

城市房价与制造企业盈余持续性

张兴亮¹,温日光²

(1.南京审计大学 会计学院,江苏 南京 211815;2.汕头大学 商学院,广东 汕头 515063)

[摘要]企业受城市房价上涨的吸引进而投资于房地产业务,这对于企业的创新活动会产生挤占效应,最终会对企业主营业务的盈余持续性产生负面影响。基于中国A股制造业上市公司的财务数据以及35个大中城市的房价数据,研究发现,房价上涨显著降低了制造企业的盈余持续性,在住房限购政策实施之后,房价对制造企业盈余持续性的负面影响有所降低。进一步研究的结果显示,在非技术密集型行业以及在非国有企业中,房价上涨对制造企业盈余持续性的负面影响更显著。

[关键词]城市房价;挤占效应;盈余持续性;制造企业;房价上涨;房地产市场

[中图分类号]F293.3 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)05-0075-12

一、引言

我国自1998年实行货币化分房制度以来,房地产市场快速发展,房地产业在拉动经济增长的同时也伴随着城市房价的一路攀升。特别是近年来,商品房价格持续走高,房地产业较高的投资回报率吸引了企业和居民争相投资于房地产,这进一步推动了房价上涨。在这一趋势下,部分商品房由消费品转化为投资品或投机品,改变了这些商品房本身的居住属性,这不仅不利于产业结构的优化,也使城市居民的“房价收入比”逐步攀升,加大了城市居民获得住房或改善住房的压力,降低了居民的幸福感和获得感。因此,城市房价问题既是一个经济问题,也是一个社会问题。

在这样的背景下,城市房价所带来的后果是一个非常值得研究的问题,研究结果能为政府部门科学地管控房地产市场提供决策依据。近年来,学术界对于房价所带来的宏观经济后果以及对企业的微观影响等进行了一系列研究。对企业的影响而言,目前的研究主要集中于探讨房价对企业投融资^[1-7]、企业风险承担^[8]、企业创新^[9-11]、企业进入房地产行业^[12-13]、企业出口^[14]以及制造企业用工^[15-16]等企业经营行为的影响。

企业的上述经营行为最终会影响企业的利润。而从目前我们掌握的文献来看,尚未发现研究房价对企业利润直接影响的相关文献。利润是企业重要的财务指标,有数量和质量两个维度。与利润数量(利润大小)相比,利润质量是更重要的指标,因为利润数量仅能衡量企业过去经营情况,而利润质量如利润的持续性,不仅能够衡量过去,也能预测未来。研究房价对企业利润特别是对企业利润质量的影响,可以掌握房价对企业过去的影响以及对企业未来的潜在影响。

鉴于此,本文以盈余持续性衡量利润质量,以制造业上市公司为研究对象,研究房价对制造企业盈余持续性有何影响以及其中的影响机制是什么等。本文认为房价上涨吸引制造企业投资于房地产业务,从而使制造企业在主营业务方面的创新活动显著下降,这会损害企业持续获得盈利的能力。基于国家统计局公布的直辖市、省会城市以及计划单列市等35个城市2007—2017年的房价数据以及沪深A股制造业上市公司2007—2018年的财务数据,本文发现:房价上涨显著降低了制造企业主营业务的盈余持续性;房价上涨引起了全社会的广泛关注,政府部门出台房地产限购政策以抑制房价过快上涨。住房限购政策实施之后,房价的上涨趋势得到了一定程度的控制,房价对制造企业盈余持续性的负面影响有所降低。本文还对房价影响盈余持续性的内在机制进行了检验,结果发现,房价因为挤占了企业创新从而降低了盈余持续性。本文最后对不同情境下房价影响盈余持续性的结果进行了对比分析,研究发现,在非技术密集型企业以及非国有企业中,房价对盈余持续性的负面影响更显著。

[收稿日期]2020-06-23

[基金项目]国家社会科学基金项目(19BGL063);教育部人文社会科学研究一般项目(18YJA630148);汕头大学科研启动基金资助项目(STF19011);江苏高校优势学科建设工程项目(PAPD)

[作者简介]张兴亮(1975—),男,江苏邳州人,南京审计大学会计学院教授,硕士生导师,从事会计信息与公司治理研究,E-mail:zhxliang@nau.edu.cn;温日光(1979—),男,广东惠州人,汕头大学商学院副教授,硕士生导师,从事集团财务与会计研究。

本文可能有以下几点贡献:第一,本文从房价对制造企业盈余持续性影响的角度研究房价对企业最终产出的影响,提供了房价对制造企业主营业务产生挤占效应的直接证据,有助于我们进一步认识房价对实体经济的具体影响;第二,本文还研究了商品房限购政策实施之后房价对企业盈余持续性的影响,这对于评价房地产管制政策的效果有启示意义,也能为政府相关部门进一步设计相关机制提供参考依据;第三,本文进一步补充了房价对企业影响的相关文献,将房价对企业的影响由经营行为拓展到经营结果,厘清了房价对企业经营行为和经营结果的影响渠道和机理,这对于未来的相关研究有一定借鉴作用。

本文余下内容安排如下:第二部分是理论分析和研究假设,第三部分是研究设计,第四部分是实证研究结果及解释,第五部分是对房价影响企业盈余持续性的相关机制进行再检验,第六部分是进一步检验房价对企业盈余持续性的影响在不同情境下有何差异,第七部分是研究结论及启示。

二、理论分析与研究假设

(一)城市房价的挤占效应

房价波动对企业最终利润及其持续性的影响源于房价对企业投融资等经营行为的影响。企业拥有的房地产是企业融资时的抵押物,当房价持续上涨时,企业抵押物的价值上升,企业融资难度小且融资额较多,最终导致更多的投资支出。房价对企业投融资的上述影响也被称为抵押担保渠道效应^[17]。Cvijanovic 针对美国的上市公司研究发现,房地产价格上升使得美国公司抵押资产的价值每增加 1 美元,公司的财务杠杆提高 12%^[4]。Chaney 等研究发现,1993—2007 年,美国房地产价格上升导致上市公司抵押资产价值上升,并且抵押资产的价值每上升 1 美元,公司投资将增加 0.06 美元^[1]。罗时空和周亚虹针对中国的上市公司研究发现,房价上涨导致上市公司的借款和投资均显著增加^[3]。

虽然房价上涨能使企业融资更容易,投资也相应增加,但投资的方向值得进一步探讨。对于制造企业而言,房价上涨所带来的抵押担保渠道效应是否使制造企业对主营业务有更多的投资?刘行等研究发现,房价上涨虽然提高了抵押物的价值,却显著降低了非房地产企业的风险承担水平,非房地产企业的管理层为了规避风险,更愿意将资本配置到风险低但短期内回报高的泡沫行业,如房地产行业^[8]。吕江林以房价收入比作为测算指标,发现 2006—2008 年我国 35 个大中城市的房价收入比达 10 倍左右,远高于我国城市居民能够承担的 4.38 倍到 6.78 倍的房价收入比,说明这些城市房价存在明显的泡沫^[18]。资产泡沫会导致资本在不同生产部门重新配置,企业倾向于将资本配置到有资产泡沫的生产部门,以便轻松获得更高的利润^[19],房价上涨导致抵押物的涨幅越大,非房地产企业会进行越多的房地产投资^[8]。

