

# 房价上涨是否助推企业金融化?\*

王 慧<sup>1</sup> 王 擎<sup>1</sup> 徐 舒<sup>2</sup>

(1. 西南财经大学中国金融研究中心 四川成都 611130)

(2. 西南财经大学经济学院 四川成都 611130)

**摘 要:** 企业金融化现象被认为是经济“脱实向虚”的重要体现。本文通过匹配2009—2017年中国206个地级市房价数据与非房地产、非金融类上市企业的微观数据,有效识别了房价上涨与企业金融化间的因果关系,并且表明了该影响对高现金持有和低融资成本企业更为显著。在影响机制上,房价上涨主要通过缓解企业融资约束和创造逐利性投资机会助推了企业金融化行为。本文的研究表明,房价的持续上涨容易引发企业金融投资过度膨胀。我们应继续坚持房地产调控不动摇,同时积极关注企业金融化行为,引导企业“脱虚向实”。

**关键词:** 房价 企业金融化 融资约束 投资机会

**中图分类号:** F272.3 **JEL 分类号:** O16 G32

## 一、引 言

当前我国经济面临的一个重要问题是经济整体的“脱实向虚”现象。国家统计局数据显示,2019年我国规模以上工业企业利润总额相比2006年增长2.3倍,而同期金融业利润总额增幅为6.49倍,增长幅度为同期规模以上工业企业利润增幅的282%。从企业利润上看,2006年规模以上工业企业利润与金融业利润的比例是4.8:1,而2019年这一比例下降到2:1,意味着工业企业利润在整个经济总量中占比逐渐萎缩、金融业利润占比大幅扩大。与此同时,我国制造业固定资产投资自2011年起增速持续放缓,近年来实体投资积极性显著下降,而企业参与金融活动愈发频繁。据雷新途等(2020)的统计,中国上市企业持有金融资产的比例和金融投资现金流比重在近十年来呈倍数增长。上述现象反映出我国经济整体的金融化倾向需要引起重视和警惕。

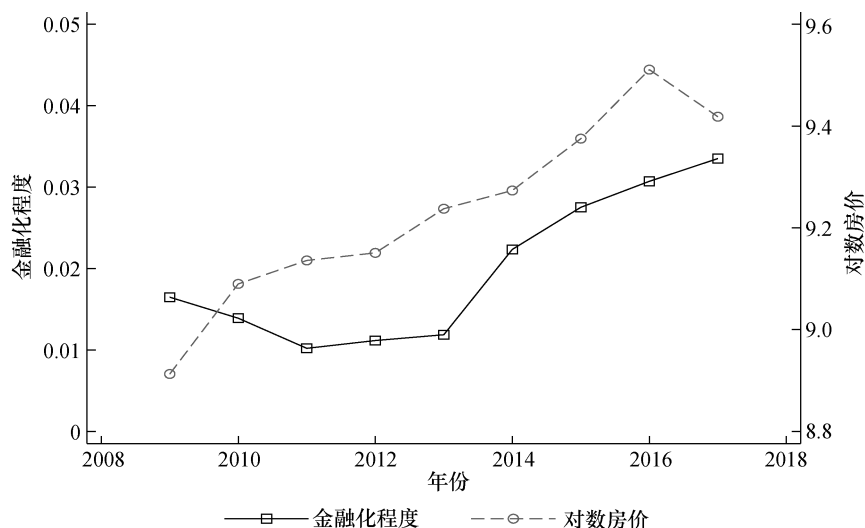
从宏观上看,经济“脱实向虚”会使得金融效率逐步下降,表现为单位货币和单位信贷创造的GDP逐步降低。从2007年到2018年,我国的GDP/M2由0.67下降到0.49,GDP/人民币信贷余额由1.03下降到0.65。“脱实向虚”还致使大量资金在金融体系内循环空转,难以流入实体经济,导致经济下滑且金融风险增大(黄群慧,2017)。无论是第五次全国金融工作会议强调“金融要回归本源”,还是十九大把防控金融风险列为三大攻坚战之首,都凸显出国家对于金融风险问题的重视。在此情形下,了解企业金融化的内在动机,通过合理的引导和科学的制度设计,从微观层面避免企业“脱实向虚”成为

\* 本文为国家自然科学基金专项“2019年度国家宏观战略中的关键问题研究专项项目:大数据环境下宏观经济风险的审计监测预警研究”(项目编号:71950010)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人在本文写作过程中提出的宝贵意见,文责自负。

重要研究课题。

然而，现有微观视角对企业金融化动机的讨论往往从金融市场波动出发，较少关注非金融资产价格波动对企业金融化行为的影响。本文从房地产市场价格上涨入手，讨论非金融资产价格波动是否会促使非金融企业配置更多金融资产，从而引发实体经济“脱实向虚”。从数据本身来看，在2009—2017年全国房屋平均销售价格稳步上涨的背景下，非金融企业的金融投资与住房价格呈现同步上涨趋势（见图1）。这不禁让人思考：房价的不断上涨是否诱导企业偏好金融投资？该因果关系是否成立？如果成立，房价助推企业金融投资的内在机制是什么？

图1 样本期间平均房价与企业金融化趋势图



为此，本文结合2009—2017年全国主要地级城市商品房销售价格和上市公司数据，实证证实了房价上涨助推企业金融投资行为的因果关系。具体而言，房价每上涨1%，企业金融化程度上升0.043%，上升幅度为企业金融化指标的0.78个标准差。从机制上看，融资约束和投资机会都在不同程度上成为房价促进企业金融投资的主要作用渠道。一方面，房价上涨推高了企业相关住房资产的价格，进而缓解融资约束，助推了企业的金融化行为。另一方面，房价上涨推高了金融与实体行业利差所营造的投资机会，促进了企业金融化行为，最终助推了企业的金融化投资。

