

县城炒房是否损害了中小微企业的盈利能力*

——基于江苏省县域中小微企业数据的实证分析

张晓磊¹ 徐林萍^{2,3} 吕立刚⁴

摘要：县城的房地产炒作行为加剧了县域中小微企业的生存困境。本文使用2014~2016年间江苏省2971家县域中小微企业的追踪调查面板数据，研究了县城房地产炒作对当地中小微企业利润率的影响。使用工具变量法控制了潜在的内生性问题后，本文发现：江苏省县城商品房销售价格每上涨1%，平均会导致当地中小微企业的利润率萎缩2.50%。基于Sobel中介因子模型的路径机制检验结果则显示：县城房地产炒作主要是通过抬高当地企业的劳动成本和融资成本两条路径，侵蚀了企业的经营利润，且劳动成本路径的中介效应占比更高。本文建议各地方政府严控县域经济的房地产泡沫化风险，综合使用金融、财政和房地产市场的行政管制等政策工具，重新将资本和劳动要素引回实体经济，唤醒县域中小微实体企业的活力。

关键词：房价上涨 中小微企业 县域经济

中图分类号：F427 F293.3 **文献标识码：**A

一、引言

县城虽然处于中国城市层级中的最底端，但却是中国广大农村地区的经济中心。县城经济的健康有序发展，是保障中国农村经济平稳增长，农民收入持续增加，农村城镇化进程稳步推进的基础。然而，随着一、二线城市房地产市场限购、限售、限贷、限价等管理措施的日趋严格，房地产炒作热潮呈现出向县级城市蔓延的趋势。一、二线城市热钱下沉，再加之“棚改货币化”政策为拆迁安置家庭提供了巨额房地产炒作资金，使得近年来县城的房地产价格出现了明显偏离当地居民收入水平的非理性暴涨。以江苏省昆山市为例，由于紧邻上海，2014~2016年间，昆山市的商品房销售均价由0.82万元/m²迅速上涨至1.16万元/m²，累计增幅高达40.62%，而同期昆山市城乡居民的年人均可支配收入仅由3.95万元增长至4.63万元，累计增幅仅为17.32%，尚不及房价增幅的50%。

*感谢教育部人文社会科学研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的开放发展研究”（项目编号：16JJD790025）、教育部人文社会科学青年基金项目“区域发展过程中土地利用功能转型机理及优化调控策略研究：基于江苏南北样带的实证”（项目编号：18YJJCZH120）的资助。感谢匿名审稿专家提出的修改建议，作者文责自负。

疯狂上涨的县城房价在为县域经济埋下房地产泡沫化隐患的同时，也通过虹吸社会资本、哄抬当地劳动力成本等方式，进一步挤压了当地中小微企业的利润空间，使得本就生存困难的中小微企业面临更加严峻的生存挑战。仍以昆山市为例，2014~2016年间，火热的房地产市场使得社会资本大量涌向房地产投资，昆山市金融机构人民币贷款中的住户中长期贷款占比由36.93%大幅攀升至51.00%。由于可抵押资产不足、经营现金流不稳定等原因，面对银行等金融机构的信贷审查，中小微企业本就很难与有房产做抵押的当地住户相竞争，近年来房地产的快速升值更是大幅提升了当地住户住房贷款的信用度，使得中小微企业通过传统的银行贷款等方式获得融资支持的难度进一步上升。此外，快速上涨的房价还大幅推高了当地的劳动力工资成本，2014~2016年间，昆山市在岗职工的平均年薪由5.99万元迅速增长至7.10万元，累计增幅高达18.54%^①，劳动力成本激增也使得当地许多中小微企业面临严峻的经营困难，甚至部分大型外资企业也因难以承受快速攀升的劳动力成本而选择转向东南亚、南亚等地区投资。

中小微企业是国民经济发展的基石，它们贡献了中国约80%的就业，70%的专利发明，60%以上的GDP以及50%以上的税收^②，因此，保障中小微企业的健康成长是维护中国经济平稳增长的核心要求之一。然而，当前制约中国中小微企业发展的瓶颈仍然较多，其中，最典型的的就是融资难（吕劲松，2015）、用工难（王子成，2015）的问题。对于中小微企业而言，由于县城的资金供给更加紧张、劳动力技能水平也远低于大城市，其所面临的经营环境更加恶劣，当前疯狂的房地产炒作严重扰乱了县域经济的发展秩序，使得中小微企业的生存环境更加岌岌可危。

本文使用江苏省2971家中小微企业2014~2016年的追踪调查数据，评估江苏省各县级城市近年来的房地产炒作热潮对中小微企业利润率的影响。企业的经营绩效一直都是微观经济领域的研究重点，但以往文献多依托“中国工业企业数据库”和“中国上市公司企业数据库”等大型企业的微观数据，聚焦于大城市规模以上企业（例如魏志华等，2014；孙浦阳等，2014），其研究结论并不一定适用于县城及农村的中小微企业。本文的主要创新在于以县城中小微企业为研究对象，为评估县城房地产炒作对县城中小微企业盈利能力的影响提供了详实的经验证据。

二、文献综述与研究假说

中国自1998年推出停止住房实物分配，逐步实行住房分配的货币化改革措施之后，城镇商品房价格就进入了持续上涨的通道。近年来，“炒房热”从一、二线城市开始向全国蔓延，经济学界开始关注虚高的房地产价格如何影响了中国实体企业的生产经营，代表性成果主要集中在以下三个方面：

第一，高房价对企业融资约束的影响。已有文献在高房价是收紧还是放松了企业的融资约束问题上存在争议，部分文献发现房价上涨具有“抵押担保效应”，即房价涨幅越大，企业可用于抵押的

^①苏州市统计局（编），2017：《苏州市统计年鉴2017》，北京：中国统计出版社。

^②参见《央行行长：小微企业贡献了80%的就业、50%的税收，必须要支持》，http://finance.ifeng.com/a/20180614/16342064_0.shtml。

房产价值就越高,企业的融资能力也会越强(Chaney et al., 2012; 曾海舰, 2012; 钟腾, 2017; Han and Lu, 2017)。但也有文献得出相反的结论,认为高房价会抬高企业的房租成本、劳动力成本,侵蚀企业利润,收紧企业的融资约束。例如,王芳、姚玲珍(2018)利用2012年第十次私营企业调查数据,发现高房价带来的房租、劳动力成本上涨会降低企业的盈利能力和偿债能力,不利于私营企业获得外部融资,显著抑制了企业的实业投资规模。刘斌、王乃嘉(2016)以及郭树龙、刘文彬(2017)等基于中国工业企业数据的研究也得出了类似结论。