即使不是为了规避风险,非房地产企业也更愿意将资本配置到房地产行业,因为资本的逐利性决定资本的配置,房地产行业的高回报会吸引非房地产企业进行投资。既有文献提供了非房地产企业受房价的吸引而进入房地产业的直接证据。比如,荣昭和王文春利用 35 个大中城市 2001—2008 年非房地产行业上市公司的数据,以上市公司年报披露的信息为依据判断其是否进入房地产行业,研究发现,上市公司所在城市的房地产回报率越高,则上市公司进入房地产行业的可能性越高,并且房地产行业对利润水平较低的上市公司的吸引力越大^[12]。类似地,刘愿等利用 2006—2013 年上市公司和发债企业的数据,研究发现,高房价吸引企业持有更多的投资性房地产。

非房地产企业投资于房地产业务的后果是挤占创新活动所需要的资金。中国近年来房价的上升对企业家的创新创业精神产生了负面影响^[20]。王文春和荣昭、Shi 等以及黄彦彦和李雪松研究发现,房价上涨显著降低了企业的创新投入或产出^[9,21-22],对企业创新有显著的抑制效应^[23]。Zhu 等发现区域创新不仅受当地房地产投资的阻碍,也会受到周边地区房地产投资的阻碍^[24]。余泳泽和张少辉不仅发现房价上涨显著抑制企业个体以及地区整体的创新产出,还发现企业所在城市房价越高,企业在房地产业务上的投资比重就越大,企业创新投入越低^[11]。也就是说,房价上涨吸引企业投资于房地产业务,从而降低了企业的创新投入。类似地,刘愿等也验证了“房价上涨吸引企业投资于房地产,然后企业创新下降”这一房价对企业创新的影响机理^[13]。

综上所述,房价上涨吸引非房地产企业对房地产进行投资,从而导致企业主营业务的创新活动减少。房价对企业的上述影响也被称为房价的挤占效应^[25-26]。进一步地,房价对非房地产企业创新活动的挤占将会影响这些企业的盈余持续性。

(二) 城市房价对制造企业盈余持续性的影响

由于制造业的平均利润率较低,制造企业为了规避风险以及在短期内获得更高的收益,更易受房价上涨的吸引而涉足房地产业务,即房价的挤占效应在制造企业中更突出。房地产业务对制造企业创新活动的挤占会进一步影响制造企业的产出。具体而言,当房价上涨引起制造企业创新投入下降后,会对制造企业的盈余持续性产生负面影响。因为创新是企业获得持续竞争力的关键,特别是在当今数字时代,产品的更新换代速度更快,企业只有持续地创新,才能持续占领市场,从而获得持续的盈利。Gu 以企业专利引证数量衡量企业创新能力,研究发现企业创新能力越强,则企业未来业绩越好^[27]。罗婷等、Donelson 和 Resutek 研究发现,企业 R&D 投入与企业未来年度利润显著正相关^[28-29]。Asthana 和 Zhang 研究发现,企业的研发投入强度越高或者企业所处行业的研发投入强度越高,企业的盈余持续性越高^[30]。没有持续的创新投入,制造企业的产品很难获得消费者的长期青睐,盈余持续性将下降。

城市房价对制造企业盈余持续性的上述影响可以概括为:房价上涨吸引制造企业投资于房地产-制造企业创新下降-盈余持续性下降。但需要进一步强调的是,以上分析是以房价上涨吸引制造企业从事房地产业务从而对创新活动产生挤占效应这一逻辑为基础的,因此,若房价上涨降低了盈余持续性,那么这一现象应当在从事房地产业务的制造企业中更显著,而在未从事房地产业务的制造业企业中不显著。综合以上分析,本文提出假设 1。

假设 1:房价上涨显著降低了制造企业的盈余持续性,这一现象在从事房地产业务的制造企业中更显著。

房价上涨所带来的负面经济后果引起了全社会的高度关注。为了抑制房价过快上涨,国务院于 2010 年 4 月 17 日发布了《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》(国发 2010[10]号),坚决抑制不合理的住房需求,并且要求地方政府可以根据实际情况限定购房套数。2010 年 4 月 30 日,北京市首先执行了限购令(京政发[2010]13 号)。截至 2011 年第一季度末,全国 35 个大中城市(直辖市、省会城市、计划单列市,不包括拉萨市)均实行了住房限购政策。那么,限购政策的实施是否抑制了房价过快上涨?是否会影响制造企业的决策从而进一步影响制造企业的盈余持续性呢?研究这一问题对于进一步厘清房价对盈余持续性的影响机理以及评价限购政策的效果都有一定的实际意义。

从目前的研究结果来看,限购政策的确起到了积极作用。首先,限购政策一定程度上抑制了房价上涨,使房地产投资下降。由于居民对房价上涨持过度乐观的态度将会进一步推动房价上涨^[31],而限购政策能够打击房地产市场这种过度乐观的情绪,因此会对房价上涨产生一定的抑制作用。Du 和 Zhang 针对北京、上海和重庆的研究发现,限购能够一定程度抑制房价上涨^[32]。张德荣和郑晓婷利用全国 70 个大中城市的数据研究发现,全市范围内的限购以及针对非户籍人员的限购能够显著抑制房价过快上涨^[33]。限购政策能显著抑制投资或投机性购房需求^[34],在投机性需求越大的城市,限购政策的效果越明显^[35],在房价过高、上涨过快的城市,限购政策实施效果更好^[36]。相应地,限购抑制房价过快上涨的后果是限购城市的房地产投资下降^[37]。余泳泽和张少辉提供了限购导致企业的房地产投资比重显著下降的证据^[11]。

进一步地,限购政策抑制了房价过快上涨,这将减弱房价对制造企业创新的挤占效应,最终将提高制造企业的盈余持续性。由于限购能够抑制投机性需求,因而会引起制造企业减少对房地产的投资以及提高对主营业务方面的投资或创新投入。郑世林等认为,限购能够抑制企业对房地产过度投资,优化企业的资产结构^[37]。如此,企业会有更多的资源用于主营业务。余泳泽和张少辉采用双重差分方法研究发现,在各城市实施限购政策之后,房价对企业创新投入的负面影响显著下降了^[11]。依照“房价上涨吸引制造企业投资于房地产-制造企业创新下降-盈余持续性下降”这一逻辑链条,在限购后上述逻辑链条将变成“限购-制造企业投资于房地产业务的意愿下降-制造企业创新上升-盈余持续性上升”。总之,限购政策实施之后房价对制造企业盈余持续性的负面影响会下降。故本文提出假设 2。

假设 2:房价对制造企业盈余持续性的负面影响在限购政策实施后显著降低。

三、研究设计

(一) 研究模型与变量定义

1. 假设 1 的检验模型

Freeman 等提出用线性一阶自回归模型估计盈余持续性^[38],这一模型是估计盈余持续性的经典模型,在国

内的研究中也得到了广泛使用。本文在该模型的基础上设计假设 1 的检验模型,具体如下:

$$CROA_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 CROA_t + \alpha_2 (HP_t \times CROA_t) + \alpha_3 HP_t + \alpha_4 Size_t + \alpha_5 Lev_t + \alpha_6 GDP_t + \sum DumYear + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

为了检验假设 1,本文先将模型(1)在全样本中回归,然后按照企业持有的“投资性房地产”是否大于零,将样本分为“从事房地产业务”和“未从事房地产业务”两个子样本,企业持有的投资性房地产数据来源于母公司的资产负债表。模型(1)中变量的定义及衡量方法如下:

$CROA_{t+1}$ 表示企业盈余,用 $t+1$ 年末的主营业务利润除以总资产衡量,其中主营业务利润等于利润表中的营业收入减去营业成本。 $CROA_t$ 等于 t 年末的主营业务利润除以总资产。本文之所以采用主营业务利润衡量企业盈余,是因为企业利润表中的净利润以及营业利润可能包括持有投资性房地产实现的利润,这些利润是与房价相关的,因此将无法观察房价的挤占效应;而企业的主营业务利润不包括持有投资性房地产实现的利润,是与房价不相关的,使用这一指标便于观察房价的挤占效应。

HP_t 表示 t 年末各城市房价。与余泳泽和张少辉^[11]、佟家栋和刘竹青^[16]等研究房价上涨后果的文献一致,本文采用 35 个大中城市每年商品房平均销售价格的自然对数衡量房价。由于在模型(1)中设置了交乘项 $HP_t \times CROA_t$,因此,本文对 HP_t 进行了中心化处理。在稳健性检验部分,本文用房价上涨率做了稳健性检验。

$Size_t$ 和 Lev_t 分别表示 t 年末企业规模和资产负债率,分别用总资产的自然对数、负债除以总资产衡量。因为企业规模和负债状况会影响企业盈余,参考方红星和张志平^[39]的研究,本文在模型(1)中对这两个变量进行控制。

GDP_t 表示各城市 t 年度的人均 GDP,用各城市的 GDP 除以城市人口衡量。各城市的人均 GDP 属于城市特征变量,这一变量反映的是各城市经济发展水平,其对企业业绩有一定影响,因此本文对其进行控制。

$DumYear$ 表示年度哑变量。

模型(1)中的 α_1 表示 HP_t 的值为零时(即房价的自然对数等于样本均值时)的盈余持续性,其应显著大于零。本文关注的是 α_2 的符号、大小和显著性。若本文提出的假设 1 成立,则 α_2 应当在全样本以及“从事房地产业务”子样本中显著小于零,而在“未从事房地产业务”子样本中应当不显著。

2. 假设 2 的检验模型

在模型(1)的基础上,本文设计如下模型:

$$CROA_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 CROA_t + \beta_2 (HP_t \times CROA_t) + \beta_3 (Post_t \times HP_t \times CROA_t) + \beta_4 (Post_t \times CROA_t) + \beta_5 (Post_t \times HP_t) + \beta_6 Post_t + \beta_7 HP_t + \beta_8 Size_t + \beta_9 Lev_t + \beta_{10} GDP_t + \sum DumYear + \mu_{t+1} \quad (2)$$

模型(2)中的 $Post_t$ 为哑变量,实施限购政策之后年度取值为 1,实施限购政策当年及之前年度取值为 0。比如,北京于 2010 年 4 月开始实施限购政策,那么位于北京的企业,2010 年及之前年度 $Post_t$ 取值为 0,其他年度 $Post_t$ 取值为 1^①。模型(2)中其他变量的定义及衡量方法与模型(1)中对应的变量相同。若假设 2 成立,则回归系数 β_3 应显著大于零,表示限购政策实施之后房价对盈余持续性的负面影响显著降低了。

(二) 样本选择与数据来源

本文选择沪深 A 股制造业上市公司作为研究对象。制造业上市公司的财务数据来源于国泰安数据库(CSMAR),上市公司所在城市的房价数据来源于中国国家统计局网站公布的直辖市、省会城市以及计划单列市等 35 个大中城市各年度商品房平均销售价格。由于上市公司自 2007 年采用新企业会计准则,为了避免会计准则变更的影响,本文的数据选择自 2007 年开始。自变量的样本期间为 2007—2017 年,因变量($CROA_{t+1}$)的样本期间为 2008—2018 年。在删除 ST 类企业、*ST 类企业、数据不全、所有者权益为负的记录后,本文共得到 6387 个观测值。数据整理和分析采用 Stata15.0 软件。

值得说明的是,虽然本文使用主营业务利润衡量会计盈余以排除企业可能持有投资性房地产对企业盈余的影响,但制造业上市公司可能通过成立房地产子公司涉足房地产业务,若采用合并会计报表数据,则企业的主营业务利润可能包括房地产子公司实现的利润,这些利润是由房价上涨带来的,将导致我们无法观察房价对制造

①35 个大中城市限购政策发布的时间具体见郑世林等^[37]的研究。

企业主营业务的挤占效应。鉴于此,本文使用的上市公司财务数据均来自于CSMAR数据库中的母公司会计报表,以剔除企业主营业务利润可能含有房地产子公司的利润。

四、实证研究过程及结果解释

(一)单变量分析

表1报告了主要变量的描述性统计量。 $CROA_{t+1}$ 和 $CROA_t$ 的均值分别为0.094和0.101,说明制造业上市公司每投入1元的资产,会得到近0.1元的主营业务回报。另外, $CROA_{t+1}$ 或 $CROA_t$ 的最大值和最小值差异较大,说明制造业上市公司的主营业务回报存在较大差异。由于经过了中心化处理,因此 HP_t 的均值为0。 $Size_t$ 和 Lev_t 的均值与中位数差异均不大。从 GDP_t 的均值来看,35个大中城市2007—2017年人均GDP的均值为16.006万元。从 GDP_t 的最大值、最小值和标准差来看,各城市的人均GDP存在较大差异。

表2报告了主要变量之间的Pearson相关系数。变量 $CROA_{t+1}$ 和 $CROA_t$ 的相关系数高达0.908,且在1%的水平上显著。 HP_t 与 $CROA_{t+1}$ 和 $CROA_t$ 的相关系数均为正,但均不显著,这是符合预期的。由于本文的 $CROA$ 是用制造业上市公司母公司报表中主营业务利润计算得到的,

这些利润既不包括持有投资性房地产而产生的利润,也不包括下属房地产子公司实现的利润,因此与房价是不相关的。 GDP_t 与 $CROA_{t+1}$ 、 $CROA_t$ 的相关系数均为正,说明在人均GDP越高的城市,企业业绩也越好。

(二)回归分析

表3报告了模型(1)的OLS估计结果,即假设1的检验结果。全样本中的估计结果显示,变量 $CROA_t$ 的回归系数均显著为正,说明当 HP_t 的值为零时(即房价的自然对数等于样本均值时),制造企业的主营业务盈余存在显著的持续性,这是符合预期的。交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数显著为负,这与假设1一致,说明城市房价上涨的确显著降低了制造企业主营业务的盈余持续性。

在“未从事房地产业务”的子样本中, $CROA_t$ 的回归系数依然显著为正,符合预期。而交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数不显著,说明对于未从事房地产业务的制造企业,房价上涨并没有显著降低这些企业主营业务的盈余持续性,原因在于在未从事房地产业务的制造企业中,房价的挤占效应并不存在,因而房价不会对这些企业主营业务的盈余持续性产生显著影响,这一结果也与假设1一致。

在“从事房地产业务”的子样本中, $CROA_t$ 的回归系数依然显著大于零,且交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数显著为负,说明房价上涨对从事房地产业务的制造企业的盈余持续性有显著的负向影响。综合以上结果,说明房价上涨显著降低了制造企业主营业务的盈余持续性,这一现象在从事房地产业务的制造企业中更显著,即假设1得到验证。

表1 主要变量的描述性统计量

变量	样本量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
$CROA_{t+1}$	6387	0.094	0.087	0.073	-0.005	0.429
$CROA_t$	6387	0.101	0.088	0.082	-0.004	0.430
HP_t	6387	0.000	0.644	0.014	-1.562	1.429
$Size_t$	6387	21.539	1.098	21.386	19.370	24.968
Lev_t	6387	0.338	0.201	0.316	0.014	0.842
GDP_t	6387	16.006	13.178	12.325	1.445	51.735

