

房价上涨、房地产扩张与高新技术产业发展

——基于省级面板数据的实证研究

傅东平¹, 彭政钦²

(1. 贵州财经大学 经济学院, 贵阳 500025; 2. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715)

摘要: 基于1999—2017年31省份的面板数据,构建系统广义矩(SYS-GMM)模型、动态面板门槛模型进行实证检验,分析房价上涨、房地产扩张对高新技术产业发展的影响。结果表明,房价上涨、房地产扩张对高新技术产业投入和产出两方面均有明显的抑制作用,2008年经济危机后,房价上涨对高新技术产业投入和产出的抑制作用显著增强;进一步研究发现房价上涨对高新技术产业发展存在“门槛效应”。具体来说,在房价收入比较低时,房价上涨对高新技术产业发展有促进作用;在房价收入比较高时,房价上涨会显著抑制高新技术产业发展;高新技术投入与产出均具有一定的惯性,政府支持对高新技术产业产出的推动作用显著。本文根据研究结论提出了相应的对策建议。

关键词: 房价上涨; 房地产扩张; 高新技术产业发展; 动态面板门槛模型

中图分类号: F062.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2022)1-0112-11

一、引言

党的十九大报告提出,“我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段”。十九届四中全会进一步提出:“坚持和完善社会主义基本经济制度,推动经济高质量发展”。本文认为其中的“高质量发展”是指我国经济已经从依靠增加物质资源消耗的粗放型增长,转变为依靠技术进步、改善管理和提高劳动者素质的集约型增长。全面提升科技创新能力,发展高新技术产业,优化我国产业结构,推动产业转型升级,是实现经济高质量发展的关键。高新技术产业不断发展过程中,土地资源作为重要投入要素,其稀缺性日益显现,不断推高高新技术企业运营成本,成为制约高新技术产业发展的重要因素。房地产业以土地要素为基础进行开发,是中国使用土地资源最多的行业之一。自1998年实施住房市场改革和土地供给制度改革以来,商品房销售量与销售价格同步上升。商品房价格不断上涨,推动房地产业快速发展,不断挤占有限的土地资源。据经济社会大数据研究统计,全国商品房平均价格已由1999年的2053元/平方米上涨至2018年的12618元/平方米。

高新技术产业快速发展和房价快速上涨并持续同存是近年我国经济发展的一个突出现象,这是我国经济快速发展的必然结果,还是二者之间存在某种重要关联?房价的快速上涨,房地产业的快速扩张是否会对高新技术产业发展的不同方面产生影响?从房价上涨与高新技术产业发展的关系来看,房价上涨提高房地产业的利润水平,拉动房地产业扩张,带动经济增长,一定程度上促进高新技术产业发展。但由于房地产业利润增加,吸引资源流向房地产业,对高新技术产业产生“挤出”效应,导致资源在房地产业和高新技术产业中出现错配。同时,高房价挤占家庭可支配收入,减少家庭的消费行为,对高新技术产业发展也会产生一定抑制作用。可见,房价上涨会引起要素资源在房地产业和高新技术产业之间相互流动,可能会对高新技术产业发展产生重要影响。从房价上涨的角度探讨我国房地产业和高新技术产业之间的关联,有利于更好地理解房价上涨对宏观经济的影响,提出高新技术产业持续稳定发展的对策。

就房价波动与高新技术产业发展的影响研究,还分散在不同的文献中。概括起来,主要包括几个方面:一是房价上涨引起企业抵押资产价值波动,影响企业投资,放大商业周期。在一个契约不完全的经济中,经济学家很久以前就意识到,诸如拥有房地产之类的抵押品可以使企业借入更多资金,从而进行更多的投资(Barro, 1976; Stiglitz 和 Weiss, 1981; Hart 和 Moore, 1994)。宏观经济学家很快意识到这种投资的变化通过相关渠道放大了商业周期效应(Bernanke 和 Gertler, 1987; Kiyotaki 和 Moore, 1997),通过房产抵押引起企业投

收稿日期:2021-08-09

基金项目:国家自然科学基金地区科学基金项目“区域房价不平衡上涨的财富分配效应及政策协调研究”(71964006)

作者简介:傅东平,博士,贵州财经大学经济学院教授,博士研究生导师,研究方向:宏观经济理论与政策;(通讯作者)彭政钦,西南大学经济管理学院博士研究生,研究方向:经济统计与计量。

资波动的“渠道”效应是造成大萧条严重程度的主要原因(Bernanke, 1983)。在存在融资摩擦的情况下,企业使用可质押资产作为抵押品为新项目融资,房地产价值的波动会改善企业的融资环境(Krishnamurthy和Caballero, 2005),对企业投资产生巨大影响(Chaney et al, 2012)。通过分析土地价值、建筑成本和总体房价、供求指标,空置率和房价与租金比率等发现,中国房地产市场存在很大挑战,整个市场的供需不平衡量存在很大的异质性,但即使是像北京这样具有强大基础水平的市场,也应被视为具有风险(Wu et al, 2016)。然而,基于中国的国有及非国有企业数据的经验研究,没有发现房地产抵押价值变化附带的渠道效应,但这一结果并不意味着潜在的房地产泡沫不会对中国经济产生负面影响(Wu et al, 2013)。余静文等(2015)利用中国工业企业数据和35个大中城市宏观数据研究表明,在房价快速增长和房地产快速扩张的背景下,社会资源将流入到房地产部门,减少企业的资金供给,抑制企业的技术创新水平,减少企业投资。Miao和Wang(2012)、王文春和荣昭(2014)以及张杰等(2016)也得出相似结论。

二是房价上涨作用人力资本积累。一直以来,房价水平与城市人力资本和经济增长关系紧密,人力资本下降和城市衰退是低房价地区的显著特征(Glaeser和Gyourko, 2005)。人力资本水平较高的地区,房价相对较高,且比较稳定,房价波动风险更小(Di Venti, 2009)。主要体现在人力资本水平在逐渐提升的过程中造成全社会对稀缺产品的占有意识提高(王先柱和骆永民, 2013)和人力资本规模扩张形成的空间集聚效应(陈斌开和张川川, 2016)。然而,也有学者研究发现,房价的加速上涨会对人力资本产生挤出效应(Chan, 2001; Shan, 2010; 王盛, 2018)。比如过高的房价显著地提高了大学毕业生离开本地就业的概率,且对教育背景和家庭背景较弱的学生影响更大(宋弘和吴茂华, 2020)。但我国幅员辽阔,经济发展存在地区性差异,笼统的对全国样本进行分析,得出的结论并不具有地区代表性。骆永民和刘艳华(2011)利用1998—2008年省级面板数据分区域实证研究发现,房价波动对人力资本的影响,在东部地区表现为正,中部地区不显著,而西部地区为负。其中,高房价在中部、西部和东部地区对科研人才集聚存在“U”型结构(孙文浩和张益丰, 2020)。