第二,高房价对企业劳动成本的影响。陆铭等(2015)利用中国2001~2010年的地级市面板数据,证实了中国自2003年以来开始实行的倾向于中西部的土地供应政策,造成了东部地区房价快速上涨,进而大幅推升了东部地区的劳动力成本。在东部地区,房价每上升1%,将会导致劳动力工资上升0.74%。佟家栋、刘竹青(2018)基于中国2004~2013年的城市面板数据和2008年第二次全国经济普查数据,也证实了快速上涨的房价迫使制造业企业提高工人工资来抢夺劳动力,但由于建筑业能提供更高的工资,对劳动力的吸引力更大,所以制造业企业正在面临更加严峻的“用工难”问题,平均而言,房价每上涨1个单位,制造业相对建筑业的就业规模就会萎缩1.63~2.18个单位。张巍等(2018)利用2002~2009年中国城镇住户调查数据,也证实了房价上涨会通过“生活成本效应”和“闲暇替代效应”显著提高当地居民的平均工资水平。

第三,高房价对企业创新的影响。在高房价对居民创业决策的影响方面,吴晓瑜等(2014)运用2005年全国1%人口抽样调查数据和中国家庭动态跟踪调查数据,研究了高房价对居民创业意愿的影响,发现房价收入比高的地区居民创业意愿较低,居民购买房产的行为会显著降低其创业的概率,高房价对创业的挤出效应非常显著。在高房价影响已在位企业的创新方面,王文春、荣昭(2014)利用1999~2007年间中国35个大中城市规模以上工业企业数据,研究了房价上涨对工业企业新产品产出和研发投入的影响,发现房价上涨越快,工业企业的创新倾向越弱,工业企业会将资源配置到房地产部门,从而挤出投资风险高、回报周期长的研发投资。余静文等(2015)基于2005~2007年中国工业企业数据的研究则发现:在房地产投资回报率高的背景下,房价增速每提高1%,工业企业的研发投入占总资产比重会下降0.05%,人均研发投入会下降92.03元。陈斌开等(2015)以及刘行等(2016)也均有类似发现。

已有文献主要从企业融资约束、劳动力成本和创新投资三个视角,探讨了高房价可能会对微观企业生产经营产生的影响,上述成果虽然研究视角较为系统、全面,但其研究对象均是大城市的规模以上企业或上市公司,研究结论并不一定适用于县域中小微企业。中小微企业的综合实力更弱,抵御市场负面冲击的能力更差,面临房地产价格的非理性暴涨,县域中小微企业可能要比大城市的规模以上企业更容易被挤出市场。然而目前针对中小微企业的研究文献却基本仅局限于探讨中小微企业的融资难问题(Ryan et al., 2014; Cenni et al., 2015; 赵岳、谭之博, 2012; 姚耀军、董钢锋, 2015),并没有关注房价上涨对中小微企业的经营绩效产生了何种冲击。

综上,本文使用江苏省县域中小微企业追踪调查数据,实证研究县城房价上涨对中小微企业盈利能力的影响,可以为现有文献补充重要的实证研究证据。结合本文的研究对象——“中小微企业”

的具体特点而言，已有文献所探讨的高房价对企业融资约束和劳动力成本的影响可能同样适用，但由于中小微企业基本不存在独立的研发创新能力，所以高房价并不会通过挤出企业创新研发投入的方式影响其盈利能力。因此，在以往研究文献的基础上，本文提出了以下两个研究假说以待检验：

假说一：县城商品房价格上涨会通过虹吸当地社会资本的途径，进一步抬高中小微企业的融资成本，损害其盈利能力。

假说二：县城商品房价格上涨会通过抬高当地劳动力成本的途径，加剧中小微企业的用工贵、用工难困境，损害其盈利能力。

三、研究设计与数据

（一）实证模型

本文采用如（1）式所示的计量模型来评估县城房价上涨对当地中小微企业利润率的影响：

$$profit_rate_{ijkt} = \alpha + \beta \ln hprice_{kt} + \delta W_{ijkt} + \gamma_i + \gamma_j + \gamma_k + \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

（1）式中，下角标 i 代表企业， j 代表《国民经济行业分类与代码（GB/4754—2011）》中的二分位行业， k 代表县市， t 代表年份。被解释变量 $profit_rate_{ijkt}$ 为 i 企业 t 年的利润率^①，核心解释变量 $\ln price_{kt}$ 为 k 县市 t 年的商品房销售均价的自然对数。显然，解释变量 $\ln price_{kt}$ 为地区层面的宏观加总变量，而被解释变量 $profit_rate_{ijkt}$ 为企业层面的微观变量。Moulton（1990）指出使用加总的宏观变量对微观变量进行回归分析，可能会导致回归标准误下偏。因此，本文在所有回归中均使用了县市层面的聚类稳健标准误。 W_{ijkt} 为企业层面的控制变量向量，包括企业的全要素生产率^②、企业规模^③、企业是否出口的虚拟变量以及企业的所有制类型虚拟变量组（国有企业、港澳台资企业和外国投资企业）。 γ_i 、 γ_j 、 γ_k 和 γ_t 分别表示企业、行业、县市和年度固定效应， ε_{ijkt} 为随机误

^①企业利润率=（企业净利润/企业固定资产）×100。

^②本文使用 Levinsohn and Petrin（2003）方法测算企业全要素生产率。Levinsohn and Petrin（2003）方法由 Olley and Pakes（1996）提出的一致半参数估计方法改良而来。Olley and Pakes（1996）假定企业根据当前全要素生产率状况做出投资决策，因此可用企业的当期投资作为不可观测的全要素生产率的代理变量，从而解决估算企业全要素生产率的同时性偏差问题。Olley and Pakes（1996）方法要求代理变量（当期投资）与企业总产出始终保持单调关系，这就意味着那些当期投资额为零的样本就会被舍弃。Levinsohn and Petrin（2003）针对这一问题提出了使用企业中间品投入代替投资额作为代理变量的方法。从数据获取难度的视角来看，中间品投入数据更容易获得，且对部分缺失的中间品投入数据，可以使用“中间品投入=工业总产值-工业增加值+应交税费”的方式近似估算。在 Stata 软件中，Levinsohn and Petrin（2003）方法可以借助扩展命令 `levpet` 来实现。

^③本文根据国家统计局发布的《统计上大中小微型企业划分办法（国统字（2011）75号）》来划分中小微企业。中型企业应满足：①从业人员大于或等于300人且低于1000人，②年营业收入大于或等于0.2亿元且低于4亿元；小型企业应满足：①从业人员大于或等于20人且低于300人，②年营业收入大于或等于300万元且低于2000万元；微型企业应满足：①从业人员小于20人或年营业收入低于300万元。若不能同时满足两个标准的下限，则下划一档。