表2 主要变量之间的Pearson相关系数

变量	$CROA_{t+1}$	$CROA_t$	HP_t	$Size_t$	Lev_t	GDP_t
$CROA_{t+1}$	1.000					
$CROA_t$	0.908***	1.000				
HP_t	0.001	0.012	1.000			
$Size_t$	-0.082***	-0.111***	0.066***	1.000		
Lev_t	-0.100***	-0.098***	-0.149***	0.331***	1.000	
GDP_t	0.008	0.020	0.791***	0.002	-0.071***	1.000

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,下同。

表3 假设1的检验结果

变量	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务
$CROA_t$	0.889*** (64.732)	0.888*** (49.001)	0.890*** (52.573)
$HP_t \times CROA_t$	-0.014** (-2.068)	0.013 (0.641)	-0.022*** (-2.669)
HP_t	-0.000 (-0.394)	-0.001 (-0.797)	-0.000 (-0.194)
$Size_t$	0.002** (2.537)	0.003 (1.608)	0.002** (2.162)
Lev_t	-0.011*** (-2.953)	-0.007* (-1.886)	-0.013*** (-2.688)
GDP_t	0.000 (0.565)	0.000 (0.611)	0.000 (0.242)
常数项	-0.042** (-2.208)	-0.036 (-1.056)	-0.043** (-1.980)
年度	控制	控制	控制
adj. R^2	0.828	0.847	0.821
F	877.524	460.111	544.283
N	6387	1912	4475

注:括号中的数字是根据公司层面聚类标准误计算的t值,下同。

表4 报告了模型(2)的 OLS 估计结果,即假设 2 的检验结果。全样本中的估计结果显示, $CROA_t$ 的回归系数显著为正,说明当 HP_t 以及 $Post_t$ 均为零时(即在限购政策实施之前且当房价自然对数取样本均值时)制造企业会计盈余存在显著的持续性,这符合预期。交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数显著为负,这说明当 $Post_t$ 为零时,即限购政策实施之前,房价上涨显著降低了制造业企业的盈余持续性,这也符合预期,因为在限购政策实施之前,投机性住房需求并没有得到遏制,制造企业会受房价的吸引而投资于房地产业务,从而对企业创新活动产生挤占效应,导致盈余持续性下降。交乘项 $Post_t \times HP_t \times CROA_t$ 的回归系数表示限购政策实施之后房价对盈余持续性影响的变化,结果显示该回归系数显著大于零,这说明与限购政策实施之前相比,限购政策实施之后,房价对制造业企业盈余持续性的负面影响降低了,这与假设 2 一致。

在“未从事房地产业务”子样本中, $CROA_t$ 的回归系数依然显著为正,交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数为负但不显著,这说明在限购政策实施之前,房价对制造业企业的盈余持续性并没有显著的负向影响,这符合预期,因为房价对企业创新活动的挤占效应在未从事房地产业务的制造业企业中是不存在的。同时,交乘项 $Post_t \times HP_t \times CROA_t$ 的回归系数虽然为正,但亦不显著,这说明与限购政策实施之前相比,限购政策实施之后,对于那些没有从事房地产业务的制造业企业,房价对其盈余持续性的影响并没有显著变化,这也符合预期。

在“从事房地产业务”的子样本中, $CROA_t$ 的回归系数显著为正,而交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数显著为负,说明在限购政策实施之前,房价上涨显著降低了这些企业的盈余持续性,因为房价的挤占效应就发生在从事房地产业务的这些制造业企业中,所以这些企业的盈余持续性显著降低。同时交乘项 $Post_t \times HP_t \times CROA_t$ 的回归系数显著为正,说明与限购政策实施之前相比,限购政策实施之后,投机性的住房需求得到一定程度的抑制,房价的挤占效应有所减弱,房价对这些制造业企业盈余持续性的负向影响显著降低,以上结果均支持假设 2。

此外,交乘项 $Post_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”以及“从事房地产业务”子样本中均显著为正,说明在限购政策实施之后,制造企业盈余持续性提高了,这进一步验证了假设 2,即限购之后,房价对制造企业创新活动的挤占效应降低了,从而提升了盈余持续性。

(三)稳健性检验

1. 内生性问题

在模型(1)和模型(2)的残差中包括既影响企业盈余($CROA_{t+1}$)也影响房价(HP_t)的不可观测变量,如城市的风俗、社会规范、传统文化等,这些非正式制度因素会影响企业的经营理念,从而对企业盈余会产生一定影响,同时这些因素也会影响当地居民的生活理念,因此对当地的房价也会产生影响。这种遗漏变量引起的内生性问题,会导致 OLS 估计产生偏误,为了纠正这种偏误,本文采用工具变量法,对模型(1)和模型(2)采用 2SLS 方法重新估计。

有效的工具变量必须是与房价(HP_t)相关,但与企业盈余($CROA_{t+1}$)不相关的变量。由于各城市的住房供给弹性与房价显著负相关^[21],但住房供给弹性对企业盈余($CROA_{t+1}$)并没有直接影响(至少在短期内并没有直接影响),因此本文选择各城市的住房供给弹性作为工具变量。2SLS 估计中第一阶段的回归模型如下:

$$HP_t = \lambda_0 + \lambda_1 Elas_t + \lambda_2 Size_t + \lambda_3 Lev_t + \lambda_4 GDP_t + \sum DumYear + \omega_t \quad (3)$$

表 4 假设 2 的检验结果

变量	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务
$CROA_t$	0.827 *** (69.468)	0.860 *** (11.698)	0.827 *** (65.713)
$HP_t \times CROA_t$	-0.077 *** (-4.693)	-0.023 (-0.233)	-0.082 *** (-4.661)
$Post_t \times HP_t \times CROA_t$	0.058 *** (2.937)	0.033 (0.334)	0.041 * (1.820)
$Post_t \times CROA_t$	0.079 *** (5.823)	0.030 (0.399)	0.094 *** (6.046)
$Post_t \times HP_t$	-0.007 ** (-2.533)	-0.011 (-0.756)	-0.006 ** (-2.002)
$Post_t$	-0.009 *** (-3.171)	-0.007 (-0.706)	-0.011 *** (-3.309)
HP_t	0.007 *** (2.767)	0.010 (0.678)	0.007 *** (2.590)
$Size_t$	0.002 *** (5.177)	0.003 *** (3.324)	0.002 *** (4.033)
Lev_t	-0.011 *** (-4.421)	-0.006 (-1.548)	-0.013 *** (-4.163)
GDP_t	0.000 (0.402)	0.000 (0.454)	0.000 (0.329)
常数项	-0.035 *** (-3.496)	-0.053 ** (-2.506)	-0.031 *** (-2.605)
年度	控制	控制	控制
adj. R ²	0.829	0.847	0.823
F	1543.545	556.097	1038.411
N	6387	1912	4475

其中 $Elast_t$ 为各城市住房供给弹性,数据来源于 Shi 等^[21] 计算的各城市住房供给弹性。其他变量的定义及衡量方法与模型(1)中对应的变量一致。

本文将模型(3)中 HP_t 的 OLS 估计预测值 PHP_t 代入模型(1)和模型(2),执行两阶段回归。表 5 报告了 2SLS 估计结果。从第一阶段的回归结果来看,住房供给弹性与房价显著负相关,这与 Shi 等^[21]、刘行等^[8] 的研究结果一致。

