

城市房价、限购政策与技术创新

余泳泽, 张少辉

[摘要] 本文利用 2004—2013 年 230 个地级市及 1272 家上市企业的数据,采用工具变量法和双重差分法(DID),在考虑房价蔓延的空间效应基础上,检验了城市房价上涨与蔓延以及限购政策的实施对中国技术创新活动的影响。研究结果表明:城市房价的快速上涨显著抑制了地区整体和企业个体的技术创新产出;在考虑了房价蔓延的空间效应时,由于创新活动存在显著的正向外溢效应,房价蔓延对周边城市技术创新活动产生了负面影响;利用 DID 研究显示,限购政策的实施有助于缓解城市房价上涨所带来的负面影响。中间机制分析表明,城市房价的上涨会导致投资结构的扭曲,通过对创新资金的“挤占效应”抑制了地区的技术创新水平。限购政策的实施并未显著影响房价,而是通过抑制房地产过度投资缓解了房价上涨对技术创新活动的负面影响。

[关键词] 城市房价; 技术创新; 限购政策

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)06-0098-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2017.06.020

一、引言

当前中国经济面临着实体经济“萎靡不振”与虚拟经济“过度膨胀”的双重困境。一方面,随着中国经济迈入新常态,实体经济产能过剩及资本回报率低的问题凸显。中国实体经济规模占 GDP 比重从 2011 年的 71.50%下降到 2015 年的 66.10%。另一方面,随着中央经济工作会议提出的“去库存”战略实施,各地对房地产政策的松绑导致房地产投资及居民房贷爆发式增长,诸多一、二线城市房价涨幅呈现出非理性化趋势。2016 年 7 月的信贷资金结构显示,99%的信贷资金流入了房地产领域。加上在房地产业高回报的吸引下,实体经济部门将资金大量投入高利润的房地产行业,进一步挤占了实体经济部门的资本。资本的“脱实向虚”不仅加剧了泡沫破裂的金融风险,更严重制约着实体经济的复苏。事实上,中国实体部门的创新能力仍严重滞后于发达国家的水平。结合目前中国经济发展模式亟待转变的迫切需要,创新驱动无疑是破解当前经济“虚实失衡”难题的关键。

从外部条件看,存在着多种因素制约着中国创新能力的提升。不可忽略地,中国背景下房价的快速上涨以及房地产投资的扩张,也可能会对创新能力的提升造成影响。值得关注的问题是房价究竟会如何影响技术创新活动?是否会存在对实体部门资金的挤占,从而抑制中国整体技术创新活

[收稿日期] 2017-03-13

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“适宜性创新模式选择与全要素生产率提升:基于创新价值链与空间外溢视角”(批准号 71403115);江苏省社会科学基金项目“江苏现代服务业结构化路径研究”(批准号 13JDB012)。

[作者简介] 余泳泽(1982—),男,河北承德人,南京财经大学特聘教授、产业发展研究院副院长,中国社会科学院工业经济研究所博士后;张少辉(1991—),男,安徽马鞍山人,南京财经大学产业发展研究院硕士研究生。通讯作者:张少辉,电子邮箱:846648391@qq.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

动? 纵观既有文献,关于房价对经济活动的影响主要集中在房地产泡沫化问题(况伟大,2008;吕江林,2010),房地产对市民化进程的影响(陈广桂,2004),房地产对个人消费等行为的影响(邓健和张玉新,2011;颜色和朱国钟,2013;吴晓瑜等,2014),房地产对工业企业创新的影响(Miao and Wang, 2014;吴海民,2012;王文春和荣昭,2014;余静文等,2015;张杰等,2016),以及房地产投资对资源配置效率的影响(Chaney and Thesmar,2012;Wang and Wen,2010;罗知和张川川,2015;陈斌开等,2015;Chen et al.,2015)。特别地,在房地产与技术创新活动的文献中,相关研究都得出了房价上涨及房地产投资扩张对技术创新活动的负面效应。王文春和荣昭(2014)利用中国35个大中城市1999—2007年规模以上工业企业数据发现,房价上涨越快的地区,当地工业企业进行新产品开发活动的倾向越弱。张杰等(2016)则从房地产部门投资的快速增长角度,使用中国的省级层面面板数据验证了房地产投资对创新投入和产出的阻碍作用,并且这种阻碍作用在中国工业部门中表现得更为突出。但相关文献也存在着一定不足:①研究数据时间的限制。通常采用的工业企业研究数据时间处于2007年之前,而自2008年金融危机后中国房价出现了一轮上涨热潮,这就使得既有研究无法全面分析城市房价对于技术创新活动的影响;②研究样本的限制。既有研究聚焦在省级层面或工业企业层面,缺少在其他层面如市级层面上研究房价上涨对技术创新活动的影响;③研究方法的限制。既有研究侧重于解决房价上涨或房地产投资与技术创新活动之间的内生关系,忽略了政策方面尤其是限购政策对于技术创新活动的外生冲击。有鉴于此,本文利用2004—2013年中国230个地级市及1272家上市企业的数据,将研究主题聚焦于中国的城市房价对宏观地区及微观企业技术创新活动的双重影响,试图从房价角度解释中国城市及企业技术创新活动的差异。

与已有的文献相比,本文可能的贡献在于:①研究数据的时间跨度选取在2004—2013年,将重要的时间节点如2008年金融危机、2010年限购政策的实施纳入研究范围,这有助于更好地研究近年城市房价上涨的现实对中国技术创新活动的影响;②研究样本上既采用了城市宏观数据对整体技术创新活动的影响,又采用了产业结构更健全的上市企业的匹配数据分析城市房价对企业技术创新活动的差异化影响,以探讨城市房价对技术创新活动的深层次作用;③研究内容上考虑到城市经济活动的空间相关性,采用了空间计量模型分析城市房价蔓延对周边地区技术创新活动的影响;④研究方法上进一步地采用双重差分法(DID)验证了限购政策的实施对于技术创新活动的影响,从此从外生政策冲击角度研究城市技术创新活动的差异。

二、内在机制与假设提出

1. 城市房价上涨及蔓延对技术创新活动的影响机制

首先,根据泡沫理论,房地产等资产泡沫对经济存在两方面的作用,即信用缓解效应和挤占效应(Miao and Wang,2014)。由于房地产具有商品和资产两种属性,决定了房价上涨对技术创新活动的影响存在着正向和负向两方面的作用。正向作用的逻辑是存在金融摩擦的情况下,房价上涨提高了企业自有房地等资产的抵押价值,对企业来说存在“信用缓解效应”(余静文和谭静,2015)。Gan(2007)利用20世纪90年代日本房地产泡沫破灭这一事件,分析了房产价值对企业投资的影响,结果发现房产价值的急剧下跌对企业投资产生了显著的负面影响。Chaney and Thesmar(2012)采取匹配的银行贷款和企业层面的微观数据,对美国企业持有的房产价值对企业投资的影响进行了实证分析,结果发现企业所持房产价值的提升对企业投资有着显著的促进作用。更进一步地,在存在金融摩擦的情况下,资产泡沫能够提高企业的抵押资产价值,从而使企业能够获得更多的信贷资源,进而缓解企业面临的融资约束,发挥流动性效应,起到促进投资的作用(Krishnamurthy,2005)。

负向作用的逻辑是高房价所产生的资产泡沫会抑制企业的创新投入水平。特别是对长期投资形成较为严重的“挤出效应”,导致资源尤其是信贷资源的错配,进而对技术创新活动产生负面影响。Saint-Paul(1991)基于内生经济增长模型研究发现,房地产等投机性资产泡沫会将储蓄挤出生产性投资,从而对生产性投资产生负面影响,因此,不利于经济增长。房价上涨导致与房地产相关的行业利润率上升,企业高利润的诱吸下更愿意将资金投入获利较高的房地产部门,从而抑制了对生产性部门的创新投入,即对技术创新活动产生了“挤占效应”(陈斌开等,2015)。

