

房价、财富不平等与城市犯罪率

——基于中国地级市面板数据的实证分析

House Prices Growth, Wealth Inequality and Urban Crime Rate:

An Empirical Analysis Based on the Panel Data of Prefecture Level Cities in China

郭冬梅 李 昕 刘春晓 孙伟增

GUO Dong-mei LI Xin LIU Chun-xiao SUN Wei-zeng

摘 要 21 世纪以来,房价的快速上涨推动了经济的发展,但同时也带来了一系列社会问题。本文利用 2002—2016 年中国 242 个地级及以上城市的面板数据实证考察了房价与犯罪率的关系,并对其影响机制进行分析。研究发现:第一,房价上涨对城市犯罪率水平有显著的正向影响,1% 的房价上涨将导致本城市刑事犯罪批捕率与起诉率分别上涨 0.16% 和 0.099%,在使用工具变量后影响效果仍然存在且有所提升。第二,房价对犯罪率的影响存在显著的地区和时间异质性,在房价水平更高的东部和中部地区以及 2008 年以后,房价对犯罪率的影响更大;第三,房价上涨会显著加剧本地居民家庭的财富不平等,从而导致犯罪率水平的提升。第四,保障性住房政策的实施有助于降低房价上涨对城市犯罪率的刺激作用。本文研究结论对于全面理解房价上涨的社会影响以及相关住房市场政策的制定和评估具有重要意义。

关键词 房价上涨 城市犯罪率 财富不平等 保障性住房政策

中图分类号 F29 **文献标识码** A **文章编号** 1000-1549 (2021) 09-0113-16

DOI:10.19681/j.cnki.jcufe.2021.09.010

Abstract: Entering the 21st century, the rapid growth of housing prices has promoted economic development, but also brought a series of social problems. Using the panel data of 242 prefecture level cities in China from 2002 to 2016, this paper empirically studies the relationship between housing price and urban crime rate and analyzes its impact mechanism. The results show that: first, the increase of housing price has a significant positive impact on the level of urban crime rate. 1% increase of housing price will lead to the increase of the arrest rate and prosecution rate of criminal crimes in the city by 0.16% and 0.099%, respectively. After using the instrument variable approach, the effect still exists and improves. Second, there are significant regional and time differences in the impact of housing prices on crime rate. In the eastern and central regions with higher housing prices and after 2008, the impact of housing prices on crime rate is larger. Third, housing prices could significantly increase the wealth inequality of local households, which will lead to the increase of crime rate. Fourth, the implementation of low-income housing policy helps to reduce the stimulation of housing price growth on crime rate. The finding of this paper is of great significance to fully understand the social impact of housing price growth and the formulation and evaluation of relevant housing market policies.

Key words: Housing price Crime rate Wealth inequality Low-income housing policy

收稿日期 2021-01-27

作者简介 郭冬梅,女,1980 年 10 月生,中央财经大学经济学院教授,研究方向为城市经济学;李昕,男,1996 年 8 月生,中央财经大学经济学院博士研究生,研究方向为城市经济学;刘春晓,女,1996 年 10 月生,中央财经大学经济学院硕士研究生,研究方向为城市经济学;孙伟增,男,1989 年 2 月生,中央财经大学经济学院副教授,研究方向为城市经济学。本文通讯作者为孙伟增,联系方式为 sunweizeng@gmail.com。

基金项目 国家自然科学基金青年科学基金项目“开发区的生产和消费带动效应及微观机制:基于多维度微观数据的实证研究”(项目编号:71903210);国家社会科学基金项目“环境治理绩效的评估体系与实施机制研究”(项目编号:18BTJ004);中央高校基本科研业务费专项资金。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

随着1998年住房制度改革以及2003年土地招拍挂制度的确立,中国城市的住房价格经历了近20年的快速上涨。国家统计局的数据显示,2003—2018年期间全国商品房平均销售价格增长了2.7倍,年均增长率达到9.1%^①。快速上涨的房价对于中国的经济发展来说是一把双刃剑:一方面,住房市场和土地市场的繁荣极大地提高了地方政府的土地财政收入,为城市建设提供了重要的资金来源^②。但另一方面,过高的房价也带来了一系列不利于经济社会的问题,例如挤出家庭消费^{③-④}、扩大收入差距^{⑤⑥}、阻碍劳动力流入^⑦、抑制地区创新活动^⑧等。此外,也有国外研究指出,高房价给居民带来了巨大的住房与经济压力,从而可能诱发盗窃、抢劫等犯罪行为^⑨。那么,在中国的制度背景下,房价上涨是否会推动城市犯罪率水平的提升?其背后的经济学机制是什么?这是本文将要讨论的核心问题。

尽管中国的犯罪率水平整体上较低,但从增速来看则要远超西方发达国家^⑩。特别是1998年以来,中国的刑事犯罪率增长迅速。其中批捕率从1998年的3.64人次/万人上升到2017年7.78人次/万人,增加了1.13倍;起诉率从1998年的3.34人次/万人上涨到2017年的12.28人次/万人,增加了2.68倍^⑪。学者们从人口、制度、政策等角度研究了中国城市犯罪率快速上涨背后的原因,包括教育^⑫、人口流动和迁移^⑬、收入不平等以及(城乡)收入差距拉大^{⑭-⑮}、失业率上升^⑯、性别比失衡^⑰,以及社会保障和社会福利的减少^{⑱⑲}等。石庆玲和郭峰(2017)^⑳最早研究了中国城市房价与犯罪率之间的关系,他们利用1999—2012年中国35个大中城市的数据研究发现房价每上升1个百分点将导致批捕率和起诉率分别上涨0.3%和0.252%。常雪等(2018)^㉑利用中国1999—2014年的省级面板数据,从城市住房价格与居民住房支付能力两个角度讨论了房价对犯罪率的影响;同时他们的研究指出房价上涨会通过恶化收入分配,加剧居民间的收入差距这一机

制提高犯罪率。

在“不患寡而患不均,不患贫而患不安”的传统观念下,收入不平等是引发犯罪率提升的重要原因,但是房价上涨与收入不平等之间的关系并不直接,因此很难直接通过这一渠道影响犯罪率水平。本文将从一个更加直接的机制探讨房价对城市犯罪率的影响——财富不平等。住房兼具消费和投资双重属性,随着住房价格的提升,住房资产早已成为中国家庭资产的最重要组成部分。根据《2018中国城市家庭财富报告》,住房资产占中国家庭总资产的比例高达77.7%,远远高于美国的34.6%^②。此外,虽然中国家庭的住房自有率较高,但是从住房资产的拥有数量上来说仍然存在较大差距。本文利用2005年全国人口抽样调查数据的测算结果显示,全国341个地级及以上单位的平均住房面积基尼系数为0.35,超过0.4的城市有31个^③。在初始住房拥有量不同的情况下,房价的快速上涨势必会导致家庭之间的财富差距迅速拉大。事实上,中国居民的财富不平等程度已经超过其收入不平等程度。利用中国家庭追踪调查(CFPS)2016年的数据测算显示,中国家庭的财富基尼系数为0.71,远高于收入基尼系数0.51。此外,由于早期人们对于房价上涨预期较弱,房价暴涨带来的“中奖式”财富差距变化会进一步强化人们对于社会不平等的感知,从而给社会稳定带来隐患。

基于上述现实和理论背景,本文从三个方面研究了房价对城市犯罪率的影响。首先,本文利用2002—2016年中国242个地级及以上城市的面板数据实证测算了城市住房价格对犯罪率的影响效果,并使用住房供给弹性作为工具变量来解决房价和犯罪率之间的内生性问题。研究结果表明,房价上涨显著提高了城市的犯罪率水平,1%的房价上涨将导致城市的刑事犯罪批捕率和起诉率上升0.16%和0.099%;在使用工具变量后上述影响效果显著变大,分别为2.108%和1.140%。其次,我们通过直接和间接两种方式验证了房价上涨影响城市犯罪率的财富不平等机制:一方面,结合CFPS数据,我们使用中介效应模