表 5 2SLS 估计结果

变量	第一阶段	第二阶段					
		假设 1			假设 2		
		全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务
$Elast_t$	-0.438 *** (-12.736)						
$CROA_t$		0.888 *** (68.976)	0.888 *** (49.156)	0.889 *** (55.555)	0.825 *** (35.613)	0.794 *** (7.414)	0.826 *** (40.039)
$PHP_t \times CROA_t$		-0.033 *** (-9.991)	-0.007 (-0.560)	-0.045 *** (-6.349)	-0.154 *** (-3.529)	-0.230 (-1.249)	-0.157 *** (-3.305)
$Post_t \times PHP_t \times CROA_t$					0.127 *** (3.288)	0.224 (1.211)	0.114 *** (2.602)
$Post_t \times CROA_t$					0.079 *** (3.145)	0.096 (0.884)	0.088 *** (3.612)
$Post_t \times PHP_t$					-0.013 *** (-3.024)	-0.030 (-1.186)	-0.012 *** (-2.687)
$Post_t$					-0.009 ** (-2.045)	-0.011 (-0.849)	-0.011 ** (-2.029)
PHP_t		0.003 (0.871)	0.003 *** (5.706)	0.003 (0.566)	0.016 *** (3.773)	0.034 (1.330)	0.015 *** (3.024)
$Size_t$	0.017 (1.549)	0.002 ** (2.527)	0.003 (1.565)	0.002 ** (2.194)	0.002 ** (2.352)	0.003 (1.624)	0.002 ** (2.027)
Lev_t	-0.222 *** (-4.453)	-0.011 *** (-2.860)	-0.006 * (-1.833)	-0.012 ** (-2.569)	-0.011 ** (-2.549)	-0.006 * (-1.889)	-0.012 ** (-2.572)
GDP_t	0.029 *** (13.321)	-0.000 (-0.245)	-0.000 (-0.521)	-0.000 (-0.090)	-0.000 (-0.311)	-0.000 (-0.543)	-0.000 (-0.064)
常数项	-0.499 ** (-2.190)	-0.039 ** (-2.148)	-0.034 (-1.013)	-0.042 * (-1.957)	-0.033 * (-1.662)	-0.070 ** (-2.083)	-0.031 (-1.379)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.751	0.828	0.847	0.821	0.829	0.847	0.823
F	2725.270	891.500	432.379	560.873	717.138	268.078	504.701
N	6387	6387	1912	4475	6387	1912	4475

在第二阶段针对假设 1 的检验结果中,交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”以及“从事房地产业务”子样本中均显著为负,而在“未从事房地产业务”子样本中不显著。这些结果说明纠正因遗漏变量导致的 OLS 估计偏误后,研究结果依然支持假设 1。

在第二阶段针对假设 2 的检验结果中,交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”以及“从事房地产业务”子样本中均显著为负,交乘项 $Post_t \times HP_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”和“从事房地产业务”子样本中均显著为正。而在“未从事房地产业务”的子样本中,上述两个交乘项的回归系数均不显著。这些结果与表 4 中的结果基本一致,说明纠正遗漏变量问题后,假设 2 仍然得到验证。

2. 用房价上涨率重新衡量房价

既有研究对房价的衡量尚未达成共识,有的研究用房价的绝对数^[11,16],有的研究用房价的相对数^[9,12]。用房价的相对数(房价上涨率)衡量房价有一个潜在的假设,即企业只会对其所在城市的房地产进行投资^[12]。但事实上,企业也会对其他城市的房地产进行投资,比如,那些在房价绝对数较高城市的企业,受高房价的吸引,既可能对本市也可能对其他城市的房地产进行投资,因此,用房价的绝对数比相对数更合理。

虽然用房价的相对数衡量房价不甚准确,但至少能观察到房价对企业盈余持续性的部分影响。为此,本文以房价上涨率重新衡量房价,然后设计哑变量 HPR_t ,当房价上涨率大于零时, HPR_t 取值为 1,否则, HPR_t 取值为 0。然后本文将模型(1)和模型(2)中的 HP_t 替代成 HPR_t 再进行估计,结果如表 6 所示。

表6中假设1的检验结果显示,交乘项 $HPR_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”以及“从事房地产业务”的子样本中显著为负,而在“未从事房地产业务”子样本中不显著,这说明房价显著降低了制造企业的盈余持续性,即重新衡量房价后,假设1依然得到验证。对假设2的检验结果显示,在“全样本”和“从事房地产业务”子样本中,交乘项 $HPR_t \times CROA_t$ 的回归系数均为负,且有较高的统计显著性,这与之前的分析是一致的,即在限购政策实施之前,房价降低了制造企业盈余持续性。交乘项 $Post_t \times HPR_t \times CROA_t$ 的回归系数在“全样本”和“从事房地产业务”子样本中均为正,这与假设2一致,但统计上不显著,这可能与用房价上涨率衡量房价不太准确有一定关系,但总的来说还是能观察到限购政策减弱了房价对制造企业盈余持续性的负面影响这一结果。

3. 排除其他可能的解释

房价对制造企业盈余持续的影响还可能是因为高房价让高管将注意力从主营业务转移到房地产投资上,从而降低主营业务盈余的持续性^①。换言之,房价对制造企业盈余持续性的影响可能是高管驱动的,而不是因为对创新产生了挤占效应。

如果房价上涨使得高管将注意力转移到房地产投资上,那么这种投资对高管个人可能是有利益的,比如可能会增加高管个人的收益;但如果房价上涨使得企业更多地投资于房地产,给企业带来了更多的收益,而高管的收益并没有增加,就说明企业投资于房地产并不是高管驱动的。根据上述思路,本文接下来检验房价对高管薪酬业绩敏感性的影响,如果房价上涨降低了高管薪酬业绩敏感性,说明房价上涨虽然给企业带来了收益,但企业与高管签订薪酬契约时,高管薪酬并没有与这些收益挂钩,如此则说明企业投资于房地产并不是高管为了个人利益而驱动的,这就排除了上述替代性的解释。为了验证以上分析,本文设计了模型(4):

$$\ln Pay_t = \zeta_0 + \zeta_1 ROA_t + \zeta_2 (HP_t \times ROA_t) + \zeta_3 HP_t + \zeta_4 Size_t + \zeta_5 Lev_t + \zeta_6 GDP_t + \sum DumYear + \theta_t \quad (4)$$

其中, $\ln Pay_t$ 为高管薪酬,用高管前三名薪酬的自然对数衡量; ROA_t 为资产利润率,用净利润除以总资产衡量;其他变量与模型(1)中对应的变量一致。表7报告了模型(4)的OLS估计结果。

在全样本中,交乘项 $HP_t \times ROA_t$ 的回归系数显著为负,说明房价上涨显著降低了高管薪酬与企业业绩之间的敏感性。在子样本中的估计结果显示,交乘项 $HP_t \times ROA_t$ 的回归系数在未从事房地产业务的子样本中不显著,在从事房地产业务的子样本显著为负。这些结果说明,房价上涨吸引企业投资于房地产业务虽然带来了业绩增长,但高管薪酬并没有与这些业绩挂钩,因此企业投资于房地产并不是高管为了个人利益而驱动的。

五、机制检验

房价是否挤占了制造企业创新活动从而降低了盈余持续性?房价对制造企业盈余持续性的这一影响机制还需要进一步验证,本文接下来采用中介效应检验方法对其进行验证^②。参考宋建波等^[40]的方法,本文以“营业毛利 ÷ 利润总额”衡量盈余持续性(用符号 EP 表示),以其作为因变量,以有效专利数量($\ln Patent$)作为中介