就中国情形而言,房价上涨对创新资金“挤出效应”占主导。目前中国的实体经济投资回报率处于较低水平,据资料显示,2015年工业企业主营业务收入平均利润率仅为5.59%,远低于金融业的30%,企业的资产性套利动机明显。吕江林(2010)也基于上市公司的数据计算出房地产企业的年平均利润率高达28.70%,而工业企业仅为7.40%,巨大的利益驱动工业企业纷纷涉足房地产行业。由此可见,高房价引致的房地产高回报率促使企业将资金投入房地产业,而对主营业务的创新投入产生了抑制作用。Miao and Wang(2014)基于中国主要城市级数据提供了实证依据,他们发现房价变动抑制了非房地产私营企业研发支出比重。余静文等(2015)利用匹配的中国工业企业数据和35个大中城市宏观数据,研究得出在房价增速快、房地产投资回报率高的背景下,企业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。房价增速提高1个百分点,研发投入占总资产比重下降0.05个百分点。另外,从信贷资源分配看,由于金融市场的不完善以及银行贷款的所有制偏好,民营企业的创新资金受到房价的抑制作用更加明显。企业的创新资金来源于企业自有、银行贷款及政府补助,银行贷款是企业R&D投入的重要来源。在房价高速上涨的时期,房地产相关行业处于高收益和低风险周期,相对于实体经济低迷的投资收益,以银行机构为主导的金融体制下,商业银行会更倾向于将有限的信贷资金投放给房地产相关行业,从而挤占了制造业部门的创新投入。Chaney and Thesmar(2012)利用美国房地产泡沫时期的银行数据,发现了银行体系对房地产行业的贷款增加挤占了其他行业商业贷款需求的现象。Chen et al.(2015)利用中国369个城市数据,也发现了房地产价格的快速增长对投资效率造成了弱化效应,导致了非房地产行业融资约束程度的加重,从而进一步地加大了资源错配程度。

其次,城市房价上涨对创新人才行为会产生“负向激励作用”。安同良等(2005)研究发现,人才和技术能力的差距是阻碍中国企业技术创新的重要因素。从人口流动来说,就业人口的规模与结构共同决定了城市创新活动所需人力资本的基础。一方面,房价的快速上涨推高了个人的生存“门槛”,在收入预期增长较缓慢的情况下降低了个人的相对效用水平,从而阻碍了人口向城市或中心地区的集聚。因此,房价越高,相对效用就越低,由此引发劳动力人口的分流,削减了城市整体的劳动力人口规模(Cameron and Mullbauer,2000;张传勇,2016)。同时,研究发现房价的快速上涨导致就业率的下降(刘志伟,2013),进一步导致就业人口数量的下降。根据中心—外围理论,中心城市的主导产业集中于金融业、生产性服务业等第三产业。城市房价的快速上涨形成的高生产成本使得中小制造业企业的压力骤升,而中小微企业作为劳动力就业的主要蓄水池,一旦大量迁出会降低整体劳动力的就业水平(高波等,2012)。另一方面,不同年龄结构的人口与创新之间的关系存在差异性,相关研究表明15—64岁组的人口与城市创新能力有一定正相关性(黄茹等,2014)。年轻人口本身的收入就相对较低,对房价的承受能力较差,城市房价的快速上涨超过收入的上涨幅度,过高的房价收入比加重了年轻人口的生存压力,不可避免地降低了城市的年轻人口规模。此外,从人才行为及其职业选择来说,房价收入比偏离度的不断增加会影响潜在创新人才的职业选择,创新人才基于避险需求会避免创业创新的风险而选择较为稳定的职业。Li and Wu(2014)就中国的高房价对个人

职业选择的影响研究发现,在性别比失衡的情况下,住房成为婚姻市场上的一个积极信号,而高房价使得人们将更多的资源用于买房,降低了选择高风险创业的可能性。吴晓瑜等(2014)通过构建一个职业选择模型,将房价上涨对人们创业行为的影响分离成“财富效应”、“信贷效应”以及“替代效应”。并发现房价上涨对无房人群和有房人群的创业决策存在不同的影响,房价上涨抑制了风险较高的创业活动。

最后,城市房价的空间蔓延产生了对城市技术创新活动的负面影响。城市的经济活动有着明显的空间相关性,根据“地理学第一定律”,越相近的事物联系越紧密。相关研究表明,技术创新活动的重要特征就是具有显著的空间外溢性(Hall and Ziedonis, 2001; Bloom et al., 2013)。同时,城市房价作为区域间经济活动差异的表征,不仅受到本地经济因素的影响,还会受到相邻地区经济因素的影响。Bitter et al.(2007)和 Baumont(2007)研究发现区域房价存在着空间交互影响,国内学者也通过研究验证了中国地区房地产价格的空间效应(孟斌等, 2005; 王鹤, 2012)。因此,由于城市房价具有显著的蔓延“特征”,一个城市的技术创新活动会受到来自周边城市房价上涨的空间效应。这种空间效应来自于直接和间接两个方面:一是城市房价上涨会“蔓延”至周边地区,直接带动了周边地区房价的上涨,从而抑制了周边地区的技术创新活动;二是由于创新活动具有显著的“外溢”效应,本地房价的上涨抑制了这种“外溢”效应,从而间接地对周边城市的技术创新活动产生负面影响。

依据中国的现实情况,本文认为城市房价的上涨及蔓延很有可能通过以上三种渠道机制对技术创新活动形成了负面影响。因此,在中国当前特定的发展阶段,城市房价上涨及蔓延对中国的城市整体及企业个体的技术创新活动都可能形成了显著的阻碍作用。为验证以上分析和猜想,本文提出:

假设 1: 在中国情形下,城市房价上涨对宏观城市及微观企业的技术创新活动都会产生显著的负面影响,并且房价的蔓延会收紧本地技术创新对周边城市的“溢出效应”。

2. 限购政策实施对技术创新活动的影响机制

首先,限购政策的实施直接抑制了房地产业过度的投机性需求,缓解了信贷资金的错配。城市房价过快上涨影响技术创新活动的一大传导机制是由于对创新资金产生了“挤占效应”。一方面,限购和限贷政策针对非户籍人口的投资行为起到了“硬性约束”,短期内限购政策引起了房地产开发投资的下降(王敏和黄滢, 2013),同时降低了房产投资收益的预期并刺激部分资金撤离房地产市场,这部分资金转而投向生产性投资,扩充了创新资本,使得信贷资源有效地“回流”至实体部门,对创新资金产生了挤入效应。另一方面,投机性需求是推动中国房价上升的主要动力,限购政策的实施会对房价产生调节作用,抑制房价过快上涨的趋势。刘璐(2013)构造了一个房地产市场的一般均衡模型来分析限贷和限购对房价产生作用的条件,指出限购可能使住房的价格上升或不变,也可能导致房价下降。乔坤元(2012)利用中国 70 个大中城市 2009 年 4 月至 2011 年 12 月的面板数据研究发现,限购令使得限购城市房价下降了 2.50%。Du and Zhang(2015)利用反事实分析评估了房地产限购和房产税对房价的影响,研究发现限购使得北京市房价下降了 7.69%。也有研究发现限购政策长期而言并不能有效降低房价,房地产开发投资的下降会促使房价回升,市场呈现“价高量低”的局面(王敏和黄滢, 2013)。由于住房刚性需求的存在,仅在市中心地带限购难以起到抑制房价上涨的作用(张德荣和郑晓婷, 2013)。但就短期而言,限购、限贷政策的实施一定程度上会抑制房地产过度投资,缓解高房价对信贷资金的错配,从而对创新资金产生挤入效应。

其次,限购政策会通过产业链的关联间接影响实体经济部门的创新活动。房地产业的关联性较强,现有研究表明,房地产业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、制造业