本文的研究创新体现在以下四个方面：第一，本文较为全面地论证了房价上涨对企业金融投资的影响作用及影响机制。本文从住房价格上涨引发企业资产价值变动入手，识别出非金融资产价格变动是企业金融化行为的重要原因，提供了房价影响企业金融化的新证据。第二，本文分别从融资约束和投资机会两个角度，探讨房价走势对企业金融化的影响机制，对两种渠道的不同影响提供了清晰证据。第三，本文进一步从企业投资机会和金融投资收益率的角度，探讨了房价走势对企业金融化的影响。本文证明了住房价格上涨除了不利于企业主营业务经营收益，还在很大程度上推高了金融投资收益率，这二者的联合作用对企业金融化行为有重要的影响。上述机制在当前企业实体投资行为的文献中并未有明确讨论。第四，本文利用房地产调控政策作为房价走势的有效工具变量。

## 二、文献回顾及研究假设

### （一）房价上涨与企业投资决策

当前学术界对房价波动对企业投资决策影响的关注主要集中在两个方面：投资挤出效应和抵押担保效应。一方面，高房价对企业造成成本约束和投资挤出效应。从投机挤出效应看，大多数研究结果都认为房价上涨对实体经济存在一定挤出作用。吴晓瑜等（2014）和陈斌开等（2015）均发现房价快速上涨会带来高收益，导致与房地产相关的行业利润率上升，从而对实体行业投资资金形成挤占，资金从低利润行业流向高利润的房地产业。Miao 和 Wang（2014）发现房价变动与非房地产私营企业研发支出比重呈负向关系。王文春和荣昭（2014）发现房价上涨抑制制造业企业创新研发的投入，不利于企业主营业务的发展。

另一方面，在以间接融资为主的信用环境下，房价攀升引发的抵押物增值是企业信用扩张的关键要素。Kiyotaki（1997）通过动态的生产模型揭示了信贷限制与资产价格之间的相互作用机制，外部冲击会导致抵押物估值波动，从而传递到对实体经济的投资。Liu 等（2013）通过构建经济理论模型，论证了房地产价格与企业投资间存在正向因果关系。Brunnermeier 等（2014）表明在房产价格上升时期，信贷总量增加，企业总体投资水平上升，促进经济发展；但当房产价格急剧下降时，信贷规模大幅缩减，企业投资陷入困境，造成经济危机。

上述围绕房价与企业投资结构关系的研究为本文提供了重要的理论支撑。房价上升的抵押效应会促进企业投资（Gan, 2007；Chaney 等, 2012）。同时，房地产行业利润率上升将引导企业进入房地产相关行业（陈斌开等, 2015），企业资金流入房地产领域（王文春和荣昭, 2014），降低企业实体资本投入。上述逻辑也适用于企业的金融投资决策。

受已证实观点启发，本文认为房价上涨有两种途径可能影响企业金融投资：一是由于抵押担保效应对资产价值升值带来的信用缓释，企业现金流动性改善，企业投资包括金融性投资和经营性投资都可能上升；二是房价上升导致的经营成本约束（如人力成本、仓储成本上升），使得经营性投资产生的收益率下降。同时，房价上升带来金融投资回报率的增加，使得金融投资和实体投资的利差增加，从而强化了企业进行金融投资的激励，这是房价上涨对实体投资的挤出效应。由此看到，两种效应对企业金融化产生了相同的结果，本文提出假设 1。

H1：房价上涨可以推动企业金融化行为。

### （二）房价上涨与企业金融化的机制

按照前文分析，房价上升会通过抵押效应或挤出效应，使企业偏好增加金融投资。在具体机制上，抵押效应主要是缓解企业信用约束，而挤出效应则增加了企业的替代投资机会。

一方面，融资约束强度影响企业投资行为已是学界的普遍共识。杜勇等（2019）发现，低融资约束企业出于预期收益和风险承担更倾向于增加金融资产投资减少实体资本性投资；委托代理问题严重、融资约束低的国有企业较民营企业更有可能配置金融资产。随着金融深化与实体经济活动界限逐渐模糊，以短期高流动性金融资产配置的灵活性支持长期资本性投资已成为企业长期发展战略（戚聿东和张任之, 2018）。张成思和郑宁（2019）通过构建固定资产和金融资产风险组合理论模型，明确指出融资约束、现金流和

杠杆是驱动企业金融化的重要关联因素。从房价的角度来看,房产价值的抵押效应直接影响企业融资约束。在房价上涨时,抵押品增值可以缓解企业融资约束,进而影响企业自由现金流,最终促进企业投资(Gan, 2007; Chaney 等, 2012)。另外, Wang 等(2017)认为,对于受融资约束较强的企业,通过抵押担保渠道表现为增加投资的现象较普遍,而对于融资约束相对弱的企业则负面挤出效应更为突出。银行信贷是企业投资资金的重要来源,也是企业外部融资的主要来源。既有文献指出,一方面,房价上涨,企业所持有的房产抵押物的价值会增加,从而企业的银行借贷能力增强,外部资金的可得性缓释了融资约束(Allen 等, 2007)。另一方面,房价上涨,抵押担保渠道促进了企业投资(Gan, 2007)。基于以上分析,本文认为企业信贷可得性提高会缓释融资约束的情况下,金融投资行为会获得更多资金上支持,由此提出假设 2。