三是房价波动导致社会资金错配。房价上涨增加企业融资约束,挤占研发创新资金,降低企业创新投入倾向。从信贷角度来看,房地产业在扩张过程中,房价上涨会使房地产产生泡沫,金融机构更倾向于将资金提供给高收益、低风险的房地产业,从而挤占企业研发创新资金(刘建江和石大千, 2019);从企业角度来看,企业为缓解外部融资约束,快速提升利润水平,倾向于把有限资金投入泡沫产生的房地产部门,降低企业创新投入倾向(Miao和Wang, 2012; Chaney et al, 2012)。之后,我国学者从实证角度对此结论进行了验证,并发现在工业企业中表现得更为明显(王文春和荣昭, 2014; 张杰等, 2016)。学者进一步考虑房价蔓延的空间效应发现,房价波还对周边城市的创新水平产生了抑制作用(余泳泽和张少辉, 2017)。

现有相关研究虽分散在不同的文献之中,但就房价波动、房地产投资对高新技术产业发展的作用机制进行了多方面的探讨,为本文奠定了良好的研究基础。在此基础上,本文利用省级面板数据实证检验房价上涨对高新技术产业发展的影响和作用机制,试图从以下几个方面有所创新:第一,从研究角度来看,本文从房价上涨的角度探讨对高新技术产业发展的影响,从而对高新技术产业发展的问题及寻求持续发展的良策提供了新的研究视角,弥补了现有研究的不足;第二,从研究方法来看,运用动态面板门槛模型探究房价与高新技术产业发展有关问题的文献匮乏,本文借鉴(Seo和Shin, 2016)研究方法构建动态面板门槛模型研究房价对高新技术产业发展的非线性影响,解决了传统静态面板门槛模型忽视的内生性问题;第三,从研究结论来看,本文发现房价上涨带动房地产扩张,显著抑制了高新技术产业发展,并且在2008年经济危机爆发之后抑制作用有所增强。在门槛效应研究中发现,房价水平变化对高新技术产业发展存在“门槛效应”。

二、理论分析与研究假设

(一)房价上涨及房地产扩张对高新技术产业发展的影响机制

技术创新和人力资本作为高新技术产业发展的核心影响因素,分析房价上涨对高新技术产业发展的影响机制可以以房价上涨对技术创新和人力资本的影响为理论基础。由于房地产具有商品和资产两种属性,决定了房价上涨会对技术创新产生完全相反的两种影响(余泳泽和张少辉, 2017)。一是房价上涨提高企业自有资产的抵押价值,缓解企业融资约束,增加企业流动性,提升企业技术创新水平,促进高新技术产业发展;二是高房价提高了房地产及相关行业的利润水平,企业为获取短期巨额回报抽取部分资金投向房地产业,导致信贷资源在行业间产生错配,对高新技术产业等其他行业产生严重的资金挤出效应,阻碍高新技术

产业等其他行业的技术研发投入,抑制行业发展。房价持续上涨还会向社会传递错误信号,扭曲消费者决策,阻碍技术创新水平提升。主要体现在房价上涨导致家庭动用大部分储蓄投资房地产,减少对创新产品的消费,错误的“货币选票”会抑制高新技术产业的研发和生产积极性。从人力资本角度来看,高房价地区普遍具有较高水平的人力资本积累,但过高的房价会对人力资本产生挤出效应,特别是存在长期挤出的现象。结合我国实际情况,房价上涨对技术创新水平和人力资本产生抑制作用占主导。

基于此,本文提出假说1:

长期来看,房价上涨导致房地产业利润增加,导致社会资源在产业间产生错配,阻碍技术创新水平提升,对人力资本产生挤出效应,抑制高新技术产业发展。

(二)次贷危机对房地产业与高新技术产业发展的影响机制

从房地产业和高新技术产业发展的基本事实出发发现,房地产行业发展对高新技术产业的影响可能表现出时间差异。2008年美国爆发次贷危机,随后蔓延至世界主要国家和地区,引发全球性经济危机,我国高新技术产业受到严重的冲击。高新技术产业具有高外向性、高投入性、高风险性等特点,其受到的影响较大。在高新技术产品出口、企业产出等方面出现了不同程度的下降,高新技术企业融资约束增大,裁员、破产等现象严重。在经济危机愈演愈烈的情况下,我国政府为了刺激经济增长,实施了“四万亿”等经济刺激计划,其中大量的资源涌入房地产业,使处于短暂调整的房地产业加速扩张。因此,房地产行业发展对高新技术产业发展的影响可能更为严重。

基于此,本文提出假说2:

2008年美国次贷危机引发全球经济危机,政府采取刺激经济的政策,可能导致房地产行业发展对高新技术产业影响更为严重。

(三)房价与高新技术产业门槛效应的影响机制

随着我国经济水平的不断提升,房地产业呈现出非均衡的发展态势,可能会表现出地区差异。东部地区凭借对外开放的优势,经济快速发展,吸引了大规模的人口流入,加上其土地资源稀缺,导致房价上涨迅猛。而中西部地区经济发展较为落后,房价水平并不一致。当经济发展水平较低时,房价持续上涨带动地区经济增长,一定程度拉动高新技术产业发展;当房价水平较高时,对高新技术产业资源供给产生挤出效应。因此,房价上涨可能会对高新技术产业产生非线性或空间异质性影响,即房价水平变化对高新技术产业发展的影响可能存在“门槛效应”。

基于此,本文提出假说3:

房价上涨对高新技术产业的影响可能存在“门槛效应”。门槛效应可能体现在:房价上涨过程中,对高新技术产业发展表现出先促进后抑制。

三、研究设计

(一)模型构建

为考察我国高新技术产业发展是否受到房价上涨和房地产扩张的影响,设立如下基本模型:

$$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 Y_{it-1} + \beta_3 Price_{it} + \beta_4 Investment_{it} + \beta_5 Controls_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: Y_{it} 和 Y_{it-1} 分别表示第 t 期和第 $t-1$ 期 i 省高新技术产业代理变量,本文从投入和产出两个角度衡量高新技术产业发展,投入角度的代理变量为高新技术产业R&D经费内部支出,产出角度的代理变量为高新技术产业主营业务收入。 $Price_{it}$ 表示房地产价格,用商品房平均销售价格衡量,其计算公式为:商品房平均销售价格=商品房销售总额/商品房销售面积; $Investment_{it}$ 代表房地产扩张,用房地产开发投资额衡量; $Controls_{it}$ 表示控制变量,包括经济发展水平、专利申请数、科技活动筹集资金中的政府资金、从事科技活动人员数,其中经济发展水平用GDP水平衡量; λ_i 表示个体效应; ε_{it} 表示随机扰动项; β 表示待估系数。

