

房价上涨如何影响工业企业加成率:事实与机制

诸竹君^{1,2}, 黄先海³, 王 煌³

(1. 浙江工商大学 经济学院, 浙江 杭州 310018; 2. 浙江工商大学 浙商研究院, 浙江 杭州 310018;
3. 浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310027)

摘要:将“担保效应”和“挤出效应”纳入同一框架解释房价上涨对工业企业加成率的影响机制。在此基础上,根据中国工业企业数据对理论命题进行实证,研究结果为:总体上,房价上涨显著降低了中国工业企业加成率;分样本回归显示,民营、一线和热点二线城市、东部地区和资本密集型企业受房价上涨的负向“加成率效应”较强;作用渠道检验证实中国工业企业在房价上涨时整体上“担保效应”和“挤出效应”不显著,但企业出口产品质量和生产率显著下降,从价格和成本渠道分别降低了企业加成率;与房地产行业相关性和地区市场化指数显著影响企业的负向“加成率效应”。结论对“去库存”和提升工业企业竞争力政策协调具有参考意义。

关键词:房价上涨;企业加成率;担保效应;挤出效应

中图分类号:F420 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-2154(2020)04-0088-13

DOI:10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2020.04.007

How House Price Increasing Affects Firms' Markups: Evidence and Theory

ZHU Zhujun^{1,2}, HUANG Xianhai³, WANG Huang³

(1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China; 2. Zheshang Research Institute, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China; 3. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

Abstract: This article introduces “collateral effects” and “crowding-out effects” into the same framework to explain the mechanism of the rising house prices' impacts on industrial firms' markups. On that basis, we conduct an empirical study on the theoretical propositions according to the Annual Survey Data of the Chinese Industrial Firms (ASIF). The results show that; in general, the increase of house price significantly reduces the Chinese industrial firms' markups; subsample regression shows that private firms, Tier 1 and hot Tier 2 cities, eastern region and capital-intensive firms facing more negative markup effects. The check of the potential channels shows that the Chinese industrial firms have insignificant “collateral effects” and “crowding-out effects”. The decrease of markup can be explained by the fall of export product quality and total factor productivity from the channel of price and cost. The correlation with the real estate industry and the regional marketization index significantly affect the negative markup effects. It has the reference significance to the policy coordination of “Destocking” and the promotion of industrial firms' competitiveness.

Key words: house price increasing; firm-level markups; collateral effects; crowding-out effects

一、引言

1998年住房体制改革标志着我国福利分房制度终结,房地产行业进入快速发展阶段,在国民经济增长

收稿日期:2019-11-20

基金项目:国家自然科学基金青年项目“中美贸易新形势下新进口战略推动制造业高质量发展研究”(71903173);教育部人文社会科学基金青年项目“全球价值链背景下进口中间品质量与中国出口企业竞争力提升研究:演进机理与优化路径”(19YJC790209);浙江省社会科学重点研究基地区域开放与发展研究中心项目(RE0D2019018)

作者简介:诸竹君,男,副研究员,经济学博士,主要从事国际贸易学研究;黄先海,男,教授,博士生导师,经济学博士,主要从事世界经济研究;王煌,男,博士研究生,主要从事世界经济研究。

中的重要性日益凸显。根据国家统计局数据,1998年我国房地产投资总额为0.36万亿元(王文春和荣昭,2014)^[1],2017年增加到10.98万亿元,不到20年时间房地产投资上升了近30倍。部分城市的房价远超过居民的购买能力,为投机性购房塑造了巨大市场空间。从房地产行业盈利水平看,吕江林(2010)^[2]基于上市公司数据计算得出,2008年中国房地产企业的平均利润率高达28.7%,而工业企业仅为7.4%,巨大的利润差引致工业企业资本纷纷转入房地产市场。增长理论认为经济增长根本动力是生产率提升,而房地产及其相关行业生产率水平却远低于其他行业(陈斌开等,2015)^[3],工业资本“脱实转虚”不仅加剧了房地产泡沫破裂的系统性金融风险,而且严重影响实体部门的发展质量。

根据泡沫理论,房地产泡沫对经济存在两方面作用。一种观点认为房价上涨能促进企业投资行为。在金融摩擦情况下,资产泡沫提高了企业抵押资产价值,使企业获得更多的信贷资金,能够有效促进企业投资(Chaney等,2012)^[4]。余静文和谭静(2015)^[5]等也得出了类似的结论。另一种观点认为,房价提高不仅会抑制居民消费(吴晓瑜等,2014)^[6]、影响个体投资行为(Chetty等,2017)^[7]、降低资源配置效率(陈斌开等,2015)^[3]、也会抑制企业的创新行为(Miao和Wang,2014;王文春和荣昭,2014;张杰等,2016)^[8,9]。王敏和黄滢(2013)^[10]从投资动机的角度出发,认为房价上涨会扭曲企业家行为,使其更加关注短期资本回报行为,而忽略管理和创新的投入。也有研究表明房价上涨越快,企业创新的倾向越低(王文春和荣昭,2014)^[1]。房价上涨引致的企业创新投入的变动可能会进一步对利润率、成本加成率等企业绩效指标产生动态影响。陈斌开等(2015)^[3]研究发现,房价上涨导致与房地产相关行业利润率显著上升,企业在高利润的吸引下更愿意投资房地产部门。企业加成率反映了产品或服务价格对边际成本的偏离,是衡量市场势力和企业盈利能力的关键指标,目前国内外主要文献是从市场竞争程度、汇率变动、出口中学效应等方面研究企业加成率的影响因素。Melitz和Ottaviano(2008)^[11]认为贸易自由化引致市场竞争将导致企业加成率下降,出口企业将比国内企业获得更高的加成率(De Loecker和Warzynski,2012)^[12]。