表6 用房价上涨率衡量房价的结果

变量	假设1			假设2		
	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务
$CROA_t$	0.917*** (45.173)	0.911*** (26.337)	0.921*** (41.717)	0.915*** (28.594)	0.926*** (25.468)	0.915*** (24.174)
$HPR_t \times CROA_t$	-0.033** (-2.370)	-0.030 (-1.038)	-0.035* (-1.875)	-0.056*** (-2.662)	-0.086 (-1.055)	-0.053* (-1.721)
$Post_t \times HPR_t \times CROA_t$				0.036 (1.400)	0.061 (0.664)	0.037 (1.015)
$Post_t \times CROA_t$				0.003 (0.069)	-0.017 (-0.297)	0.008 (0.186)
$Post_t \times HPR_t$				-0.001 (-0.253)	-0.013 (-1.496)	0.003 (1.234)
$Post_t$				-0.004 (-1.058)	0.007** (2.571)	-0.008* (-1.911)
HPR_t	0.001 (1.185)	0.001 (0.344)	0.001 (1.165)	0.001 (0.754)	0.013 (1.496)	-0.002 (-1.058)
$Size_t$	0.002*** (2.689)	0.003 (1.576)	0.002** (2.368)	0.003** (2.537)	0.003* (1.657)	0.002** (2.215)
Lev_t	-0.011*** (-2.892)	-0.006* (-1.800)	-0.012** (-2.571)	-0.011** (-2.556)	-0.006** (-1.969)	-0.012** (-2.531)
GDP_t	-0.000 (-0.996)	0.000*** (6.743)	-0.000 (-1.419)	-0.000 (-1.013)	0.000* (1.834)	-0.000 (-1.489)
常数项	-0.043** (-2.364)	-0.036 (-1.089)	-0.045** (-2.161)	-0.042** (-2.112)	-0.044 (-1.358)	-0.037* (-1.663)
年度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.828	0.847	0.821	0.828	0.847	0.822
F	993.152	447.588	633.271	696.374	276.849	477.573
N	6387	1912	4475	6387	1912	4475

①感谢匿名审稿专家提出的建议,当然文责自负。

②感谢匿名审稿专家提出的建议,当然文责自负。

变量,进行中介效应检验,表8报告了检验结果。

在第一列结果中, HP_t 的回归系数显著为负,这说明重新衡量盈余持续性且控制了一系列能够影响盈余持续性的变量后,仍然能够观察到房价上涨会降低盈余持续性这一结果。在第二列结果中,因变量为 $\ln Patent_t$,结果显示, HP_t 的回归系数显著为负,说明房价上涨显著降低了企业的创新水平。在第三列结果中, $\ln Patent_t$ 的回归系数显著为正, HP_t 的回归系数虽然为负但不显著,且系数大小也有所下降。综合以上结果可以说,企业创新在房价与盈余持续性之间起中介效应,的确是因为房价上涨降低了企业创新水平,从而降低了盈余持续性。

六、进一步研究:房价影响盈余持续性的情境分析

以上我们检验了房价上涨对制造企业盈余持续性的影响结果,验证了房价对制造企业盈余持续性的影响机制,接下来的问题是:房价对制造企业盈余持续性的影响在不同情境下是否会有差异?由于企业所处的行业以及企业的产权性质是企业最典型的两个特征,这两个特征可能会对房价与企业盈余持续性之间的关系产生影响,因此,对于上述问题,本文将分别从行业特点和企业产权性质这两个角度进行分析。

(一)技术密集型企业与非技术密集型企业的对比

房价上涨对技术密集型企业和非技术密集型企业影响的差异有两种可能性:一是由于房价上涨降低了企业创新而降低盈余持续性,而技术密集型企业的发展主要靠创新,因此房价上涨可能大幅降低这些企业的创新,从而导致盈余持续性显著更低,但对于非技术密集型企业盈余持续性的影响较小^①。二是技术密集型企业创新基础好,创新能力强,房价上涨可能并不会动摇这些企业研发创新的战略,即房价上涨对其创新影响较少,不会吸引这些企业过多地从事房地产业务;而且技术密集型企业有较好的创新资源,比如研发人员多,得到政府产业政策扶持的机会多,政府补助多,得到政府补助或税收优惠后也会受到监督,因此,房价上涨并不会吸引这些企业将过多资金投资于房地产业务,不会对其创新活动产生显著的挤占效应,即房价上涨对技术密集型企业的盈余持续性不会产生显著的负向影响,而对于非技术密集型企业的盈余持续性将产生显著的负向影响。到底是哪种可能性需要进一步检验。

为此,本文以下按照鲁桐和党印^[41]的划分方法,将样本进一步划分为“非技术密集型企业”和“技术密集型企业”两个子样本,然后再对模型(1)进行OLS估计,表9报告了估计结果。无论是在“全样本”还是“从事房地产业务样本”中,交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数仅在“非技术密集型企业”中显著为负,在“技术密集型企业”中不显著,这说明房价上涨对非技术密集型企业盈余持续性的负面影响更显著。

表7 排除替代性解释的结果

变量	全样本	未从事房地产业务	从事房地产业务
ROA_t	2.649*** (20.226)	2.525*** (8.064)	2.665*** (17.536)
$HP_t \times ROA_t$	-0.580*** (-3.054)	-0.530 (-1.593)	-0.517** (-2.452)
HP_t	0.296*** (14.465)	0.359*** (8.859)	0.288*** (11.937)
$Size_t$	0.283*** (39.923)	0.303*** (20.830)	0.275*** (32.943)
Lev_t	-0.133*** (-3.422)	-0.190** (-2.380)	-0.120** (-2.575)
GDP_t	0.002*** (2.935)	-0.000 (-0.208)	0.003*** (3.228)
常数项	7.005*** (35.060)	6.556*** (19.447)	7.477*** (21.533)
年度	控制	控制	控制
adj. R ²	0.449	0.335	0.488
F	115.313	32.446	93.404
N	6175	1914	4261

表8 机制检验结果

变量	EP_t	$\ln Patent_t$	EP_t
HP_t	-0.440* (-1.896)	-0.189*** (-3.235)	-0.412 (-1.386)
$\ln Patent_t$			0.302*** (3.469)
$Size_t$	0.063 (0.583)	0.620*** (23.028)	-0.270* (-1.789)
Lev_t	2.524*** (4.676)	-0.020 (-0.149)	2.207*** (3.237)
GDP_t	0.035*** (3.080)	0.014*** (6.022)	0.028** (2.118)
ROA_t	-5.255*** (-3.785)	1.654*** (3.926)	-8.820*** (-4.333)
$Tangible_t$	4.792*** (5.344)	0.064 (0.318)	4.264*** (3.360)
$FirmAge_t$	-0.164 (-1.528)	-0.079*** (-2.980)	0.058 (0.415)
$Share_t$	0.005 (0.865)	-0.002 (-1.563)	0.002 (0.238)
ID_t	1.149 (0.686)	0.417 (1.206)	2.230 (1.123)
SOE_t	-0.299 (-1.393)	-0.104** (-2.001)	-0.388 (-1.374)
$Subsidy_t$	2.811 (0.345)	11.578*** (4.647)	5.333 (0.330)
常数项	-1.245 (-0.542)	-10.974*** (-19.565)	5.406* (1.706)
adj. R ²	0.018	0.344	0.019
F	5.501	71.741	3.558
N	5710	3610	3610