(二)数据说明

本文采用1999—2017年中国省级面板数据(因数据缺失,不含港澳台地区),其中截面数为31,时间序列为19年,样本数为589。数据均来源于国泰安数据库、中国经济社会大数据研究平台、历年《中国统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》及各省统计年鉴。变量的描述性统计分析见表1。

表1 主要变量的统计描述

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	最大值
高新技术产业主营业务收入	589	213644	459233.2	252	2853020
高新技术产业 R&D 经费内部支出	589	337843.2	791202.4	50	5760005
从事科技活动人员数	589	134571.1	132307.4	2135	680237
经济发展水平	589	12406.41	13851.33	220.34	72678.2
科技活动筹集资金中政府资金	589	29205.76	51516.15	30	267345
专利申请数	589	37219.81	74100.42	62	472656
商品房平均销售价格	589	4255.97	3397.26	1027.44	20952.49
房地产开发投资额	589	14207.48	17648.84	51.34	82402.2
房价收入比	589	6.484	2.472	3.5	16.47

四、基本模型估计结果及讨论

(一)对高新技术产出的影响

依据(1)式,考虑到被解释变量滞后项引入模型建立动态面板模型后,为消除个体效应对变形模型估计所产生的内生性问题,不再使用静态面板模型估计方法,而采用系统广义矩(SYS-GMM)方法对模型(1)进行估计。以高新技术产业主营业务收入作为被解释变量进行估计,探讨房价上涨对高新技术产业产出的影响,估计结果见表2。为提供对比,表2报告了不把被解释变量滞后一期引入模型的 OLS 回归及固定效应模型估计结果。考虑到房价水平与高新技术产业发展之间可能存在逆向因果关系:一方面房价水平发生变化将导致资源在房地产业和高新技术产业之间相互流动,对高新技术产业发展产生影响;另一方面,高新技术产业快速发展,促进城市发展,又会吸引更多的高新技术企业和人才,从需求侧推动房价上涨。双向因果关系可能导致房价是内生变量,表2同时报告了以房价滞后一期作为房价工具变量(IV)的静态面板估计结果。

系统 GMM 估计结果显示,商品房平均销售价格和房地产开发投资额的估计系数均在 1% 的显著性水平上显著为负,说明房价上涨及房地产业扩展对高新技术产业销售额有负向影响,抑制了高新技术产业发展。商品房平均销售价格每上涨 1 个单位,高新技术产业主营业务收入将下降 0.0566 个单位。可能的原因在于房价上涨提高了房地产业的利润率,拉动了房地产业的投资,带动社会资金进入房地产业,减少了对高新技术产业的投资,也说明房地产业投资对高新技术产业有一定的挤出效应。滞后一期高新技术产业主营业务收入系数显著为正,对当期有正向促进作用,说明高新技术产业发展存在惯性,与猜想一致。其他控制变量的系数估计结果来看,经济发展水平越高、科技活动筹集资金中的政府资金越多、从事科技活动人员数越多,都将会显著的促进高新技术产业的发展,且 GDP、政府资金、从事科技活动人员每上涨 1 个单位,高新技术产业主营业务收入上升 0.0657、0.0650、0.0696 个单位。可能的解释为经济发展水平越高,会带动高新技术产业发展,促进创新要素的产出;政府对高新技术产业的支持,会加快高新技术产业的发展。但专利申请数对高新技术产业主营业务收入呈负相关关系且无显著影响,估计结果和表2报告的其他模型估计结果相反,也有悖于常理。可能的原因应该来自模型设定,动态面板模型引入了被解释变量的滞后一期,专利申请数受研发投入的影响比较大,和上一期的高新技术产业主营业务收入高度相关,导致了两者有一定的共线性,致使估计结果出现了专利申请数估计系数为负。从系统 GMM 模型的检验结果看,表中 Sargan 检验结果显示所选工具变量是合理有效的,Arellano-Bond 检验表明原模型不存在序列相关问题,满足动态面板模型使用系统 GMM 估计的假设前提。

表2 线性回归模型估计结果

变量	OLS	固定效应	IV 估计	系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
商品房平均销售价格	-0.1562* (-1.86)	-0.1697*** (-1.97)	-0.2050*** (-5.31)	-0.0566*** (-11.42)
房地产开发投资额	-0.0901** (-1.99)	-0.0902** (-2.01)	-0.0841*** (-5.03)	-0.0424*** (-32.50)
从事科技活动人员数	1.0187 (1.64)	1.0878 (1.59)	1.0598*** (3.78)	0.0696*** (10.91)
政府资金	0.3484 (0.55)	0.3432 (0.55)	0.3544 (1.53)	0.0650*** (4.61)
专利申请数	2.3520** (2.49)	2.2447** (2.36)	2.1536*** (6.37)	-0.0256 (-1.38)
GDP	0.2264** (2.51)	0.2324** (2.57)	0.2366*** (7.21)	0.0657*** (31.01)
滞后一期高新技术产业 主营业务收入				1.5421*** (206.58)
N	589	589	558	558
Hausman 检验		17.95***		
F 检验		29.54***		
AR(1)值				0.0851
AR(2)值				0.1326
Sargan 值				0.6871

注:括号内为 Z 统计量;*,**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

(二)对高新技术投入的影响

以高新技术产业 R&D 经费内部支出为被解释变量,估计基本模型(1),可得到表 3 的系统 GMM 估计结果。表 3 也同时报告了 OLS 回归、固定效应和工具变量(IV)的估计结果。