那么,房价上涨是否会对中国工业企业的盈利水平产生影响?影响的方向如何?机制是什么?这一系列问题是本文关注的重点。一方面,房地产泡沫提高了房价,使得企业拥有的资本、房屋、土地等要素升值,通过提高抵押价值缓解了企业融资约束,有利于企业的研发和创新行为,将有效提升企业加成率水平,本文称之为“担保效应”。另一方面,房地产泡沫提高了房地产行业的资本回报率,使得工业资本逐步转移至房地产业,工业企业受到融资约束的影响,降低企业的研发创新投入,将恶化企业加成率水平,从而产生“挤出效应”。本文以加成率为视角,试图研究房价上涨对企业生产绩效的影响机制并提供经验证据。与现有文献相比,可能的创新点是:(1)将工业企业的“担保效应”和“挤出效应”纳入统一框架内,以加成率这一视角分析房价上涨对微观企业经营绩效的影响,旨在为房地产行业调控和制造业企业投资决策提供理论参考。(2)为解决基准回归可能存在的内生性问题,以2004年“招拍挂”制度改革为时间节点进行准自然实验(DID),检验了房地产业进入行为“挤出效应”的稳健性。(3)证实了房价上涨的负向“加成率效应”受到市场化指数条件影响,市场化程度透过合约的有效性及房地产项目公开性影响企业行为。

二、文献回顾与研究假说

目前,已有较多文献分别从创新投入和金融约束两个视角分析了房价上涨的影响机制,然而鲜有文献探究房价上涨的加成率效应。本文主要从创新挤出和金融担保两个渠道验证房价上涨后工业企业加成率效应的作用机制,并提出5个研究假说。

新经济增长理论学者分析了创新研发对全要素生产率的促进机制,认为创新既可以通过增加“价格边际成本指数”,提升企业内部生产绩效,还可以产生企业间市场再配置效应,提高企业加成率水平(刘啟仁 and 黄建忠,2016)^[13]。房地产属于资本密集型行业,在金融市场相对落后情况下,工业企业具有投资房地产业的显著优势。其不仅通过日常业务与地方政府和商业银行关系密切,积累了大量的政府资源和信贷关系,而且厂房、土地等固定资产具备较大的贷款担保价值。在房价上涨的城市,工业企业为了追逐房地产行业的高利润回报,势必缩减原有投资项目以满足房地产业的巨大资金需求(王文春和荣昭,2014)^[1]。

企业研发项目依赖于内部融资,需要较大的资本和创新人才投入,大量研究表明房价上涨引致的企业投资决策转变对企业创新产出和新产品销售额产生显著负面影响(张杰等,2016)^[9]。因此,在比较静态分析中行业进入的临界成本不变,房价上涨将不利于企业市场势力提升。

假设1:房价上涨越快,工业企业越倾向于投资房地产,越不利于企业市场势力提升。

从信贷分配来看,企业的创新资金一般来源于企业自有、银行贷款和政府补贴,相对于投资收益低下的实体经济,商业银行更倾向于将有限的信贷资金贷款给房地产行业。信息不对称和代理问题使得企业外部融资成本高于内部融资成本,因此企业的投资行为不仅取决于投资需求,也会受到企业内部资本的约束。由于金融市场的不完备性及银行的所有制偏好,民营企业的研发投入和新产品开发受到房价上涨的抑制更加显著,从而不利于企业生产绩效。Chen等(2015)^[14]利用中国369个城市的数据分析得出,房地产价格的增长加剧了非房地产行业的融资约束,资源错配程度加深对投资效率造成了弱化效应。刘愿等(2017)^[15]认为,随着房价上涨和房地产投资增值,软预算约束和偏向型研发补贴会提高国有企业创新投入,而硬预算约束使民营企业创新投入大为缩减。对于外资企业,一般认为由于母公司的全球市场地位和品牌识别一致性等因素,不会轻易转变东道国子公司经营业务方向而转入房地产市场,其研发投入受房价上涨的负面影响较小。

假设2:不同所有制企业因外部融资约束的差异可能造成异质性加成率效应,房价上涨导致民营企业的“挤出效应”更明显,负向“加成率效应”更强。

人口和资源向城市聚集为创新扩散提供了条件和前提,城市级别直接影响到城市的创新能力和创新扩散程度。根据地理学第一定律,越相近的事物联系越紧密,城市的级别越高,城市的经济活动有越强的空间相关性。张洪等(2014)^[16]采用空间动态面板数据对我国30个省市区的70个大中城市进行分析发现,房地产投资对东部的溢出效应大于中西部,长三角和珠三角两大城市群内空间溢出效应非常显著。房价的空间蔓延传递对城市创新能力产生重要影响。具体表现为两个方面:其一,城市房价上涨会“蔓延”到周边地区,导致周边城市房地产价格上升,从而抑制周边城市的创新投入,产生负向加成率效应。其二,虽然技术创新活动存在空间外溢性,本地区的房价上涨抑制溢出效应发挥,从而对周边城市的生产绩效产生负面影响(Baumont,2009)^[17]。

假设3:城市级别越高,房价上涨导致的工业企业“挤出效应”更明显,负向“加成率效应”更强。

房价上涨会通过产业链关联间接影响工业行业的创新活动。房地产行业具有较强的产业关联性,相关研究表明,房地产投资对经济增长具有重要的拉动作用,能直接或间接带动上下游60多个产业的发展,并且对建筑业和制造业的影响最大^[18-19]。王国军和刘水杏(2004)研究发现,我国房地产业每增加1单位产值对各产业的总带动效应达到1.416,其中对金融保险业、非金属矿物制造业、建筑业、化学工业、社会服务业通过前向、后向或者环向等带动方式影响显著^[20]。由于技术创新活动具有投入大、风险高、收益高的特征,企业在进行创新活动时通常会考虑外部环境的风险收益率。当房价上涨,实体经济投资风险较大时,企业会选择转向房地产投资,从而减少非房地产项目投资和行业企业创新投入。与房地产业投入产出关联度越大的工业行业也相应地增加房地产投资,从而抑制行业的技术创新活动,恶化了加成率效应。一般来说,当房地产投资快速增长的背景下,钢铁、水泥、化工等上游产业的产能过剩问题能有效化解,但能否获得正向加成率效应的关键在于房地产关联行业的“去产能、去库存”力度及产业创新能力升级效果。

假设4:投入产出关联度越大的工业行业,房价上涨导致负向“加成率效应”更强。

房价增长率上升使得不同地区和不同要素密集度的企业加成率效应可能存在异质性。随着城镇化的深入推进,农村人口向东部城市集聚涌入,相比基础设施更弱、城市建设和公共交通系统欠完善的中西部地区,东部地区人口与资源大量集聚导致的土地供应不足加剧了房价上涨幅度,并且对城市蔓延的推动作用比中西部城市更加强^[21]。陆铭等(2015)认为,土地供给减少是造成房价普遍上涨的重要因素,2003年后土地供给收紧且向中西部偏移是导致东部地区房价上涨的根源^[22]。地区间就业情况、教育水平、基础设施等条件差异也可造成房价上涨的空间异质性。东部地区房价上涨越快,工业企业越倾向于投资房地产,不利于企业市场势力提升。房地产属于资本密集型行业,投资规模大、运行周期长、投资回报高等特点使得