① 数据来源:《中国统计年鉴》。

② 数据来源:最高人民法院工作报告。

③ 2019年1月17日,广发银行和西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心通过调查分析我国23个城市的近万户家庭的财富健康状况,共同发布了《2018中国城市家庭财富健康报告》,报告中指出2017年中国家庭户均总资产150.3万元,其中家庭住房资产占比77.7%。

④ 国际惯例把0.2以下视为收入绝对平均,0.2~0.3视为收入比较平均;0.3~0.4视为收入相对合理;0.4~0.5视为收入差距较大,当基尼系数达到0.5以上时,则表示收入悬殊。

型研究发现房价上涨会通过加剧本地区的财富不平等导致犯罪率的提高; 另一方面, 异质性结果显示, 在初始住房拥有量差距越大的城市, 房价上涨对犯罪率的正向影响越大。最后, 从缓解房价上涨负面影响的视角出发, 考察了住房保障政策对房价上涨推高犯罪率现象的影响, 根据调节效应的估计结果, 我们发现在保障性住房供给越充足的城市, 房价上涨对城市犯罪率的影响越小。

本文的研究贡献主要体现在以下几点: 第一, 本文首次利用全国地级及以上城市的面板数据考察了房价与犯罪率的关系, 并充分考虑了房价与犯罪率间的内生性问题, 丰富了中国关于房价与犯罪率关系方面的研究成果。第二, 本文首次从财富不平等视角解释了房价对犯罪率的影响, 补充了房价影响犯罪率的经济机制。第三, 本文基于保障性住房供给的异质性研究结论, 对于地方政府通过制定合理的政策解决房价上涨带来的负面影响具有重要现实意义。

本文余下部分的结构安排为: 第二部分围绕房价与犯罪率的关系进行文献综述; 第三部分介绍本文核心的实证研究设计; 第四、五、六部分为实证结果分析; 第七部分是本文的结论和政策建议。

二、文献综述

房价与犯罪率之间存在明显互动影响关系。其中, 经济学者很早就开始关注犯罪率对房价的影响, 他们从城市和住房经济学的视角出发, 将犯罪率水平看作是反映城市/社区居住宜居性的特征之一, 采用 Hedonic 模型估算犯罪率在房价中的资本化效应。例如, Thaler (1978)^[21] 的研究发现犯罪率每上升 1 个标准差将会导致房价下降 3%。Hellman 和 Naroff (1979)^[22]、Rizzo (1979)^[23] 等的研究也都表明犯罪率的上升会导致房价下降。进一步地, 在充分考虑并解决了房价与犯罪率之间的内生性问题后, Ihlanfeldt 和 Mayock (2010)^[24]、Buonanno (2013)^[25] 等的研究指出在考虑到居住环境的安全性问题后, 人们更愿意为低暴力犯罪率地区的房屋支付一部分溢价, 因此安全性较低地区的房价会有较大折价。Pope (2008)^[26] 利用美国佛罗里达州希尔斯波罗县对性犯罪者的追踪数据研究了犯罪恐惧对房价的影响, 结果表明当人们得知社区中有性犯罪者居住时, 社区周围的房价会下降 2.3%; 当性犯罪者搬离社区后, 房价便会恢复。Lynch 和 Rasmussen (2001)^[27] 利用美国

杰克逊维尔 2 800 多处的房屋销售数据来估计犯罪率对房价的影响, 研究发现犯罪对房价的总体影响不大, 但是在高犯罪率的地区这一影响较大。

相比之下, 国内外关于房价对犯罪率影响的研究都较为匮乏, Read 和 Tsvetkova (2012)^[28] 等的研究较早地分析了住房居住质量与犯罪率的关系, 发现良好的置业环境能够有效降低犯罪率。石庆玲和郭峰^[29] 利用 1999—2012 年中国 35 个大中城市的数据研究了房价与犯罪率的关系, 是国内最早讨论该问题的研究。他们的研究发现房价的上升将显著推高城市的犯罪率水平, 但是研究中并没有涉及房价影响犯罪率背后的机制。常雪等 (2018)^[30] 利用中国 1999—2014 年的省级面板数据, 研究了房价上涨通过扩大收入差距进一步推高犯罪率这一作用路径。从理论上来看, 住房作为家庭最主要的资产, 它的升值与家庭收入并不直接相关。因此, 房价上涨最直接影响的是居民家庭财富的不平等程度, 而非收入不平等程度^[31]。收入不平等程度不能代表家庭财富的不平等程度^[32]。

已有大量研究从理论和实证角度讨论了收入和财富不平等对犯罪率的影响, 但是由于家庭财富的数据较难获得, 一般研究中并不严格区分收入不平等与财富不平等^[33]。Merton (1938)^[34] 提出的应变理论 (strain theory) 认为, 处于社会底层的人们会因无法获得成功而感到沮丧, 并且当他面对周围人的成功时, 这种沮丧会使他更加痛苦, 从而导致他们疏远社会和犯罪, 而个人与社会的疏远则可能源于收入不平等。Blau 和 Blau (1982)^[35] 从心理学角度的分析认为, 收入的不平等会导致人们心中产生一种“相对剥夺感”, 从而更容易心理失衡, 产生愤怒的情绪, 进而引发犯罪。同时, 学者们也从不确定条件下“理性选择”的角度出发, 考察个体根据期望效用最大化的原则“理性”地选择犯罪的机制^[32-34]: 个人通过比较预期的市场活动收益和犯罪活动收益来分配时间, 并在考虑了处罚的可能性和严重性的情况下, “理性”地选择犯罪。在这些模型中, 不平等导致将市场活动收益低的低收入个体置于市场活动收益高的高收入个体附近, 从而导致低收入群体犯罪倾向提高。Kelly (2000)^[36] 利用 1991 年 FBI 关于暴力犯罪与财产犯罪的数据研究发现收入不平等对财产犯罪没有显著影响, 但却会显著提高暴力犯罪。陈春良和易君健 (2019)^[37] 利用中国 1998—2004 年的省级面板数据研究发现当相对收入差距与绝对收入差距分别

上涨 1% 时, 刑事犯罪率将会分别上升 0.37% 与 0.38%。胡联合等 (2005)^[1] 研究发现城乡居民的收入差距、地区差距的加剧与犯罪率的增加有紧密的相关性, 且贫富差距的加大使得各种形式的犯罪活动显著增加, 其中侵财性犯罪率增加最为显著。从财富持有的存量来看, 财富不平等差距的扩大对社会稳定与经济发展产生的威胁更大, 更容易激化社会矛盾、引起社会冲突^[2]。Lampman (1962)^[3] 指出财富不平等不仅仅是一种简单的社会现象, 更是导致一系列社会问题的根源。

总结来看, 现有关于房价与犯罪率之间的关系研究主要集中于探讨犯罪率对房价的影响, 而不是相反。仅有的研究则聚焦于测度房价上涨对犯罪率的影响效应, 对于其背后的经济机制缺乏准确的研究。本文将结合全国地级及以上城市的房价和犯罪率数据, 围绕上述问题展开研究; 并进一步讨论住房政策在稳定社会治安方面的作用效果。