①感谢匿名审稿专家指出的这种可能性,当然文责自负。

进一步地,我们统计了“非技术密集型企业”和“技术密集型企业”这两个子样本在投资性房地产以及专利数量方面的差异,结果见表 10 所示。非技术密集型企业投资性房地产的均值为 0.015,显著大于技术密集型企业投资性房地产均值 0.009,均值差异 t 检验的 t 值为 6.321。相反,非技术密集型企业的专利数量的均值为 75.751,它小于技术密集型企业专利数量的均值 80.609。综合表 10 和表 9 中的结果,可以说明,相对于非技术密集型企业,房价上涨并没有对技术密集型企业的创新活动产生较显著的挤占效应,因而房价上涨对技术密集型企业的盈余持续性没有产生显著的负向影响。

(二) 国有企业与非国有企业的对比

与非国有企业相比,国有企业的的目标更加多元化。国有企业除了是市场经济中的竞争主体外,还承担着国家战略、社会责任等非经济方面的责任和目标。国有企业并不能如非国有企业一样,单纯追求利润。从这个方面来说,房价上涨可能并不会吸引国有企业过多地涉足房地产业务。另外,与非国有企业相比,国有企业融资更便利,即使国有企业涉足房地产业务,也有足够的资金从事创新活动,即不会对创新活动产生显著的挤占。为了比较房价上涨对国有企业和非国有企业盈余持续性影响的差异,本文将模型(1)分别在国有企业和非国有企业两个子样本中进行估计,表 11 报告了相关结果。

结果显示,交乘项 $HP_t \times CROA_t$ 的回归系数在非国有企业中显著为负,在国有企业中均为正,形成了较明显的反差,这说明,房价上涨并没有对国有企业盈余持续性产生负向影响,这种影响仅存在于非国有企业中。

我们在表 12 中进一步统计了国有企业和非国有企业的投资性房地产和专利数量的均值及差异。结果显示,非国有企业的投资性房地产略高于国有企业,且在专利数量方面差异显著,国有企业的专利数量显著大于非国有企业。综合表 12 以及表 11 中的结果,可以说明房价上涨虽然也使国有企业涉足房地产业务,但并没有对其创新活动产生挤占,其中的原因可能在于国有企业融资更为便利,即使涉足房地产,也有足够的资金用于主营业务的创新活动,因此房价对国有企业主营业务的盈余持续性并没有产生显著的负向影响。

七、结论与启示

房价对企业的投融资、风险承担、创新活动以及用工问题等经营行为产生了显著的影响,而企业的这些经营行为最终会影响企业利润。但房价对企业最终利润的影响却没有得到研究者的重视。研究房价对企业利

表 9 非技术密集型企业 VS 技术密集型企业

变量	全样本		从事房地产业务	
	非技术	技术	非技术	技术
$CROA_t$	0.873 *** (46.925)	0.907 *** (56.832)	0.874 *** (35.883)	0.908 *** (40.065)
$HP_t \times CROA_t$	-0.025 * (-1.787)	0.005 (1.099)	-0.026 * (-1.907)	-0.008 (-0.719)
HP_t	-0.000 (-0.236)	-0.001 (-0.767)	-0.001 (-0.365)	-0.001 (-0.557)
$Size_t$	0.003 ** (2.411)	0.001 (1.197)	0.003 * (1.715)	0.001 (1.315)
Lev_t	-0.008 *** (-2.605)	-0.014 *** (-3.036)	-0.009 ** (-2.100)	-0.016 *** (-2.741)
GDP_t	0.000 (0.546)	-0.000 (-0.140)	0.000 (0.661)	-0.000 (-0.280)
常数项	-0.066 ** (-2.283)	-0.012 (-0.717)	-0.053 (-1.437)	-0.016 (-0.840)
年度	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.812	0.841	0.802	0.837
F	508.024	481.696	325.184	330.428
N	3088	3299	2171	2304

表 10 非技术密集型企业与技术密集型企业的投资性房地产和专利及其差异

企业类型	投资性房地产		专利	
	均值	差异	均值	差异
非技术密集型	0.015	6.321 ***	75.751	-0.463
技术密集型	0.009		80.609	

表 11 国有企业 VS 非国有企业

变量	全样本		从事房地产业务	
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业
$CROA_t$	0.876 *** (126.208)	0.929 *** (89.011)	0.875 *** (99.146)	0.933 *** (97.898)
$HP_t \times CROA_t$	-0.020 * (-1.871)	0.019 (1.088)	-0.024 * (-1.897)	0.005 (0.326)
HP_t	-0.002 (-0.760)	0.001 (0.728)	-0.002 (-0.690)	0.001 (0.593)
$Size_t$	0.005 *** (6.302)	-0.000 (-0.084)	0.005 *** (5.185)	-0.001 (-0.772)
Lev_t	-0.020 *** (-5.534)	0.000 (0.118)	-0.025 *** (-5.486)	0.002 (0.455)
GDP_t	0.000 (1.581)	-0.000 ** (-2.353)	0.000 (1.163)	-0.000 (-1.268)
常数项	-0.081 *** (-5.247)	0.009 (0.580)	-0.093 *** (-4.532)	0.011 (0.698)
年度	控制	控制	控制	控制
adj. R ²	0.808	0.860	0.798	0.859
F	1038.840	554.412	648.192	703.259
N	3957	2430	2623	1852

表 12 国有企业与民营企业的投资性房地产和专利及其差异

企业类型	投资性房地产		专利	
	均值	差异	均值	差异
非国有企业	0.012	0.819	2.877	-3.547 ***
国有企业	0.011		3.045	

润,特别是对利润质量的影响,可以更全面地掌握房价对企业的影响后果。本文从盈余持续性的角度研究了房价对制造企业最终产出的影响结果,经过理论分析和实证研究,得到以下几点结论:(1)房价上涨对制造企业主营业务产生了显著的挤占效应,具体表现为制造企业受房价上涨的吸引而更多地投资于房地产业务,从而导致企业在主营业务方面的创新活动减少;(2)房价的挤占效应最终对制造企业的产出产生了负面影响,显著降低了制造企业的盈余持续性,损害了制造企业持续获得主营业务方面利润的能力;(3)商品房的限购政策在一定程度上遏制了投机性住房需求,减弱了房价的挤占效应,降低了房价对制造企业盈余持续性的负面影响;(4)在非技术密集型行业以及在非国有企业中,房价上涨对制造企业盈余持续性的负面影响更显著。

本文的研究结论具有以下启示:

第一,若房价继续快速上涨,房价对制造企业主营业务创新活动的挤占效应将进一步加剧,将进一步导致制造企业“主业空心化”,加剧经济“脱实向虚”的步伐,不利于经济的转型升级和创新型国家建设,因此,坚决遏制房价上涨是十分必要的。同时,在企业融资过程中,企业持有的房地产是重要的抵押品,房价稳定有助于这种抵押品价值稳定,因而有助于企业融资;否则,企业获得资金的成本和难度将加大,不利于提升企业盈余持续性。因此,有关部门在遏制房价上涨的同时,也要稳定房价,避免房价大起大落。

第二,从遏制投机性住房需求角度看,商品房限购政策起到了积极作用,降低了房价对制造企业未来的不利影响,但限购政策仅是维持房地产市场短期稳定的政策工具,对于促进房地产市场长期健康发展的作用不大。此外,近年来,一些城市出台了暂时限制企业购买商品房的政策,这仍然属于短期调控政策,并且这种一刀切的政策也限制了真正需求商品房的企业的健康发展,具有较高的成本。因此,探索房地产市场健康发展的长效机制势在必行。