从表 3 中可以看出,房价上涨、房地产扩张对高新技术产业投入有显著的负向影响。房价水平每上涨 1 个单位,高新技术产业 R&D 经费内部支出将下降 0.1726 个单位。可能的原因既在于房价上涨引起资金流入房地产业,增加了高新技术产业融入外部资金的困难,又在于房价上涨提高了投资房产的预期收益,激励高新技术产业用更多的资金持有房产,削弱了高新技术产业利用自有资金进行 R&D 经费内部支出的能力。结合表 2 和表 3 的估计结果,研究假说 1 得到了有效验证,符合余泳泽和张少辉(2017)的研究观点。系统 GMM 估计结果还显示,滞后一期高新技术产业 R&D 经费内部支出对对本期有显著的正向影响,说明 R&D 经费内部支出具有惯性,这和直觉及理论推断一致。从控制变量看,政府支持高新技术产业投入是正向的,估计结果与对高新技术产业产出的影响一致。但专利申请数的估计系数显著为负,方向与高新技术产业产出一致,可能的原因同样来自于模型设定。表中报告的 Sargan 和 Arellano-Bond 检验结果显示系统 GMM 模型设定的合理性。OLS 回归、固定效应和工具变量(IV)的估计结果和系统 GMM 估计结果保持了定性上的一致性,但具体估计参数大小有一定差异。

(三)经济危机产生的结构变化效应估计

2008 年美国次贷危机引发的全球经济危机,对高新技术产业和房地产业产生了不同的影响。高新技术产业受经济危机影响出现了出口增速下滑、融资困难等现象。2008 年高新技术产品出口增速 13.1%,比前 10 月下降 6.5%,融资困难降低了高新技术产业的研发投入能力,对高新技术产业产生深远影响。与此同时,房地产业经过短暂的衰退后,受“4 万亿”刺激政策影响,大量资金进入房地产业,造就了房地产业的新一轮繁荣,房价进入了上涨通道。经济危机对高新技术产业和房地产业的不同影响,是否引起房价与高新技术产业投入之间关系的变化?表 4 报告了 1998—2008 年、2009—2017 年分别以主营业务收入和 R&D 经费内部支出为被解释变量的分段回归结果。

据表 4 结果显示,从对高新技术产业产出影响来看,房价的估计参数在两段回归中均显著为负,说明在经济危机爆发前后,房价上涨均显著的抑制高新技术产业的产出。对比两段回归的系数,发现在经济危机前后估计均显著为负且参数大小基本无变化,说明房价上涨对高新技术产业产出存在不利影响。从房地产开发投资额的估计参数来看,在两段估计均显著为负但估计参数绝对值明显变大,危机后的参数绝对

表 3 线性回归模型估计结果

变量	OLS	固定效应	IV 估计	系统 GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)
商品房平均销售价格	-0.2644* (-1.73)	-0.2814* (-1.86)	-0.3002*** (-5.05)	-0.1726*** (-11.56)
房地产开发投资额	-0.1340** (-2.32)	-0.1365** (-2.39)	-0.1311*** (-5.61)	-0.1281*** (-31.84)
政府资金	3.4661** (2.38)	3.5092** (2.52)	3.4601*** (7.15)	1.2762*** (26.56)
从事科技活动人员数	2.6946** (2.26)	3.1821** (2.38)	3.4668*** (5.01)	-0.1532*** (-12.48)
专利申请数	3.8467*** (4.87)	3.4925*** (4.16)	3.2269*** (4.72)	-0.7593*** (-21.17)
GDP	0.2916*** (2.67)	0.2976*** (2.74)	0.3048*** (7.36)	0.3299*** (64.12)
滞后一期高新技术产业 R&D 经费内部支出				0.8719*** (364.33)
N	589	589	558	558
Hausman 检验		29.68***		
F 检验		220.19***		
AR(1)值				0.0038
AR(2)值				0.9759
Sargan 值				0.8064

注:括号内为 Z 统计量;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 4 分段回归估计结果

变量	1999—2008 年		2009—2017 年	
	主营业务收入	R&D 经费内部支出	主营业务收入	R&D 经费内部支出
商品房平均销售价格	-0.0237*** (-3.72)	-0.0318*** (-3.08)	-0.0200** (-2.52)	-0.4599*** (-22.49)
房地产开发投资额	-0.0270*** (-7.38)	-0.0601*** (-17.87)	-0.0469*** (-15.84)	-0.1523*** (-20.45)
政府资金	-0.4488*** (-11.23)	0.2374*** (7.69)	0.1661*** (6.58)	1.4083*** (56.53)
从事科技活动人员数	0.2845*** (6.46)	0.3720*** (5.26)	-0.0547*** (-4.18)	-0.2144*** (-30.29)
专利申请数	-0.7687*** (-8.02)	-0.5092*** (-4.26)	0.4014*** (8.90)	-0.8047*** (-20.34)
GDP	0.0619*** (11.25)	0.1124*** (58.26)	0.0610*** (9.22)	0.4461*** (29.79)
滞后一期高新技术产业主营业务收入	1.6066*** (100.36)		1.3881*** (90.77)	
滞后一期高新技术产业 R&D 经费内部支出		0.9847*** (65.53)		0.7961*** (339.41)
N	279	279	248	248
AR(1)值	0.0622	0.0573	0.0977	0.0163
AR(2)值	0.2282	0.3165	0.7789	0.9605
Sargan 值	0.2788	0.2280	0.8618	0.3531

注:括号内为 Z 统计量;*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

值为危机前的1.7倍,说明房地产行业投资增加对高新技术产业产出影响加剧。从对高新技术产业投入影响来看,房价估计参数绝对值在经济危机之后扩大约14.5倍,房地产开发投资额估计参数显著为负且扩大约2.5倍,表明经济危机后房地产行业的发展对高新技术产业投入表现出更为严重的抑制作用。出现这种结果的原因可能在于经济危机之后,“4万亿”的刺激政策加快了房地产业的发展,房价出现了较快增长,使得资源快速向房地产业集聚。受到政府调控政策等因素的影响,挤出效应加大,加剧了对高新技术产业发展的抑制作用。房地产扩张在2008年后加剧了对高新技术产业发展的抑制作用主要体现在对高新技术产业的投入上,可能的原因是为了刺激经济增长,房地产业快速扩张吸收了政府政策释放的资金及受到经济危机冲击后在社会中为数不多的闲置资金,从而使高新技术产业投入大幅减少。至此,研究假说2得到了验证。

五、动态门槛效应研究

(一)动态面板门槛模型的设定

随着我国房地产业非均衡发展,房地产市场泡沫化程度在各地区均有不同,房价水平的变化可能会对高新技术产业产生非线性或空间异质性影响,即相对房价差异(本文用房价收入比衡量)可能导致房价水平变化对高新技术产业发展的影响存在“门槛效应”。为了研究“门槛效应”,在(Caner和Hansen,2004)静态门槛回归的基础上结合(Seo和Shin,2019)的研究成果,引入动态面板门槛模型。传统的静态面板门槛模型要求变量强外生性的假设往往使估计结果受到质疑,动态面板门槛模型在引入被解释变量滞后项的基础上采用广义矩估计的方式进行估计,解决了因变量内生性导致估计结果有偏的缺陷。在考虑到回归函数的连续性,以房价收入比作为门槛变量,动态面板门槛模型设定为折弯形式,即在门槛值处,回归函数发生折弯而非跳跃。具体动态面板模型设定如下:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \kappa(q_{it} - \gamma)I\{q_{it} > \gamma\} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