三、实证研究设计

(一) 模型设定

本文使用中国 2002—2016 年的城市面板数据考察房价上涨对城市犯罪率的影响, 具体的实证模型设定如下:

$$\ln crime_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示城市, t 表示年份; $crime$ 表示城市犯罪率水平, 分别用该城市每万人批捕的各类刑事犯罪嫌疑人人数 ($arrest$, 以下简称“批捕率”) 和每万人提起公诉的各类刑事犯罪嫌疑人人数 (sue , 以下简称“起诉率”) 表示。 $house_price$ 为城市商品房平均销售价格 (元/平方米)。 X 表示城市层面其他影响犯罪率的随时间变化的因素, 参考已有关于犯罪率影响因素的研究^{[1] [3] [33]}, 本文选取了如下控制变量: 人均 GDP ($\ln gdp_{pc}$)、人均财政支出 ($\ln public_ex$)、每万人城镇登记失业率 ($unemployment$)、城镇化率 ($urban_rate$)、性别比 (sex_ratio)、城乡可支配收入比 ($urgap$)、城市人口密度 ($urban_density$)、城市非户籍人口率 ($imigrant$)^①。 ω_i 为城市固定效应, 用来控制城市层面不随时间变化的特征, 例如地方的法制健全程度等; τ_t 为年份固定效应, 用来控制时间趋势上的影响因素。 ε_{it} 为随机扰动项, 模型估计时在城市层面对标准误进行聚类调整。表 1 给出了各个变量的定义和描述性统计量。模型 (1) 中我们主要关注系数 α_1 , 它表示房价上涨 1% 时城市犯罪率的百分比变化。

表 1 变量定义与统计描述

变量名	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$arrest$	每万人批准逮捕的刑事犯罪人数	2 299	7.35	7.99	0.28	118.73
sue	每万人被提起公诉的刑事犯罪人数	2 299	9.38	8.56	0.37	114.33
$house_price$	商品房平均销售价格 (元/平方米)	2 299	3 194.01	2 358.24	506	24 747.29
gdp_pc	人均 GDP	2 299	36 974.32	26 261.94	1 226	293 346
$public_ex$	人均财政支出 (元)	2 299	3 957.71	4 110.82	36.07	47 716.83
$unemployment$	每万人城镇登记失业人数	2 299	63.49	49.23	3.89	733.64
$urban_rate$	城镇化率 (%)	2 299	0.43	0.19	0.00	1.00
sex_ratio	男性人数与女性人数之比	2 299	1.06	0.04	0.12	1.32
$urban_density$	城市人口密度 (人/平方公里)	2 299	421.05	322.28	4.71	2 707
$urgap$	城乡可支配收入比	2 299	2.65	0.833	0.10	28.67

① 使用 2000、2005、2010、2015 年 4 期的人口普查数据来计算每个城市的非户籍人口率, 并使用线性插值法补充剩余年份。

续前表

变量名	定义	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>imigrant</i>	城市非户籍人口率 (%)	2 299	2. 68	1. 21	0. 10	52. 67
<i>gini_house</i>	城市家庭总房产基尼系数	225	0. 50	0. 11	0. 26	0. 89
<i>gini_wealth</i>	城市家庭净房产基尼系数	225	0. 50	0. 10	0. 25	0. 90
<i>gini_finance</i>	城市家庭金融财富基尼系数	225	0. 63	0. 10	0. 29	0. 91
<i>gini_house05</i>	城市的住房面积基尼系数	2 339	0. 35	0. 03	0. 27	0. 46
<i>security</i>	经济适用房实际销售面积与商品房实际销售面积之比	1 453	0. 08	0. 08	0. 002	0. 59

(二) 数据来源与描述

本文所采用的犯罪率数据来自各个城市的统计年鉴和地方检察院工作报告。我们手动收集了 2002—2016 年全国 242 个地级及以上城市的检察院经审查批准逮捕人数和检察院经审查提起公诉人数,然后用上述两个指标分别除以当年该城市的总人口得到城市每年的批捕率和起诉率。图 1 给出了研究期内各个省份的平均犯罪率水平。犯罪率水平最高的省份是广东,平均每年的批捕率和起诉率分别为 18.77 人次/万人和 19.18 人次/万人,其次是上海和海南。犯罪率水平最低的省份是安徽(批捕率 4.20,起诉率 6.36),每万人犯罪数不到广东的 1/3。平均来看,在东部沿海较为发达的城市犯罪率水平要更高,批捕率和起诉率分别达到 9.77 人次/万人和 12.75 人次/万人,而中西部地区则只有 5.93 人次/万人和 7.57 人次/万人。从犯罪率的增速来看,如图 2 所示,大部分地区的犯罪率显著上升。其中增速最快的广东,从 2002 年到 2016 年每万人批捕人数和起诉人数分别上升了 4.91 人次/万人和 9.31 人次/万人,增长幅度超过了 25%;相比之下,河北、湖北、陕西、山东和安徽等地区的犯罪率在研究期内有所下降。

本文使用的城市商品住房价格数据来自万德数据库。^①其他城市层面的经济变量来自《中国城市统计年鉴》及各省统计年鉴,城市非户籍人口率变量来自人口普查数据。图 3 给出了 2002—2016 年全国平均犯罪率与商品房平均销售价格的变化趋势。从整

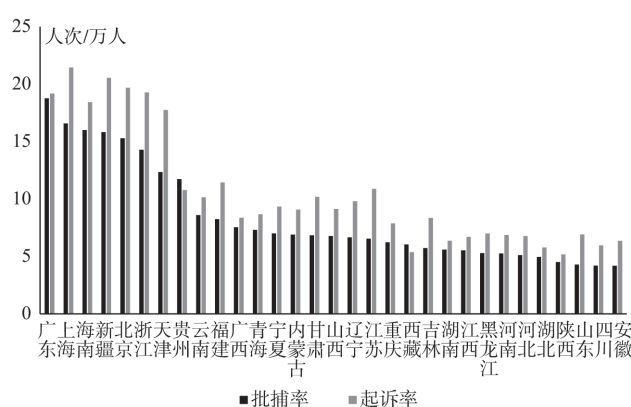


图 1 2002—2016 年各省份平均犯罪率

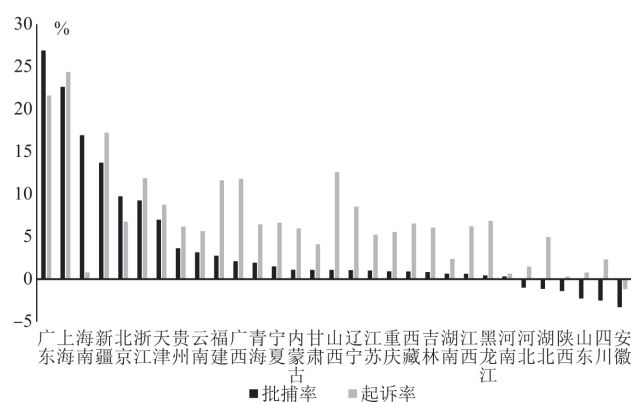


图 2 2002—2016 年各省份犯罪率变化

体上来看,三个指标在时间上具有明显的正相关关系。在 2009 年之前,房价与犯罪率的变化趋势基本一致,呈现出显著的正向关系。在 2009 年之后批捕率的增长趋势开始逐渐变缓,在这段时间内起诉率一

① 本文实证研究使用商品房平均价格作为核心解释变量,而没有考虑二手房价格,主要出于以下几点考虑:第一,商品房目前仍然是中国城市住房市场的核心组成部分。虽然近年来一些特大城市的二手房市场活跃,但在本文研究期的大部分时间内二手房市场份额仍然较小,因此选择商品房价格更能够准确反映住房市场的价格水平。第二,虽然供应主体不同,但商品房和二手房价格的增长趋势一直保持着高度的一致性,因此仅使用商品房价格进行分析并不会损失核心信息。第三,正是由于大部分城市的二手房市场发展尚不成熟,许多城市的二手房数据质量不高,这使得我们难以获取可靠的二手房价格数据来进行实证研究。