的诱发作用尤为明显(梁云芳等,2006;李启明,2002)。由于房地产所拥有的资产属性,限购政策导致房价增速以及投资增速的下降,会传导至相关产业链公司的财务指标发生变化。由于技术创新活动所具有的高风险、高收益率的特征,企业在进行创新活动时充分会考虑外部环境的风险收益率。在房地产收益率高涨,实体经济的运行风险越大时,企业管理者更多地选择投资于房地产企业进行“寻租”,减少技术创新活动。在这种情形下,限购政策的实施会降低房地产投资水平,通过产业链的传导减轻实体经济的运行风险(郑世林等,2016),企业会减少在房地产业的套利行为而去进行更多的技术创新活动。同时房地产上游产业诸如钢铁、水泥、化工等行业面临着严重的产能过剩问题,在房价高涨、房地产投资高速增长背景下,会带动上游产业形势向好,这在一定程度上缓解了实体经济的“去库存”压力。然而,在这种房价利好的刺激下,传统行业的产能过剩会出现进一步恶化。2008年之后中国钢铁产量在“4万亿”的刺激下产量屡创历史新高,这一事实说明了房地产价格高涨刺激下的实体经济产能过剩问题反而会更加严峻,不利于挤出实体经济部门的泡沫。限购政策的实施降低了房价的市场预期,倒逼房地产关联行业“去库存”以及增强其创新升级的动力。因此,通过以上分析本文提出:

假设2:在中国情形下,房地产限购政策的实施会对城市及企业技术创新活动产生正面影响,缓解城市房价上涨及蔓延对技术创新活动的负面作用。

三、研究设计

1. 计量模型的设定

根据以上所提出的研究假说,本文计量模型的重点在于检验城市房价与技术创新活动的关系,因此,本文基本计量回归模型的设定如下:

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HP_{it} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Innovation_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 HP_{it} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \mu_{it} \quad (2)$$

上述模型(1)中*i*表示城市,*t*表示年份。 $Innovation_{it}$ 衡量地区整体技术创新活动的指标, $Innovation_{ijt}$ 代表衡量企业个体技术创新活动的指标; HP_{it} 代表城市的总体房价或住宅房价,本文对房价作取对数处理; Z 代表其他一些控制变量集合, ε_{it} 和 μ_{it} 为随机干扰项。根据本文的假设,需要验证 $\alpha_1 \leq 0, \beta_1 \leq 0$ 。

2. 变量的选取及说明

(1)因变量。本文因变量的作用是用来度量城市和企业技术创新活动的水平,选取度量技术创新活动的指标是关键一步。根据以往相关文献的研究,通常从投入、过程及产出等多个角度衡量技术创新活动的水平。本文在借鉴大量文献的常用方法(Aghion et al.,2005;Hashmi,2011)的基础上,从创新活动产出角度出发度量技术创新活动水平,使用中国各地市本地单位从业人员的发明专利授权量来度量城市整体技术创新水平。数据来源于中国知网的专利数据库。使用这一变量来度量技术创新活动的原因在于:一方面由于房价的形成是叠期累积的过程,对应地将使用发明专利授权量衡量产出水平,两者的比较分析在经济学的动态概念上更具合理性;另一方面采用单位从业人员数作人均处理,可以消除不同地区之间的面积大小和人口规模差异带来的不可比因素。同时,本文利用上市企业的研发投入和产出两项指标来综合度量企业的技术创新水平,上市公司的数据来源于

Wind 数据库及各上市公司年报。

(2)自变量。自变量采用了城市房价变量代理。房价数据来自《中国区域经济统计年鉴》。此外,房价又区分了总体房价和住宅市场房价。《中国区域经济统计年鉴》中能得到名义商品房价格,这里采用了城市所在省份的 CPI 指数进行了平减。本文选取了 2004—2013 年数据。

(3)控制变量。对于城市房价和技术创新活动因果关系的实证检验只有在控制了一系列相关变量之后才能得到。从地区宏观层面来看,本文选择了货运周转量代理交通基础设施水平,采用 FDI 的比重代理 FDI 技术外溢效应,具体采用了外商投资工业企业总产值与该地区工业总产值的比值作为代理变量。此外,本文还选择了财政自主权、人均 GDP、城市的产业结构等控制变量,用以控制经济发展程度、产业结构变化等因素对技术创新活动的影响。本文还加入了时间和城市的虚拟变量来控制时间及地区差异对技术创新活动的外部冲击。从微观企业层面来看,根据已有企业技术创新活动的相关研究和企业层面的数据情况,本文选取了企业规模、企业年龄、企业经营性现金流及所有制等控制变量,并且在地区和时间维度上进行控制。模型的各个变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 模型变量的描述性统计

	变量符号	变量名称	处理方法	均值	最小值	最大值
因变量	$Innovation_{it}$	城市技术创新活动指标	发明专利授权量/从业人员	0.9190	0.0000	90.1083
	$Innovation_{ijt}$	企业技术创新活动指标	研发专利($innov$)	15.9523	0.0000	5785.0000
			研发投入(rde)	17.0302	12.5032	21.0264
自变量	HP	房价(取对数)	商品房销售总额/商品房销售面积	7.9200	5.3817	10.1024
城市变量	$Infrastructure$	人均货运总量	货运总量/总人口	27.6364	0.2272	2918.2000
	FDI	外商投资(%)	外商投资工业企业总产值/地区工业总产值	0.6418	0.0000	4.9290
	FD	财政自主权	财政预算内支出/财政预算内收入	0.5105	0.0555	1.5410
	$Agdp$	人均 GDP	人均 GDP	11.4827	0.7733	47.3712
	$Industry$	产业结构(%)	第二产业产值/GDP 比重	50.0178	15.7000	85.9200
企业变量	$Size$	企业规模(取对数)	总资产	21.0773	14.9203	27.0602
	$Ncfoa$	经营性现金流	经营性现金流量净额	0.3262	-11.2481	12.1896
	$Holder$	所有制	国有企业取 1	0.3729	0.0000	1.0000
	Age	企业年龄(年)	企业成立的时间	12.1973	0.0000	33.0000

资料来源:作者整理计算。

3. 内生性与工具变量

从逻辑关系上讲,城市房价和技术创新活动水平可能存在一定的内生性问题。引致内生性的原因主要有两个:一是由于房价与技术创新活动存在联立性(Simultaneity)导致的内生性问题。技术创新水平较高的城市通常是要素禀赋水平较高的地区,这些城市会通过企业部门的扩张效应以及居民的收入增长效应促进房地产需求,进而促进本地区房价的上涨。二是可能存在遗漏变量问题而导致的内生性。地区的创新水平会受到诸多因素的影响,尽管本文在实证方程中尽量控制了一系列与地区创新水平相关的特征变量,如产业结构、基础设施等,但在理论上仍无法有效控制遗漏变量。针对以上可能导致的内生性问题,本文尝试寻找房价的工具变量以缓解可能存在的内生性问题所造成的估计偏误。

按照构建工具变量的基本思路和逻辑,为满足“排他性约束”,需要寻找到仅与房价有着内在联系而与创新水平没有直接联系的外生变量作为工具变量。在相关研究中,张杰等(2016)采用人均建设用地出让面积作为房地产投资增长率的工具变量;罗知和张川川(2015)采用国有企业贷款指标用作房地产投资额的工具变量。以上文献寻找的都是房地产投资的工具变量,而本文需要寻找城市房价的工具变量。从价格形成的供求关系角度看,一个城市的房价不仅受到供给因素的影响,还会受到需求因素影响。就有关房价形成机制的研究中,既有文献从供给侧、需求侧和衔接供给与需求的交易侧寻找了房价上涨的原因。从供给侧来看,大部分研究认为土地供给限制是导致房价高企的主要因素(Glaeser and Gyourko,2002; Evans,2008; Kim,2005)。国内也有部分研究认为长期来看土地价格是影响房价的主要原因(平新乔和陈敏彦,2004; 况伟大,2005; 王岳龙,2010)。从需求侧看,部分研究认为收入水平、人口流入是房价上涨的主要推动力(Mcquinn and O'Reilly,2008; Posedel and Vizek,2010)。从衔接供需的交易侧看,政府公共政策对房价的影响较为显著。因此,本文尝试从供给侧寻找城市房价的工具变量,并认为人均建设用地出让面积是城市房价较好的工具变量。其主要理由如下:

从土地供应角度看,在中国情形下土地供应状况是影响房价的重要直接因素(陈斌开和杨汝岱,2013)。短期视角下土地供应的缩减导致房价的快速上涨,土地的稀缺性推升了土地的价格,进而传导到房屋的建设成本,导致城市房价水平往往也越高。各城市建设用地出让面积变量是由土地利用年度计划来决定,同时包含了中央政府的用地计划指标信息以及政府政策驱动的各种有效信息。本文使用地区人均建设用地出让面积的滞后一期变量作为工具变量,原因在于:一是可以消除不同地区所辖面积及人口规模差异导致的不可比因素;二是使用人均建设用地出让面积的滞后一期变量,可以消除房价反向影响城市建设用地出让面积的其他可能渠道(陆铭等,2015)。