其中: y_{it} 为被解释变量,代表高新技术产业主营业务收入和高新技术产业R&D经费内部支出; x_{it} 代表包含被解释变量滞后项在内的所有解释变量。本文采用房价收入比衡量房地产价格,作为房价上涨的代理变量;采用房地产开发投资额衡量房地产投资,作为房地产扩张的代理变量。此外,根据已有研究,引入影响高新技术产业发展的其他解释变量,包括:科技活动筹集经费中政府资金、专利申请数、经济发展水平、从事科技活动人员数。 q_{it} 为门槛变量,本文选取房价收入比为门限变量,来探讨房价上涨、房地产扩张对高新技术产业发展的影响。借鉴已有研究(吕江林,2010),其计算公式为:房价收入比=(90×住宅平均销售价格)/(平均家庭户规模×城镇居民人均可支配收入)。 γ 是门槛值。为处理截面异质性问题,模型中引入 α_i 代表个体效应。 ε_{it} 是随机干扰项,代表为引入模型中的其他因素的影响。下标 i 和 t 分别表示截面和时间, T 和 n 分别表示截面维度和时间维度。 $I\{\cdot\}$ 是示性函数,当括号中的条件成立时取值为1,否则取值为0。其参数 β 的含义和一般的动态面板模型相同,模型中若 $\kappa = 0$,则说明在样本区间,不存在弯折,当然也不存在门槛效应。和一般的静态门槛模型不同的是,当 $q_{it} > \gamma$ 时,门槛变量的斜率为 β 中对应的分量与 κ 之和。

(二)动态面板门槛模型的估计方法

为估计模型(2),首先通过一阶差分消去个体效应 α_i ,模型中的未知 $\theta = (\beta', \kappa', \gamma')$ 参数通过差分广义矩方法进行估计,其中: β 为解释变量系数; κ 为弯折系数; γ 为门槛值。按照(Seo和Shin,2016),被解释变量差分的滞后项作为解释变量进入差分方程存在内生性问题,考虑到更一般的情况,其他解释变量差分也可能存在内生性问题。为处理内生性问题,首先从滞后的高新技术产业发展变量和其他内生变量中设定一个 l 维向量 $(z'_{i0}, \dots, z'_{iT})'$ ($2 < t_0 \leq T$)作为工具变量。

其次,构造样本矩:

$$\bar{g}_n(\theta) = \bar{g}_{1n} - \bar{g}_{2n}(\gamma)(\beta', \kappa')' = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{1i} - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{2i}(\gamma)(\beta', \kappa')' \quad (3)$$

用 Δ 表示差分算子,则可将各个字母的含义表示为

$$g_{1i} = \begin{pmatrix} z'_{i0} \Delta y_{i0} \\ \vdots \\ z'_{iT} \Delta y_{iT} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$g_{2i}(\gamma) = \begin{pmatrix} z_{it_0}(\Delta x'_{it_0}, I_{it_0}(\gamma) X_{it_0}) \\ \vdots \\ z_{iT}(\Delta x'_{iT}, I_{iT}(\gamma) X_{iT}) \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$X_{it} = \begin{pmatrix} (1, x'_{it}) \\ (1, x'_{i,t-1}) \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$I_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} z_{it_0}((q_{it_0} - \gamma_0)I\{q_{it_0} > \gamma_0\} - (q_{i,t_0-1} - \gamma_0)I\{q_{i,t_0-1} > \gamma_0\}) \\ \vdots \\ z_{iT}((q_{iT} - \gamma_0)I\{q_{iT} > \gamma_0\} - (q_{i,T-1} - \gamma_0)I\{q_{i,T-1} > \gamma_0\}) \end{pmatrix} \quad (7)$$

再次,引入带加权矩阵 W_n 的广义矩目标函数:

$$\bar{I}_n(\theta) = \bar{g}_n(\theta) W_n \bar{g}_n(\theta) \quad (8)$$

最小化上面的目标函数,即可得到差分广义矩的估计量 $\hat{\theta}$ 。

鉴于对于每一个固定的可能门槛值 γ ,模型转化成为一个带个体效应的线性动态面板模型。因此,目标函数最小化采用类似静态面板模型的网格搜索法,得到给定 γ 值后 β 和 κ 的估计量:

$$(\hat{\beta}(\gamma), \hat{\kappa}(\gamma))' = (\bar{g}_{2n}(\gamma) W_n \bar{g}_{2n}(\gamma))^{-1} \bar{g}_{2n}(\gamma) W_n \bar{g}_{1n} \quad (9)$$

其中:令加权矩阵 W_n 为

$$W_n = \begin{pmatrix} \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_{it_0} z'_{it_0} & \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{it_0} z'_{it_0+1} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{it_0+1} z'_{it_0} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_{it_0+1} z'_{it_0+1} & \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{it_0+1} z'_{it_0+2} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \ddots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{iT-1} z'_{iT-2} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_{iT-1} z'_{iT-1} & \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{iT-1} z'_{iT} \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & \frac{-1}{n} \sum_{i=1}^n z_{iT} z'_{iT-1} & \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_{iT} z'_{iT} \end{pmatrix}^{-1} \quad (10)$$

于是加权矩阵可变为

$$W_n = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}'_i - \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \sum_{i=1}^n \hat{g}'_i \right)^{-1} \quad (11)$$

其中: $\hat{g}_i = (\widehat{\Delta \varepsilon}_{it_0} Z'_{it_0}, \dots, \widehat{\Delta \varepsilon}_{iT} Z'_{iT})'$; $\widehat{\Delta \varepsilon}_{it}$ 是一阶段估计的残差。