大量资本密集型企业从事房地产投资业务。另一方面,从行业营业利润率来看,技术密集型行业因大规模创新投入和较高的创新效率获得最高利润率,而劳动密集型行业最低。一般来说,本业利润率越低,企业越有可能转移投资方向从事房地产业务。相比劳动密集型企业低利润特点,资本密集型企业更容易跨过房地产投资进入门槛。

假设5:不同地区和不同要素密集度企业房价上涨产生的加成率效应存在异质性,东部地区和资本密集型企业的负向“加成率效应”更强。

三、数据、变量与特征性事实

(一) 数据来源

1. **工业企业数据库**。该数据库涵盖了所有国有企业和年销售收入500万元以上非国有企业。借鉴黄先海等(2016a)做法对原始数据进行了处理,建立了中国工业企业面板数据^[23]。调整后数据库共有548092家企业的2071141个观测值。

2. **工业企业—海关匹配数据**。本文企业产品层面的变量来自中国海关数据库(2000—2007年),两套数据属于不同的编码体系,所以需要通过较为复杂的技术过程进行数据匹配。参考黄先海等(2016a)两步匹配方法,共对应上67541家出口企业的190206观测值^[23]。

3. **中国区域经济统计年鉴**。该年鉴提供了各年地级市层面商品房销售面积和销售额的信息,据此可计算地级市层面名义住房价格($hprice$)。

(二) 变量调整与测算

1. **主要名义数据价格平减情况**。本文主要包含以下企业层面生产变量:工业总产值(y_{ijt})、工业增加值(va_{ijt})、从业人数(l_{ijt})、资本存量(k_{ijt})和中间投入合计(m_{ijt})等。具体的调整方式是:以1998年各省价格指数作为基准,以工业品出厂价格指数对工业总产值和工业增加值、以工业品购进价格指数对中间投入合计进行平减,资本存量估计借鉴黄先海等(2016a)^[23]的做法。地级市层面住房价格($hprice_{ct}$)通过当年省级居民消费价格指数平减。

2. **企业层面加成率、生产率测算**。借鉴 De Loecker 和 Warzynski(2012)^[12]的做法(以下简称 DLW 法),采用结构方程模型的方法对中国企业加成率进行估算。DLW 法的基本原理是通过构造成本最小化问题求解企业加成率,其表达式为:

$$\mu_{ijt} = \theta_{ijt}^X (\alpha_{ijt}^X)^{-1} \quad (1)$$

其中 θ^X 表示企业某种投入要素 X 的产出弹性, $\alpha^X = \frac{p^X X}{pQ}$ 表示该种投入要素的占企业总产出比重。根据 DLW 法,该种投入要素需要企业可以充分调整,但中国企业实际情况是劳动力还未能实现充分流动,因此,本文选取中间品投入作为估计企业产出弹性的投入要素。使用超越对数生产函数进行参数估计:

$$y_{ijt} = \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_m m_{ijt} + \beta_{ll} (l_{ijt})^2 + \beta_{kk} (k_{ijt})^2 + \beta_{mm} (m_{ijt})^2 + \beta_{lk} l_{ijt} k_{ijt} + \beta_{lm} l_{ijt} m_{ijt} + \beta_{km} k_{ijt} m_{ijt} + \beta_{lkm} l_{ijt} k_{ijt} m_{ijt} + \omega_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中 ω 和 ε 分别表示企业生产率、不可预期冲击的误差项。首先估计 ω , 根据 Akerberg 等(2015)^[24](以下简称 ACF 法)中间品投入需求函数 $m_{ijt} = f(\omega_{ijt}, k_{ijt}, V_{ijct})$, 其中 V_{ijct} 包括可能影响中间品投入需求的变量。中间品投入关于 ω 是严格增函数,生产率可表示为: $\omega_{ijt} = f^{-1}(m_{ijt}, k_{ijt}, V_{ijct})$ 。对(2)式,采用两步估计方法:第一步采用生产率代理变量对模型进行估计,得到预期产量($\psi_t(m_{ijt}, k_{ijt}, V_{ijct})$)估计值($\hat{\psi}_t$)和第一步残差项($\hat{\varepsilon}_{ijt}$);第二步使用 GMM 估计对(9)式进行参数估计。其中第二步为估算生产函数系数,假定 ω_{ijt} 满足下列1阶马尔科夫过程: $\omega_{ijt} = g_t(\omega_{ij,t-1}, expdum_{ij,t-1}, hpgdum_{e,t-1}) + \xi_{ijt}$ 。其中 $expdum$ 和 $hpgdum$ 分别表示出口和房价上涨的虚拟变量,根据相关文献上一期出口和房价上涨可能会影响下一期的企业生产率^[5], ξ_{ijt} 表示异质性生产率冲击。由此可估计企业的加成率 μ_{ijt} 。

3. 企业层面出口产品质量测算。基于“需求残差”原理^[25]，其表达式为： $quality_{pdt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{pdt}}{(\sigma - 1)} = \frac{(\ln q_{pdt} - \ln \hat{q}_{pdt})}{(\sigma - 1)}$ ，进一步标准化可得出出口产品标准质量指数： $r_quality_{pdt} = \frac{(quality_{pdt} - minquality_{pdt})}{(maxquality_{pdt} - minquality_{pdt})}$ 。其中 $quality_{pdt}$ 表示 t 年 P 产品在 d 市场的质量， $\hat{\varepsilon}_{pdt}$ 表示质量方程回归的残差项， q_{pdt} 和 \hat{q}_{pdt} 分别表示该种产品的实际出口额和估计出口额， σ 表示需求弹性，可得出出口产品质量 ($quality_{it}$)。