差项。

(二) 数据来源与变量描述

本文使用的江苏省县域中小微企业数据来源于江苏省经济和信息化委员会的“江苏省小微企业运行监测平台”，数据覆盖年限为2014~2016年，该数据为江苏省境内由政府部门组织的针对中小微企业的规模最大、覆盖最全的抽样统计数据。当然，与多数微观企业数据库一样，该数据库也存在由于填报错误等原因导致的部分企业关键财务指标数据不符合会计准则的问题，因此本文删除了从业人数、固定资产、总负债为0或负数的样本，且对企业财务指标都采取了上下各1%的缩尾处理。由于数据样本跨越3年，所以本文对所有价格变量均使用江苏省地市级CPI数据进行了平减处理。此外，由于制造业企业和农业、服务业企业存在明显的行业差异，且江苏省经信委统计的样本中农业和服务业企业过少，合计占比不足10%，所以本文仅保留了制造业企业样本。最后，由于本文关注的是县城房价上涨对当地中小微企业盈利能力的影响，所以删除了企业所在地位于地市级城市市辖区的企业样本。经数据整理后，本文共保留了2971家江苏省县域中小微企业样本，表1汇报了样本企业的县域分布情况。

表1 样本企业的县域分布情况表

县市名	企业数	占比	县市名	企业数	占比	县市名	企业数	占比
苏州张家港市	161	5.42%	南通如东县	77	2.59%	盐城阜宁县	55	1.85%
无锡江阴市	147	4.95%	泰州兴化市	76	2.56%	盐城响水县	54	1.82%
常州溧阳市	143	4.81%	南通启东市	75	2.52%	盐城射阳县	54	1.82%
无锡宜兴市	127	4.27%	宿迁泗洪县	75	2.52%	连云港灌南县	54	1.82%
苏州太仓市	120	4.04%	扬州宝应县	75	2.52%	盐城滨海县	52	1.75%
镇江丹阳市	96	3.23%	宿迁泗阳县	74	2.49%	徐州邳州市	46	1.55%
南通海门市	88	2.96%	淮安涟水县	73	2.46%	徐州睢宁县	45	1.51%
镇江扬中市	85	2.86%	扬州仪征市	72	2.42%	徐州丰县	44	1.48%
泰州靖江市	84	2.83%	淮安盱眙县	68	2.29%	盐城建湖县	39	1.31%
镇江句容市	83	2.79%	连云港东海县	68	2.29%	徐州新沂市	38	1.28%
宿迁沐阳县	81	2.73%	淮安金湖县	66	2.22%	徐州沛县	37	1.25%
南通如皋市	78	2.63%	苏州常熟市	60	2.02%	南通海安县	27	0.91%
扬州高邮市	78	2.63%	盐城东台市	58	1.95%	苏州昆山市	4	0.13%
泰州泰兴市	78	2.63%	连云港灌云县	56	1.88%	总计	2971	100.00%

注：作者根据江苏省经济和信息化委员会的“江苏省小微企业运行监测平台”数据整理得出。

如表1所示，本文所使用的样本企业在县域分布上相对均匀，江苏省41个县市中有28个县市入选的样本企业在50~100家之间，占样本企业总体的比例为67.08%。由此可见，本文所使用的中小微样本企业能够较好地代表江苏省各县市的一般情况。

本文主要变量的描述性统计信息见表2。

表2 变量的描述性统计表

变量	变量说明	观测值数	均值	标准差
房价 (万元/m ²)	县城商品房销售价格	8913	0.59	0.31
房贷占比 (%)	县域金融机构人民币贷款中房贷占比	8913	18.45	0.09
人均道路面积 (m ²)	县城城区人均道路面积	8913	21.36	4.84
绿化率 (%)	县城建成区绿化覆盖率	8913	41.70	1.06
企业利润率 (%)	企业净利润/企业固定资产	7470	27.32	6.93
企业融资成本 (%)	财务费用/借款余额	6010	12.43	0.12
企业劳动成本 (万元)	企业年人均工资	6010	4.89	7.59
企业全要素生产率	Levinsohn and Petrin (2003) 方法测算的 TFP	7399	5.58	1.22
企业规模	类别变量: 微型=1, 小型=2, 中型=3	8913	1.86	0.55
出口企业	虚拟变量: 是=1, 否=0	8913	0.16	0.37
企业所有制类型 (以民营企业为基准)				
国有企业	虚拟变量: 是=1, 否=0	8913	0.00	0.07
港澳台资企业	虚拟变量: 是=1, 否=0	8913	0.04	0.20
外国投资企业	虚拟变量: 是=1, 否=0	8913	0.05	0.21

注: 企业层面变量数据来自江苏省经济和信息化委员会的“江苏省小微企业运行监测平台”; 房价和房贷占比数据来自江苏省各地级市统计年鉴; 人均道路面积和绿化率数据来自《江苏省城乡建设统计年报 2016》, 参见 http://218.94.123.119:8080/wcm/infopub/infopub_insertgovinfo.jsp?applydepartid=181。

四、实证结果

(一) 基准回归结果

本文使用江苏省 2971 家县域中小微企业数据, 对计量模型 (1) 式进行 OLS 逐步回归, 结果如表 3 所示。考虑到无法观测到的遗漏变量可能会对回归结果产生干扰, 表 3 在控制企业、年份、行业和县市多维固定效应的基础上, 还在第 (3) 列和第 (4) 列中尽可能多地控制了企业层面的全要素生产率、企业规模、企业出口状态、企业所有制属性等常规控制变量, 并在第 (5) 列和第 (6) 列中借鉴于春晖等 (2011) 的做法, 引入了核心解释变量和被解释变量的交互项 (企业利润率×房价), 这种做法的好处是可以通过交互项来捕捉可能对被解释变量和核心解释变量产生影响的遗漏变量, 并且会避免控制变量选择过于随意的问题。在控制不同的控制变量和多维固定效应组合之后, 表 3 各列中房价变量的系数一直高度显著为负, 初步证明了本文实证结果的稳健性。对本文所使用的样本企业而言, 商品房销售价格每上涨 1%, 大约会导致当地中小微企业的利润率下降 1.96%^①。在 2014~2016 年的 3 年间, 江苏省 41 个县市的商品房销售均价由 5400 元/m² 上涨至 5900 元/m²,

^①1.96 为表 2 第 (1) ~ (4) 列中房价变量系数和第 (5) ~ (6) 列中房价偏效应的算数均值。房价偏效应的计算方法是: 房价对数的回归系数+交互项系数与企业利润率变量均值 (27.32) 的乘积。

累计增长 9.26%，这已经导致江苏县域中小微企业的平均利润率萎缩了 18.15% (=1.96×9.26)。即县城房价的不合理上涨确实会导致县域中小微企业的盈利能力受损，严重危及当地实体经济的健康、平稳、可持续发展。

表 3 基准回归结果表

	企业利润率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	-2.9439*** (0.5402)	-1.3686** (0.5224)	-2.1792*** (0.5092)	-1.4617** (0.5537)	-1.4048*** (0.2112)	-1.4800*** (0.1442)
企业利润率×房价对数	—	—	—	—	-0.0168*** (0.0001)	-0.0166*** (0.0001)
企业全要素生产率	—	—	1.6342*** (0.1950)	1.4421*** (0.1981)	—	—
企业规模	—	—	1.1528*** (0.3176)	—	—	—
出口企业	—	—	-0.1267 (0.4223)	0.6603 (0.4461)	—	—
企业所有制类型 (以民营企业为基准)						
国有企业	—	—	-3.5975*** (0.6056)	—	—	—
港澳台资企业	—	—	-0.6123 (0.7038)	—	—	—
外国投资企业	—	—	-0.1134 (0.5400)	—	—	—
房价的偏效应	—	—	—	—	-1.8638	-1.9335
企业固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份+行业+县市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	7251	7235	7152	7113	7251	7235
R ²	0.0607	0.8046	0.1276	0.8362	0.9989	0.9997