直保持增长态势,房价趋势与起诉率的变化趋势相同,与批捕率的变化趋势相反。

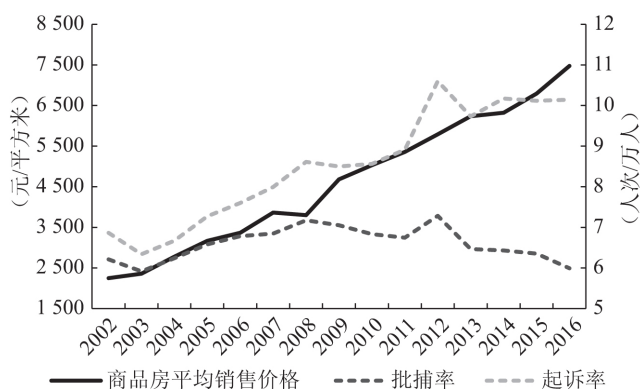


图3 2002—2016年中国房价与犯罪率趋势图

（三）内生性问题

本文实证研究可能面临以下内生性问题。第一，正如文献综述部分提到的，犯罪率作为城市宜居性特征之一会显著影响当地的住房价格，因此本文的研究面临着较为严重的反向因果问题。第二，可能存在其他不可观测变量会同时影响城市的犯罪率与房价，从而导致模型的估计结果存在偏误。举例来说，大城市的棚户区改造政策，一方面能够通过改变城市居住环境提高住房价格，另一方面也可能导致社会矛盾激化，犯罪率提升；这类因素的缺失将会导致房价对犯罪率的正向影响被高估。再如，城市公共服务设施供给的增加，既可以通过资本化效应推高房价，也可能通过促进公共服务均等化降低犯罪率水平^[9]；这类因素缺失则会导致房价对犯罪率的正向影响被低估。第三，本文选取两个犯罪率指标可能存在度量误差^[10]。

解决上述内生性问题的一个合理有效的方法是寻找合理的工具变量。根据工具变量的定义要求：（1）该工具变量应与城市房价具有高度相关性；（2）该变量不能通过房价之外的其他变量影响城市的犯罪率水平。为此，我们首先借鉴 Saiz（2010）^[11] 的研究方法，利用 2007—2015 年中国城市的住宅用地交易数据计算了各城市的住房供给弹性。^① 然后参考郑思齐等（2014）^[12] 的做法，用全国的商品房平均销售价格与各城市的住房供给弹性的比值（ $houseprice/elasticity$ ）作为各城市商品房平均销售价格的工具变量。可以看出，工具变量中的两个核心指标均与城市

的住房价格高度相关，同时由于这两个变量都是城市住房市场相对外生的变量，因此不会通过其他渠道影响城市的犯罪率，即可以满足工具变量的外生性要求。图4给出了上述工具变量与城市商品房平均销售价格的散点图，可以看出两者之间表现出显著的正向相关关系。在后续的实证研究中，我们还会进一步检验该工具变量的有效性。

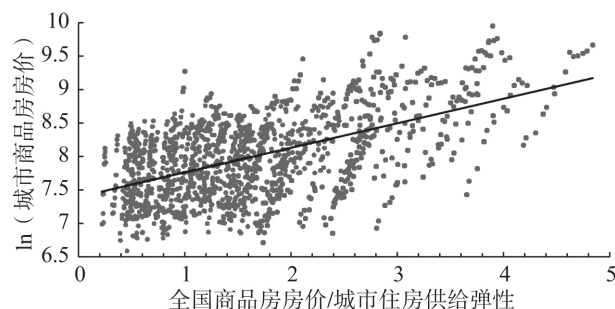


图4 全国平均房价/城市住房供给弹性与全国房价散点图

四、实证结果分析

（一）房价对犯罪率的影响效应估计

表2的列（1）和列（2）分别报告了以批捕率和起诉率的对数值作为被解释变量对模型（1）的OLS估计结果。回归结果显示，在控制了其他影响因素的情况下，房价变量（ $\ln house_price$ ）的系数都在5%的统计水平上显著为正，说明房价与城市犯罪率之间存在显著正相关关系。从系数值大小来看，房价每上涨1%将会导致批捕率和起诉率分别上升0.16%和0.099%。从均值水平上看，房价每上涨1%将会导致城市每万人中批捕人数和起诉人数分别增加0.012人次和0.009人次。从控制变量的估计结果来看：城市非户籍人口率、失业率和性别比越高的城市，犯罪率水平越高，这与大多数学者的研究结果相同。除此之外，其他控制变量对城市犯罪率的影响较小且统计上不显著。

表2的列（3）和列（4）报告了采用工具变量后的估计结果。从一阶段回归结果来看，在控制了其他影响因素后，工具变量与城市房价间呈显著的正相关关系，与理论预期相符。同时，一阶段回归的F值远大于临界值10，说明不存在弱工具变量问题。从二阶段回归结果来看，房价对批捕率和起诉率的影响仍然显著为正，进一步验证了房价上涨会显著推高

① 受篇幅限制，文中没有给出住房供给弹性的计算过程，有兴趣的读者可向作者索取。

城市的犯罪率水平。与表 2 中 OLS 的估计结果相比,采用工具变量后房价 ($\ln house_price$) 的估计系数明显变大,房价对批捕率的影响从 0.16 上升为 2.108,对起诉率的影响由 0.099 上升为 1.140,说明的确存在内生性问题使 OLS 估计低估了房价对城市犯罪率

的影响。根据列 (3) 和列 (4) 的估计结果,房价每上升 1%,将会导致城市的批捕率和起诉率分别提高 2.11% 和 1.14%。以均值水平计算,城市房价每上升 1% 将会导致城市每万人中批捕人次和起诉人次分别增加 0.155 和 0.107。

表 2 房价对犯罪率影响模型的 OLS 和 2SLS 估计结果

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln arrest$	$\ln sue$	$\ln arrest$	$\ln sue$
$\ln house_price$	0.160*** (0.046)	0.099** (0.040)	2.108** (1.007)	1.140* (0.643)
$\ln gdp_pc$	0.016 (0.036)	-0.023 (0.036)	-0.133 (0.089)	-0.065 (0.051)
$\ln public_ex$	0.031 (0.028)	0.026 (0.031)	-0.048 (0.059)	0.005 (0.042)
$unemployment$	0.038** (0.019)	0.025 (0.018)	0.053 (0.051)	0.028 (0.030)
$urban_rate$	0.091 (0.073)	0.108* (0.062)	-0.002 (0.130)	0.029 (0.077)
sex_ratio	0.970** (0.430)	0.088 (0.450)	0.721 (0.818)	0.280 (0.524)
$urban_density$	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
$urgap$	-0.010 (0.007)	-0.004 (0.005)	-0.034 (0.038)	-0.013 (0.011)
$imigrant$	1.105*** (0.246)	0.473** (0.205)	0.500 (0.658)	0.355 (0.375)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.122* (0.645)	1.075 (0.679)		
观测值	2 299	2 299	2 299	2 299
R^2	0.882	0.861		
第一阶段回归结果:				
IV			0.358*** (0.136)	
Kleibergen-Paap F statistic			23.127	

注: 括号中报告的是异方差稳健标准误,并在城市层面进行聚类调整; *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下同。

(二) 地区和时间异质性

接下来我们考察房价上涨对犯罪率的影响效应在地区间的差异。表 3 报告了区分东、中、西部的子样本回归结果。整体来看,房价对城市犯罪率水平都有正向影响。在东部和中部地区,上述影响大且在统计上显著。从系数估计值来看,在东部地区,房价上涨 1% 将使得城市犯罪率水平提高 0.126% ~ 0.219%; 在中部地区这一影响效果为 0.146% ~ 0.183%。相

比,在西部地区,房价上涨对犯罪率的影响较小。之所以出现这种地区性差异,一个重要的原因是,与西部相比,东部和中部城市的房价和房价收入比更高,因此房价上涨对个体财富水平或者可支付能力的影响更大,也更容易导致家庭财富差距的拉大。而在房价较低或者房价收入较为合理的地区,房价上涨带来的影响相对较少。