施加了弯折约束条件的广义矩估计量 (β, κ, γ) 渐进分布也可以按 Seo 和 Shin(2016) 相同的方法推导得到。具体来说,定义 $G = (G_\beta, G_\kappa, G_\gamma)$, 则

$$G_\beta = \begin{pmatrix} -E(z_{it_0} \Delta x'_{it_0}) \\ \vdots \\ -E(z_{iT} \Delta x'_{iT}) \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$G_\kappa = \begin{pmatrix} E z_{it_0}((q_{it_0} - \gamma_0)I\{q_{it_0} > \gamma_0\} - (q_{i,t_0-1} - \gamma_0)I\{q_{i,t_0-1} > \gamma_0\}) \\ \vdots \\ E z_{iT}((q_{iT} - \gamma_0)I\{q_{iT} > \gamma_0\} - (q_{i,T-1} - \gamma_0)I\{q_{i,T-1} > \gamma_0\}) \end{pmatrix} \quad (13)$$

$$G_\gamma = \begin{pmatrix} E z_{it_0}(I\{q_{i,t_0-1} > \gamma_0\} - I\{q_{it_0} > \gamma_0\}) \\ \vdots \\ E z_{iT}(I\{q_{i,T-1} > \gamma_0\} - I\{q_{iT} > \gamma_0\}) \end{pmatrix} \quad (14)$$

Seo 和 Shin(2016)已证明在适当条件下,广义矩估计量是渐进正态分布,也就是

$$\begin{pmatrix} \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) \\ \hat{\kappa} - \kappa_0 \\ n^{\frac{1}{2}-\alpha}(\hat{\gamma} - \gamma_0) \end{pmatrix} \xrightarrow{d} N\left(0, (G'\Omega^{-1}G)^{-1}\right) \quad (15)$$

渐进方差的估计量为

$$\hat{\Omega}(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\theta) g_i(\theta)' - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\theta) \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_i(\theta)' \quad (16)$$

其中: $g_i(\theta) = g_{1i} + g_{2i}(\gamma)(\beta', \kappa')'$ 。

(三) 门槛效应的自抽样检验方法

针对门槛效应的存在性检验,原假设为

$H_0: \kappa = 0$ 对所有的 $\gamma \in \Gamma$ 成立

即不存在门槛效应。其中 Γ 表示 γ 的参数空间。则备择假设为

$H_1: \kappa_0 \neq 0$ 对一些 $\gamma \in \Gamma$ 成立

在原假设下,考虑模型中含 κ 的项将缺失,据此使用上界类型的统计量,即

$$\sup W = \sup_{\gamma \in \Gamma} W_n(\gamma) \quad (17)$$

其中: $W_n(\gamma)$ 对每一个固定的 γ 而言是一个标准的瓦尔德(Wald)统计量,即

$$W_n(\gamma) = n\hat{\kappa}(\gamma) \hat{\Sigma}(\gamma)^{-1} \hat{\kappa}(\gamma) \quad (18)$$

其中: $\hat{\kappa}(\gamma)$ 是对应给定的 γ, κ 的广义矩估计量,且

$$\hat{\Sigma}(\gamma) = R[\hat{V}_s(\gamma) \hat{V}_s(\gamma)']^{-1} R' \quad (19)$$

这是一个一致渐进方差的估计量,等式中 $R = \begin{bmatrix} 0_{(k_i+1) \times k_i} & I_{k_i+1} \end{bmatrix}$, 且

$$\hat{V}_s(\gamma) = \hat{\Omega}[\hat{\theta}(\gamma)]^{-\frac{1}{2}} \left\{ \hat{G}_\beta, \hat{G}_\kappa[\hat{\theta}(\gamma)] \right\} \quad (20)$$

基于独立同分布的自抽样算法,构造具体的检验方法,步骤如下:

(1) 从标准正态分布中独立抽取序列 $\{\eta_i\}_{i=1}^n$ 。

(2) 按照前文 $\hat{\kappa}(\gamma)$ 的定义,并用 $\Delta y_{it}^* = \widehat{\Delta \varepsilon_{it}} \eta_i$ 替代 Δy_{it} 计算出 $\widehat{\delta \kappa}(\gamma)^*$, 其中, $\widehat{\Delta \varepsilon_{it}} = \Delta y_{it} - \Delta x_{it}' \hat{\beta} - \hat{\kappa}' X_{it}' (q_{it} - \gamma) I\{q_{it} > \gamma\}$ 来自原样本的残差。

(3) 计算自抽样统计量 $W_n^*(\gamma) = n\hat{\kappa}(\gamma)^* \hat{\Sigma}(\gamma)^{-1} \hat{\kappa}(\gamma)^*$ 并在参数空间 Γ 里计算出的上确界,从而得到 $\sup W^*$ 。

(4) 重复(1)~(3)步很多次(通常应至少达到300次左右),计算 $\sup W^*$ 大于 $\sup W$ 的比率,作为经验 P 值,进行显著性检验。

表5 动态面板门Kink槛模型回归结果

变量	高新技术产业主营业务收入	高新技术产业 R&D 经费内部支出
滞后一期高新技术产业主营业务收入_b	0.8671*** (121.22)	
滞后一期高新技术产业 R&D 经费内部支出_b		0.8859*** (172.23)
房地产开发投资额_b	-0.0062*** (-6.81)	-0.0185*** (-7.92)
专利申请数_b	0.0265 (1.57)	0.6110*** (9.56)
从事科技活动人员数_b	-0.0934*** (-10.18)	0.1709*** (4.31)
政府资金_b	0.3863*** (6.97)	0.0597 (1.14)
GDP_b	0.0393*** (12.52)	0.0609*** (14.26)
房价收入比_b	12412.37*** (7.70)	23953.92*** (14.50)
Kink_slope	-20936.81*** (-5.46)	-46738.82*** (-6.41)
门槛值	7.4854*** (53.75)	7.0042*** (47.68)

注:括号中给出的是 Z 统计量;*、**、***分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平; p 值采用 Bootstrap 方法重复 300 次。

(四)动态面板门槛模型回归结果分析

利用Stata13软件,对式(2)按上述方法进行估计,得到的估计结果见表5。

分析表5的估计结果可以得出,无论高新技术产业发展是以高新技术产业主营业务收入还是以高新技术产业R&D经费内部支出来衡量,在1%的显著性水平上,折弯斜率显著为负,说明房价收入比对高新技术产业发展存在门槛效应。当房价收入比低于门槛值时,在1%的显著性水平上,房价收入比的系数显著为正,说明房价的相对上涨对高新技术企业发展有显著的促进作用,当房价收入比高于门槛值时,房价收入比的基准系数与折弯斜率之和均为负,说明房价相对上涨对高新技术产业发展有显著的抑制作用。在房价比较低的时期,整体经济低迷,房地产持续扩张,将有效的促进经济的增加,从而带动高新技术产业发展,增加高新技术产业主营业务收入,也促使高新技术产业增加R&D经费内部支出;当房价上涨到一定阶段,即房价收入比超过门槛值以后,房价水平继续上升,房地产投资继续扩大将会导致资源在产业间发生错配,使房地产业产生资金、人才集聚效应,抑制高新技术产业发展,降低高新技术产业主营业务收入和R&D经费内部支出,这一估计结果验证了本文的研究假设三。然而,高新技术企业发展的两种不同衡量方法,估计出的门槛值分别为7.4854和7.0042,两者有一定的差距。可能的原因在于,高新技术产业的R&D支出受现金流的影响较大,房价较收入较快上涨导致资金向房地产业流动加快,导致高新技术产业融资难度加大,R&D投入能力下降。因此门槛值较低。对高新技术产业主营业务收入而言,社会经济总量增加过程中,对高新技术产品的需求有一个滞后的过程,房价上涨放大了房地产业对高新技术产品的需求,也一定程度上推动了高新技术产业的主营业务收入持续增加,因而,对应的门槛值高一些。