以上分析表明了人均建设用地出让面积的滞后一期与房价密切相关,但难以排除的是工具变量仍有可能通过促进经济发展、降低交易成本等渠道影响区域的技术创新活动水平。针对以上可能影响技术创新活动水平的渠道,本文在计量方程中相应地控制了人均GDP、交通基础设施以及财政自主权等变量,如果内生变量系数没有发生明显变化,从而间接说明排他性约束满足(Burchardi and Hassan,2011),因而可以在最大程度上避免工具变量通过未观察到的因素影响城市技术创新水平。本文认为,在控制了这些变量后,选择城市的人均建设用地出让面积是城市房价的合适工具变量。为此,本文将人均建设用地出让面积的滞后一期作为当年城市房价的工具变量,应用两阶段最小二乘法(2SLS)对模型进行参数估计。数据主要来自历年《中国国土资源统计年鉴》及《中国城市统计年鉴》。

四、房价对技术创新活动影响的实证检验

1. 房价与城市整体技术创新水平的关系检验

根据回归模型1,得到的基本回归结果如表2所示。

表2的回归结果显示,在不采用工具变量下的OLS回归结果显示城市房价对城市整体技术创新活动有着明显的抑制作用。在采用工具变量下的2SLS第二阶段回归结果显示,城市房价与城市整体技术创新活动呈现了较为明显的负相关关系,且均通过了5%的显著性检验。表3的第一阶段回归结果显示,无论是加入控制变量还是不加入控制变量的情况,工具变量与房价之间呈现较为明显的负相关,且通过了1%的显著性检验,这意味着一个城市人均建设用地面积与城市房价之间存在着负相关。第一阶段的回归结果满足了工具变量的相关性假设。在控制变量中,基础设施的水平

表 2 房价与城市技术创新活动的基本回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
方法	OLS		2SLS	
被解释变量	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>HP</i>	-0.4198*** (-2.6005)	-0.4623** (-2.4419)	-0.8761** (-2.3570)	-0.9820** (-2.2701)
<i>Agdp</i>		-0.0661** (-2.1636)		-0.1363*** (-3.1849)
<i>Industry</i>		-0.0284 (-0.6433)		-0.0668** (-2.5091)
<i>FD</i>		0.1738 (0.2610)		0.0517 (0.0603)
<i>FDI</i>		-0.5313** (-2.5920)		-0.9147*** (-4.1559)
<i>Infrastructue</i>		0.0075 (0.8582)		0.0075*** (10.0868)
城市固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
DWHChi2 值(p-value)			12.6480 (0.000)	10.4020 (0.000)
第一阶段 F 值			60.7500	46.0320
Observations	2263	2262	2020	2019
Number of id	230	230	229	229

注: *、**、*** 分别代表通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。括号内为 t 值或 z 值。

资料来源: 作者基于 Stata 软件估计。

表 3 2SLS 第一阶段回归结果

	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
工具变量	-0.1119***	-7.7900	-0.0947***	-6.7800
控制变量	不包括		包括	
Observations	2020		2020	

注: *** 代表通过 1% 的显著性检验。

资料来源: 作者基于 Stata 软件估计。

可以显著带来城市技术创新活动的提升, 而人均 GDP、外商直接投资及第二产业比重对城市技术创新活动产生了负向影响。该结果为本文的研究假设 1 提供了经验证据支持, 基本验证了假设 1, 即城市房价过快上涨对技术创新活动产生了负面影响。

2. 房价与城市技术创新活动之间的空间关系检验

(1) 模型的设定。本文接下来将空间因素纳入房价对技术创新活动的影响中, 以此来验证城市房价蔓延对周边地区技术创新活动的作用。空间计量模型分为空间自相关模型(SAR)、空间误差模型(SEM)及空间杜宾模型(SDM)。由于本文的模型既要考虑空间因素, 也考虑到了时间因素。从时间和空间维度考察面板数据相关性的模型, 即空间动态面板模型能更好地解释城市房价与技术创新活动之间的关系。空间模型的判别依据按照 Anselin et al.(2004)的判断规则, 综合拟合优度检验、自然对数函数值(Log Likelihood, LogL)、似然比率(Likelihood Ratio, LR)、赤池信息准则(Akaike

Information Criterion, AIC)等,这里选择空间动态自相关模型(SAR)作为最终分析模型。设定的模型如下:

$$Innovation_{it} = \delta_0 + \delta_1 Innovation_{i,t-1} + \rho W_{ij} Innovation_{it} + \delta_2 HP_{it} + \delta_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + v_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, i 表示城市, t 表示年份。 $Innovation_{it}$ 代表衡量地区技术创新活动的指标, $Innovation_{i,t-1}$ 代表地区创新活动的时间滞后项; HP_{it} 代表城市的总体房价, Z 代表其他一些控制变量集合; W_{ij} 是空间权重矩阵,本文利用三种空间矩阵:邻接矩阵、地理距离矩阵及经济地理距离矩阵分别计算。邻接矩阵为(0,1)矩阵;地理距离矩阵的形式见(4)式; W_{ij} 为第*i*行和第*j*列的矩阵元素。 d_{ij} 为空间单元*i*和*j*之间的地理距离,采用各个省份省会城市之间的直线欧氏距离来表示。对于省份内部距离,参照 Head and Mayer(2000)的方法设定,即 $d_{ij} = (2/3) \sqrt{area_i / \pi}$ 。其中, $area_i$ 为第*i*个省份的面积。 α 为系数,以城市间的最短距离的倒数来表示。为了简化模型和使得结果易于解释,空间权重矩阵常被标准化为每行元素之和为1,记标准化后的权重为:

$$W_{ij}^d = e^{-\alpha d_{ij}}; \quad W_{ij}^{'d} = \frac{W_{ij}^d}{\sum_j W_{ij}^d}, \quad i \neq j \quad (4)$$

$$W_{ij}^e = W_{ij}^d \text{diag}(\bar{Y}_1 / \bar{Y}, \bar{Y}_2 / \bar{Y}, \dots, \bar{Y}_n / \bar{Y})$$

$$W_{ij}^{'e} = \frac{W_{ij}^e}{\sum_j W_{ij}^e}, \quad i \neq j \quad (5)$$

经济距离矩阵的计算综合了经济因素与地理距离因素(余泳泽和刘大勇,2013),见(5)式。其中, W_{ij}^e 为空间距离权重矩阵, $\bar{Y}_i = 1/(t_1 - t_0 + 1) \sum_{t_1}^{t_0} Y_{ij}$ 为观察期内第*i*地区的GDP均值, $\bar{Y} = 1/n(t_1 - t_0 + 1) \sum_{i=1}^n \sum_{t_1}^{t_0} Y_{ij}$ 为总观察期内GDP均值。

(2)空间动态自相关模型(SAR)回归结果。首先,本文验证了城市房价的“蔓延”特征,即城市房价是否具有空间相关性。表4报告了城市房价的莫兰指数(Moran'I),可以看出无论在何种空间权重矩阵下,城市房价均具有正向的空间相关性,且能通过显著性检验。这说明城市房价具有显著的“蔓延”特征,即一个地区的房价上升会明显带动相邻地区的房价水平。

其次,表5报告了三种不同空间权重矩阵下房价对创新空间回归模型的结果。三种模型下技术创新的空间滞后项均为正值且能通过显著性检验,并且表5也报告了全局莫兰指数也均为正值且通过了显著性检验,这说明了城市技术创新活动有着明显的空间正相关性。而根据三种模型的对数似然函数值(LogL)以及赤池信息准则(AIC)的值来看,模型(1)的AIC值明显小于其他模型,即AIC地理空间矩阵下模型拟合的程度优于其他两种权重矩阵。通过模型(1)结果发现,在存在技术创新正向空间溢出效应的情形下,房价的系数值虽然不显著但是依然为负。这说明城市房价蔓延在抑制本地技术创新活动的同时,一定程度上降低了城市间技术创新的空间外溢性,进而会对周边城市的技术创新水平提升有着抑制作用。综合以上实证结果,城市房价蔓延不仅抑制了本地区整体及企业的技术创新活动,同时收紧了创新的外溢效应从而对周边地区的技术创新活动产生负面影响,为假设1的内容提供了验证。