表 3 东、中、西部地区异质性的估计结果

	lnarrest			lnsue		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lnhouse_price	0.219 ** (0.092)	0.183 ** (0.079)	0.026 (0.079)	0.126 * (0.073)	0.146 * (0.086)	-0.004 (0.093)
lngdp_pc	-0.027 (0.069)	0.076 (0.061)	0.137 * (0.081)	-0.036 (0.050)	-0.025 (0.061)	0.096 (0.082)
lnpublic_ex	0.094 ** (0.042)	0.079 (0.065)	-0.013 (0.032)	0.089 ** (0.037)	0.072 (0.075)	0.024 (0.045)
unemployment	0.056 (0.037)	-0.017 (0.026)	0.061 * (0.033)	-0.020 (0.038)	0.004 (0.026)	0.009 (0.036)
urban_rate	-0.034 (0.187)	0.228 (0.197)	0.229 ** (0.101)	0.052 (0.152)	0.422 * (0.223)	0.121 (0.097)
sex_ratio	1.776 (1.077)	-0.141 (0.727)	-0.134 (0.871)	0.995 (0.781)	-0.845 (0.809)	-1.016 (0.949)
urban_density	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.002 ** (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)
urgap	-0.100 ** (0.047)	-0.080 ** (0.031)	-0.002 (0.004)	-0.044 (0.036)	-0.054 (0.035)	0.002 (0.006)
imigrant	1.483 *** (0.483)	0.380 (0.338)	0.654 (0.475)	0.624 * (0.335)	0.300 (0.347)	0.389 (0.382)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.402 ** (1.159)	-0.846 (1.281)	-0.673 (1.196)	-0.124 (1.196)	1.272 (1.339)	1.984 (1.544)
观测值	753	849	697	753	849	697
R ²	0.888	0.799	0.844	0.891	0.775	0.840

其次,我们将城市按照经济发展水平分成三组,分别是一/二线城市(45个)、三线城市(67个)和四/五线城市(160个),分组依据参考第一财经发布的中国城市分级名单。表 4 报告了分城市样本的回归

结果。从估计结果可以看出,在经济发展水平越高的城市,房价上涨对城市犯罪率的正向影响越显著。特别地,在一线和二线城市,房价上涨 1% 将会导致犯罪率上涨 0.254% ~ 0.277%; 在三线城市这一影响效

果为 0.145%~0.165%；相比，在四线和五线城市房价上涨对犯罪率的影响较小且在统计上不显著。这一结果与分地区的研究发现相一致，在房价水平更高的

城市，房价上涨对个体财富水平的影响更大，也更容易导致家庭财富差距的拉大，从而带来更高的犯罪率。

表 4 分等级城市异质性的估计结果

	lnarrest			lnsue		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	一/二线	三线	四/五线	一/二线	三线	四/五线
lnhouse_price	0.277*** (0.095)	0.165* (0.088)	0.071 (0.066)	0.254*** (0.089)	0.145* (0.077)	0.021 (0.069)
lngdp_pc	0.135* (0.070)	0.012 (0.066)	0.047 (0.059)	0.015 (0.066)	0.003 (0.059)	-0.029 (0.059)
lnpublic_ex	0.226*** (0.077)	0.095* (0.051)	0.067* (0.038)	0.114** (0.055)	0.125** (0.050)	0.048 (0.042)
unemployment	0.045 (0.054)	0.034 (0.049)	0.043* (0.022)	0.009 (0.035)	-0.020 (0.057)	0.023 (0.022)
urban_rate	0.081 (0.095)	0.093 (0.177)	0.073 (0.094)	0.106 (0.110)	0.176 (0.118)	-0.042 (0.076)
sex_ratio	1.516 (1.106)	0.050 (1.068)	0.986 (0.607)	0.837 (0.891)	-1.406 (1.083)	-0.196 (0.666)
urban_density	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
urgap	-0.068** (0.032)	-0.065** (0.027)	-0.005 (0.005)	-0.071** (0.033)	-0.041 (0.043)	0.001 (0.005)
imigrant	1.130*** (0.284)	0.447 (0.712)	0.659* (0.338)	0.778*** (0.270)	-0.340 (0.929)	0.259 (0.300)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-4.211*** (1.280)	-1.530 (1.222)	-1.214 (0.972)	-0.499 (1.153)	0.545 (1.307)	1.693 (1.149)
观测值	449	689	1 161	449	689	1 161
R ²	0.923	0.873	0.753	0.929	0.847	0.760

再次，我们考察房价对犯罪率的影响效应在不同时间阶段的差异。在过去十几年间，中国城市的房地产市场经历了持续的上涨。但如图 3 所示，在 2008 年前后，房价上涨相对平稳，可以被看作是房价上涨的缓冲期。因此，我们选择 2008 年作为时间分界点，分别考察 2008 年前后房价上涨带来的影响。表 5 报告了对时间分样本的估计结果。可以看出，房价对犯罪率的正向影响在不同时期都普遍存在。具体来看，在 2002—2007 年期间，房价上涨 1% 对城市犯罪率的

影响为 0.114%~0.131%；在 2008—2016 年期间，上述影响效果增加为 0.121%~0.138%。我们认为出现上述变化的主要原因可能是，在经历了第一轮房价快速上涨后，早期持有住房的家庭财富获得了提升，同时也滋生了他们更多的投资性购房需求。这种滚雪球式的财富积累使得在房价上涨后，进一步放大家庭之间的财富差距，从而引发了人们对于社会不平等的不满，犯罪的动机增加。^①

① 我们也尝试使用 2009 年和 2010 年作为时间分界点，都得到了类似的研究结论。

表 5 时间异质性的估计结果

	lnarrest		lnsue	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2002—2007	2008—2016	2002—2007	2008—2016
lnhouse_price	0.114*** (0.031)	0.121* (0.069)	0.131** (0.058)	0.138** (0.069)
lngdp_pc	0.024 (0.035)	0.023 (0.059)	0.010 (0.037)	0.025 (0.065)
lnpublic_ex	-0.018 (0.036)	0.132* (0.077)	0.011 (0.039)	0.156* (0.081)
unemployment	0.031 (0.027)	0.022 (0.028)	-0.026 (0.028)	0.022 (0.025)
urban_rate	0.007 (0.085)	0.002 (0.082)	-0.126 (0.085)	0.160* (0.084)
sex_ratio	-1.656 (1.075)	0.432 (0.562)	-0.844 (0.748)	-0.196 (0.549)
urban_density	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
urgap	-0.010 (0.045)	-0.009 (0.007)	-0.012 (0.028)	-0.006 (0.005)
imigrant	0.876*** (0.263)	1.385** (0.534)	0.400 (0.339)	0.495 (0.437)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	1.450 (1.110)	-1.193 (1.126)	1.436 (1.284)	-0.526 (1.109)
观测值	1 066	1 233	1 066	1 233
R ²	0.921	0.899	0.922	0.870

五、机制检验

在 1998 年住房制度改革之前,福利分房政策是人们获得住房的主要途径。在这种住房分配制度下,住房价值往往被人们忽视,也很少有投资性购房需求。但是进入 21 世纪,中国城市的住房市场迅速发展,房价飙升,这使得在早期持有大量住房家庭的财富快速增长,城市居民之间的财富差距被迅速拉

大^[4]。然而,这种财富差距的出现与人们正常的付出(例如工作、学习等)并没有直接关系,这种不平等或者不公平现象给社会稳定带来了极大隐患。这一部分将通过实证来检验房价上涨通过拉大财富差距推高犯罪率这一机制。^①

(一) 中介效应分析

首先,我们采用中介效应模型来直接考察房价对犯罪率影响的财富不平等机制。具体来说,我们利用

① 根据已有城市犯罪率相关文献的讨论,房价对城市犯罪率的影响还可能存在其他渠道,例如人口流动。然而,受限于研究深度的需要,我们没有办法在一篇论文对所有机制进行讨论和分析。但可以理解的是,贫富差距是房价影响犯罪率最为直接,也可能是最重要的机制。