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中为县市层面的聚类稳健标准误。

表 3 中控制变量的回归结果均符合预期。企业全要素生产率变量的系数显著为正，表明生产效率越高的企业盈利能力越强；企业规模变量的系数显著为正，表明规模越大的企业盈利能力越强；企业所有制属性虚拟变量中，国有企业的系数显著为负，港澳台资企业和外国投资企业变量的系数均不显著，这表明在中小微企业里，国有企业的盈利能力相对于内资民营企业而言更差，这可能是因为中小微型国有企业受到政府的政策关照力度要远弱于大型国有企业，在相同的市场竞争条件下，如果没有足够的政府政策照顾，中小微型国有企业相对僵化的管理制度和薪资体系会使其盈利能力相对于内资民营企业而言明显更差。

(二) 稳健性检验

1. 替代变量法。研究中国房地产市场的实证文献通常均使用国家统计局发布的城市“商品房销售平均价格”指标来测度房价(李永友, 2014; 荣昭、王文春, 2014), 但这一做法的明显缺陷就是可能严重低估了中国城市商品房的真实价格水平和价格增速, 因为城市商品房项目基本是遵循由“城市中心”向“城市边缘”的路径依次开发, 一般而言, 次年销售的商品房要比本年销售的商品房更远离市中心, 其销售均价即使下降, 也并不表明该城市的真实房价正在下降。因此, 本文一方面沿用文献常用的方法, 使用江苏省各县市的“房价”指标作为核心解释变量; 另一方面, 本文使用江苏省各县市金融机构人民币贷款余额中的“住户中长期贷款占比^①”, 即“房贷占比”指标, 作为“房价”的替代变量, 以保障实证结果的稳健性。“房贷占比”这一指标的优点在于它比“房价”能更全面地反映当地的房地产市场炒作热度, 即使由于统计偏差、政府强制限价等原因导致统计出来的商品房销售均价没有上涨, 但只要当地居民仍热衷于投资房地产, 金融机构人民币贷款余额中的“房贷占比”就会增加。当然, 由于住户中长期贷款虽然以房贷为主, 但并非全部为房贷, 所以本文使用的替代变量“房贷占比”可能会高估真实房价。

表 4 替代变量法回归结果表

	企业利润率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房贷占比	-6.5170*** (1.8890)	-5.5198** (2.1312)	-5.3768*** (1.7571)	-5.2700*** (1.5275)	-3.9583*** (0.4468)	-3.4063*** (0.4666)
企业利润率×房贷占比	—	—	—	—	-0.0215*** (0.0016)	-0.0130*** (0.0014)
房贷占比的偏效应	—	—	—	—	-4.5457	-3.7615
企业固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份+行业+县市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	7251	7235	7152	7113	7251	7235
R ²	0.0475	0.8045	0.1209	0.8362	0.8449	0.9547

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著; 括号中为县市层面的聚类稳健标准误。表 4 中控制变量的纳入方式与表 3 一致, 限于篇幅不予汇报, 结果备索。

综上, 本文使用的两个房价测度指标, 分别可以被理解为真实房价的“下限(房价)”和“上限(房贷占比)”, 综合使用这两个指标有利于更精准地测度县城房地产市场炒作对县域中小微企业盈利能力的影响程度。使用替代变量法进行稳健性检验的回归结果如表 4 所示。

由表 4 的回归结果可知, 替换核心解释变量之后, 本文的实证结论仍高度稳健, 房贷占比变量的系数仍显著为负, 即县域金融机构人民币贷款余额中的房贷占比越高, 当地中小微企业的盈利能

^①在中国, 城市住户的中长期贷款基本以住房贷款为主, 这一指标也是中国人民银行监控中国金融机构房贷市场风险的核心指标。

力就越差。与表 3 中房价变量的系数绝对值相比,表 4 中房贷占比变量的系数绝对值更大,即县域金融机构人民币贷款余额中的房贷占比每上涨 1%,大约会导致当地中小微企业的平均利润率下降 5.17%^①。在 2014~2016 年的 3 年间,江苏省 41 个县市的房贷占比由 18.44% 上涨至 22.03%,累计增长了 3.59%,这已经导致江苏县域中小微企业的利润率平均萎缩了 18.56% (=5.17×3.59),这一数据与依据表 3 的回归结果计算得出的江苏县域中小微企业 2014~2016 平均利润率损失 (18.15%) 相比,差异较小,进一步证明了本文结论的稳健性。

2.工具变量法。表 3 中依据计量模型 (1) 式得到的回归结果可能存在一定的内生性问题。虽然本文的核心解释变量“房价”为宏观加总变量,其与企业层面的被解释变量“企业利润率”之间的反向因果问题应该并不严重,但它们之间仍可能存在受遗漏变量影响或受测度误差影响而导致的内生性问题。例如,中小微企业的利润率以及房价可能均与当地的经商风气和投资风险偏好有关:民间工商业投资氛围越活跃、中小微企业越集聚的地区,通常就越愿意承受高风险投资带来的高回报。在近几年县城房价明显泡沫化的背景下,当地的企业家或富裕阶层也就可能越敢于继续投资回报率显著高于实体工商业的房地产,进行资产炒作,这必然导致当地的中小微企业获得的企业内部投资减少,通过银行等商业渠道进行外部融资的成本上升,且用地和用人成本也随房价上涨而增加,企业盈利能力出现萎缩。

本文借鉴 Nunn and Qian (2014) 以及余泳泽、李启航 (2019) 的思路^②,采用工具变量法来处理潜在的内生性问题。考虑到江苏省各县市的具体情况,本文采用了以下三种方法为“房价”变量构造工具变量:(1)使用“2015 年江苏省各县市的城区人均道路面积(与个体变化相关)”和“当年江苏省所有县市城区商品房销售总面积^③(与时间趋势相关)”的交互项(工具变量 1)作为当地房价的工具变量;(2)使用“2015 年江苏省各县市的建成区绿化覆盖率^④(与个体变化相关)”和“当年江苏省所有县市城区商品房销售总面积(与时间趋势相关)”的交互项(工具变量 2)作为当地房