H2: 房价上涨缓解了融资约束,并通过银行信贷可得性促进了企业金融化行为。

另一方面,房地产行业与金融体系存在高度关联性,房地产的繁荣不仅带来了资本的信用扩张,也提高了房地产和金融行业的投资回报率。在房价上涨时期,金融行业较高的投资收益率是企业进行金融投资的主要诱因。非金融企业出于改善盈利的动机,将原本应投向日常经营性业务的资源配置于金融资产,以寻求超实体行业运营的回报(刘笃池等, 2016)。

此外,房地产业涉及上下游产业链条较长、关联行业多,房地产价格上升通过上下游产业关联直接改变了关联企业的经营成本和主营业务收益。由此本文推测,房价上涨对上游行业的积极带动效应,增强了企业对主营业务的经营信心和投资规模,相对弱化了金融的投资强度。从高房价成本效应看,城市高房价阻碍了高技能劳动者的自由流入(张莉等, 2017),提高了企业的劳动力成本支出。房地产市场的繁荣同样拉动了企业工业用地经营场所使用成本,提高了运营成本支出和仓储成本支出,进一步压缩了实体经营的利润空间,增加了金融投资和实体投资的利差。此效应在房地产下游企业中更为明显。

由此可见,对于和房地产上游关联度高的企业,房价上涨提高了其主营业务利润空间,企业可能面临主营业务投资机会和金融投资机会并存的情景,本文推测这类企业相对于低上游关联度企业,可能存在金融化行为弱化表现。对于高房价引致的成本效应突出的企业,可能存在成本增加压力,倒逼企业寻求高收益投资路径以缓解财务困境,表现为偏好高收益的金融投资。综合来看,高房价拉高了金融行业与实体行业的利差,营造的金融投资机会促进了企业金融化行为。据此,本文提出假设 3。

H3: 房价上涨通过投资机会促进企业金融化行为。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

为排除房产泡沫引发的“次贷危机”对研究结论的干扰,同时避免 2017 年后“房住不炒”政策对识别的影响,本文选取 CEIC 宏观经济数据库 2009—2017 年全国主要地级城市商品房销售价格来衡量房价走势。本文企业金融化行为的测度来自上市公司财务数据,该数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。同时,我们还从 CCER 中国经济金融数据库中匹配了各地区宏观经济数据,并根据上市公司办公地点所在城市与城市层面房价数据做匹配。为符合研究需要,我们对样本年度数据做了以下处理:(1) 删除数据缺失

的样本；(2) 删除异常值；(3) 删除资产负债率大于 1 的样本；(4) 删除 ST 类样本；(5) 删除归属于金融和房地产关联行业样本；(6) 剔除企业数据不满足连续三年的样本；(7) 删除无房产价值的观测值。此外为了缓解数据极端值的影响，本文对相关连续型变量进行上下 1% 缩尾处理，最后得到样本上市公司 1 642 家。

## (二) 基准模型设定

为检验房价走势对企业金融化程度的影响，本文的基准回归模型采用如下形式：

$$Fin\_n_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Houseprice_{c,t} + \alpha_n \sum Control_{i,t} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量  $Fin\_n$  为企业所持有的金融资产占总资产的比重； $Houseprice$  是上市公司所在地商品房的对数平均价格。借鉴国内外企业投资的相关文献，我们在控制变量中加入企业层面和宏观层面控制变量。具体包括：企业盈利能力 ( $Roa$ )、公司规模 ( $Size$ )、现金流量 ( $Cashflow$ )、杠杆率 ( $Lev$ )、有形资产比例 ( $Tng$ )、上市年龄 ( $Age$ )、公司成长性 ( $Growth$ )、地区人均  $GDP$  ( $GDP\_P$ )、第三产业占  $GDP$  比重 ( $GDP\_3$ )。 $\mu_i$ 、 $\sigma_t$  分别代表公司固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$  为残差项。本文首先采用面板数据固定效应模型估计等式，进而使用工具变量克服存在的内生性问题。

## (三) 关键变量构造

(1) 被解释变量。本文首先选取金融资产持有率来衡量企业金融化程度。借鉴彭俞超等 (2018)，我们将交易性金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资、发放贷款及垫款、衍生金融工具定义为金融资产。在基准回归中，我们定义的金融资产没有包含投资性房地产净额。一方面，投资性房地产净额变化是房价波动的内生性结果，对本文企业金融化测度准确性存在干扰；另一方面，如果在金融化指标中纳入投资性房地产，即使企业没有其他金融化投资行为，房地产价格的上升本身也会直接推高企业大量存量投资性房地产价值，从而放大企业金融化程度。这意味着本文基准回归的金融化定义是一种相对保守的处理方法，该方法得到的是房地产对企业金融化行为影响的下界。

(2) 核心解释变量。本文选取 CEIC 宏观经济数据库 2009—2017 年全国主要地级市年商品房平均销售价格，并与上市公司注册地做匹配，最终获得 206 个城市房价数据。

(3) 控制变量。和现有文献一致，本文从企业和地区两个层面控制影响企业金融化行为的可能因素。其中，企业层面的变量包括公司规模、现金流量、企业盈利能力、公司成长性、杠杆率等指标，地区层面包括衡量经济发展水平的人均  $GDP$  和第三产业比重两个指标。<sup>①</sup>