2010—2016 年 CFPS 微观数据^①计算了各个城市分年份的家庭资产基尼系数，用来衡量各城市的财富不平等程度，然后通过如下城市面板数据模型来进行实证分析：

$$\ln crime_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \ln house_price_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \mu_{it} \quad (3)$$

$$\ln crime_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \times \ln house_price_{it} + \gamma_2 \times gini_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中， $gini_{it}$ 表示城市 i 在年份 t 的家庭财富不平等指数，分别用家庭总房产基尼系数（ $gini_wealth$ ）和城市家庭净房产基尼系数（ $gini_house$ ）度量。在 CFPS 问卷中，每个调查者均被询问家庭收入、家庭资产、家庭支出、家庭房屋拥有数量、家庭现住房价值、家庭其他房产价值、家庭总房贷等情况。在本文中，我们将家庭总房产定义为现有住房价值与其他房产市价之和，净房产定义为家庭总房产与总房贷之差。此外，我们在这部分的实证分析中还加入家庭金融资产基尼系数作为控制变量。

根据中介效应模型的原理（Baron 和 Kenny，1986^[3]），在已知房价会对城市犯罪率产生显著影响的条件下，如果 β_1 和 γ_2 都显著且与预期相符，则表明房价会通过影响家庭之间的财富不平等对犯罪率产

生影响，即财富不平等是房价影响犯罪率的机制；进一步地，如果 β_1 显著且在控制了财富不平等变量后，房价本身的系数 γ_1 和中介变量的系数 γ_2 同样显著，表明房价除了通过中介效应影响犯罪率，还存在部分直接效应影响犯罪率，即中介变量表现为部分中介效应；如果在控制了财富不平等后 γ_1 变得不显著了，表明直接效应不显著，房价只通过财富不平等影响犯罪率。

表 6 报告了对中介效应模型的回归结果。首先，从对模型 2-1 的估计结果来看，在 2010—2016 年期间，房价对城市犯罪率的影响仍然显著为正。根据工具变量的估计结果，房价上涨 1% 会导致犯罪率提升 1.428%~2.437%，这与本文表 2 的估计结果十分接近。其次，对模型 2-2 的估计结果显示， β_1 均显著为正，说明房价上涨确实显著扩大了本城市家庭之间的财富差距。根据工具变量估计结果，房价上涨 1% 将会导致家庭财富基尼系数上升 0.003 7~0.004 2。为了更加直观地反映房价上涨对家庭财富不平等的影响，我们进一步计算了 2010—2016 年期间因为房价上涨（平均增长幅度为 48.86%）带来的财富不平等变化约为 0.181~0.205，这相当于研究期内家庭财富基尼系数的 36.2%~41.0%^②。也就是说，在 2010—2016 年期间因为房价上涨导致的家庭财富不平等提高了 36.2%~41.0%。

表 6 财富不平等中介效应模型的估计结果

	模型 2-1				模型 2-2			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln arrest$	$\ln sue$	$\ln arrest$	$\ln sue$	$gini_wealth$	$gini_house$	$gini_wealth$	$gini_house$
$\ln house_price$	0.216** (0.106)	0.202* (0.109)	2.437** (1.142)	1.428** (0.550)	0.089* (0.045)	0.091* (0.046)	0.421** (0.184)	0.372** (0.182)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	225	225	225	225	225	225	225	225
R^2	0.889	0.894	—	—	0.831	0.817	—	—

① 本部分使用数据来自中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，CFPS）。CFPS 于 2010 年开始正式调查访问，对中国 25 个省份共计 16 000 户家庭进行追踪调查，追踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据，以反映中国经济、社会、人口、教育和健康的变迁。本文选取 2010、2012、2014、2016 四年的 CFPS 调查数据，使用其家庭经济调查数据库数据。

② 分别使用 0.181 和 0.205 除以研究期内家庭财富基尼系数的均值 0.5 得到。

续前表

	模型 2-3							
	OLS				2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnarrest	lnarrest	lnsue	lnsue	lnarrest	lnarrest	lnsue	lnsue
lnhouse_price	0.137 (0.089)	0.138 (0.090)	0.112 (0.095)	0.112 (0.094)	1.541 (1.197)	1.548 (1.215)	0.725 (0.644)	0.715 (0.536)
gini_wealth	1.281** (0.542)		1.240*** (0.416)		1.227* (0.654)		1.275*** (0.541)	
gini_house		1.236** (0.511)		1.210*** (0.395)		1.246** (0.575)		1.298*** (0.479)
gini_finance	-0.036 (0.190)	-0.036 (0.192)	-0.044 (0.164)	-0.051 (0.165)	-0.056 (0.930)	-0.055 (0.924)	-0.037 (0.506)	-0.036 (0.499)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	225	225	225	225	225	225	225	225
R ²	0.901	0.901	0.906	0.906	—	—	—	—

最后,表 6 中对模型 2-3 的估计结果显示,当在犯罪率模型中同时加入房价和家庭财富不平等变量后,房价的系数 γ_1 变得不显著了,而家庭财富基尼系数的系数 γ_2 仍然显著为正。根据工具变量的估计结果:家庭财富基尼系数每提高一个百分点将会导致城市犯罪率提高 1.2%~1.3%。结合对模型 2-1 和模型 2-2 的估计结果,可以计算房价上涨 1% 通过财富不平等 (0.0037~0.0042) 导致的犯罪率增加约为 0.44%~0.55% ($=\beta_1\%\times\gamma_2$),这相当于房价对犯罪率整体效应的 22.6%~30.8% ($=\beta_1\times\gamma_2/\alpha_1$)。这表明财富不平等是房价影响犯罪率的主要中介机制。

(二) 基于住房自有率的异质性分析

接下来,我们基于不同城市在初始年份家庭之间拥有住房数量的差异,考察房价上涨通过加剧财富不平等影响犯罪率的机制。其核心的经济学逻辑在于,如果在期初家庭之间拥有的住房数量差距越大,在经历了房价上涨之后家庭之间的财富差距也会越大,从而更容易引发犯罪。反过来,如果我们发现房价上涨

对于犯罪率的影响在家庭拥有住房数量差异越大的城市影响越大,就可以在很大程度证明房价影响犯罪率的财富不平等机制。为了测量不同城市家庭拥有住房情况,本文使用 2005 年全国人口抽样调查数据计算了各城市的住房面积基尼系数,用以代表城市初始的住房不平等程度,然后构造如下实证模型:

$$\begin{aligned} \ln crime_{it} = & \delta_0 + \delta_1 \times \ln house_price_{it} + \delta_2 \\ & \times gini_house_{i,05} \times \ln house_price_{it} \\ & + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $gini_house_{i,05}$ 表示城市 i 在 2005 年的住房面积基尼系数,其他各变量含义与模型 (1) 相同。表 7 报告了对模型 (5) 的估计结果,这里我们主要关注住房基尼系数与城市房价交叉项 ($gini_house \times \ln house_price$) 的系数。可以看出,在使用 OLS 和 2SLS 估计时,交叉项的系数都显著为正,说明在初始住房面积基尼系数越大的城市,房价上涨对犯罪率的正向刺激作用越大。这一发现进一步验证了本文关于财富不平等机制的研究假设。

