
$YearFixedEffect$			Yes			Yes
N	1,538	1,538	1,538	1,538	1,538	1,538
R^2	0.062	0.063	0.076	0.057	0.060	0.074

注:括号里的数字为标准误差;*、**、***分别代表在 10%、5%、1%的水平下显著。

(三) 考虑金融自由度的影响

近年来,关于中国房地产行业货币政策区域效应的研究有很多(王先柱、赵奉军,2010)^[32]。王先柱、毛中根、刘红玉(2011)^[33]认为东部地区的利率有效抑制基点明显低于中西部地区,居民收入水平越高的城市,利率抑制房地产需求和供给的能力就越强。投资需求的存在使东部城市房地产市场的价格弹性高于西部城市的房地产市场弹性。因此,显然金融经济发达的城市对利率的敏感性更高。

地区金融市场的发展水平较高程度取决于当地的整体经济水平、政策导向和地理位置,而这些因素同样也是银行等金融机构聚集的重要因素。根据 Shi(2018)^[34]的研究,外资银行的数量能够

表 7 的描述性统计结果来看, ΔP_{land} 的均值约为 1.13%;土地面积的均值为 577 km^2 。

表 8 展示在引入土地价格变化率 ΔP_{land} 及引入土地面积 $land$ 后,首套房贷款利率与哑变量 Reg 的交乘项 $r^* Reg$ 的统一系数依然为负,并在 1% 程度上显著,说明我们的结果稳健。

很好地表示地区金融自由化程度。因此为检验回归结果稳健性,本文以 2004 年及以前该城市是否有外资银行存在作为标准,区分金融自由度较高的城市和金融自由度较低的城市(金融自由度较高的城市:北京、天津、沈阳、大连、上海、南京、福州、厦门、济南、青岛、武汉、广州、深圳、重庆、成都、昆明、西安、珠海,共 18 个;金融自由度较低的城市:石家庄、太原、无锡、长春、哈尔滨、杭州、宁波、合肥、南昌、郑州、长沙、南宁、海口、佛山、东莞、苏州、乌鲁木齐,共 17 个),并引入城市哑变量 D_{lib} 对该 35 个城市进行区分。

表 9 结果显示,在(1)情况下,首套房贷款利率及交叉项 $r^* Reg$ 的回归系数为负,且均在 1% 的显著性水平下显著,这表明,在考虑城市间金融

自由化程度的差异后,利率变量仍可有效解释房价。同时,高首套房贷款利率城市对货币政策更为敏感的事实。

表9 稳健性回归:金融自由度

	(1)	(2)
r	-0.551***	-0.043
	(0.138)	(0.183)
Reg	3.778***	8.242***
	(1.175)	(1.688)
D_{lib}	-0.097	-0.166
	(0.928)	(0.922)
$r^* Reg$	-0.648***	-1.547***
	(0.221)	(0.334)
$r^* D_{lib}$	0.012	0.033
	(0.181)	(0.180)
$r^* Reg^* D_{lib}$	-0.044	-0.059
	(0.046)	(0.046)
ControlVariables	Yes	Yes
YearFixedEffect		Yes
N	1,538	1,538
R^2	0.058	0.071

注:括号里的数字为标准误差;*、**、***分别代表在10%、5%、1%的水平下显著。

五、结论及政策意义

本文首次探究了首套房利率对于房价的决定作用,发现其对房价的抑制作用在利率敏感性城市更为显著。本文采用35个主要城市2015年至2018年的面板数据,利用信贷供给方提供资金的价格,即首套房贷款利率作为解释变量,探索了信贷供给对房价的影响。结果表明在控制城市人均GDP、可支配收入水平、教育水平、医疗水平等因素的影响后,首套房贷款利率对城市房价增速的抑制作用是显著的:首套房贷款利率每增加1%,城市房价增长率会相应地下降0.67%。在此基础上,本文进一步探索了两者之间的因果关系,引入以“2017年3月”为起点的房地产信贷调控政策变量。研究发现:在该信贷调控政策实施之后,首套房贷款利率对房价增速的抑制作用更加明显。换言之,在具有较高首套房贷款利率的城市,房价对利率政策调控更加敏感。这也说明我国2017

年3月出台的房地产新政可以通过影响金融机构对首套房贷款利率的调控,对房地产市场的价格产生显著影响。与此同时,一线城市较为严格的限购限贷政策降低了房价对利率的敏感度。为了检验回归结果的稳健性,本文以贷款基准利率替代首套房贷利率,并控制土地要素变量以及各城市的固定效应,结果显示上述结论依旧成立。

本文的研究和结论具有一定的政策含义:通过对首套房贷款利率进行调控可以有效影响房地产市场的交易价格,政府的货币政策或利率调控政策是有效的。同时,城市哑变量的显著性表明,在政策收紧后,房价依然上涨,这一现象表明,想要更有效地控制或抑制房地产价格的上涨,政府还需要考虑利用其他调控手段配合利率调控,或完善调控工具和系统,使其更有效、更有针对性。因为数据的可得性问题,本文并未涵盖所有可能影响房价的其他因素;医疗水平、教育水平等控制变量由年度数据或季度数据月化得到,不能完全体现其变化,可能影响估计系数的准确性。

注释:

①央行的名义抵押贷款利率为全国统一利率。

②本文不考虑存款准备金率变量,由于中国存款准备金率自2016年3月至2018年3月期间并无调整动作。

参考文献:

- [1]方意. 货币政策与房地产价格冲击下的银行风险承担分析[J]. 世界经济,2015(7).
- [2]况伟大. 利率对房价的影响[J]. 世界经济,2010(4).
- [3]龚秀国,于恩锋. 基于新证据的中国货币政策对房价膨胀的影响研究[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2015(4).
- [4]邓翔,李双强. 消费需求、投资需求与住房价格波动[J]. 西南民族大学学报(人文社科版),2015(10).
- [5]Su Chi Wei, Cai Xu Yu, Qin Meng, Tao Ran, Umar Muhammad. Can bank credit withstand falling house price in China? [J]. International Review of Economics & Finance, 2011(71).
- [6]余华义,黄燕芬. 利率效果区域异质性、收入跨区影响与房价溢出效应[J]. 经济理论与经济管理,2015(8).
- [7]Allen F and D Gale. Optimal financial crises [J]. The Journal of Finance, 1998(53).
- [8]Gerlach, Stefan and Wensheng Peng. Bank lending and property prices in Hong Kong [J]. Journal of Banking & Finance, 2005(2).
- [9]Favara, Giovanni and Jean Imbs. Credit supply and the price of housing [J]. American Economic Review, 2015(3).
- [10]Mian, Atif and Amir Sufi. The consequences of mortgage credit expansion: Evidence from the US mortgage default crisis [J]. The Quarterly journal of economics, 2009(4).
- [11]Cerutti E, Dagher J and Dell'Ariccia. Housing finance and real-estate booms: A cross-country perspective [J]. Journal of Housing

Economics, 2017(38) .

[12] Ferrero Andrea, House Price Booms, Current Account Deficits, and Low Interest Rates [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2015(47) .

[13] 周京奎. 房地产泡沫生成与演化——基于金融支持过度假说的一种解释 [J]. 财贸经济, 2006(5) .

[14] 王云清, 朱启贵, 谈正达. 中国房地产市场波动研究——基于贝叶斯估计的两部门 DSGE 模型 [J]. 金融研究, 2013(3) .

[15] 王维安, 贺聪. 房地产价格与货币供求: 经验事实和理论假说 [J]. 财经研究, 2005(5) .

[16] 缪仕国. 低贷款利率、高存贷利差与房价 [J]. 浙江工商大学学报, 2012(4) .

[17] 程承坪, 张旭. 非对称性利率政策对中国房价影响的实证分析 [J]. 经济与管理研究, 2011(9) .

[18] 李松华. 利率对我国房价调控效应的实证研究 [J]. 技术经济与管理研究, 2015(1) .

[19] Favilukis, Jack, Sydney C. Ludvigson and Stijn Van Nieuwerburgh. The macroeconomic effects of housing wealth, housing finance, and limited risk sharing in general equilibrium [J]. Journal of Political Economy, 2017(1) .

[20] Case, Karl E and Robert J Shiller. Is There a Bubble in the Housing Market? [J] Brookings Papers on Economic Activity, 2003(2) .

[21] Herring, Richard J. and Susan M. Wachter. Real estate booms and banking busts: an international perspective [J]. The Wharton School Research Paper, 1999.

[22] Abraham, Jesse M. and Patric H. Hendershott. Bubbles in Metropolitan Housing Markets [J]. NBER Working Paper, 1994.

[23] Capozza, Dennis R. , Patric H. Hendershott, Charlotte Mack

and Christopher J. Mayer. Determinants of Real House Price Dynamics [J]. NBER Working Paper, 2002.

[24] Jacobsen, Dag H. and Bjorn E. Naug. What drives house prices? [J] Economic Bulletin, 2005.

[25] Jackson, Cath and Michael White. Challenging Traditional Real Estate Market Classifications for Investment Diversification [J]. Journal of Real Estate Portfolio Management, 2005(3) .

[26] 时筠仑, 雷星晖, 苏涛永. 房价波动与影响因素分析 [J]. 价格理论与实践, 2005(4) .

[27] 沈悦, 刘洪玉. 住宅价格与经济基本面: 1995—2002 年中国 14 城市的实证研究 [J]. 经济研究, 2004(6) .

[28] 陈诗一, 王祥. 融资成本、房地产价格波动与货币政策传导 [J]. 金融研究, 2016(3) .

[29] 郭豫媚, 戴贇, 彭超. 中国货币政策利率传导效率研究: 2008—2017 [J]. 金融研究, 2018(12) .

[30] 余华义, 陈东. 中国地价、利率与房价的关联性研究 [J]. 经济评论, 2009(4) .

[31] 张梦实. 浅谈当前高房价的影响因素与政府调控措施 [J]. 地方财政研究, 2011(2) .

[32] 王先柱, 赵奉军. 保障性住房对商品房价格的影响——基于 1999—2007 年面板数据的考察 [J]. 经济体制改革, 2009(5) .

[33] 王先柱, 毛中根, 刘洪玉. 货币政策的区域效应——来自房地产市场的证据 [J]. 金融研究, 2011(9) .

[34] Shi, Yining. Financial Liberalization and House Prices: Evidence from China [D]. Working Paper, 2018.

收稿日期 2021—10—13 责任编辑 刘 梅