# 四、实证检验及结果分析

## (一) 基准回归结果

表 1 报告了 2009—2017 年房价走势与企业金融化程度的模型估计结果。其中第 (1) 列和第 (2) 列是固定效应模型的回归结果。第 (1) 列只考虑了房价对企业金融化程度的影响，第 (2) 列加入了企业层面和宏观层面的控制变量。考虑到住房价格对城市内部企业的影响具有相关性，同时特定城市不同时期的房价变动具有内在关联，本文所有回

<sup>①</sup> 因篇幅所限，本文省略了全部变量的构造方式和具体定义以及变量的描述统计，感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

归中的标准误都聚类到城市层面。从第(2)列结果来看,地区对数房价的系数为0.0118,且在5%的统计水平上显著。这表明房价上涨1%,企业持有金融资产比例提高0.0118个百分点。在本文的数据区间内,各地区平均住房价格的标准差为0.6659,而企业金融化程度的标准差为0.0556,这意味着地区住房价格差异能解释企业金融化程度差异的比例约为14.13%。<sup>①</sup>

## (二) 内生性与工具变量

式(1)采用的面板数据固定效应模型没有考虑住房价格可能存在的内生性。在本文的研究环境中,地区住房价格的内生性可能来自两个方面:一是逆向因果问题。企业金融化程度上升表现为其配置的金融资产数量的上升,由于企业金融资产(尤其是投资性金融资产)的配置多通过金融机构,而金融机构的资产配置行为会增加地区投资性住房需求,从而推高地区房价。二是遗漏变量问题。地区金融发展水平,包括金融可得性、民间金融发达情况等不可观测的因素,都会同时影响企业的金融化选择和地区住房价格,而这些变量无法通过控制变量全部得以控制,从而会造成误差项与关注变量地区住房价格存在相关性,带来估计偏误。

本文采用工具变量来克服上述内生性问题。与既有文献多采用土地供给作为住房价格的工具变量不同,本文对房价的工具变量构建思路基于样本区间内,尤其是2011—2014年政府陆续出台的限购政策。为了遏制住房价格的不断上升,先后有46个城市实施了严格的住房限购政策,并且政策的实施力度大,不同城市间的政策差异性相对较小。<sup>②</sup>2015年开始,这些城市又逐步取消了对应的限购政策。<sup>③</sup>限购造成房价上涨趋缓,显然会对地区住房价格产生直接影响。另外,由于地方政府出台的限购政策主要是依照其住房价格水平,而不会根据企业的金融化程度,因此可以认为地方住房限购政策与企业的金融化水平没有直接关系,因而满足外生性。

具体而言,如果 $j$ 城市在 $t$ 时间实行了限购政策,我们定义工具变量 $IV_{jt} = 1$ ,否则 $IV_{jt} = 0$ 。若 $j$ 城市在2012年实施了限购政策,而在2016年取消了限购政策,则在2012—2016年 $IV_{jt} = 1$ ,其他时期 $IV_{jt} = 0$ 。该工具变量的构建基于现有文献对房价限购政策对调控房价上涨有效性的结论(朱恺容等,2019),据此我们认为其是住房价格的有效工具变量,可以克服房价的内生性问题。

表1第(3)、(4)列为引入工具变量后采用两阶段最小二乘法对模型进行估计的结果。由第(3)列第一阶段回归的结果可以看出,工具变量的系数为-0.136,表明样本区间内限购政策使住房价格的增幅下降了13.6%,此结果符合经济直觉。同时,第一阶段回归弱工具变量的 $F$ 统计量为14.7,大于10的阈值,表明本文选择的工具变量不存在弱工具变量问题。表1第(4)列工具变量第二阶段估计的系数为0.043,较OLS回归有所增加,但仍处于同一数量级,表明本文工具变量回归结果具有较好的稳健性。上述结果表明,在克服了内生性偏误后,房价的系数也在1%的水平上显著为正,与固定效应模型的结论相同,即房地产价格走势对企业金融化具有正向因果效应。<sup>④</sup>

①  $14.13\% = 0.0118 \times 0.6659 \div 0.0556 \times 100\%$ 。

② 具体限购城市名单请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

③ 2016年开始,又有部分城市开始实施第二轮限购。但此次限购实行“一城一策”,政策力度不能与2011—2014年的“一刀切”同日而语。具体请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

④ 其他控制变量的回归结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



表1 面板数据固定效应估计结果

|                       | OLS                             |                                  | 2SLS                               |                                   |
|-----------------------|---------------------------------|----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|
|                       | (1)                             | (2)                              | (3)                                | (4)                               |
| <i>Houseprice</i>     | 0.0110 <sup>*</sup><br>(0.0060) | 0.0118 <sup>**</sup><br>(0.0060) |                                    | 0.0433 <sup>***</sup><br>(0.0147) |
| <i>IV</i>             |                                 |                                  | -0.1358 <sup>***</sup><br>(0.0355) |                                   |
| <i>Weak IV-F</i>      |                                 |                                  | 14.6950                            |                                   |
| 控制变量                  | 是                               | 是                                | 是                                  | 是                                 |
| 个体效应                  | 是                               | 是                                | 是                                  | 是                                 |
| 年份效应                  | 是                               | 是                                | 是                                  | 是                                 |
| 观测值                   | 12 101                          | 11 194                           | 11 194                             | 11 194                            |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.6858                          | 0.7032                           | 0.9786                             | 0.0047                            |

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 统计水平下显著；后同。

### （三）稳健性检验

表1的基准结果建立了本文的回归结论。在此基础上，我们先充分检验上述结论的稳健性，以增强对该结论的信心，同时也为后文的异质性分析和影响机制讨论奠定基础。本文从三个方面讨论上述结论的稳健性，一是采用不同口径的企业金融化指标，保证在不同测度下研究结论的稳健性；二是对使用的工具变量进行敏感度测试，进一步论证基准结果的有效性；三是在回归中进一步控制衡量企业投资风险的指标。回归结果均与表1的基准结果一致。<sup>①</sup>