表 7 房价对犯罪率影响机制模型的估计结果

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>
<i>lnhouse_price</i>	-0. 286 (0. 179)	-0. 232 (0. 181)	-1. 177 (0. 906)	-1. 213 (0. 882)
<i>gini_house_{i,05} × lnhouse_price</i>	1. 216 *** (0. 467)	0. 914 * (0. 484)	3. 722 ** (1. 495)	2. 327 * (1. 351)
<i>lngdp_pc</i>	0. 018 (0. 035)	-0. 023 (0. 036)	0. 024 (0. 040)	0. 002 (0. 046)
<i>lnpublic_ex</i>	0. 037 (0. 027)	0. 031 (0. 030)	0. 037 (0. 029)	0. 040 (0. 033)
<i>unemployment</i>	0. 040 ** (0. 019)	0. 025 (0. 018)	0. 044 ** (0. 021)	0. 027 (0. 025)
<i>urban_rate</i>	0. 026 (0. 070)	0. 047 (0. 060)	-0. 014 (0. 079)	0. 027 (0. 072)
<i>sex_ratio</i>	0. 946 ** (0. 457)	0. 043 (0. 472)	0. 812 (0. 508)	0. 011 (0. 558)
<i>urban_density</i>	0. 000 (0. 000)	-0. 000 (0. 000)	0. 000 (0. 000)	-0. 000 (0. 000)
<i>urgap</i>	-0. 011 (0. 008)	-0. 004 (0. 005)	-0. 011 (0. 008)	0. 001 (0. 006)
<i>imigrant</i>	1. 047 *** (0. 263)	0. 414 * (0. 229)	0. 801 ** (0. 318)	0. 514 * (0. 307)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-1. 022 (0. 661)	1. 218 * (0. 701)	—	—
观测值	2 299	2 299	2 299	2 299
<i>R</i> ²	0. 893	0. 873	—	—

六、政策缓解效应分析

本文前述的研究证实了房价上涨对城市犯罪率具有显著的刺激作用，同时房价上涨会通过加剧家庭之间的财富不平等程度提高犯罪率水平。那么政府是否可以通过采取相应措施以减弱房价上涨对社会造成的负面影响？

针对中国城市房价的高速上涨问题，政府一直在采取积极的措施抑制房价上涨，并保障居民的住房问题。除了直接抑制房价快速上涨的政策如限购、限贷

等，保障性住房政策是近年来国家大力推动用来缓解中低收入家庭住房问题的举措。政策性保障性住房通常是根据国家政策和法律法规的规定，由政府统一统筹规划提供给中低收入人群使用，其建造价格、销售价格和租金标准都给予一定的限定，具有明显的社会保障性质。由于保障性住房主要针对没有住房且收入相对较低的家庭^①，因此它不仅能够直接解决中低收入家庭的住房需求，更重要的是可以缓解房价上涨带来的财富不平等的问题，使得居民、特别是中低收入居民心理上的“相对剥夺感”下降，从而降低

① 根据《经济适用住房管理办法》第二十五条规定，城市低收入家庭申请购买经济适用住房应同时符合下列条件：（一）具有当地城镇户口；（二）家庭收入符合市、县人民政府划定的低收入家庭收入标准；（三）无房或现住房面积低于市、县人民政府规定的住房困难标准。

犯罪倾向。

基于上述背景,本文在实证研究的最后来探讨保障性住房供给政策是否能够缓解房价上涨带来的犯罪率上升问题。受数据可得性限制,本文使用各个省份的经济适用房^①数据来进行分析。具体来说,我们使用 2002—2010 年各省份经济适用房实际销售面积与各省份商品房实际销售面积之比作为该地区住房保障实施力度 (*security*) 的代表变量。其中,各省份经济适用房销售面积数据来源于《中国统计年鉴》,各省份商品房销售面积数据来源于国家统计局。从定义来看,*security* 越大表明城市住房保障政策的实施力度越强,反之亦然。我们仍然采用纳入交叉项形式的调节效应模型来检验上述研究假设,具体模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln crime_{it} = & \varphi_0 + \varphi_1 \times \ln house_price_{it} + \varphi_2 \\ & \times security_{it} \times \ln house_price_{it} + \varphi_3 \\ & \times security_{it} + \lambda \times X + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

为了使估计系数的经济意义更加明显,我们将 *security* 和 *lnhouse_price* 均进行了中心化处理。表 8 报告了对模型 (6) 的估计结果,这里我们主要关注保障性住房政策实施力度与房价的交叉项 (*security* × *lnhouse_price*) 的系数。从回归结果来看,无论是 OLS 还是 2SLS 估计,交叉项的系数都显著为负,说明在保障性住房供给越多的城市,房价上涨对犯罪率的刺激作用越小。这一结果表明,保障性住房政策能够在一定程度上缓解房价上涨带来的犯罪率上升现象,起到了显著的政策调节作用。

表 8 保障性住房政策的影响

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>	<i>lnarrest</i>	<i>lnsue</i>
<i>lnhouse_price</i>	0.127*** (0.036)	0.020 (0.035)	0.278 (0.226)	0.463 (0.530)
<i>security</i> × <i>lnhouse_price</i>	-0.397* (0.216)	-0.432* (0.262)	-0.939* (0.545)	-1.212* (0.601)
<i>security</i>	0.127 (0.194)	0.264 (0.217)	-0.361 (0.365)	0.213 (0.541)
<i>lngdp_pc</i>	0.096*** (0.030)	0.066* (0.040)	0.104*** (0.028)	0.109** (0.038)
<i>lnpublic_ex</i>	0.039 (0.025)	0.021 (0.027)	0.065** (0.029)	0.112** (0.054)
<i>unemployment</i>	0.071*** (0.019)	0.021 (0.017)	0.081*** (0.019)	0.026 (0.024)
<i>urban_rate</i>	0.317*** (0.094)	0.122 (0.105)	0.319*** (0.071)	0.163* (0.088)
<i>sex_ratio</i>	0.213 (0.470)	0.075 (0.401)	0.280 (0.414)	-0.117 (0.324)
<i>urban_density</i>	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>urgap</i>	-0.003 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.004 (0.006)	0.005 (0.009)
<i>imigrant</i>	0.939*** (0.203)	0.480** (0.196)	0.815*** (0.182)	0.611** (0.203)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制

① 中国的保障性住房主要有 5 种形式: 两限商品住房、经济适用住房、政策性租赁住房、自住型商品房以及廉租房。

续前表

	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnarrest	lnsue	lnarrest	lnsue
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.066 (0.585)	0.985 (0.643)	—	—
观测值	1 453	1 387	1 453	1 387
R^2	0.921	0.928	—	—

七、总结

进入 21 世纪,房价的快速上涨成为中国经济发展过程的重要议题之一。围绕房价上涨的经济社会影响,学者们展开了广泛的讨论,学者们也意识到了房价上涨给社会稳定带来的隐患,但是很少有研究直接讨论房价上涨对社会稳定的影响,以及其背后的经济机制。本文利用 2002—2016 年中国 242 个地级市及以上城市的面板数据,实证考察了房价上涨对城市犯罪率水平的影响效果及机制,并探讨了保障性住房政策对该影响的缓解作用。研究发现:第一,在控制了人均 GDP、财政支出、失业率、城镇化率以及性别比例等因素后,房价上涨对城市犯罪率水平有显著的正向影响。房价每上涨 1% 将导致本城市刑事犯罪批捕率与起诉率分别上涨 0.16% 和 0.099%。在使用工具变量后,房价对城市犯罪率的正向影响仍然显著存在,且影响效果有所提升。分地区的研究结果表明,在房价水平更高的东部和中部地区,房价上涨对犯罪率的影响更大;而 2008 年以后房价对城市犯罪率的影响更大。第二,本文利用 CFPS 微观调查数据构造衡量城市内部家庭财富不平等的变量,研究发现房价上涨能够显著加大居民之间的财富差距。同时,异质性的结果显示,在初始住房拥有量存在较大差距的城市,房价上涨对犯罪率的影响更加显著。这