^①5.17 为表 3 第 (1) 至 (4) 列中房贷占比变量系数和第 (5) 至 (6) 列中房贷占比偏效应的算数均值。

^②Nunn and Qian (2014) 以类似 DID 模型的思路,创造性地提出了一种利用与内生变量个体变化相关的变量 A,以及与内生变量时间趋势相关的变量 B,共同构造交互项 A×B 作为工具变量的方法。他们使用“125 个非 OECD 国家在过去 36 年间接受粮食援助的次数比例(与个体变化相关)”和“上一年美国小麦产量(与时间趋势相关)”的交互项,作为内生变量“美国对非 OECD 国家提供粮食援助”的工具变量。余泳泽、李启航 (2019) 以同样的思路,以“城市坡度(与个体变化相关)”和“上一年全国房地产竣工总面积(与时间趋势相关)”的交互项,作为内生变量“城市房价”的工具变量。本文与余泳泽、李启航 (2019) 研究的问题相似,但考虑到江苏省绝大多数地区的地形均属于平坦的河流冲击平原,城市坡度不存在明显差异,因此未采用其方法构造工具变量。

^③该变量没有县市维度的差异,数据来自江苏省各地级市 2015~2017 年的统计年鉴。

^④“城区人均道路面积”与“建成区绿化覆盖率”数据均来自江苏省住房和城乡建设厅发布的《江苏省城乡建设统计年报 2016》。本文仅使用 2015 年一年的城建数据构造工具变量是为了保证城建数据与时间趋势无关,且 2015 年属于本文样本期间 2014~2016 年的中间一年。

价的工具变量；(3) 使用“工具变量 1”和“工具变量 2”共同作为“房价”的工具变量。

本文设计工具变量的思路如下：

$$profit_rate_{ijkt} = \alpha + \beta \ln hprice_t + \gamma_i + \gamma_j + \gamma_k + \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$$\ln hprice_t = \alpha + \theta \ln hsalesq_t + \varepsilon_{kt} \quad (3)$$

如(2)式所示，本文的实证检验目标是估算系数 β 的符号及显著性，若 β 显著小于零，则表明县城房价越高，当地中小微企业的盈利能力就越差。但由于房价变量可能存在严重的内生性问题，因此需要使用 2SLS 方法进行工具变量估计。(3)式即为 2SLS 估计中的第一阶段估计方程，其中，变量 $\ln hsalesq_t$ 为 t 年江苏全省各县市商品房销售总面积的自然对数，其与江苏各县城的房价必然高度相关。(2)~(3)式列出的 2SLS 估计方法实际上是在对比江苏全省县市商品房销售火爆年份与销售较差年份之间各县中小微企业的盈利能力差异。

从理论上讲，上述 2SLS 方法存在两方面重大缺陷：一是(3)式中的解释变量 $\ln hsalesq_t$ 是时间单一维度的，因此该模型无法控制时间趋势固定效应，这有可能使 2SLS 的第一阶段估计对内生变量 $\ln hprice_t$ 的拟合有偏；二是(3)式中使用一维变量 $\ln hsalesq_t$ 拟合内生变量 $\ln hprice_t$ 的做法，显然忽视了江苏各县市房地产市场发展基础条件的地区异质性，商品房销售的火爆程度对那些城建基础条件更好的县市的房价影响可能更大，因为投资者更倾向于前往宜居的县市投资买房，如果不考虑这些因素，(3)式对内生变量的拟合结果就缺少地区维度的变化，这显然会影响 2SLS 方法的估计效率和精度。为解决上述缺陷，本文设计了如(4)~(5)式所示的 2SLS 估计模型：

$$profit_rate_{ijkt} = \alpha + \beta \ln hprice_{kt} + \gamma_i + \gamma_j + \gamma_k + \gamma_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

$$\ln hprice_{kt} = \alpha + \theta \ln (pcroad_k \times hsalesq_t) + \gamma_t + \varepsilon_{kt} \quad (5)$$

(5)式通过引入“城区人均道路面积 $pcroad_k$ （地区维度变量）^①”与“江苏省所有县市城区商品房销售总面积 $hsalesq_t$ （时间维度变量）”交互项的自然对数，对内生变量 $\ln hprice_{kt}$ 进行拟合，大大提高了 2SLS 第一阶段估计的拟合精度。此外，在基于(4)~(5)式所示的 2SLS 估计模型中，我们可以在第二阶段回归中控制企业、行业、年份和县市四维固定效应，并在第一阶段回归中控制年份固定效应，以尽可能排除遗漏变量对回归结果的干扰。从模型识别策略的设计思路上看，(4)~(5)式的识别策略与 DID 模型类似，(5)式所示的第一阶段回归结果是在比较“城区人均道路面积较大的县市商品房销售火爆年份与销售较差年份之间的房价差”，与“城区人均道路面积较小的县市商品房销售火爆年份与销售较差年份之间的房价差”之间的差距。本模型与 DID 模型的差异是本模型的处理变量（城区人均道路面积 $pcroad_k$ ）是连续变量。

基于(4)式和(5)式所示的 2SLS 模型的因果推断还要求工具变量满足相关性约束和排他性约束。在相关性约束方面，城区人均道路面积、建成区绿化覆盖率以及全省县城商品房销售总面积必然与县城的房价高度正相关，城区人均道路面积越大，居住环境越好，县城房价就越高；全省县城商品房销售总面积越大，即县城房地产市场炒作越热，县城房价也会越高。在排他性约束方面，

^①使用建成区绿化覆盖率指标构建工具变量的逻辑相似。限于篇幅，本文不再赘述。

本文主要借鉴 Nunn and Qian (2014) 的办法, 通过尽可能多地控制多维度固定效应, 以排除工具变量可能通过其他企业、行业、地区、年份等层面变量影响当地中小微企业盈利能力的可能性。基于 (4) ~ (5) 式计量模型所示的工具变量法回归结果如表 5 所示。

表 5 工具变量法回归结果表

	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	—	-2.8868*** (0.8041)	—	-2.4445*** (0.6300)	—	-2.1629*** (0.5237)
工具变量 1	0.8155*** (0.1371)	—	—	—	0.5069** (0.1877)	—
工具变量 2	—	—	6.7629*** (1.1640)	—	3.9529** (1.5875)	—
企业+行业+县市固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk F 统计量	—	25.913	—	33.383	—	27.900
Hansen J p 值	—	—	—	—	—	0.6352
样本量	8670	7251	8670	7251	8670	7251
R ²	0.4334	0.8593	0.4238	0.8571	0.4904	0.8583

注: *、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著; 括号中为县市层面的聚类稳健标准误。

表 5 第 (2)、(4)、(6) 列中的 K-P rk F 统计量都大于 10% 偏误水平下的 F 统计量临界值 19.93, 说明不存在弱工具变量的问题; 第 (6) 列中由于使用了两个工具变量, 所以进行了 Hansen J 过度识别检验, Hansen J 检验的 p 值大于 0.05, 即工具变量的设计不存在过度识别问题。