## 五、异质性分析

前文的分析验证了本文基准结果的稳健性。在此基础上，本文从企业异质性角度讨论基准研究结论的差异化影响。

### （一）企业现金持有水平

现金持有与企业金融投资有密切关系，现金持有水平对企业投资战略的影响可以从两方面理解：一方面，根据股东价值最大化和公司治理理论，满足日常运营后的超额现金在面临谋利机会时，企业为提高现金使用效率倾向于将资金配置于高回报投资；另一方面，由于金融摩擦的存在，高现金持有水平意味着灵活的投资可支配性，可能导致企业金融化水平存在差异。为此，本文依照企业现金持有（采用货币资金占总资产比例衡量）中位数将样本划分为高低两组，进一步考察房价上涨在企业金融投资决策中的差异性影响。如表2第（1）、（2）列所示，对高现金持有组企业而言，地区住房价格水平估计系数较基准回归更大，且在统计上显著；而对于低现金持有企业而言，住房价格的系数并不显著。形成该结论的可能原因是：一方面充足现金有助于企业及时把握投资机会，实现投资性需求，另一方面从企业现金储备性动机看，房价繁荣时期企业投资意愿强于预防性储备，表现为将现金持有转化为金融资产。

### （二）企业属性

表2第（3）、（4）列分别考察了不同所有制企业的金融化行为受地区住房价格影响的差异。依据估计结果可知，一方面无论是否为国有企业，房价上涨均对企业金融化行

① 这部分稳健性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

为存在显著性正向作用。另一方面，地区住房价格对两类企业金融化行为影响的系数非常接近，不存在显著区别。因此可以认为，在企业金融化受住房价格的影响程度上，国有企业和非国有企业不存在显著差别。

### （三）企业融资成本

企业投资水平不仅依赖于其外源融资可得性，也取决于其资金成本。本文进一步借鉴马晶梅等（2020）对外源融资成本的测度方式，采用利息支出与主营业务收入比值衡量企业外源融资成本，并按照企业所在行业融资成本水平中位数，将企业分为低融资成本和高融资成本两类，分别考察住房价格对这两类企业金融化的影响。表2第（5）、（6）列分别展示了对这两类企业的参数估计结果。可以看出，当住房价格上升时，低外源融资成本的企业较高外源融资成本企业，其金融化水平显著上升比重更高。

表2 企业异质性

|                   | 高现金<br>(1)            | 低现金<br>(2)         | 国有<br>(3)             | 非国有<br>(4)            | 低融资成本<br>(5)          | 高融资成本<br>(6)         |
|-------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Houseprice</i> | 0.0505 **<br>(0.0210) | 0.0305<br>(0.0197) | 0.0470 **<br>(0.0237) | 0.0488 **<br>(0.0200) | 0.0511 **<br>(0.0196) | 0.0347 *<br>(0.0186) |
| <i>Weak IV-F</i>  | 13.4160               | 14.5990            | 15.5730               | 12.6580               | 15.3480               | 13.4700              |
| 观测值               | 5130                  | 5667               | 5047                  | 6111                  | 5546                  | 5648                 |
| $R^2$             | 0.0110                | 0.0138             | 0.0089                | 0.0123                | 0.0044                | 0.0109               |

注：所有回归结果均是两阶段最小二乘回归结果，并且都控制了相关控制变量、个体效应，以及年份效应；后同。

## 六、影响机制检验

基于前文分析，企业金融投资受住房价格上涨的影响存在两面性：正面效应主要源于房价上升带来的抵押担保效应；负面挤出效应则指高房价增加企业运营成本与主营业务经营压力，引起金融投资与实体经营利差扩大，金融投资挤出实体投资。同时高房价营造的投机氛围，诱导企业在资本逐利性下将资金投向高收益行业。显然，不同企业在面临高房价产生的抵押担保效应、成本效应和投资挤出效应时，可能存在不同的机制路径，最终投资决策是多重效应叠加的后果。基于该分析，本文主要从融资担保效应和投资机会引发的挤出效应两个角度验证上述机制。

### （一）房价对融资约束的缓释效应

本文首先采用 Hadlock 和 Pierce（2010）的 SA<sup>①</sup> 指数来测度企业融资约束，该指数依据外生性较强的两项指标（公司规模、年龄）构建，避免了内生性干扰。SA 指数是一个逆向指标，其数值越大，企业融资约束越小。另外，现有研究对于融资约束的衡量存在多种替代方式。为提高融资约束路径检验的稳健性并确保融资约束的量化方式契合中国企业情形，本文进一步借鉴张杰（2015）的做法，采用运营资本敏感性指标 WKS<sup>②</sup> 作为融资约束的测度。该指标在考虑外部金融市场环境和企业资产财务的条件下，测算企业的运营资本投资变化率是否与企业现金流存在显著性差异。企业的 WKS 也是一个逆向指标，其数值越大，表明企业融资约束程度越低。如果房价对企业的抵押担保效应存在，

①  $SA = -0.737 \times size + 0.04 \times size^2 - 0.04 \times age$ 。

② WKS 具体测算方式请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



应该能观察到上述指标上升（融资约束程度下降）。表3第（1）、（2）列报告了针对上述融资约束指标的二阶段工具变量估计结果。可以看出，住房价格对两种融资约束测度的系数均显著为正，说明房价上涨缓释了企业融资约束。