从其他变量的回归参数来看,滞后一期高新技术产业主营业务收入估计参数在1%的显著性水平上显著为正,说明高新技术产业主营业务收入具有一定的惯性。从估计的数据看,上一期高新技术产业主营业务收入每增加一个单位,下一期高新技术产业主营业务收入将增加0.8671个单位。滞后一期的高新技术产业R&D经费内部支出估计参数在1%的显著性水平上也显著为正,说明高新技术产业R&D经费内部支出也具有一定的惯性。从数据看,上一期高新技术产业R&D经费内部支出每增加一个单位,下一期的高新技术产业R&D经费内部支出增加0.8859个单位。两者相比较,高新技术产业R&D经费内部支出的惯性更大,原因可能在于高新技术产业R&D经费内部支出主要取决于企业长期发展战略,受既定技术路线影响较大,企业很难在短期内大幅度调整。政府支持对高新技术产业产出有显著的正向促进作用。原因可能是经济发展到一定水平,高新技术产业作为促进经济增长的新增长点,政府支持将会促进高新技术产业发展。专利申请数变量对高新技术产业产出无显著影响,对高新技术产业投入有正向促进作用,可能的解释是专利申请数持续增加需要占用较多的研发资金,从而促进高新技术产业R&D经费内部支出,导致专利数和R&D经费内部支出之间有一定的相关性。GDP变量正向促进高新技术产业发展,符合预期。

六、结论及政策建议

本文利用1999—2017年我国31个省、直辖市、自治区面板数据,构建系统广义矩模型和折弯的动态面板门槛模型,就3个研究假说探讨房价上涨、房地产扩张对高新技术产业发展的影响。通过研究得到以下主要结论:第一,总体来说,房价上涨、房地产扩张对高新技术产业发展有明显的抑制作用,不利于高新技术产业发展,且抑制作用体现在高新技术产业投入和产出两方面。第二,2008年经济危机爆发之后,为积极应对经济危机推出了大规模的经济刺激计划,加速了房地产业的发展,对高新技术产业产生了挤出效应,房价上涨对高新技术产业投入和产出的抑制作用显著增强。第三,房价水平的变化对高新技术产业发展存在“门槛效应”。具体来说,在房价收入比较低时,房价上涨对高新技术产业发展有促进作用;当房价收入比较高时,房价上涨、房地产投资持续增加会使房地产业产生聚集效应,导致资源在各产业间发生错配,致使高新技术产业会出现人才流失、资金流出等现象,从而抑制高新技术产业发展。相比较而言,对高新技术产业R&D经费内部支出影响的门槛值低于对高新技术产业主营业务收入影响的门槛值,房价上涨对高新技术产业投入更容易出现负面影响。第四,高新技术投入与产出均具有一定的惯性,政府支持对高新技术产业发展的推动作用显著。

以上结论具有较强的政策含义:房价上涨带动房地产相关产业发展,从而拉动经济增长,是以抑制高新技术产业等产业发展为代价的。高新技术产业发展关系到我国经济发展方式的转变和高质量发展的实现,是能

否跨越中等收入陷阱的关键一环,也是国家竞争力的核心来源。降低房价上涨引起的房地产业对高新技术产业的挤出效应非常重要。房价对高新技术产业发展的影响是存在门槛效应的,与房价收入比息息相关,较低的房价收入比对高新技术产业发展有促进作用,但房价收入比达到一定程度则会转变为抑制作用。从房价上涨对高新技术产业发展的影响角度,可以从以下几方面入手:

一是建立稳定房价的长效机制。从供给角度看,房价上涨的主要推动力来自土地成本上升,根源于土地财政的制度安排。从需求角度看,房价上涨的主要拉力来自于投机性购房需求,根源于长期的货币超发。要建立稳定房价的长效机制,应加快推进土地供给的市场化改革,推进农村经营性建设用地入市,尽快明确土地使用权到期的制度安排,创新土地交易制度等,增强土地供给对房价的弹性。同时,要从需求角度入手,创新投资方式,拓宽投资渠道,打破金融体系资金的自我循环,使更多资金流向高新技术产业,减少超发货币流向房地产市场。此外,还应合理设计和尽快出台房地产税,研究房产空置税,提高投机性房地产的持有成本。应改革财税分配制度,为地方政府提供稳定的税源,降低地方政府高价卖地的冲动。通过多种措施使房屋回归居住功能,实现“房住不炒”的管理目标。

二是形成相对稳定的房地产市场调控规则。中央政府和地方政府在利益诉求上并不完全相同,在房地产市场调控方面双方的利益诉求更是差异巨大。在中央政府和地方政府的博弈中,中央政府控制房价的政策往往得不到地方政府强有力的贯彻执行,而稳定房价的政策则被地方政府无限放大,结果地方政府成为推动房价上涨的中坚力量,斟酌使用和不断调整的房价调控政策成为房地产市场周期性波动的重要原因。为改变这一局面,应建立起可预期的房价调控规则,为房地产市场有序发展创造稳定的市场环境。政府应加强对房地产市场的监测及时公布房价变动有关的相关信息,同时要形成相对稳定的调控手段和调控规则,以稳定市场预期,减少因调控政策预期变化产生周期性的市场投机。