4. 其他主要变量测算。(1) 房价上涨率 ($hpgrowth$)，以平减后的地级市层面住房价格变动率表示。(2) 企业规模 ($lnscale$)，以企业每年销售额 ($sale$) 对数值来表示。(3) 资本劳动比 ($klratio$)，以企业资本总额和从业人数对数值之比衡量。(4) 平均工资对数值 (w)^[26]，以企业人均应付职工薪酬衡量这一指标。(5) 企业所有制类型，代理变量是各企业实收资本中国有资本占比 (soe)。(6) 企业年龄 (age)，以企业建立时间对数值表示。(7) 4位码行业竞争程度，本文使用4位码行业赫芬达尔指数 (hhi) 衡量这种竞争程度。(8) 企业外部融资约束情况 (ext_fin)，代理变量为利息率 (利息合计/固定资产合计) (黄先海等, 2016b)^[27]。(9) 企业创新代理变量，以研究开发费 (rd) 和新产品产值对数值 (new) 衡量。(10) 房地产行业投入产出关联度 ($ioratio$) 主要刻画不同制造业行业和房地产业的关联性，以各制造业部门占房地产业中间投入比率 (即直接消耗系数) 作为代理变量。

(三) 特征性事实

不同地区企业加成率变动核密度图比较 (2000、2007年)。为初步比较不同地区企业的加成率动态情形，图1汇报了两类企业加成率核密度图。其中一类是一线和热点二线城市，另一类是其他城市 (除一线和热点二线以外)，根据核密度图变动情况，一线和热点二线城市企业加成率从2000年至2007年略有下降 (众数和和中位数)，整体呈现“左移”。其他城市的加成率则明显“右移”，2007年较2000年略有上升。这初步表明不同等级城市受到房价上涨冲击影响存在异质性，一线和热点二线城市企业更可能受到“挤出效应”影响导致其加成率水平恶化。

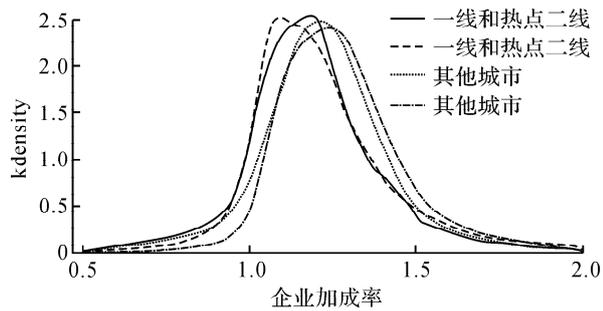


图1 不同地区企业加成率变动核密度图比较 (2000、2007年)

初步表明不同等级城市受到房价上涨冲击影响存在异质性，一线和热点二线城市企业更可能受到“挤出效应”影响导致其加成率水平恶化。

四、计量模型与经验证据

(一) 计量模型设定

实证部分主要检验地区房价上涨率对中国工业企业加成率的影响，由于房价上涨效应存在滞后性 (陈斌开等, 2015; Chaney 等, 2012)^[3-4]，因此本文将滞后1期住房价格上涨率 ($hpgrowth_{c,t-1}$) 作为主要解释变量。这一模型设定的前提是企业更有可能受到当地房价上涨的影响，已有文献论证了这一“地域偏好”现象。基准模型设定如式(3)，其中 Z'_{ijt} 和 Z'_{jt} 分别表示企业和行业层面控制变量， γ_t 、 ρ_j 和 v_c 分别表示年份、行业 and 地级市层面固定效应， ε_{ijct} 表示随机误差项，对于同一4位码行业的企业，其面临的投资行为冲击相类似，如果忽略同一4位码行业企业随机误差项的相关性，可能会低估参数的标准误，本文将参数的标准误聚类 (cluster) 在4位码行业层次。基准模型可能受到遗漏变量和反向因果关系影响产生内生性问题，由于本文采用滞后1期房价上涨率一定程度上避免了反向因果问题，但是遗漏变量问题可能导致参数估计有偏 (Chaney 等, 2012)^[4]。基准模型通过系统 GMM 法控制内生性对实证结果影响。计量模型设定如下：

$$\mu_{ijt} = \beta_i + \beta_1 hpgrowth_{c,t-1} + Z'_{ijt}\beta_2 + Z'_{jt}\beta_3 + \gamma_t + \rho_j + v_c + \varepsilon_{ijct} \quad (3)$$

(二) 基准模型结果

基准模型结果汇报在表1中，其中前3列是固定效应回归结果，后两列是系统 GMM 回归结果。第(1)~

(3)列逐步加入年份、行业、城市固定效应和城市时间趋势项,以控制不同层面遗漏变量可能对实证结果的影响。第(1)列初步回归结果显示,核心变量 $hpgrowth$ 显著为负,这说明当房价上涨率提升时,该地区工业企业加成率水平总体下降,第(2)~(3)列在控制更多固定效应后,结果仍然稳健。由于存在企业个体层面投资机会变量的遗漏,而这一遗漏变量可能与房价上涨率正相关,因此固定效应回归结果存在“向下偏误”,第(4)~(5)列通过引入内生变量滞后阶作为工具变量进行系统 GMM 回归,结果显示:控制内生性问题后,房价上涨率对工业企业加成率负向影响更大,根据第(5)列结果,房价上涨率每提升10%,会导致工业企业加成率平均下降0.087。由基准回归结果表明,房价上涨对企业加成率影响的两个作用渠道中“挤出效应”大于“担保效应”,平均意义上工业企业面临房价上涨时,并不因为担保物价格提升而增加创新投入,相反却因为这一外生冲击进一步恶化了盈利情况,控制变量的结果基本符合预期。总体而言,基准回归表明房价上涨率过快,可能不利于工业企业市场势力提升,假设1成立。