另外，假定企业所持有的抵押资产集中在企业注册地，当所处城市房地产价格上升时，企业所持有的房产抵押物价值相应增加，也会缓解企业融资约束。对于抵押担保效应的检验，本文选取企业房产价值占企业总资产来衡量可抵押不动产水平。表3第（3）列估计系数表明，房价上涨显著提高了企业抵押房产水平。综合上述检验分析结果可以认为，房价上涨确实通过抵押房产增值渠道缓释了企业融资约束。

表3 房价走势与融资约束

|                   | SA<br>(1)             | WKS<br>(2)            | Realestate_ratio<br>(3) |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|
| <i>Houseprice</i> | 0.3084 **<br>(0.1245) | 0.0949 **<br>(0.0467) | 0.0619 *<br>(0.0356)    |
| <i>Weak IV-F</i>  | 14.6590               | 31.5700               | 13.637                  |
| 观测值               | 11194                 | 7559                  | 10122                   |
| $R^2$             | 0.5597                | 0.0271                | 0.0375                  |

注：表中WKS列样本量较少，是因为WKS表示运营资本的变化率，在计算过程中使用了滞后期信息，造成样本缺失。

上述检验发现房价上涨引起的房产抵押物增值缓解了企业融资约束。那么，融资约束效应是否可以解释企业金融化行为？对该问题的回答有助于厘清房价上涨引起企业融资约束缓解，再助推企业金融投资的全链条作用机制。中国企业的外部融资主要来源于商业银行信贷，并且以抵押信贷为主。因此房价上升使得企业所持有的房产抵押品价值上升，从而增强企业的借贷能力，缓解其融资约束（Allen等，2007）。同时，抵押品增值可以促进企业的投资行为（Gan，2007）。当企业所持有的房产受房价上涨影响产生抵押物增值效应时，这种效应表现为企业在银行抵押贷款增加（王慧和王擎，2021）。

按照上述分析逻辑，对于这部分融资约束缓解的企业其金融化程度应有所上升。鉴于房价升高与企业抵押借贷能力和获取信贷规模有高度关联性，融资约束水平可以较直观地用银行信贷效应衡量。为此，本文通过对企业银行借款分组作进一步验证。本文分别选取抵押借款占比和银行借款占比两个指标，以中位数为标准划分子样本。表4的估计结果显示，抵押借款占比和银行借款占比高的低融资约束企业，房价上涨对企业金融化行为存在显著促进作用。反之，在高融资约束企业样本中，估计系数不存在显著作用。上述分析验证了本文的假设2，即房价上涨通过缓解融资约束促进了企业金融化行为。

表4 房价走势、融资约束与企业金融化

|                   | 低融资约束企业               |                        | 高融资约束企业            |                    |
|-------------------|-----------------------|------------------------|--------------------|--------------------|
|                   | 高抵押借款<br>(1)          | 高银行借款<br>(2)           | 低抵押借款<br>(3)       | 低银行借款<br>(4)       |
| <i>Houseprice</i> | 0.0476 **<br>(0.0200) | 0.0582 ***<br>(0.0181) | 0.0319<br>(0.0254) | 0.0247<br>(0.0276) |
| <i>Weak IV-F</i>  | 12.4640               | 12.7970                | 15.1090            | 15.1020            |
| 观测值               | 4883                  | 5082                   | 4646               | 4447               |
| $R^2$             | 0.0067                | 0.0012                 | 0.0125             | 0.0157             |

## （二）投资机会与企业金融化

根据现有文献，经营收益率较低的企业往往会寻求高收益的金融投资（宋军和陆畅，2015），行业收益率差异会导致资本由收益率较低的行业流向收益率较高的行业。企业的金融资产持有决策也会受到自身行业和金融业相对投资收益率的影响。从本质上看，金融资本的投资收益来源于实体行业的投资回报（黄群慧，2017），这表明实体行业与金融业收益率应该呈现正相关关系。而房地产市场的繁荣导致大量资本流入房地产领域（王文春和荣昭，2014），考虑到房地产价格与金融业收益率往往呈现正相关关系，这意味着房地产价格与金融行业相对实体行业的投资收益率正相关。表5第（1）列估计结果验证了这一推测，房价上涨提高了金融行业与实体行业的利差（采用金融行业收益率与企业个体收益率之差衡量），这意味着在房地产市场繁荣时期，金融行业较实体行业而言存在较大套利空间和投资机会。

除受客观外界因素变化影响外，企业投资能力还与其自身经营绩效密切相关。如前文所述，一方面实体行业与金融行业差异性利差会使得企业偏好金融资产，另一方面房价上涨带来的成本上涨会压缩企业的经营收益，对实体投资产生挤出效应。为此，本文借鉴谢富胜和匡晓璐（2020）构建的企业经营收益指标（经营活动净收益/（固定资产+存货）），来检验房价上涨对企业经营活动盈利能力的影响，回归结果如表5第（2）列所示。可以看出，住房价格上升显著降低了企业的盈利能力，意味着房价上涨对企业经营活动存在抑制效应。与此同时，本文纳入金融化收益指标（张成思，2019）进行考量，以说明房价对行业利差的促进作用是企业经营收益降低与金融化收益升高的叠加后果。

表5 房价走势与企业投资机会

|                       | 行业收益率差<br>(1)       | 企业经营收益<br>(2)          | 金融化收益<br>(3)          |
|-----------------------|---------------------|------------------------|-----------------------|
| <i>Houseprice</i>     | 0.0220*<br>(0.0126) | -0.1392***<br>(0.0513) | 0.3789***<br>(0.1334) |
| <i>Weak IV-F</i>      | 14.6590             | 14.6930                | 14.6510               |
| 观测值                   | 11194               | 11141                  | 10712                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.5030              | 0.3052                 | 0.0120                |