由表 5 的第 (1)、(3)、(5) 列回归结果可知, 在 2SLS 第一阶段的拟合中, 工具变量对内生变量的拟合效果较好, 工具变量 1 和工具变量 2 的系数都高度显著, 表明工具变量的选择满足相关性约束。由表 5 的第 (2)、(4)、(6) 列回归结果可知, 在 2SLS 第二阶段的拟合中, 内生变量房价的系数仍都显著为负, 这进一步证明了本文研究结论的稳健性, 即县城房地产市场过度炒作带来的房价不合理上涨, 确实会严重损害县域中小微企业的盈利能力, 使其面临严峻的生存挑战。从影响程度来看, 使用工具变量法之后, 江苏省县城商品房平均销售价格每上涨 1%, 会导致县域中小微企业的利润率萎缩约 2.50%。在 2014~2016 年的 3 年间, 江苏省 41 个县市的商品房销售均价累计增长 9.26%, 这已经导致江苏县域中小微企业的平均利润率萎缩了 23.15% (=9.26×2.50), 这一结果略高于表 3 和表 4 的回归结论。

(三) 路径机制检验

前述分析虽然表明县城房价上涨会对当地中小微企业利润率形成显著的负面冲击, 但并无法解释其中的路径机制。为回答这一问题, 本文采用 Baron and Kenny (1986) 提出的 Sobel 中介因子检验方法, 验证了房价上涨影响当地中小微企业盈利能力的具体路径机制。

Sobel 中介因子检验的步骤如下：①在不考虑中介变量的情况下，利用解释变量和控制变量对被解释变量进行基准回归；②使用解释变量和控制变量对中介变量进行中介因子回归；③同时使用解释变量、中介变量和控制变量对被解释变量进行回归。若第②步中的解释变量系数显著，第③步中的中介变量系数显著、解释变量系数绝对值比第①步小，且 Sobel Z 值检验显著不为零，则表明该中介变量起到了显著的中介作用。房价上涨影响当地中小微企业盈利能力的潜在机制可能有很多，但由于数据可得性的限制，本文重点聚焦于检验县城房价上涨是否是通过提升了当地中小微企业的“融资成本”和“劳动成本”的途径导致其利润率下降^①。企业的“融资成本”和“劳动成本”的测算公式如（6）~（7）式所示，数据同样来自“江苏省小微企业运行监测平台”数据库。

$$\text{企业的融资成本} = \frac{\text{年度财务费用}}{(\text{期初借款余额} + \text{期末借款余额})/2} \quad (6)$$

$$\text{企业的劳动成本} = \ln(\text{年应付职工工资总额} / \text{年均就业人数}) \quad (7)$$

本文采用了表 5 中第（5）至（6）列所示的工具变量法进行 Sobel 中介因子检验，具体结果如表 6 所示。

由表 6 的第（2）列回归结果可知，县城房价上涨确实显著推高了县域中小微企业的融资成本。江苏省县城商品房销售均价每上涨 1%，当地中小微企业的融资成本平均会上涨 0.26%。对于县城这类小城市而言，当地的中小微企业通常都没有很好的商业信誉和充足的可抵押资产。因此，在商品房价格不断上涨的房地产投资热潮中，银行等金融机构必然会将更多的资金借贷给居民和企业来投资房地产，以降低信贷坏账率，这可能会迫使中小微企业不得不以更高的成本从网贷平台，甚至是违法的地下钱庄等高利贷组织处获得融资，进而导致当地中小微企业的融资成本高涨。结合表 6 第（1）和（3）列回归结果可知，企业的融资成本确实在房价上涨影响企业利润率的过程中起到了部分中介作用（Sobel Z 值在 1%的水平下显著不为零），且大约可以解释 11.95%的房价上涨对企业盈利能力的负向影响，本文提出的“研究假说一”得到了验证。

由表 6 的第（4）列回归结果可知，房价上涨也确实推高了县域中小微企业的劳动成本，江苏省县城商品房销售均价每上涨 1%，当地中小微企业的劳动成本就会上涨 2.10%。一般而言，县城企业劳动力的收入水平通常不高、储蓄较少，对房价上涨的承受能力较差，当地房价的大幅上涨会抬高劳动力的居住成本、子女教育成本、通勤成本以及当地的物价水平，这必然会提高当地劳动力对自身工资的预期水平。此外，相对于大城市而言，县城吸引劳动力的唯一优势就是生存成本更低，但县城房价的不合理大幅上涨，会迫使更多的劳动力选择前往虽然房价更高，但收入也更高、职业发展前景更好、教育医疗等生活配套质量更优秀的大城市就业生活，这也会通过减少当地劳动力供给

^①审稿专家指出：除了成本机制外，高房价还有可能会通过降低消费者对企业产品消费需求的方式，在需求侧给企业的利润率造成负面冲击。但遗憾的是，本文所用的“江苏省小微企业运行监测平台”数据库不是完整的企业财报数据库，缺少产品价格、工业销售产值等计算企业所面临的市场需求条件时所必需的财务指标，这使得本文无法从需求侧检验高房价可能会影响企业盈利能力的具体机制。

的方式，抬高县域中小微企业的劳动成本。结合表 6 第 (4) 和 (5) 列回归结果可知，企业的劳动成本确实在房价上涨影响企业利润率的过程中起到了部分中介作用 (Sobel Z 值在 1% 的水平下显著不为零)，且大约可以解释 31.68% 的房价上涨对企业盈利能力的负向影响，本文提出的“研究假说二”也得到了验证。对比表 6 两个中介路径的中介效应占比可知，县城房价上涨主要是通过推高当地劳动成本这一路径，影响了县域中小微企业的盈利能力。

表 6 Sobel 中介效应检验结果表

	无中介路径	融资成本路径		劳动成本路径	
	企业利润率	企业融资成本	企业利润率	企业劳动成本	企业利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
房价对数	-2.1629*** (0.5237)	0.2585*** (0.0500)	-1.6039*** (0.5419)	2.0980*** (0.3076)	-1.0816*** (0.3756)
企业融资成本	—	—	-2.0627*** (0.5501)	—	—
企业劳动成本	—	—	—	—	-0.5123*** (0.0389)
K-P rk F 统计量	27.900	32.148	28.845	29.784	30.085
Hansen J p 值	0.6352	0.4409	0.9502	0.4958	0.3699
样本量	7251	4889	4821	6652	6547
R ²	0.8583	0.8065	0.8830	0.8200	0.8290
Sobel Z 值	—	-2.341**		-6.477***	
中介效应占比	—	11.95%		31.68%	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；括号中为县市层面的聚类稳健标准误。回归均控制了企业+年度+行业+县市固定效应。

(四) 子样本分析

在前述实证分析中，我们没有给予企业异质性足够的关注，即使是在相同的房价上涨外部环境冲击之下，不同企业盈利能力受损的程度可能也会存在系统性差异。接下来，本文将按照“企业所在地的经济发展水平”、“企业规模”和“企业全要素生产率”三个标准，将全部样本企业分别划分为地理位置“苏南、苏中、苏北^①”，企业规模“中型、小型、微型^②”以及全要素生产率“高、中、

^①苏南地区包括苏州、无锡、常州、镇江下辖的 10 个县市，样本企业数占比为 34.53%；苏中地区包括扬州、泰州、南通下辖的 11 个县市，样本企业数占比为 27.20%；苏北地区包括徐州、连云港、淮安、盐城、宿迁下辖的 20 个县市，样本企业数占比为 38.27%。