就验证了房价通过影响财富不平等进而影响犯罪率水平的机制。第三,本文研究显示,保障性住房的供给能够显著降低房价上涨对城市犯罪率的刺激作用。

房地产业的健康有序发展对服务经济发展和不断改善群众居住条件起着十分重要的保障作用。稳定房价、实现房地产市场的有序发展不仅仅是经济问题,同时又是社会问题。因此本文的研究结论也具有一定的现实意义与政策价值。首先,本文通过严谨的实证设计测算了房价上涨对城市犯罪率水平影响,这有利于更加全面和准确地评估房价上涨给经济社会带来的影响,也为地方政府进行住房市场调控政策评估提供了定量补充。其次,本文验证了加剧财富差距这一房价推高犯罪率的重要机制,为政策制定者对症下药解决住房市场繁荣带来的负外部性提供了依据。更具体地,住房所形成的资产存量和存量溢价是导致居民财富差距扩大的主要原因之一。因此,政府可以通过健全地方税体系,推进房地产税立法,加强房地产市场的监管等手段,为居民将剩余资金配置到相关市场获得财产性收入提供更公平的环境,从而调节收入分配和财产配置的优化机制,有效减少房价上涨对社会造成的负面影响。最后,本文研究证实了保障性住房政策在解决城市住房矛盾中的重要作用,为国家继续有效实施保障性住房政策和相关收益成本评估提供了科学依据。

参考文献

- [1] 郑思齐,孙伟增,吴璟,武赞.“以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究[J].经济研究,2014(8):14-27.
- [2] 陈彦斌,邱哲圣.高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J].经济研究,2011(10):25-38.
- [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[J].管理世界,2013(3):34-47.
- [4] 李江一.“房奴效应”导致居民消费低迷了吗[J].经济学(季刊),2018(1):405-430.
- [5] 安虎森,颜银根,朴银哲.城市高房价和户籍制度:促进或抑制城乡收入差距扩大?——中国劳动力流动和收入差距扩大悖论的一个解

- 释 [9]. 世界经济文汇, 2011 (4): 41-54.
- [10] 张传勇, 张永岳, 武霖. 房价波动存在收入分配效应吗? ——一个家庭资产结构的视角 [J]. 金融研究, 2014 (12): 86-101.
- [11] 周颖刚, 蒙莉娜, 卢琪. 高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角 [J]. 经济研究, 2019 (9): 106-122.
- [12] 李昊洋, 程小可, 高升好. 高房价“驱逐”了公司的研发活动吗? ——来自创业板的经验证据 [J]. 中国软科学, 2018 (12): 95-109.
- [13] Fajnzylber P, Lederman D, Loayza N. What Causes Violent Crime? [J]. European Economic Review, 2002, 46: 1323-1357.
- [14] 胡联合, 胡鞍钢, 徐绍刚. 贫富差距对违法犯罪活动影响的实证分析 [J]. 管理世界, 2005 (6): 34-44.
- [15] 陈刚, 李树. 教育对犯罪率的影响研究 [J]. 中国人口科学, 2011 (3): 102-112.
- [16] 刘生龙, 张君忆, 高宇宁. 跨省移民与犯罪: 来自中国的实证证据 [J]. 学术研究, 2018 (5): 93-103, 177.
- [17] 陈春良, 易君健. 收入差距与刑事犯罪: 基于中国省级面板数据的经验研究 [J]. 世界经济, 2009 (1): 13-25.
- [18] 鲁元平, 王韬. 收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2011 (4): 1437-1458.
- [19] 章元, 刘时菁, 刘亮. 城乡收入差距、民工失业与中国犯罪率的上升 [J]. 经济研究, 2011 (2): 59-72.
- [20] 姜全保, 李波. 性别失衡对犯罪率的影响研究 [J]. 公共管理学报, 2011 (1): 71-80, 126.
- [21] 陈刚. 社会福利支出的犯罪治理效应研究 [J]. 管理世界, 2010 (10): 75-86.
- [22] 章友德, 杜建军, 徐吟川. 城市社会保障二元结构与犯罪率——基于 227 个城市数据的经验研究 [J]. 世界经济文汇, 2019 (1): 84-100.
- [23] 石庆玲, 郭峰. 高房价与中国犯罪率的上升——基于 35 个大中城市的实证研究 [J]. 南开经济研究, 2017 (6): 113-130.
- [24] 常雪, 苏群, 周春芳. 房价、住房支付能力与刑事犯罪——基于中国省级面板数据的实证分析 [J]. 上海财经大学学报, 2018 (1): 71-85.
- [25] Thaler R. A Note on the Value of Crime Control: Evidence from the Property Market [J]. Journal of Urban Economics, 1978 (1): 137-145.
- [26] Hellman D A, Naroff J L. The Impact of Crime on Urban Residential Property Values [J]. Urban Study, 1979, 16 (1): 105-112.
- [27] Rizzo M. J. The Effect of Crime on Residential Rents and Property Values [J]. American Economist, 1979, 23 (1): 16-21.
- [28] Ihlanfeldt K, Mayock T. Panel Data Estimates of the Effects of Different Types of Crime on Housing Prices [J]. Regional Science and Urban Economics, 2010 (40): 161-172.
- [29] Buonanno P, Montolio D, Raya-Vilchez J M. Housing Prices and Crime Perception [J]. Empirical Economics, 2013, 45 (1): 305-321.
- [30] Pope J C. Fear of Crime and Housing Prices: Household Reactions to Sex Offender Registries [J]. Journal of Urban Economics, 2008, 64 (3): 601-614.
- [31] Lynch A K, Rasmussen D W. Measuring the Impact of Crime on House Prices [J]. Applied Economics, 2001, 33 (15): 1981-1989.
- [32] Read D C, Tsvetkova A. Housing and Social Issues: A Cross Disciplinary Review of the Existing Literature [J]. Journal of Real Estate Literature, 2012, 20 (1): 3-35.
- [33] 林芳, 蔡翼飞, 高文书. 城乡居民财富持有不平等的折射效应: 收入差距的再解释 [J]. 劳动经济研究, 2014 (6): 152-172.
- [34] Merton R. K. Social Structure and Anomie [J]. American Sociological Review, 1938, 3 (5): 672-682.
- [35] Blau J R, Blau P M. The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime [J]. American Sociological Review, 1982, 47 (1): 114-129.
- [36] Becker G S. Crime and Punishment: An Economic Approach [J]. Journal of Political Economy, 1968, 76 (2): 169-217.
- [37] Burdett K, Lagos R, Wright R. Crime, Inequality, and Unemployment [J]. American Economic Review, 2003, 93 (5): 1764-1777.
- [38] Chiu W, Madden P. Burglary and Income Inequality [J]. Journal of Public Economics, 1998, 69 (1): 123-141.
- [39] Kelly M. Inequality and Crime [J]. The Review of Economics and Statistics, 2000, 82 (4): 530-539.
- [40] Lampman R J. The Share of Top Wealth-holders in National Wealth, 1922-56 [M]. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1962.
- [41] 陈硕, 章元. 治乱无需重典: 转型期中国刑事政策效果分析 [J]. 经济学 (季刊), 2014 (4): 1461-1484.
- [42] Tompson L A, Bowers K J. Testing Time-sensitive Influences of Weather on Street Robbery [J]. Crime Science, 2015, 14 (8): 1-11.
- [43] 张海鹏, 陈帅. 城乡基本公共服务均等化的犯罪治理效应——基于 2002—2012 年省级面板数据的实证分析 [J]. 世界经济文汇, 2017 (6): 1-15.
- [44] 陈刚. 社会福利支出的犯罪治理效应研究 [J]. 管理世界, 2010 (10): 75-86.
- [45] Saiz A. The Geographic Determinants of Housing Supply [J]. Quarterly Journal of Economics, 2010, 125 (3): 1253-1296.
- [46] Piketty T, Li Y, Zucman G. Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978-2015 [J]. NBER Working Paper Series, 2017.
- [47] Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51 (6): 1173-1182.

(责任编辑: 李 晟 张安平)