表 4 2004—2013 年城市房价“蔓延”特征(莫兰指数)

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
地理距离	0.6460*** (14.6570)	0.6400*** (14.5070)	0.4430*** (10.6760)	0.6300*** (14.5440)	0.6550*** (15.0420)	0.6320*** (14.5120)	0.6230*** (14.3310)	0.6360*** (14.5920)	0.6500*** (14.8550)	0.6260*** (14.4330)
经济地理距离	0.5010*** (18.5660)	0.4730*** (17.5250)	0.2910*** (11.5090)	0.4460*** (16.8430)	0.4600*** (17.2310)	0.4510*** (16.9140)	0.4420*** (16.6270)	0.4550*** (17.0380)	0.4560*** (16.9990)	0.4460*** (16.7930)
邻接矩阵	0.7570*** (16.1480)	0.6830*** (14.5680)	0.5330*** (12.0800)	0.6340*** (13.7920)	0.6510*** (14.0750)	0.6930*** (14.9790)	0.6650*** (14.4010)	0.6590*** (14.2280)	0.6680*** (14.3680)	0.6470*** (14.0350)

注:*** 代表通过 1% 的显著性检验,括号内为 Z 值。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

表 5 城市房价蔓延与技术创新活动的空间动态模型回归结果

模型	(1)	(2)	(3)
空间矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	邻接矩阵
<i>L.Innovation</i>	0.0356 (0.6704)	0.0035 (0.1017)	-0.0155 (-0.36)
<i>W_Innovation</i>	1.1043*** (86.4873)	1.0632*** (43.1694)	0.1556*** (24.0432)
<i>HP</i>	-0.0755 (-1.6452)	-0.0484 (-0.6742)	0.1627* (1.8421)
<i>Agdp</i>	-0.0325*** (-3.4073)	-0.0538*** (-3.5708)	-0.0297 (-1.6003)
<i>Industry</i>	-0.0065 (-0.9750)	-0.0044 (-0.4312)	0.0215* (1.6967)
<i>FD</i>	0.1064 (0.3262)	0.2233 (0.4343)	0.2134 (0.3423)
<i>FDI</i>	-0.0289 (-0.4328)	-0.1546 (-1.4612)	-0.5090*** (-3.9523)
<i>Infrastructure</i>	0.0014*** (4.6381)	0.0040*** (8.3325)	0.0066*** (11.0254)
Global Moran MI(P-value)	0.4858*** (0.0000)	0.4861*** (0.0000)	0.1024*** (0.0000)
LogL	-2769.9802	-3723.5123	-4166.2236
AIC	0.8610	2.1626	3.3170
F-test	1083.1876	292.9612	114.1800
W-test	8665.5004	2343.6894	913.4394

注:LogL 代表对数似然函数值,括号内为 Z 检验值,*、**、*** 分别代表通过 10%、5%和 1% 的显著性检验。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

五、限购政策对城市技术创新活动的影响

1. 房地产限购政策及城市分类

过高的房价不仅影响国民经济的均衡发展,埋下了巨大的金融隐患,同时也对居民的消费、创业活动产生了明显的抑制效应。2003—2013 年政府对房地产市场的“十年九调”似乎并没有对房价产生有效调控。在一系列的房地产政策中,住房限购是一项重要政策。2010 年 4 月 17 日,国务院发

布了关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知(国发〔2010〕10号文件),要求房价过高的城市在一定时期内限定购房套数。北京率先执行限购令,规定“每户家庭只能新购一套商品房”。截至2011年7月,有46个城市实行了限购。

从2010年初截至2011年年底,共经历了4次国务院自上而下的房地产调控政策,全国一共有46个城市实施了限购(郑世林等,2016),将每批限购城市名单列于表6。

表 6	房地产限购城市时间及分类
时间	限购城市
第 1 批(2010 年,1 季度)	北京
第 2 批(2010 年,4 季度)	上海、天津、南京、杭州、福州、广州、大连、厦门、深圳、宁波、海口、三亚
第 3 批(2011 年,1 季度)	哈尔滨、沈阳、长春、呼和浩特、乌鲁木齐、银川、太原、石家庄、西宁、兰州、西安、济南、青岛、郑州、徐州、无锡、合肥、苏州、成都、武汉、舟山、绍兴、金华、温州、南昌、长沙、贵阳、昆明、南宁、佛山
第 4 批(2011 年,3 季度)	台州、衢州、珠海

注:各城市限购的政策强度(限籍与否)不一,不在本文的研究范围内。

资料来源:作者参照郑世林等(2016)整理。

2. 双重差分法(DID)研究限购政策对城市技术创新产出的影响

为比较限购政策对城市技术创新活动的影响差异,本节利用实施限购的城市作为未限购城市的准实验和双重差分法(DID)检验实施限购政策的城市技术创新水平是否高于其他城市,以此验证上文提出的假设2。具体而言,在使用双重差分法之前,需要确定实验组和控制组。本文选取实施限购政策的城市作为实验组,未实施限购政策的城市作为参照组。

同时,考虑到限购政策不是在同一时间点实施,有部分城市在 t 期属于参照组,在 $t+1$ 期变为了实验组,因此,本文利用连续时间DID模型进行估计(Angrist and Pischke,2009)。连续时间DID的基准回归模型设定如下:

$$Innovation_{it} = \eta_0 + \eta_1 Quota_{it} \times time_{it} + \delta_i + \theta_t + \gamma_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,虚拟变量 $Quota_{it}$ 表示城市是否属于实验组,若城市 i 在2004—2013年内实施了限购政策取1,否则为0。虚拟变量 $time_{it}$ 表示限购政策实施前后,若城市 i 在 t 年实施限购,则从 t 年到2013年均为1,否则为0。上文中提到由于无法定义一个对于每个城市而言都相同的政策发生时间,因此,在该模型中不再控制 $Quota$ 或者 $time$ 的虚拟变量,改为控制城市固定效应和时间固定效应。 Z_{jit} 为城市层面的控制变量, ε_{it} 为误差项。

表7报告了回归结果,可以发现在不加入和加入控制变量的情况下,限购政策的系数均为正值且分别通过了1%和5%的显著性水平,表明限购政策的实施对城市的技术创新活动产生了显著的正向影响。另外,根据同时加入限购政策和房价后的模型结果来看,限购政策对技术创新活动的系数值显著为正,房价的系数值仍显著为负,但是其绝对值为0.41,小于之前OLS下的回归系数(-0.46)。在加入房价以及房价与限购政策的交互项的情况下,房价与限购的交互项系数显著为正(1.05),可以看出限购政策的实施有效地缓解了房价上涨带来的负面影响。可能的原因在于:①限购政策的实行有效地抑制了房地产投资性需求,引起了房地产开发投资的下降(王敏和黄滢,2013);降低了房产投资收益的预期并刺激部分资金撤离房地产市场,这部分资金转而投向生产性投资,从

而扩充了创新活动所需资本;②由于高房价城市人口构成中外来人口的比重较大,限购(限户籍)政策对其影响较大,高端创新人才对住房的居住需求远大于投资需求,限购政策的实施激发了其创新创业的动力(张德荣和郑晓婷,2013)。

表 7 限购政策对技术创新活动影响的固定效应模型回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
被解释变量	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>Quota</i> × <i>time</i>	2.5770*** (2.8718)	3.3761*** (4.0488)	2.5060** (2.4249)	2.4920** (2.4064)	
<i>HP</i>				-0.4076** (-2.4453)	-0.4410** (-2.4619)
<i>Quota</i> × <i>time</i> × <i>HP</i>					1.0534** (2.5049)
<i>Agdp</i>		0.0402 (1.4354)	-0.0486** (-2.0960)	-0.0541** (-2.2113)	-0.0533** (-2.1537)
<i>Industry</i>		-0.0025 (-0.1675)	0.0048 (0.0932)	0.0072 (0.1369)	0.0064 (0.1245)
<i>FD</i>		1.8219*** (3.9177)	0.2438 (0.3938)	0.2390 (0.3900)	0.1628 (0.2531)
<i>FDI</i>		-0.0475 (-0.5198)	-0.4103** (-2.5295)	-0.4020** (-2.4461)	-0.4223** (-2.4070)
<i>Infrastructrue</i>		0.0081 (0.9470)	0.0075 (0.8742)	0.0075 (0.8739)	0.0075 (0.8690)
城市固定	YES	NO	YES	YES	YES
年份固定	YES	NO	YES	YES	YES
聚类到城市	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	2295	2295	2295	2263	2263
R-squared	0.1403	0.2529	0.2039	0.2038	0.1931
Number of id	230	230	230	230	230