表1 住房价格上涨对企业加成率的影响(基准回归结果)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	FE	SYS_GMM	SYS_GMM
$hpgrowth$	-0.0339*** (-4.02)	-0.0342*** (-4.08)	-0.0356*** (-4.19)	-0.0656*** (-4.54)	-0.0866*** (-4.50)
$lnfp_acf$	0.3132*** (8.23)	0.3104*** (8.15)	0.3006*** (8.13)	0.4098*** (9.57)	0.1854*** (6.80)
$expdum$	-0.0206*** (-2.63)	-0.0202** (-2.52)	-0.0196*** (-2.59)	-0.1346*** (-2.85)	-0.0558*** (-3.19)
$lnscale$	-0.1977** (-2.25)	-0.1756** (-2.05)	-0.1916*** (-2.04)	-0.3390** (-2.48)	-0.0561** (-2.37)
$klratio$	0.1170** (2.33)	0.1126** (2.02)	0.1008* (1.92)	0.0505** (1.96)	0.0204** (2.17)
w	-0.0064*** (-2.92)	-0.0083*** (-2.88)	-0.0054* (-1.94)	-0.0049** (-2.45)	-0.0071*** (-2.62)
soe	-0.0054*** (-3.17)	-0.0055*** (-3.24)	-0.0055*** (-3.26)	-0.0407* (-1.89)	-0.0705*** (-5.44)
age	-0.0029*** (-5.40)	-0.0028*** (-5.44)	-0.0021*** (-5.46)	-0.0039** (-1.98)	-0.0053*** (-2.99)
hhi	-0.0363*** (-3.03)	-0.0361*** (-2.96)	-0.0352*** (-2.92)	-0.0573*** (-3.10)	-0.0486*** (-2.88)
$_cons$	1.0677*** (23.30)	1.0657*** (7.02)	1.0604*** (11.13)	0.9682*** (13.49)	0.9843*** (6.59)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City FE	No	Yes	Yes	No	Yes
City Time Trend	No	No	Yes	No	Yes
N	1261746	1261746	1261746	1261746	1261746
Within R ²	0.352	0.353	0.357		
AR(1)				0.000	0.000
AR(2)				0.140	0.176
Sargan_P				0.105	0.156

注:括号内为 t 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,拟合优度均为调整后 R^2 (固定效应汇报组内 R^2 ,分位数回归汇报 Pseudo R^2),AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

(三) 企业层面作用渠道检验(中介模型)

本文在理论部分分析企业加成率受到房价上涨率冲击的作用渠道是“担保效应”和“挤出效应”,其中“担保效应”会通过企业外部融资约束情况影响企业研发行为,这部分针对两大效应在房价上涨后的具体

变动进行实证研究,结果汇报在表2中。本回归采用中介效应模型,第(1)~(2)列是初步回归,结果显示总体上房价上涨对民营企业外部融资约束作用不显著,对研发投入有显著的负向作用。第(3)~(4)列依次纳入“担保效应”和“挤出效应”的代理变量进行回归,结果显示总体上 *hpgrowth* 系数显著性和系数值均明显下降,第(5)列同时控制 *ext_fin* 和 *rd* 后,核心变量 *hpgrowth* 系数不显著,且经 Sobel 检验后中介效应显著,总体上判断 *ext_fin* 和 *rd* 是房价上涨效应的完全中介变量。这部分回归显示,整体上房价上涨的“担保效应”不显著,而呈现出明显的“挤出效应”且主要作用于民营企业。假设2成立。

表2 作用渠道检验结果(I)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>ext_fin</i>	<i>rd</i>	μ	μ	μ
<i>hpgrowth</i>	0.0068 (0.72)	-0.7192** (2.18)	-0.0928** (-2.01)	-0.0826* (-1.82)	-0.0785 (-1.36)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	762040	762040	762040	762040	762040
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.129	0.228	0.292	0.275	0.316
Sargan_P	0.382	0.472	0.428	0.396	0.417

注:回归中控制了年份、行业、城市固定效应和城市时间趋势,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

表3进一步检验房价上涨后“挤出效应”对企业创新行为影响的具体渠道变量。根据理论部分分析房价上涨通过“担保效应”和“挤出效应”,从价格渠道和成本渠道影响企业加成率。结合分样本回归和上述中介效应回归,这部分仍采用民营企业样本对价格渠道和成本渠道进行实证检验。第(1)~(2)列结果显示,民营企业在房价上涨后产品质量和生产率水平显著下降,即房价上涨对企业价格渠道和成本渠道的影响均显著为负。在此基础上,第(3)~(4)列依次控制 *quality* 和 *ln_{tfp}_acf*,结果显示房价上涨对企业加成率的负向作用效应值和显著性均下降。经 Sobel 检验后中介效应显著,总体上判断 *quality* 和 *ln_{tfp}_acf* 是房价上涨对企业加成率影响的显著渠道变量。

表3 作用渠道检验结果(II)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>quality</i>	<i>ln_{tfp}_acf</i>	μ	μ	μ
<i>hpgrowth</i>	-0.0382*** (-2.93)	-0.0686*** (-2.94)	-0.0937* (-1.89)	-0.0818* (-1.75)	-0.0762 (-1.16)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	89320	89320	89320	89320	89320
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.118	0.226	0.196	0.148	0.158
Sargan_P	0.394	0.298	0.392	0.418	0.429

注:括号内为t值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

(四) 不同所有制类型的计量结果

不同所有制企业在面临房价上涨时的“加成率效应”可能存在异质性,假设2中具体讨论了不同所有制企业因外部融资约束情况差异造成的异质性效应。表4汇报了分所有制类型的回归结果,其中奇数列和偶数列分别汇报固定效应和系统GMM回归结果。前两列结果显示国有企业面临房价上涨率增加时加成率无显著变动,这说明国有企业由于较强的外部融资能力,不会因为房地产投资行为显著抑制本业创新投

入。第(3)~(6)列结果表明,民营企业 and 外资企业中 *hpgrowth* 系数显著为负,房价上涨率越高,上述企业加成率显著降低。具体而言,根据第(4)列结果,民营企业在房价上涨率提升10%情况下,加成率平均下降0.0102,显著超过全样本平均水平,这也证实由于面临较强的外部融资约束,民营企业的“挤出效应”较大,而“担保效应”则可能不显著或者为负。第(5)~(6)列结果表明,外资企业在房价上涨率提升时也会导致加成率下降,根据第(6)列结果可知外资企业在10%房价上涨率增幅冲击下的边际效应为0.029,显著性程度相对较低。总体而言,分所有制类型的回归结果显示民营企业受到较强的“挤出效应”影响,负向“加成率效应”更强,假设2成立。

表4 住房价格上涨对企业加成率的影响(分所有制回归结果)

变量	(1) 国有企业	(2) 国有企业	(3) 民营企业	(4) 民营企业	(5) 外资企业	(6) 外资企业
<i>hpgrowth</i>	0.0068 (1.62)	0.1164 (0.67)	-0.0530*** (-2.67)	-0.1018** (-2.17)	-0.0147*** (-6.10)	-0.0293* (-1.94)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	122428	122428	762040	762040	267343	267343
Within R ²	0.330		0.362		0.354	
AR(1)		0.173		0.104		0.189
AR(2)		0.143		0.115		0.581
Sargan_P		0.532		0.442		0.237