三是要基于房价收入比实行区域差别化的分类管理政策。房价收入比对高新技术产业发展的影响具有门槛效应,我国不同区域的房价收入比仍处于不同水平,对于还未达到门槛值的区域,可保持房价收入比的基本稳定或小幅增加;对于已超过门槛值的区域,要持续降低房价收入比。房价收入比既与房价有关,也与收入有关。在后疫情时代,稳增长是目前面临的主要任务,房价波动涉及地方政府、开发商、房屋所有者和银行等多方面利益,房价的快速下跌会对金融体系甚至经济基本面产生巨大冲击。因此房价的大幅度下降不应该成为政策目标,房价收入比的稳定或降低也只有在发展中解决,即通过稳定房价,提高人均收入的办法解决。主要应从两个方面想办法,一是增加居民的绝对收入水平,二是提高房价相对较低的中小城镇人口比例。为此,既要推动分配向有利于劳动者的方向变化,进一步缩小城乡差距,积极推进城乡一体化,又要进一步加强对特大城市人口规模的控制力度,特别是加快推进大城市与周边中小城镇之间的基础设施互联互通、积极引导大城市的教育、医疗等优质资源向周边中小城镇转移和复制,实现大城市与周边中小城镇的协调发展,疏解大城市部分人口。通过疏堵结合,缓解大城市的房价上涨压力。

四是增加政府对高新技术产业的投入,弱化房价上涨的挤出效应。加大政府对基础技术研发的投入力度,为高新技术研发提供更有利的支撑。优化政府对高新技术产业的财税、金融政策支持力度,提升增信能力,降低增信成本,消除高新技术企业的融资障碍。为高新技术产业中的技术性人才提供住房优惠和个人税收优惠政策,提升高新技术产业对人才的吸引力。坚定发挥国有企业在新技术研发中的主导作用,推动企业间针对核心技术、关键零部件等的合作研发和联合攻关,采取有效措施加快技术进步。

参考文献

- [1] 陈斌开,张川川,2016.人力资本和中国城市住房价格[J].中国社会科学,(5):43-64.
- [2] 刘建江,石大千,2019.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测算[J].中国软科学,(9):150-165.
- [3] 骆永民,刘艳华,2011.金融集聚、人力资本与房价——基于PanelVAR模型[J].财贸研究,22(4):93-101.
- [4] 吕江林,2010.我国城市住房市场泡沫水平的度量[J].经济研究,45(6):28-41.
- [5] 宋弘,吴茂华,2020.高房价是否导致了区域高技能人才流出?[J].金融研究,(3):77-95.
- [6] 孙文浩,张益丰,2020.低房价有利于“抢人大战”城市科研人才集聚吗?[J].科学学研究,38(5):813-825.
- [7] 王盛,2018.房价上涨会影响企业人力资本投资决策吗[J].当代财经,(5):81-90.
- [8] 王文春,荣昭,2014.房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J].经济学(季刊),13(2):465-490.
- [9] 王先柱,骆永民,2013.人力资本水平提升与房价上涨关系刍议[J].现代经济探讨,(4):24-27.

- [10] 余静文, 王媛, 谭静, 2015. 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, 17(5): 44-56.
- [11] 余泳泽, 张少辉, 2017. 城市房价、限购政策与技术创新[J]. 中国工业经济, (6): 98-116.
- [12] 张杰, 杨连星, 新夫, 2016. 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, 32(5): 64-80.
- [13] BARRO R J, 1976. The loan market, collateral, and rates of interest[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 8(4): 439-456.
- [14] BERNANKE B S, 1983. Irreversibility, uncertainty, and cyclical Investment[J]. *Nber Working Papers*, 98(1): 85-106.
- [15] BERNANKE B, GERTLER M, 1987. New approaches to monetary economics: Banking and macroeconomic equilibrium [M]. Cambridge: Cambridge University Press.
- [16] CANER M, HANSEN B E, 2004. Instrumental variable estimation of a threshold model[J]. *Econometric Theory*, 20(5): 813-843.
- [17] CHAN S, 2001. Spatial lock-in: Do falling house prices constrain residential mobility[J]. *Journal of Urban Economics*, 49(3): 567-586.
- [18] CHANEY T, SRAER D, THESMAR D, 2012. The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment [J]. *American Economic Review*, 102(6): 2381-2409.
- [19] DI VENTI T R, 2009. Location, location, location: House price returns and related topics in finance[D]. Washington D.C.: The George Washington University.
- [20] GLAESER E L, GYOURKO J, 2005. Why have housing prices gone up?[J]. *American Economic Review*, 95(2): 329-333.
- [21] HART O, MOORE J, 1994. A theory of debt based on the inalienability of human capital[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(4): 841-879.
- [22] KIYOTAKI N, MOORE J, 1997. Credit Cycles[J]. *Journal of Political Economy*, 105: 211-248.
- [23] KRISHNAMURTHY A, CABALLERO R J, 2005. Bubbles and capital flow volatility: Causes and risk management [J]. *Journal of Monetary Economics*, 53(1): 35-53.
- [24] MIAO J, WANG P, 2012. Sectoral bubbles and endogenous growth[J]. *Society for Economic Dynamics. Meeting Papers*. No. 227.
- [25] SEO M H, KIM S, KIM Y J, 2019. Estimation of dynamic panel threshold model using stata[J]. *The Stata Journal*, 19(3): 685-697.
- [26] STIGLITZ J E, WEISS A, 1981. Credit rationing in markets with imperfect information[J]. *American Economic Review*, 71(3): 393-410.
- [27] SHAN H, 2010. Property taxes and elderly mobility[J]. *Journal of Urban Economics*, 67(2): 194-205.
- [28] SEO M H, SHIN Y, 2016. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. *Journal of Econometrics*, 195(2): 169-186.
- [29] WU J, GYOURKO J, DENG Y, 2016. Evaluating the risk of Chinese housing markets: What we know and what we need to know[J]. *China Economic Review*, 39: 91-114.
- [30] WU J, GYOURKO J, DENG Y, 2013. Is there evidence of a real estate collateral channel effect on listed firm investment in China?[R]. Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research.

Rising House Prices, Real Estate Expansion and High-tech Industry Development

Fu Dongping¹, Peng Zhengqin²

(1. School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 500025, China;

2. School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China)

Abstract: Based on the panel data of 31 provinces from 1999 to 2017, the system generalized moment (SYS-GMM) model and the dynamic panel threshold model were used to comprehensively and empirically analyze the relationship between house-price rising, real-estate expansion and high-tech industry developing. The results show that housing-price rising and real-estate expanding have a significant inhibitory effect on the development of high-tech industries, especially after the 2008 economic crisis. Furthermore, research shows that there is a house-price rising threshold effect on the development of high-tech industries. Specifically, when the HPIR (House Price to Income Ratio) is relatively low, the house-price rising has a significant positive effect on the development of high-tech industry. When the HPIR is relatively high, the effect of house-price rising on the development of high-tech industries changed to strong inhibition. High-tech input and output have certain inertia. The government's support plays an important role on promoting the development of high-tech industries. According to the empirical results, strategies and suggestions were put forward.

Keywords: house-price rising; real-estate expansion; high-tech industry development; dynamic panel threshold model