注:*, **, *** 分别代表通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。括号内为 t 值。

资料来源:作者基于 Stata 软件估计。

3. 平行趋势假设检验

针对以上双重差分法估计的结果,保证其满足无偏性的一个前提条件是实验组和控制组之间需要满足平行趋势假设,如果实验组和控制组在事件发生之前存在时间趋势差异,就会质疑产生变化不是由限购政策所致,而是由于事前时间趋势不同所引起。因此,为了验证本文 DID 模型的适当性,需要验证在限购政策实施之前限购城市与非限购城市的技术创新活动产出是否存在平行趋势。图 1 显示,在限购政策实

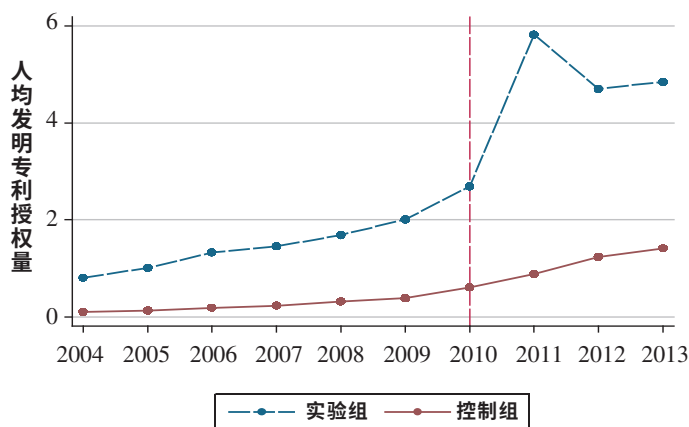


图 1 限购城市和非限购城市的技术创新活动
平行趋势检验

资料来源:作者绘制。

施之前,实验组和控制组(即限购城市和非限购城市)的人均发明专利授权量大致保持相同增长趋势,而在限购政策实施之后,实验组和控制组人均发明专利授权量的增长趋势出现明显变化。所以本文使用的 DID 的模型符合平行趋势假设的前提条件。

六、房价、限购政策对技术创新活动影响的中间机制检验

以上实证分析验证了房价上涨抑制了城市整体及企业的技术创新活动,同时城市房价蔓延抑制了技术创新活动的外溢效应。在本文假说 1 的理论机制分析中,城市房价的高速增长会通过对创新创业资金产生“挤占效应”,不利于城市整体技术创新活动的提升。假设 2 中则提出限购政策则会缓解房价上涨带来的“挤占效应”。接下来本部分将同时检验上述中间机制的存在,即城市房价上涨对投资结构的扭曲效应以及限购政策对创新投资结构扭曲的“缓解效应”。

限于城市层面数据的可得性,本文选择城市固定资产投资中的房地产投资比重(*reality*)为中介变量。数据来自《中国城市统计年鉴》。本文将限购政策和房价变量同时加入模型,如果城市房价越高,房地产投资增长会越快,房地产投资比重也会越高,这样会产生对信贷资金和企业创新创业资金的“挤占效应”,进而导致资源的错配。根据 Baron and Kenny(1986)的检验方法,设定的验证步骤如下:①城市房价(限购政策)与房地产投资比重回归,如果回归系数显著,说明城市房价(限购政策)对房地产投资比重产生了影响;②房地产投资比重与技术创新活动进行回归,如果回归系数显著,说明房地产投资比重影响了技术创新活动;③如果上述结果成立,再将城市房价、限购政策变量与房地产投资比重同时和技术创新活动回归,如果城市房价以及限购政策变量的回归系数有所下降或者变得不显著,则说明城市房价、限购政策对技术创新活动的影响部分或者全部来自中介变量的传导。

按照以上检验步骤,这里设立了以下实证模型:

第一步,验证城市房价(限购政策)是否影响了房地产投资占固定资产投资的比重。

$$reality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 HP_{it} (Quota_{it} \times time_{it}) + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

第二步,验证房地产投资占固定资产投资比重是否影响了城市技术创新活动。

$$Innovation_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 reality_{it} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

第三步,将房地产投资占固定资产投资比重与城市房价、限购政策同时放入模型。

$$Innovation_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 HP_{it} + \gamma_2 Quota_{it} \times time_{it} + \gamma_3 reality_{it} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

表 8 报告了中介效应检验模型的结果。第一步的回归结果表明房价显著提升了房地产投资占固定资产投资的比重,房价越高的城市房地产投资比重越高,系数在采用 OLS 法的模型中达到了 3.53,且通过了 1% 的显著性检验。并且,从结果中可以看出,限购政策对房价的影响系数没有通过显著性检验,说明限购政策的实施并未显著降低房价。这符合了部分学者的研究结论,可能的原因在于限购政策导致房地产开发投资的下降,从而促使房价回升,市场呈现“价高量低”的局面(王敏和黄滢,2013)。但是,结果也看出限购政策对房地产投资比重的影响系数为-1.35,并且通过 5% 的显著性检验。第二步的回归结果表明房地产投资占固定资产投资比重的增加显著降低了城市技术创新活动水平,系数为-0.02 且通过了 5% 的显著性检验。这表明房地产投资比重的提升显著抑制了城市技术创新活动。第三步的回归结果表明在同时加入房价、限购政策和房地产投资比重的变量

表 8 房价上涨对城市技术创新活动影响的中间机制检验

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>reality</i>	<i>HP</i>	<i>reality</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>HP</i>	3.5331*** (5.6386)				-0.4063 (-1.5463)	-0.4076** (-2.4453)
<i>Quota×time</i>		-0.0186 (-1.0363)	-1.3471** (-2.5527)		2.4689*** (9.8633)	2.4920** (2.4064)
<i>reality</i>				-0.0225** (-2.0855)	-0.0179* (-1.6912)	
<i>Agdp</i>	0.0182 (0.2486)	-0.0083*** (-2.9740)	-0.1122** (-2.3368)	-0.0638*** (-2.8567)	-0.0561** (-2.4239)	-0.0541** (-2.2113)
<i>Industry</i>	-0.1588*** (-3.5856)	0.0036** (2.3036)	-0.1992*** (-7.5222)	-0.0351*** (-2.7528)	0.0037 (0.2884)	0.0072 (0.1369)
<i>FDI</i>	1.5695*** (3.4466)	-0.0100 (-0.8058)	1.8458*** (6.9640)	-0.4974*** (-3.8688)	-0.3680*** (-2.8666)	-0.4020** (-2.4461)
<i>FD</i>	6.4967*** (3.1158)	-0.0107 (-0.1807)	4.5976*** (3.3642)	0.2891 (0.4313)	0.3239 (0.4977)	0.2390 (0.3900)
<i>Infrastructure</i>	0.0001 (0.0797)	0.0000 (0.0219)	-0.0010 (-0.7692)	0.0075*** (11.7586)	0.0075*** (12.1428)	0.0075 (0.8739)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	2263	2021	2295	2019	2262	2262
R-squared	0.1006	0.8452	0.1649	0.1640	0.2049	0.2038
Number of id	230	230	230	230	230	230

注：*、**、*** 分别代表通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。括号内为 t 值或 z 值。