注:括号内为 *t* 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

(五) 不同城市级别的计量结果

数据表明一线和热点二线城市房价上涨率显著超过其他城市,根据理论部分分析房价上涨率越高,对工业企业的“挤出效应”越明显,因此预期城市级别越高,负向“加成率效应”越显著。表5汇报了不同城市级别对企业加成率效应的异质性影响,其中第(1)~(2)列汇报了一线和热点二线城市样本企业的回归结果,核心变量 *hpgrowth* 显著为负,且大于全样本平均效应值。二三线城市回归结果汇报在第(3)~(4)列,结果显示房价上涨引致的负向“加成率效应”仍然显著,且相对值与全样本均值无显著差异。第(5)~(6)列汇报了其他城市企业检验情况,效应值显著低于样本均值,表现为较低的负向“加成率效应”。具体而言,根据第(2)、(4)和(6)列结果显示,一线和热点二线城市、二三线城市和其他城市房价增长率每提升10%的边际负向“加成率效应”值分别为0.136、0.097和0.022。一线和热点二线城市仅有15个,但从样本量观察占全样本23.26%(293480/1261746),全部70个大中型城市样本占比47.43%,正是由于上述高等级城市企业较强的负向“加成率效应”提升了全样本效应值,高等级城市企业表现出更大“挤出效应”,假设3成立。

表5 住房价格上涨对企业加成率的影响(分城市级别回归结果)

变量	(1) Tier1-2	(2) Tier1-2	(3) Tier2-3	(4) Tier2-3	(5) Others	(6) Others
<i>hpgrowth</i>	-0.0992*** (-12.62)	-0.1357*** (-7.95)	-0.0624*** (-4.91)	-0.0974*** (-4.29)	-0.0191** (-2.10)	-0.0220* (-1.86)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	293480	293480	304977	304977	663289	663289

续表5

变量	(1) Tier1-2	(2) Tier1-2	(3) Tier2-3	(4) Tier2-3	(5) Others	(6) Others
Within R ²	0.355		0.359		0.350	
AR(1)		0.000		0.000		0.000
AR(2)		0.509		0.097		0.102
Sargan_P		0.107		0.176		0.192

注: Tier1-2、Tier2-3和 Others 分别表示一线和热点二线城市、二三线城市和其他城市,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和 AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示 Sargan 检验 P 值

(六) 纳入投入产出关联度计量结果

理论部分分析房价上涨可能通过投入产出联系传导至关联性较大的工业部门,表6汇报了对假设4的检验结果。其中 $hp_ioratio$ 表示 $hpgrowth$ 和 $ioratio$ 的交互项,该变量参数估计结果表示投入产出关联度对“加成率效应”的异质性影响。第(1)~(3)、(4)~(5)列分别汇报了固定效应和系统 GMM 回归结果,其中 $hpgrowth$ 系数显著为负,表明基准结果仍然稳健,交互项 $hp_ioratio$ 参数显著为负,证实投入产出关联度越大的工业行业受到的负向效应值更大,根据第(5)列结果显示,直接消耗系数每提升1%,会引致该行业企业加成率平均下降0.0810。假设4成立。

表6 住房价格上涨对企业加成率的影响(纳入投入产出关联度)

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) SYS_GMM	(5) SYS_GMM
$hpgrowth$	-0.0317 ** (-1.98)	-0.0316 *** (-2.57)	-0.0325 ** (-2.51)	-0.0653 ** (-2.04)	-0.0827 ** (-2.43)
$hp_ioratio$	-9.0792 *** (-5.92)	-9.4917 *** (-5.17)	-9.4877 *** (-5.97)	-8.4708 * (-1.92)	-8.0958 ** (-2.43)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1261130	1261130	1261130	1261130	1261130
Within R ²	0.348	0.351	0.353		
AR(1)				0.000	0.000
AR(2)				0.285	0.145
Sargan_P				0.257	0.141

注:括号内为 t 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和 AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示 Sargan 检验 P 值

(七) 不同地区和要素密集度计量结果

除了不同所有制类型可能对“加成率效应”产生异质性影响外,不同地区和要素密集度企业的这一效应值也可能存在差异性,因此有必要检验上述两种子样本分类下的异质性“加成率效应”。表7汇报了子样本异质性效应检验结果,其中,第(1)~(3)列汇报了东部、中部和西部企业的平均效应,总体来看东部企业在面临房价上涨时,负向“加成率效应”更强,其次是西部企业,中部企业影响相对较小,分地区房价上涨情况表现为:东部 > 西部 > 中部。因此这一结果反映了更高房价上涨率的东部地区,企业更可能产生“挤出效应”,恶化其加成率水平。不同要素密集度的检验结果汇报在第(4)~(6)列中,根据 $hpgrowth$ 系数可知,负向效应值的相对大小是:资本密集型行业 > 劳动密集型行业 > 技术密集型行业,其中技术密集型行业的效应值不显著。根据工业企业数据库,资本密集型行业占房地产业投入比重最大,其次是劳动密集型行业。从利润率比较看,技术密集型行业利润率和成本费用利润率最高,劳动密集型行业最低。理论部分指出“挤出效应”总体和房价上涨率相对值呈正相关,本业利润率越低,越倾向于转向房地产业投资。总体而言,子样本检验发现东部地区和资本密集型企业房价上涨率较高时,出现更强的“挤出效应”,导致其加成率水平下降更多,假设5成立。

表7 住房价格上涨对企业加成率的影响(分地区、要素密集度回归结果)

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 劳动密集型	(5) 资本密集型	(6) 技术密集型
<i>hpgrowth</i>	-0.1192*** (-6.87)	-0.0642** (-2.52)	-0.0903*** (-6.48)	-0.0456*** (-4.38)	-0.1356*** (-8.87)	-0.0039 (-0.38)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	923353	225535	112858	551292	452894	256944
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.113	0.093	0.245	0.178	0.128	0.584
Sargan_P	0.828	0.249	0.370	0.508	0.248	0.119