注：其中，行业收益率差 = 金融行业收益率 - 企业个体收益率，企业经营收益 = 经营活动净收益/（固定资产 + 存货）。

当房价上升时，企业投资机会的变化还反映在其与房地产行业的关联度上。直观上说，如果一个企业处于房地产行业上游，在房价上升时期，房地产行业的繁荣会拉动对该企业的经营性需求。在此情况下，企业的主营业务收入上升，企业主营业务投资收益率的增加可能在一定程度上降低与金融行业的利差，从而减少企业金融投资机会。反之，对于处于房地产行业下游的企业而言，其更多受到高房价引致的成本效应的影响。因此，房价上升带来的经营投入成本（企业将房地产作为其投入要素的比重）增加，利润空间减小，主营投资收益的减少会进一步扩大行业利差的套利空间，增加企业金融投资机会。

表6的结果证实了上述逻辑。我们使用2007年投入产出表数据，基于直接消耗系数度量了不同行业与房地产行业的上下游关联度（以企业所在行业产出作为房地产行业投入的比重衡量）。其中，变量 *Upstream* 是企业所在行业与房地产行业上游关联度的连续测

度，*Downstream* 是企业与房地产行业下游关联度的连续测度。第（1）列的交互项系数表明：对于房地产行业上游关联企业，房价上涨带来的主营业务投资机会增加并未对企业金融化行为产生显著的促进作用。这可能是因为房价上升在给企业带来更多主营业务投资机会的同时，也会产生一定的成本挤压效应。第（2）列的交互项系数表明，对房地产行业下游关联企业而言，房价上涨的成本效应挤压了企业主营业务收入，表现为与下游的关联度越高，企业受房价上涨带来的成本制约越严重，主营业务投资回报越低。受到投资机会驱动，企业主营业务投资回报越低，更大的利差回报率驱动企业进行更多的金融投资，从而表现为企业金融化趋势更加明显。

综合表 5 与表 6 的结果可以认为，房价上升导致的金融业投资利差机会与成本效应对房地产上下游关联企业差异性经营影响，是房价上涨助推企业金融化行为的重要作用渠道。

表 6 企业与房地产行业上下游的关联度对企业金融化的影响

|                                       | 上游关联度<br>(1)       | 下游关联度<br>(2)       | 完整设定<br>(3)        |
|---------------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>Houseprice</i>                     | 0.011 *<br>(0.006) | 0.008<br>(0.006)   | 0.008<br>(0.006)   |
| <i>Houseprice</i> × <i>Upstream</i>   | 0.002<br>(0.002)   |                    | 0.002<br>(0.002)   |
| <i>Houseprice</i> × <i>Downstream</i> |                    | 0.004 *<br>(0.002) | 0.005 *<br>(0.002) |
| 观测值                                   | 11 185             | 11 185             | 11 185             |
| $R^2$                                 | 0.704              | 0.704              | 0.706              |

注：上游关联度指企业产出作为房地产投入的比重，下游关联度指企业产出使用到房地产作为其投入要素的比重，上述两个指标使用投入产出表的直接消耗系数衡量。

## 七、结论与政策建议

从 2007 年到 2017 年，中央政府为抑制房价过快增长，先后两次主动调控房价，但房价并没有受调控影响而继续上涨。与此同时，我国企业金融化程度不断加强。由于房地产相关资产在上市企业资产中占据了较大比重，房价波动无疑会对企业金融投资决策有重要影响。对此，本文利用我国 2009—2017 年 206 个城市房价数据匹配非金融、非房地产上市公司财务面板数据，通过各城市出台住房调控政策这一外生冲击，揭示了房价与企业金融化行为之间的因果关系及其作用机制，从政策外部性视角检验了调控房价是否降低了企业金融投资热度这一问题，拓展了房地产调控政策后果的相关研究。

本文主要发现如下：第一，房价走势对企业金融化行为存在显著正向因果关系，房价每上涨 1%，企业金融化程度上升 0.043%，上升幅度为企业金融化指标的 0.78 个标准差。第二，融资约束和投资机会都在不同程度上成为房价促进企业金融投资的作用渠道。一方面，房价上涨推高了企业相关资产的价格，进而缓解了融资约束，助推了企业的金融化行为。另一方面，房价上涨推高了金融行业与实体行业的利差，其所营造的投资机会促进了企业金融化行为，最终助推了企业的金融化投资。从企业特征看，高现金持有和低融资成本企业金融化受房价影响更为显著。

现有研究认为，房价持续上涨会使得大量资金进入房地产领域，由此挤出对实体经

济的投资。本文的研究则表明,房地产价格上涨对社会投资资金流向不仅具有直接效应,还具有不可忽略的间接效应。房价走势与企业金融化之间存在密切关联,房价上涨引发的金融投资收益率上升,还易导致企业金融投资过度膨胀,加重企业“脱实向虚”的趋势。本文的政策启示在于:为缓解企业“脱实向虚”问题,要继续坚持房地产调控政策不动摇,避免房地产价格快速上涨从而加剧企业过度金融化;同时,要积极关注企业金融化行为,避免企业过度投机,引导企业“脱虚向实”。