资料来源：作者基于 Stata 软件估计。

后,房价对技术创新活动的影响系数有所降低,且系数的显著性发生了明显变化。在没有加入房地产投资比重变量时,房价的回归系数为-0.41 且通过了 5% 的显著性检验,加入之后系数变为不显著。这说明中国的房价上涨通过房地产投资的增加对实体经济的信贷资金和创新创业资金形成了明显的“挤占效应”,进而通过资源错配机制对城市技术创新活动形成了抑制效应。此外,在同时加入房价、限购与房地产投资比重变量之后,限购政策对技术创新的影响系数有所降低。这表明限购政策确实显著降低了房地产投资的比重,即通过抑制房地产过度投资缓解了房价上涨对创新资金的“挤占效应”。以上结果进一步为理论部分的假设 1 和假设 2 提供了支持。

七、稳健性检验

上述分析从实证上检验了宏观层面上房价上涨对城市技术创新活动的影响,结果表明房价的快速上涨对城市层面的技术创新活动产生了明显的负面影响。为保证本文结论在微观企业层面的可靠性,本文接下来利用 1272 家上市企业的匹配数据检验了房价与上市企业技术创新活动之间

的关系。以此验证微观层面上房价上涨是否抑制了企业个体的技术创新活动。根据研究设计中的回归模型 2,本文分别用企业的创新投入(*rde*)和创新专利产出水平(*innov*)来衡量企业的创新活动水平,并且同时在时间和地区水平上进行控制。表 9 报告了基本回归结果。

表 9 房价与上市企业技术创新活动的基本回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被解释变量	<i>innov</i>	<i>innov</i>	<i>innov</i>	<i>rde</i>	<i>rde</i>	<i>rde</i>
<i>HP</i>	-2.1731*** (-3.3813)	-5.7285* (-1.7882)	-5.4641* (-1.7387)	-0.0382*** (-2.9028)	-0.0407*** (-3.3533)	-0.0344*** (-2.8837)
<i>Age</i>		3.9859*** (2.9219)	4.0166*** (2.8219)		0.2750*** (14.1499)	0.2686*** (13.7335)
<i>Size</i>		7.6155** (2.3191)	7.3965** (2.3180)		0.6015*** (9.4514)	0.5969*** (9.6472)
<i>Ncfoa</i>		4.3596 (1.0100)	4.3376 (1.0052)		0.0212 (0.7433)	0.0218 (0.7549)
<i>Holder</i>		-1.6333 (-0.9192)	-1.7972 (-0.9303)		0.0477 (0.3912)	0.0412 (0.3405)
城市控制变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
时间固定	NO	YES	YES	NO	YES	YES
地区固定	NO	YES	YES	NO	YES	YES
Observations	5388	5388	5388	5388	5388	5388
R-squared	0.0028	0.0102	0.0105	0.3807	0.4153	0.4162
Number of id	1272	1272	1272	1272	1272	1272

注:*,**,*** 分别代表通过 10%、5%和 1%的显著性检验。括号内为 t 值。

资料来源:作者整理。

表 9 的回归结果显示,在控制了时间效应、地区效应、城市效应和城市与企业的特征变量后,城市房价对上市企业的技术创新产出的影响显著为负,系数通过了 10%的显著性检验。同时在加入和不加入企业特征变量的情形下,城市房价对企业研发投入的影响系数也显著为负,并且通过了 1%的显著性检验,这都说明城市房价的上涨对上市企业的技术创新活动产生了明显的负向作用。这些检验结果进一步地为本文的假设 1 提供了经验支持,即城市房价对企业层面的技术创新活动也产生了明显的负面影响。其他企业层面的控制变量显示,上市企业的年龄越高,即存活时间越长创新产出水平越高。同时企业规模越大、资本密度越高,企业的创新产出水平也越高。

同时,为了保证本文研究结论的可靠性,本部分的稳健性检验采用住宅房价替换了原先的总体房价变量进行了回归,并利用 OLS 法和 IV-GMM 的方法对城市房价与技术创新活动水平之间的关系进行计量分析,以验证假设结论的可靠性。本文在所有回归模型中均加入了城市和年度虚拟变量。稳健性检验的结果如表 10 所示。从表 10 的 GMM 结果可以看出,房价对城市整体创新水平的抑制作用非常显著和稳健,且都能通过显著性检验。以上稳健性分析再次为本文提出的假设 1 提供了经验支持。

表 10 住宅房价与城市技术创新活动回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
方法	OLS	OLS	IV-GMM	IV-GMM
被解释变量	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>	<i>Innovation</i>
<i>HP</i>	-0.8707*** (-2.6194)	-0.9426* (-1.9202)	-0.8515** (-2.5376)	-0.9484** (-2.4561)
<i>Agdp</i>		-0.0674** (-2.0331)		-0.1201*** (-3.4377)
<i>Industry</i>		-0.0117 (-0.2009)		-0.0686*** (-2.7283)
<i>FDI</i>		-0.5869** (-2.2660)		-0.9354*** (-4.4685)
<i>FD</i>		-0.0740 (-0.1094)		-0.0758 (-0.0953)
<i>Infrastructue</i>		0.0074 (0.8603)		0.0075*** (10.8731)
城市固定	YES	YES	YES	YES
年份固定	YES	YES	YES	YES
第一阶段 F 值			77.2090	56.8520
Observations	2054	2053	2018	2017
Number of id	230	230	230	230

注：*、**、*** 表分别代表通过 10%、5%和 1%的显著性检验。括号内为 z 值。

资料来源：作者整理。

八、结论及启示

本文利用 2004—2013 年 230 个城市及 1272 家上市公司的数据，从理论上和实证上验证了城市房价对地区整体以及企业个体技术创新活动的影响，并在城市房价蔓延的空间效应基础上验证了城市房价对周边地区技术创新活动的影响。同时，本文利用双重差分法(DID)考察了房地产限购政策的实施对技术创新活动的外生冲击。在既有文献的基础上，本文通过内在理论机制的分析，提出了本研究的假设 1 和假设 2。实证研究结果表明：首先，在采用人均建设用地出让面积作为城市房价的工具变量方法下，城市房价上涨显著抑制了城市整体技术创新活动，并且微观企业的创新投入及产出水平也同样受到抑制作用。进一步地，由于创新活动存在正向外溢性，城市房价的蔓延在抑制本地创新活动的同时，会对周边城市技术创新水平的提升产生负面影响。其次，房地产限购政策的实施对创新水平产生显著的正面影响，原因在于限购政策的实施抑制了过高的房地产投资，激励了人才的创新创业行为，从而缓解了房价上涨过快对技术创新活动的负面影响。最后，以住宅房价替换后进行了稳健性检验，稳健性检验结果也为假设 1 提供了经验证据支持。

本文的研究结论对中国房地产的健康发展，以及如何提升城市整体创新水平具有重要的参考价值。本文的研究结论具有鲜明的政策含义：①各级政府要重视房地产投资的快速膨胀以及房价的快速上涨对实体经济的冲击。地方政府试图通过推高房价来实现经济增长无疑是有害的，这样只会造成经济增长与创新水平低下并存的经济问题，使得“调结构、转方式、促转型”成为一句空谈；②鉴

于房地产投资对实体经济投资的挤占效应,必须加强利率市场化改革的步伐,防止信贷资源的非市场化配置现象,消除利率管制所导致的投资激励扭曲,采取市场化措施如征收房地产税等方式,防止投资性资金流入房地产领域,尽量避免由于房价的行政干预给市场经济运行埋下的隐患。通过市场化政策降低房地产业投机回报率的同时,也要着力提升实体经济的投资回报率;③限购政策一定程度上缓解了城市房价上涨及蔓延带来的负面效应,但房价失控是供需错配的结构性问题,限购政策难以化解供给侧问题,还会给地区间人口迁移设置障碍,削弱外来民众对城市的认同感,不利于城市的长期发展。各级政府应加大对土地一级市场的改革力度,理性调整对土地财政的依赖,降低实体经济的运行风险。

[参考文献]