注:括号内为 t 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

(八) 稳健性检验

以上已完成对前5个假设检验,根据计量模型设定时的分析,基准模型设定可能会受到遗漏变量内生性问题影响,子样本异质性检验中分样本检验存在的比较问题,均值回归可能受到极端值影响。上述3点潜在问题可能造成计量结果偏误,因此这部分通过4个检验验证前文结果的稳健性。其中包含准自然实验、工具变量和分位数回归等,篇幅限制,结果备索。

五、进一步分析

(一) 相关行业影响:建筑业、互补品

理论部分假设4提出房价上涨可能通过投入产出联系影响企业加成率水平,这部分主要讨论房价上涨对相关工业行业的影响。对相关行业界定是:一是与房地产业关联性最高的水泥、砖瓦、玻璃、陶瓷、金属制品业、电线、电缆、光缆和电工器材制造等直接相关企业;二是与房地产业具有较高互补性的家用电器(冰箱、洗衣机、彩电和空调)、家用电力器具制造、非电力家用器具制造和照明器具制造等行业。其中表8中的前3列汇报了直接相关企业加成率变动情况,交互项 *hpgdirect* 显著为负,说明房价上涨率对直接相关企业的负向“加成率效应”更强。后3列结果显示交互项 *hpgcom* 显著为负,即互补品行业面临较高房价上涨率时,其加成率水平下降更多。直接相关企业由于“潮涌现象”的过度“市场竞争效应”导致加成率下降,也可能因为企业较强的“挤出效应”恶化加成率水平。互补品行业主要是因为房地产业繁荣下的“潮涌现象”,使得整个行业更偏向竞争性。

表8 房价上涨对相关工业行业影响结果

变量	(1) FE	(2) SYS_GMM	(3) FE	(4) SYS_GMM	(5) FE	(6) SYS_GMM
<i>hpgrowth</i>	-0.0350*** (-3.41)	-0.0892** (-2.19)	-0.0973*** (-3.15)	-0.0336*** (-3.74)	-0.0831*** (-3.78)	-0.0838*** (-2.95)
<i>hpgdirect</i>	-0.0441** (-2.32)	-0.0537* (-1.66)	-0.0576** (-2.04)			
<i>hpgcom</i>				-0.0189** (-2.37)	-0.0068* (-1.93)	-0.0052** (-2.41)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1261746	1261746	1261746	1261746	1261746	1261746
Within R ²	0.353			0.078		
AR(1)		0.000	0.000	0.014	0.057	0.095
AR(2)		0.197	0.211	0.145	0.120	0.712
Sargan_P		0.116	0.205	0.166	0.160	0.158

注:括号内为 t 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

(二) 地区市场化程度的影响

地区市场化程度可能对房价上涨率提升的负向“加成率效应”产生条件影响,其作用机制是透过合约的有效性和房地产项目公开性影响企业行为。前文分析不同所有制企业平等竞争进入房地产业的前提是地区房地产业的公开性,因此预期地区层面市场化指数会影响房价冲击下的“加成率效应”。本文使用樊纲等构建的省级市场化指数(*market*)研究这一问题。其中表9中的 *hpgmarket* 和 *market_pri* 分别表示房价上涨率和市场化指数、市场化指数和民营企业交互项, *hpgm_pri* 表示三者交互项。根据上文分析民营企业较全样本负向“加成率效应”更大,表9中第(1)~(5)列回归结果显示3重交互项 *hpgm_pri* 系数显著为负,这说明民营企业在房价上涨率提升时负向“加成率效应”受到市场化指数显著条件影响。表9中第(5)列系统GMM结果显示,市场化指数每提升1会引致民营企业在房价上涨率提升10%时,加成率进一步下降0.0036。这一结果也可解释东部地区更强的负向“加成率效应”,总体上看东部地区市场化指数更高,民营企业更有可能平等参与房地产市场竞争,产生更显著的“挤出效应”,因而加成率恶化情况更为明显。

表9 地区市场化程度的影响结果

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) SYS_GMM	(5) SYS_GMM
<i>hpgm_pri</i>	-0.0036 *** (-6.03)	-0.0032 *** (-6.00)	-0.0035 *** (-5.02)	-0.0038 ** (-2.54)	-0.0036 ** (-2.07)
<i>hpgmarket</i>	-0.0009 *** (-4.57)	-0.0009 *** (-4.59)	-0.0009 *** (-4.60)	-0.0061 ** (-2.55)	-0.0053 *** (-3.01)
<i>hpg_pri</i>	-0.0234 *** (-5.23)	-0.0233 *** (-5.19)	-0.0232 *** (-5.18)	-0.4377 *** (-3.22)	-0.1129 ** (-2.50)
<i>market_pri</i>	0.0006 *** (4.08)	0.0006 *** (4.12)	0.0006 *** (4.03)	-0.0130 (-0.97)	0.0064 ** (1.98)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1261746	1261746	1261746	1261746	1261746
Within R ²	0.348	0.352	0.353		
AR(1)				0.000	0.000
AR(2)				0.110	0.597
Sargan_P				0.236	0.129

注:括号内为 *t* 值,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,AR(1)和AR(2)分别表示1阶和2阶自相关检验,Sargan_P表示Sargan检验P值

六、结论与政策含义

本文将“担保效应”和“挤出效应”纳入统一框架内,从加成率视角出发研究了房价上涨对工业企业盈利情况的影响。通过文献梳理和理论机制分析,本文提出了5大命题,通过工业企业数据库对上述命题进行了检验。

经验结果显示:(1)基准回归显示房价上涨率对企业加成率有负向效应,过快的房价上涨率会恶化企业盈利水平;(2)不同所有制类型的回归显示民营企业受到较强的“挤出效应”影响,加成率受房价上涨的负向影响更大,其次是外资企业,国有企业并无显著效应;(3)不同城市级别的回归显示,一线和热点二线城市受到的负向“加成率效应”最大,其次是二三线城市,低级别城市的负向影响相对较小;(4)纳入投入产出关联度的分析表明,与房地产行业关联性越强,在房价上涨时加成率下降越大;(5)不同地区和要素密集度的回归证实,东部地区和资本密集型企业负向“加成率效应”更大,技术密集型企业并无显著影响;(6)对作用渠道的检验表明,房价上涨时中国企业面临不显著的“担保效应”和“挤出效应”,但民营企