^②本文样本中，微型企业占比 23.19%，小型企业占比 67.96%，中型企业占比 8.85%。

低^①”9个子样本，以具体分析县城房价上涨对不同企业类型盈利能力的影响是否存在显著的系统性差异^②。表7~表9均使用了与表5第(5)至(6)列相同的工具变量法对各子样本进行回归分析。

表7 基于地域异质性的子样本回归结果表

	苏南企业		苏中企业		苏北企业	
	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	—	-2.0489*** (0.3808)	—	-1.0578* (0.5687)	—	-1.9887* (0.9944)
工具变量 1	0.4164*** (0.1119)	—	0.2531*** (0.0633)	—	0.0748*** (0.0223)	—
工具变量 2	1.3634*** (0.3715)	—	0.2742 (0.2856)	—	0.1862 (0.2299)	—
企业+行业+县市固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk F 统计量	—	28.312	—	29.541	—	20.068
Hansen J p 值	—	0.3424	—	0.5493	—	0.9798
样本量	3078	2273	2424	2257	3168	2721
R ²	0.5342	0.8187	0.4751	0.3606	0.5733	0.4781

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著；括号中为县市层面的聚类稳健标准误。

由表7可知，苏南地区县城房地产泡沫化对当地中小微企业盈利能力的负面冲击最为显著，而苏中和苏北地区则较弱。这是因为在2014~2016年的“炒房”热潮中，苏南地区在南京、苏州和隔壁上海等大城市的辐射带动下，各县市的商品房销售价格涨幅均远大于苏中和苏北地区。本文使用的样本数据显示：苏南地区的10个县市的商品房销售均价在2014~2016年间由7223元/m²上涨至8706元/m²，累计涨幅高达20.53%。相比之下，苏中地区商品房销售均价由6015元/m²上涨至6141元/m²，累计涨幅为2.09%，仅为苏南地区涨幅的十分之一；而苏北地区商品房销售均价由4053元/m²上涨至4294元/m²，累计涨幅也仅为5.95%。

由表8可知，对于小型和微型企业而言，县城房价上涨确实会对其利润率产生非常显著的负面冲击：江苏省县城商品房销售价格平均每上涨1%，大约会导致当地小型企业和微型企业的利润率分别下降2.85%和2.72%。但对于中型企业而言，这种负面冲击的显著性则较差。这可能是因为规模越小的企业，其可支配的资源越少，抵御房价上涨所引起的劳动力、资金等生产要素价格上涨的市场风险的能力就越差；而中型企业的自有资源和其通过商业信誉可借调的外部资源要比小微企业

^①本文先对同一个企业在2014~2016年三年间的全要素生产率取组内均值，然后再将所有企业按照组内全要素生产率均值进行排序，并在1/3和2/3分位数处进行分组，得到高、中、低TFP三个子样本。

^②本文并未使用企业所有制类型作为一个企业异质性来源，因为在样本企业中，国有企业只有13家，港澳台资企业有119家，外国投资企业有141家，三类企业样本量都过小，在控制多维固定效应的情况下，回归自由度不足。

更多，其能在更短的时间内针对生产要素的价格上涨灵活调整自身的生产经营模式，从而规避市场风险，保持利润率的相对稳定。

表 8 基于企业规模异质性的子样本回归结果表

	中型企业		小型企业		微型企业	
	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	—	-1.5696*	—	-2.8526***	—	-2.7226***
	—	(0.9021)	—	(0.7648)	—	(0.7938)
工具变量 1	0.4970***	—	0.5568***	—	0.3548*	—
	(0.1821)	—	(0.1894)	—	(0.1897)	—
工具变量 2	4.0503**	—	3.6859**	—	4.4235***	—
	(1.6737)	—	(1.6237)	—	(1.4745)	—
企业+行业+县市固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk F 统计量	—	21.282	—	32.251	—	22.839
Hansen J p 值	—	0.3079	—	0.4084	—	0.8753
样本量	765	631	5907	4939	1998	1681
R ²	0.4924	0.7668	0.5181	0.8680	0.4203	0.6521

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中为县市层面的聚类稳健标准误。

表 9 基于企业 TFP 异质性的子样本回归结果表

	高 TFP 企业		中 TFP 企业		低 TFP 企业	
	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率	房价对数	企业利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价对数	—	-1.9680	—	-2.3042***	—	-3.1307***
	—	(1.4687)	—	(0.6602)	—	(0.7946)
工具变量 1	0.5496***	—	0.5854***	—	0.3967*	—
	(0.1734)	—	(0.1654)	—	(0.2168)	—
工具变量 2	4.0592**	—	3.1670*	—	4.0702**	—
	(1.6705)	—	(1.5756)	—	(1.5417)	—
企业+行业+县市固定效应	NO	YES	NO	YES	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
K-P rk F 统计量	—	28.442	—	33.362	—	26.019
Hansen J p 值	—	0.9954	—	0.5043	—	0.7683
样本量	2931	1545	2880	2853	2859	2853
R ²	0.5614	0.7446	0.4933	0.7740	0.4237	0.7791

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中为县市层面的聚类稳健标准误。

由表 9 可知，县城房价上涨对全要素生产率一般和较低的中小微企业的盈利能力存在显著负向影响：江苏省县城商品房销售价格平均每上涨 1%，大约会导致当地全要素生产率一般和较低的中

小微企业的利润率分别下降 2.30% 和 3.13%。但对全要素生产率较高的中小微企业的利润率却没有显著影响。这一方面说明县城房地产市场的炒作加剧了县域中小微企业的优胜劣汰，高生产率中小微企业抵御外部市场风险的能力更强，其盈利能力不会因房价上涨而受到明显冲击；另一方面，这也表明对中小微企业而言，通过精简人员、升级设备、改进管理、研发新技术等方式提升全要素生产率，才是在恶劣的市场环境中生存下来的根本之道。

五、主要结论与政策建议

县城是中国经济实力最弱、抗风险能力最差的小城市，但这些小城市却是中国推进城镇化、工业化和现代化进程的前沿阵地。然而，近年来县域经济的房地产泡沫化问题十分严峻，县城房地产投资炒作行为严重挤占了当地实体企业的发展空间，特别是那些规模较小、实力较弱、抗风险能力较差的中小微企业，在炒房热潮带来的融资难、招工贵等困难下更是举步维艰。