## 参考文献:

1. 陈斌开、金箫、欧阳涤非:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》[J],《世界经济》2015年第4期,第77—98页。
2. 杜勇、谢瑾、陈建英:《CEO金融背景与实体企业金融化》[J],《中国工业经济》2019年第5期,第136—154页。
3. 黄群慧:《论新时期中国实体经济的发展》[J],《中国工业经济》2017年第9期,第5—24页。
4. 雷新途、朱容成、黄盈莹:《企业金融化程度、诱发原因与经济后果研究》[J],《经济与管理科学》2020年第1期,第76—85页。
5. 刘笃池、贺玉平、王曦:《企业金融化对实体企业生产效率的影响研究》[J],《上海经济研究》2016年第8期,第74—83页。
6. 陆铭、张航、梁文泉:《偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资》[J],《中国社会科学》2015年第5期,第59—83页。
7. 马晶梅、赵雨薇、王成东、贾红宇:《融资约束、研发操纵与企业创新决策》[J],《科研管理》2020年第9期,第171—183页。
8. 彭俞超、韩珣、李建军:《经济政策不确定性与企业金融化》[J],《中国工业经济》2018年第1期,第137—155页。
9. 戚聿东、张任之:《金融资产配置对企业价值影响的实证研究》[J],《财贸经济》2018年第5期,第38—52页。
10. 宋军、陆旸:《非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据》[J],《金融研究》2015年第6期,第111—127页。
11. 王慧、王擎:《房地产价格与企业的银行融资》[J],《财经科学》2021年第3期,第14—27页。
12. 王文春、荣昭:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》[J],《经济学》(季刊)2014年第2期,第465—490页。
13. 吴晓瑜、王敏、李力行:《中国的高房价是否阻碍了创业?》[J],《经济研究》2014年第9期,第121—134页。
14. 谢富胜、匡晓璐:《制造业企业扩大金融活动能够提升利润率吗?——以中国A股上市制造业企业为例》[J],《管理世界》2020年第12期,第13—25页。
15. 张成思、郑宇:《中国实业部门金融化的异质性》[J],《金融研究》2019年第7期,第1—18页。
16. 张成思:《金融化的逻辑与反思》[J],《经济研究》2019年第11期,第4—20页。
17. 张杰:《金融抑制、融资约束与出口产品质量》[J],《金融研究》2015年第6期,第64—79页。
18. 张莉、何晶、马润泓:《房价如何影响劳动力流动?》[J],《经济研究》2017年第8期,第155—170页。
19. 朱恺容、李培、谢贞发:《房地产限购政策的有效性及其外部性评估》[J],《财贸经济》2019年第2期,第147—160页。
20. Allen, F., Qian, J., Qian, M., 2007, “China's Financial System: Past, Present, and Future” [D], Working Paper, No. 978485.
21. Brunnermeier, M. K., Sannikov, Y., 2014, “A Macroeconomic Model with a Financial Sector” [J], *Amer-*

- ican Economic Review*, Vol. 104, No. 2: 379-421.
22. Chaney, T. , Sraer, D. , Thesmar, D. , 2012, “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment” [J], *American Economic Review*, Vol. 102, No. 6: 2381-2409.
  23. Chen, P. , Wang, C. Y. , Liu, Y. Y. , 2015, “Real Estate Prices and Firm Borrowings: Micro Evidence from China” [J], *China Economic Review*, Vol. 36, No. 12: 296-308.
  24. Epstein, G. , 2015, *Financialization and the World Economy* [M], Edward Elgar Publishing.
  25. Gan, J. , 2007, “Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment” [J], *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 3: 709-734.
  26. Hadlock, C. J. , Pierce, J. R. , 2010, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index” [J], *Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 5: 1909-1940.
  27. Kiyotaki, N. , 1997, “Credit Cycles” [J], *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2: 211-248.
  28. Liu, Z. , Wang, P. F. , Zha, T. , 2013, “Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations” [J], *Econometrica*, Vol. 81, No. 3: 1147-1184.
  29. Miao, J. J. , Wang, P. F. , 2014, “Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth” [J], *Journal of Mathematical Economics*, Vol. 53, No. 10: 153-163.
  30. Palley, T. , 2008, “Institutionalism and New Trade Theory: Rethinking Comparative Advantage and Trade Policy” [J], *Journal of Economic Issues*, Vol. 42, No. 1: 195-208.
  31. Wang, R. , Hou, J. , He, X. , 2017, “Real Estate Price and Heterogeneous Investment Behavior in China” [J], *Economic Modelling*, Vol. 60, No. 1: 271-280.

## Does Housing Boom Boost the Corporate Financialization?

Wang Hui<sup>1</sup>, Wang Qing<sup>1</sup>, Xu Shu<sup>2</sup>

(1. Institute of Chinese Financial Studies, Southwestern University of  
Finance and Economics)

(2. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics)

**Abstract:** Corporate financialization is a symbol of capital circulating within the financial sector without entering the real economy or being diverted out of the real economy. By matching the data of house prices of 206 prefecture-level cities from 2009 to 2017 with the micro-data of non-real estate and non-financial listed companies, this study further examines the influencing mechanism. The empirical study confirms that housing boom has a significantly positive impact on corporate financialization. In terms of firm heterogeneity impact, firms with high cash holdings and low financing costs are more profoundly influenced. From the perspective of the potential mechanism, the rising house prices help to mitigate the financing constraints; at the same time, rising house prices increase the spread between the financial and real sectors, and thus promote the corporate financialization. Our findings indicate that the real estate control policies should be tightened, and should pay more attention to the corporate financialization, in order to bring the investment back to the real sector.

**Keywords:** house price; corporate financialization; financing constraints; investment opportunity

**JEL Classification:** O16; G32