第三,房价持续上涨所带来的可观回报是制造企业热衷于房地产的主要动因,这也从侧面说明制造业的利润率较低。要使制造企业专心于主营业务,除了建立有助于控制房价的长效机制之外,还必须构建有助于提升制造业利润率的相关机制,包括降低制造企业的成本,鼓励和支持制造企业进行创新,给予制造企业创新活动相应的政策和资金支持,而且房地产市场长效机制与创新政策应当协调一致,如此才能促进制造企业的可持续发展。

参考文献:

- [1] Chaney T, Sraer D A, Thesmar D. The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment[J]. American Economic Review, 2012, 102(6): 2381-2409.
- [2] 曾海舰. 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[J]. 管理世界, 2012(5): 125-136.
- [3] 罗时空, 周亚虹. 房价影响企业投资吗: 理论与实证[J]. 财经研究, 2013(8): 133-143.
- [4] Cvijanovic D. Real estate prices and firm capital structure[J]. Review of Financial Studies, 2014, 27(9): 2690-2735.
- [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] Wu J, Gyourko J, Deng Y. Real estate collateral value and investment: The case of China[J]. Journal of Urban Economics, 2015, 86(1): 43-53.
- [7] 王芳, 姚玲珍. 高房价会抑制私营企业的投资规模吗? [J]. 财经研究, 2018(8): 88-100.
- [8] 刘行, 建蕾, 梁娟. 房价波动、抵押资产价值与企业风险承担[J]. 金融研究, 2015(3): 107-123.
- [9] 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.
- [10] Rong Z, Wang W, Gong Q. Housing price appreciation, investment opportunity, and firm innovation: Evidence from China[J]. Journal of Housing Economics, 2016, 33(3): 34-58.
- [11] 余泳泽, 张少辉. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济, 2017(6): 98-116.
- [12] 荣昭, 王文春. 房价上涨与企业进入房地产——基于我国非房地产上市公司数据的研究[J]. 金融研究, 2014(4): 158-173.
- [13] 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.
- [14] 彭冬冬, 杜运芬. 高房价抑制了企业的出口吗——来自中国制造业企业的理论与实证分析[J]. 中国经济问题, 2016(5): 3-15.
- [15] Charles K K, Hurst E, Notowidigdo M J. Manufacturing busts, housing booms, and declining employment: A structural explanation[R]. NBER Working Paper, 2012.
- [16] 佟家栋, 刘竹青. 房价上涨、建筑业扩张与中国制造业的用工问题[J]. 经济研究, 2018(7): 59-74.
- [17] Kiyotaki N, Moore J. Credit cycles[J]. Journal of Political Economy, 1997, 105(2): 211-248.
- [18] 吕江林. 我国城市住房市场泡沫水平的衡量[J]. 经济研究, 2010(6): 28-41.
- [19] Miao J, Wang P. Sectoral bubbles, misallocation and endogenous group[J]. Journal of Mathematical Economics, 2014, 53(2): 153-163.

- [20] Li L, Wu X. Housing price and entrepreneurship in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42(2): 436-449.
- [21] Shi J, Wang Y, Wu W, et al. The crowding-out effect of real estate markets on corporate innovation: Evidence from China[R]. SSRN Working Paper, 2016.
- [22] 黄彦彦,李雪松. 涉房决策与中国制造企业研发投入[J]. *财贸经济*, 2017(8): 144-160.
- [23] 刘建江,石大千. 高房价对企业创新的影响:是挤出还是挤入?——基于双边随机前沿模型的预算[J]. *中国软科学*, 2019(9): 150-165.
- [24] Zhu C, Zhao D, Qiu Z. Internal and external effect of estate investment upon regional innovation in China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55(3): 513-530.
- [25] Chen T, Liu L X, Zhou L. The crowding-out effects of real estate shocks: Evidence from China[R]. SSRN Working Paper, 2015.
- [26] 余泳泽,李启航. 城市房价与全要素生产率:“挤出效应”与“筛选效应”[J]. *财贸经济*, 2019(1): 128-143
- [27] Gu F. Innovation, future earnings, and market efficiency[J]. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 2005, 20(4): 385-418.
- [28] 罗婷,朱青,李丹. 解析 R&D 投入和公司价值之间的关系[J]. *金融研究*, 2009(6): 100-110.
- [29] Donelson D C, Resutek R J. The effect of R&D on future returns and earnings forecasts[J]. *Review of Accounting Studies*, 2012, 17(4): 848-876.
- [30] Asthana S C, Zhang Y. Effect of R&D investments on persistence of abnormal earnings[J]. *Review of Accounting and Finance*, 2006, 5(2): 124-139.
- [31] Abildgren K, Hansen N L, Kuchler A. Overoptimism and house price bubbles[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2018, 56(1): 1-14.
- [32] Du Z, Zhang L. Home-purchase restriction, property tax and housing price in China: A counterfactual analysis[J]. *Journal of Econometrics*, 2015, 188(2): 558-568.
- [33] 张德荣,郑晓婷. “限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗?——基于 70 个大中城市的实证研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2013(11): 56-72.
- [34] Li V J, Cheng A W W, Cheong T S. Home purchase restriction and housing Price: A distribution dynamics analysis[J]. *Regional Science & Urban Economics*, 2017, 67(2): 1-10.
- [35] 韩永辉,黄亮雄,邹建华. 房地产“限购令”政策效果研究[J]. *经济管理*, 2014(4): 159-169.
- [36] 邓柏峻,李仲飞,张浩. 限购政策对房价的调控有效吗[J]. *统计研究*, 2014(11): 50-57.
- [37] 郑世林,韩高峰,石光. 房地产限购对公司违约风险的影响[J]. *世界经济*, 2016(10): 150-173.
- [38] Freeman R, Ohlson J, Penman S. Book rate-of-return and prediction of earnings changes: An empirical investigation[J]. *Journal of Accounting Research*, 1982, 20(2): 639-653.
- [39] 方红星,张志平. 内部控制对盈余持续性的影响及其市场反应——来自 A 股非金融类上市公司的经验证据[J]. *管理评论*, 2013(12): 77-86.
- [40] 宋建波,高升好,关馨姣. 机构投资者持股能提高上市公司盈余持续性吗?——基于中国 A 股上市公司的经验证据[J]. *中国软科学*, 2012(2): 128-138.
- [41] 鲁桐,党印. 公司治理与技术创新:分行业比较[J]. *经济研究*, 2014(6): 115-168.

[责任编辑:杨志辉]

Urban Housing Prices and Manufacturing Enterprises' Earnings Persistence

ZHANG Xingliang¹, WEN Riguang²

(1. School of Accounting, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Business, Shantou University, Shantou 515063, China)

Abstract: Enterprises are attracted by housing prices and invest in real estate business, which has a crowding-out effect on the main business activities such as investment and innovation, and ultimately reduces the sustainability of the accounting earnings from the main business in manufacturing enterprises. Based on the financial data of Chinese A-share listed manufacturing companies and housing prices data of 35 large and medium-sized cities, the paper finds that the rise of housing prices significantly reduce the persistence of accounting earnings of manufacturing enterprises, and that the negative impact of housing prices on the earnings persistence of manufacturing enterprises has been reduced after the implementation of housing purchase restriction policy. The further research results show that in non-technology-intensive industries and non-state-owned enterprises, the negative impact of rising housing prices on the earnings persistence of manufacturing enterprises is more significant.

Key Words: urban housing prices; crowding-out effect; earnings persistence; manufacturing enterprises; rise of housing prices; real estate market