本文使用江苏省 41 个县市的 2971 家中小微企业 2014~2016 年追踪调查数据，实证研究了县城房地产炒作对中小微企业经营利润的影响。本文发现：县城商品房价格上涨确实会导致当地中小微企业的利润率下降，采用替代变量和工具变量等多种方法控制潜在的内生性问题后，本文的实证研究结论依旧稳健。基于 Sobel 中介因子模型的路径机制检验结果则显示：江苏县城房地产炒作热潮主要是通过抬高了县域中小微企业的劳动成本和融资成本两条路径，损害企业的盈利能力，且劳动成本路径的中介效果更为主要，其中介效应占比约是融资成本路径的 2.65 倍。最后，考虑了地区和企业异质性的子样本回归结果则发现：苏南地区中小微企业的盈利能力受当地县城炒房热潮的冲击最严重，苏中和苏北地区受影响较弱；县城房地产炒作热潮显著拉低了当地小型和微型企业的利润率，但中型企业受到的冲击较弱；高全要素生产率中小微企业的盈利能力并没有受到县城房地产炒作热潮的显著冲击，但中、低全要素生产率中小微企业的利润率都因县城房价大幅上涨而受到了显著的负面冲击。

虽然习近平总书记在中央经济工作会议、中共中央政治局会议等各种场合多次强调“房住不炒”的房地产市场发展定位，各地方政府也不断推出限购、限贷、限价、限售等房地产市场调控和管制政策，但这些政策的执行仍主要集中于大中城市，县级城市的房地产市场仍缺乏强有力的监管和引导。当前中国许多县城（特别是东部地区大城市周边县城）的房地产价格仍未回归到合理区间。疯狂上涨的县城房价不仅对管控县域经济的房地产市场泡沫化风险非常不利，而且还严重哄抬了当地的资本和劳动力等生产要素价格，加剧了当地中小微企业的经营困难，严重扰乱了县域经济的正常发展秩序。因此，中国当前急需规范县城的房地产市场秩序，严控县域经济房地产泡沫化风险，中国人民银行、财政部和各级地方政府部门应综合使用金融、财政和房地产市场的行政管制等多元化政策工具，逐步挤出县城房地产市场的泡沫，在让县城房地产重新回归“居住”功能的同时，也把资本和劳动要素引导回实体经济，唤醒县域中小微企业的生产经营活力，走更加稳健的“实业兴县”之路。

参考文献

- 1.陈斌开、金箫、欧阳涤非, 2015:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》第4期。
- 2.干春晖、郑若谷、余典范, 2011:《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》第5期。
- 3.郭树龙、刘文彬, 2017:《房价上涨对企业规模分布的影响研究》,《财经研究》第11期。
- 4.刘斌、王乃嘉, 2016:《房价上涨挤压了我国企业的出口能量吗?》,《财经研究》第5期。
- 5.刘行、建蕾、梁娟, 2016:《房价波动、抵押资产价值与企业风险承担》,《金融研究》第3期。
- 6.陆铭、张航、梁文泉, 2015:《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》,《中国社会科学》第5期。
- 7.吕劲松, 2015:《关于中小企业融资难、融资贵问题的思考》,《金融研究》第11期。
- 8.孙浦阳、李飞跃、顾凌骏, 2014:《商业信用能否成为企业有效的融资渠道》,《经济学(季刊)》第4期。
- 9.佟家栋、刘竹青, 2018:《房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题》,《经济研究》第7期。
- 10.王芳、姚玲珍, 2018:《高房价会抑制私营企业的投资规模吗?》,《财经研究》第8期。
- 11.王文春、荣昭, 2014:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 12.王子成, 2015:《雇佣条件、企业类型与劳动力短缺——来自广东省用工企业的调查》,《中国人口科学》第2期。
- 13.魏志华、曾爱民、李博, 2014:《金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究》,《会计研究》第5期。
- 14.吴晓瑜、王敏、李力行, 2014:《中国的高房价是否阻碍了创业?》,《经济研究》第9期。
- 15.姚耀军、董钢锋, 2015:《中小企业融资约束缓解:金融发展水平重要抑或金融结构重要?》,《金融研究》第4期。
- 16.余静文、王媛、谭静, 2015:《房价高增长与企业“低技术锁定”》,《上海财经大学学报》第5期。
- 17.余泳泽、李启航, 2019:《城市房价与全要素生产率:“挤出效应”与“筛选效应”》,《财贸经济》第1期。
- 18.曾海舰, 2012:《房产价值与公司投融资变动——抵押担保渠道效应的中国经验证据》,《管理世界》第5期。
- 19.张巍、许家云、杨竺松, 2018:《房价、工资与资源配置效率》,《金融研究》第8期。
- 20.赵岳、谭之博, 2012:《电子商务、银行信贷与中小企业融资》,《经济研究》第7期。
- 21.钟腾, 2017:《房地产抵押品价值变动的实体经济效应》,《财经研究》第10期。
22. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, “The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research”, *Journal of Personality & Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
23. Cenni, S., S. Monferrà, V. Salotti, M. Sangiorgi, and G. Torluccio, 2015, “Credit Rationing and Relationship Lending: Does Firm Size Matter?”, *Journal of Banking & Finance*, 53(15):249-265.
24. Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar, 2012, “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment”, *American Economic Review*, 102(6):2381-2409.
25. Han, L. B., and M. Lu, 2017, “Housing Prices and Investment: An Assessment of China’s Inland-favoring Land Supply Policies”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 22(1):106-121.

26. Levinsohn, J., and A. Petrin, 2003, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
27. Moulton, B. R., 1990, "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units", *Review of Economics and Statistics*, 72(2):334-338.
28. Nunn, N., and N. Qian, 2014, "US Food Aid and Civil Conflict", *American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
29. Olley, G. S., and A. Pakes, 1996, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
30. Ryan, R. M., C. M. O'Toole, and F. Mccann, 2014, "Does Bank Market Power Affect SME Financing Constraints?", *Journal of Banking & Finance*, 49(14):495-505.

(作者单位: ¹南京财经大学国际经贸学院;
²南京大学经济学院;
³南京大学金陵学院;
⁴南京财经大学公共管理学院)
(责任编辑: 午言)

Property Speculation in County-level Cities and the Profitability of Local Small and Medium-sized Enterprises: Evidence from a Survey Data in Jiangsu Province

Zhang Xiaolei Xu Linping Lv Ligang

Abstract: The real estate speculation in county-level cities has aggravated the survival plight of small and medium-sized enterprises (SMEs) in China's rural areas. This article uses the panel data collected from 2971 SMEs in counties of Jiangsu Province from 2014 to 2016 and analyzes the impact of housing price appreciation on the profit margin of rural SMEs. After controlling the potential endogenous problems with the instrumental variable (IV) method, the study finds that every 1% of increase in housing price in county-level cities of Jiangsu Province can lead to an average shrinkage of 2.50% in the profit margin of local SMEs. The results of path mechanism test based on the Sobel intermediary factor model show that the real estate hype boom in county-level cities of Jiangsu Province damaged local SMEs' profitability mainly through an increase in labor cost and financing cost of local enterprises, with the increase in labor cost being relatively more important. In conclusion, this study suggests that the Chinese government strictly regulate the real estate market order in small and medium-sized cities to control the risk of the real estate bubble. Local governments should guide the capital and labor factors back to the real economy, and arouse the vitality of SMEs by comprehensively using the monetary, fiscal and administrative policy tools.

Key Words: Housing Price Appreciation; Small and Medium-sized Enterprise; County Economy