业研发投入显著降低,呈现正向“挤出效应”。更为深入的渠道分析证实,在房价上涨率提升时,企业出口产品质量和生产率显著恶化,从价格和成本两个方面降低了加成率水平。同时,民营企业的新产品产值显著下降,创新产出明显减少;(7)对相关工业行业影响分析说明,房价上涨对直接相关企业和互补品企业加成率负向影响更大;(8)地区市场化指数对房价上涨的负向“加成率效应”具有正向条件效应,市场化程度越高的地区,民营企业面临的负向效应更强。

本文的政策含义在于:(1)进一步深化对房价上涨经济效应认识,遏制房价过快上涨,坚持住房的居住属性,以供给调控和需求调控相结合,适当增加房地产供给,贯彻“房住不炒”的基本住房政策。本文结论表明房价过快增长可能会降低工业企业竞争力水平,制约实体经济高质量发展,短期来看房价上涨可能带来地方财政收入增长,但却抑制了长期的实体经济增长潜力,不利于中国经济的高质量发展。(2)针对不同级别城市和地区企业效应异质性,应强化分类调控,适度增加高等级城市和东部地区住宅土地供应,规范开发、销售和中介行为,健全购租并举的住房制度,扭转房价只涨不跌的预期。积极探索农村集体土地建设的小产权房合理、合法上市交易的有效机制。对于高等级城市因为快速城市化导致中心区和郊区在教育、医疗等社会公共服务上的显著差异性,应推进基础教育和基本医疗服务均等化,去除房地产过高的附加价值,使其真正回归居住属性。(3)针对企业面临房价上涨时研发投入显著下降的情况,应进一步强化产业创新政策,通过加速折旧和研发费用抵税等功能性政策增强企业研发激励。采用激励相容的正反两方面措施,对于主业转向房地产的工业企业,应审慎评估其补贴和减税政策适用资格;对于国有工业企业过度进入房地产市场,各级国有资产监督管理委员会应采取有效措施进行监管。政府应该进一步改善营商环境,加大知识产权保护力度,适度补贴平台型创新实体,促进科研院所创新成果更好产业化应用。针对当前要素成本显著上升、新技术革命快速发展的背景,鼓励企业实施“机器换人”等工艺创新,推动“互联网+”和人工智能等与工业制造深度融合,提升工业企业生产率水平。同时,通过相关政策将房地产行业利润率调整到相对合理水平,防止大量资金不断涌入房地产领域形成“棘轮效应”,实现资金在房地产行业与实体制造业间的合理高效配置。(4)根据不同要素密集度企业效应异质性,应鼓励技术密集型企业发展,深入推进“中国制造2025”战略,提升工业企业产品质量和技术水平,改善其盈利状况,根本上扭转房价上涨对工业企业的“挤出效应”,实现“去库存”和企业竞争力提升的政策协调。当前处于经贸摩擦和转型升级的叠加期,应避免工业企业过度追求业务多元化或是无序转移生产链等造成产业空心化,应以供给侧结构性改革为主提升企业实体竞争力,通过“一带一路”沿线等多元对外开放市场提升需求数量和质量,促进实体经济高质量发展。

参考文献:

- [1]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(2):465-490.
- [2]吕江林.我国城市住房市场泡沫水平的度量[J].经济研究,2010(6):28-41.
- [3]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(4):77-98.
- [4]CHANEY T,SRAER D,THESMAR D.The collateral channel: how real estate shocks affect corporate investment[J].American Economic Review,2012,102(6):2381-2409.
- [5]余静文,谭静.房价、流动性效应与企业融资约束[J].产业经济研究,2015(4):91-101.
- [6]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(9):121-134.
- [7]CHETTY R,SÁNDOR L,SZEIDL A.The effect of housing on portfolio choice[J].Journal of Finance,2017,72(3):1171-1212.
- [8]MIAO J,WANG P.Sectoral bubbles, misallocation, and endogenous growth[J].Journal of Mathematical Economics,2014,53(8):153-163.
- [9]张杰,杨连星,新夫.房地产阻碍了中国创新么?——基于金融体系贷款期限结构的解释[J].管理世界,2016(5):64-80.
- [10]王敏,黄滢.限购和房产税对房价的影响:基于长期动态均衡的分析[J].世界经济,2013(1):141-159.
- [11]MELITZ M J,OTTAVIANO G I P.Market size, trade, and productivity[J].Review of Economic Studies,2008,75(1):295-316.

- [12] DE-LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [13] 刘敏仁, 黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率[J]. *世界经济*, 2016(11): 28-53.
- [14] CHEN T, LIU L X, ZHOU L A. The crowding-out effects of real estate shocks-evidence from China[Z]. *Social Science Electronic Publishing*, 2015.
- [15] 刘愿, 连玉君, 郑姣姣. 房价上涨与企业技术创新: 来自中国上市公司和债券企业的经验证据[J]. *学术研究*, 2017(6): 92-100.
- [16] 张洪, 金杰, 全诗凡. 房地产投资、经济增长与空间效应——基于70个大中城市的空间面板数据实证研究[J]. *南开经济研究*, 2014(1): 42-58.
- [17] BAUMONT C. Spatial effects of urban public policies on housing values[J]. *Papers in Regional Science*, 2009, 88(2): 301-326.
- [18] GREEN R K. Follow the leader: how changes in residential and non-residential investment predict changes in GDP[J]. *Real Estate Economics*, 2010, 25(2): 253-270.
- [19] COULSON N E, KIM M S. Residential investment, non-residential investment and GDP[J]. *Real Estate Economics*, 2000, 28(2): 233-247.
- [20] 王国军, 刘水杏. 房地产业对相关产业的带动效应研究[J]. *经济研究*, 2004(8): 38-47.
- [21] 王家庭, 谢郁. 房价上涨是否推动了城市蔓延——基于我国35个大中城市面板数据的实证研究[J]. *财经科学*, 2016(5): 103-111.
- [22] 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(5): 59-83.
- [23] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. *世界经济*, 2016(3): 95-117.
- [24] ACKERBERG D, CAVES A K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [25] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade liberalization, quality, and export prices[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(5): 1033-1051.
- [26] 诸竹君, 黄先海, 宋学印, 等. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J]. *世界经济*, 2017(8): 53-77.
- [27] 黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜”[J]. *管理世界*, 2016(7): 23-35.



(责任编辑 傅凌燕 周法法)