- [1]安同良,方艳,卢多维克·阿尔科塔. 中国制造业企业技术创新的障碍与对策——基于江苏省制造业企业问卷调查的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2005, (7):41-46.
- [2]陈斌开,杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013, (1):110-122.
- [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]陈广桂. 房价、农民市民化成本和我国的城市化[J]. 中国农村经济, 2004, (3):43-47.
- [5]邓健,张玉新. 房价波动对居民消费的影响机制[J]. 管理世界, 2011, (4):171-172.
- [6]高波,陈健,邹琳华. 区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J]. 经济研究, 2012, (1):66-79.
- [7]黄茹,梁绮君,吕拉昌. 城市人口结构与创新能力的关系——基于中国城市的实证分析[J]. 城市发展研究, 2014, (9):84-91.
- [8]况伟大. 房价与地价关系研究:模型及中国数据检验[J]. 财贸经济, 2005, (11):56-63.
- [9]况伟大. 中国住房市场存在泡沫吗[J]. 世界经济, 2008, (12):3-13.
- [10]李启明. 论中国房地产业与国民经济的关系[J]. 中国房地产, 2002, (6):13-16.
- [11]梁云芳,高铁梅,贺书平. 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析[J]. 中国社会科学, 2006, (3):74-84.
- [12]刘志伟. 城市房价、劳动力流动与第三产业发展——基于全国性面板数据的实证分析[J]. 经济问题, 2013, (8):44-47.
- [13]刘璐. 限贷和限购政策对一般均衡中房价的影响[J]. 管理科学学报, 2013, (9):20-32.
- [14]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.
- [15]罗知,张川川. 信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率[J]. 金融研究, 2015, (7):60-75.
- [16]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.
- [17]孟斌,张景秋,王劲峰,张文忠,郝卫秋. 空间分析方法在房地产市场研究中的应用——以北京市为例[J]. 地理研究, 2005, (6):956-964.
- [18]平新乔,陈敏彦. 融资、地价与楼盘价格趋势[J]. 世界经济, 2004, (7):3-10.
- [19]乔坤元. 住房限购令真的起作用吗?来自中国 70 大中城市的证据[J]. 经济与管理研究, 2012, (12):25-34.
- [20]王鹤. 基于空间计量的房地产价格影响因素分析[J]. 经济评论, 2012, (1):48-56.
- [21]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.
- [22]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, (1):465-490.
- [23]王岳龙. 地价对房价影响程度区域差异的实证分析——来自国土资源部楼盘调查数据的证据[J]. 南方经济, 2010, (3):29-42.
- [24]吴海民. 资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2012, (1):46-56.
- [25]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.
- [26]颜色,朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J]. 管理世界, 2013, (3):34-47.

- [27]余静文,王媛,谭静. 房价高增长与企业“低技术锁定”——基于中国工业企业数据库的微观证据[J]. 上海财经大学学报, 2015,(5):44-56.
- [28]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.
- [29]余泳泽,刘大勇. 我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究[J]. 管理世界, 2013,(7):6-20.
- [30]张传勇. 劳动力流动、房价上涨与城市经济收敛——长三角的实证分析[J]. 产业经济研究, 2016,(3):82-90.
- [31]张德荣,郑晓婷. “限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗[J]. 数量经济技术经济研究, 2013,(11):56-72.
- [32]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.
- [33]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.
- [34]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation. An Inverted U Relationship[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005,120(2):701-728.
- [35]Angrist, J., and J. Pischke. Mostly Harmless Economics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton University Press, 2009.
- [36]Anselin, L., J. Raymond, G. M. Florax, and J. R. Sergio. Advances in Spatial Econometrics:Methodology, Tools and Applications[M]. Berlin: Springer Verlag, 2004.
- [37]Baron, R. M., and D. A. Kenny. The Moderator -mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51(6):1173-1198.
- [38]Baumont, C. Neighborhood Effects, Urban Public Policies and Housing Values: A Spatial Ecometric Perspective[R]. Universite de Bourgogne Laboratoire d'Economie et de Gestion(CNRS), 2007.
- [39]Bitter, C., G. F. Mulligan, and S. Dallerba. Incorporating Spatial Variation in Housing Attribute Prices:A Comparison of Geogrpically Weighted Regression and the Spatial Expansion Method[J]. Journal of Geographical System, 2007,9(1):7-27.
- [40]Bloom, N., M. Schankerman, and J. V. Reenen. Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry [J]. Econometrica, 2013,81(4):1347-1393.
- [41]Burchardi, K. B., and T. A. Hassan. The Economic Impact of Social Ties: Evidence from German Reunification[J]. Quarterly Journal of Economics, 2011,128(3):1219-1271.
- [42]Cameron, G., and J. Muellbauer. Earnings, Unemployment, and Housing: Evidence from a Panel of British Regions[M]. Social Science Electronic Publishing, 2000.
- [43]Chaney, T., and D. Thesmar. The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment[J]. American Economic Review, 2012,102(6):2381-2409.
- [44]Chen, T., L. X. Liu, and L. A. Zhou. The Crowding-out Effects of Real Estate Shocks—Evidence from China [M]. Social Science Electronic Publishing, 2015.
- [45]Du, Z., and L. Zhang. Home -purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis[J]. Journal of Econometrics, 2015,188(2):558-568.
- [46]Evans, A. W. Economics and Land Use Planning[M]. John Wiley & Sons, 2008.
- [47]Gan, J. Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from A Natural Experiment [J]. Ssrn Electronic Journal, 2007,85(3):709-734.
- [48]Glaeser, E. L., and J. Gyourko. The Impact of Zoning on Housing Affordability [R]. NBER Working Paper, 2002.
- [49]Hall, B., and R. H. Ziedonis. The Patent ParadoxRevisited:An Empirical Study of Patenting in the US Semicon-ductor Industry, 1979—95[J]. Rand Journal of Economics, 2001,32(1):101-128.

- [50]Hashmi, A. R. Competition and Innovation:The Inverted-U Relationship Revisited [J]. Social Science Electronic Publishing, 2011,95(5):1653-1668.
- [51]Head, K., and T. Mayer. Non-Europe: The Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU. Weltwirtschaftliches Archive, 2000,136:285-314.
- [52]Kim, J. H. Housing Price Hike and Price Stabilization Policy in Korea [A]. KDI School of Public Policy and Management Research Report Titled by A Study on Housing Price Inflation and Housing Bubble, 2005.
- [53]Krishnamurthy, A. Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management [J]. Journal of Monetary Economics, 2005,53(1):35-53.
- [54]Li, L., and X. Wu. Housing Price and Entrepreneurship in China [J]. Journal of Comparative Economics, 2014,42(2):436-449.
- [55]Mcquinn, K., and G. O'Reilly. Assessing the Role of Income and Interest Rates in Determining House Prices[J]. Economic Modelling, 2008,25(3):377-390.
- [56]Miao, J., and P. Wang. Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth [J]. Journal of Mathematical Economics, 2014,53(8):153-163.
- [57]Posedel, P., and M. Vizek. The Nonlinear House Price Adjustment Process in Developed and Transition Countries[R]. Ekonomski Institut, 2010.
- [58]Saint-Paul, G. Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model [J]. Quarterly Journal of Economics, 1991,107(4):1243-1259.
- [59]Wang, X., and Y. Wen. Can Rising Housing Prices Explain China's High Household Saving Rate [J]. Ssrn Electronic Journal, 2010,93(3):67-88.

Urban Housing Prices, Purchase Restriction Policy and Technological Innovation

YU Yong-ze, ZHANG Shao-hui

(Institute of Industrial Development, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the data of 230 prefecture-level cities and 1272 listed companies in 2004-2013, this paper had used the tool variable method and the DID method to examine the impact of the rise and spread of urban housing prices and the implementation of the purchase restriction policy on China's technological innovation activities on the basis of the spatial effect of the spread of housing prices. The results of research indicates: The rapid rise in urban housing prices significantly inhibited the technological innovation output of regions as a whole and individual enterprises. When considering the spatial effect of the spread of housing prices, due to the positive positive spillover effect of innovation activities, the spread of house prices has had a negative impact on the technological innovation activities of the surrounding cities. By using difference-in-difference model the research shows that the implementation of the purchase restriction policy helps to ease the negative impact of urban housing prices. The middle mechanism shows that the rise in urban housing prices leads to the distortion of the investment structure, through "squeeze effect" of innovation investment to curb the regional level of technological innovation. The implementation of the purchase restriction policy did not significantly affect house prices but eased the impact of rising house prices on technological innovation activities by suppressing excessive investment in real estate.

Key Words: urban housing prices; technological innovation; purchase restriction policy

JEL Classification: R31 R58 O31

[责任编辑:姚鹏]