

非线性框架下的城市创新与房地产市场韧性： 基于 286 城市的门槛效应检验

李 嘉¹, 曲峻熙^{2,3}

(1. 中国宏观经济研究院投资研究所, 北京 100038;

2. 香港科技大学(广州)城市治理与设计学域, 广东 广州 511453;

3. 香港大学城市规划与设计系, 香港 999077)

摘 要:随着中国房地产市场进入深度调整期,房地产市场稳定性与城市发展动能转换成为重要议题。本文基于 2003—2016 年中国 286 个城市面板数据,运用门槛效应模型,探析城市创新对房地产市场韧性(含投资韧性、销售韧性、价格韧性)的影响及作用机制。研究结果表明:(1)城市创新对房地产市场韧性具有显著正向影响,且存在非线性门槛特征,超过该门槛值后,提升效应显著增强,城市创新对房价韧性呈现显著单门槛效应,对投资韧性和销售韧性的影响存在异质性;(2)当城市创新指数低于 0.043 9 时,创新对房价韧性的提升作用有限,当创新指数高于 0.043 9 时,价格韧性弹性由 1.09 跃升至 1.83,表明创新对城市房地产价格稳定性的托底作用凸显;(3)房地产金融化程度加深会弱化创新的风险对冲功能,但并未改变其门槛效应方向。异质性分析发现,2008 年后城市创新对房地产市场韧性的正向效应更突出,表明快速金融化阶段创新对市场稳定性的支撑作用更为关键。此外,劳动力规模、第三产业占比等经济因素对房地产市场韧性的影响随创新水平提升呈现差异化特征,而建成区绿化率始终表现出正向影响。本文认为,调房价和引导城市创新并非不可调和的悖论,达到一定阶段后,城市创新水平提高反而可以反向增强房地产市场韧性,推动城市向房地产—创新包容驱动转型。研究结果可为政府制定“创新驱动房地产市场稳韧性”政策、实现城市高质量发展提供理论依据与实证支持。

关键词:城市创新;房地产市场韧性;非线性框架;门槛模型

中图分类号:F293.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)06-0083-14

Urban innovation and real estate market resilience under a nonlinear framework: Evidence from threshold effect tests of 286 cities

LI Jia¹, QU Junxi^{2,3}

(1. Investment Research Institute, Chinese Academy of Macroeconomic Research, Beijing 100038, China;

2. Urban Governance and Design, The Hong Kong University of Science and
Technology(Guangzhou), Guangzhou 511453, China;

3. Department of Urban Planning and Design, The University of Hong Kong, Hongkong 999077, China)

Abstract: As China's real estate market enters a period of in-depth adjustment, the stability of the real estate market and the transformation of urban development momentum have become important issues. Based on a nonlinear framework,

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“确定性投资——基于全球房地产市场的理论和经验研究”(23FJYB043)。

作者简介:李嘉(1987—),男,山东济南人,中国宏观经济研究院投资研究所副研究员,管理学博士,研究方向为房地产经济、房地产金融。通信作者:曲峻熙。

this paper uses panel data of 286 Chinese cities from 2003 to 2016 and employs a threshold effect model to explore the impact of urban innovation on real estate market resilience (including investment resilience, sales resilience, and price resilience) and its mechanism of action. The results show that urban innovation has a significant positive impact on real estate market resilience, with a non-linear threshold characteristic: when the urban innovation index is below 0.043 9, the role of innovation in improving housing price resilience is limited; after exceeding this threshold, the promotion effect is significantly enhanced. Heterogeneity analysis finds that the positive effect of urban innovation on real estate market resilience has been more prominent since 2008, and in cities with a relatively high degree of real estate financialization, the supporting role of innovation in market stability is more crucial. In addition, the impact of economic factors such as labor scale and the proportion of the tertiary industry on real estate market resilience shows differentiated characteristics with the improvement of innovation level, while the greening rate of built-up areas always shows a positive impact. This paper can provide a theoretical basis and empirical support for the government to formulate policies of “innovation-driven real estate market resilience” and realize high-quality urban development.

Key words: urban innovation; real estate market resilience; nonlinear framework; threshold model

从我国房地产发展历程来看,2021 年,以头部房企暴雷为标志的房地产市场拐点出现,引发市场的深度调整持续至今。2025 年后,我国房地产政策的核心目标始终围绕“止跌回稳”和“构建房地产发展新模式”展开,政策力度逐步升级。2025 年《政府工作报告》首次将“稳住楼市股市”写进总体要求,明确“持续用力推动房地产市场止跌回稳”,要求“因城施策调减限制性措施”,通过“组合拳”释放住房需求潜力;同年 6 月,国务院常务会议进一步部署“更大力度推动止跌回稳”,强调构建新模式、搭建基础性制度;同年 8 月,中央城市工作会议指出,我国城市发展正从大规模增量扩张阶段转向存量提质增效为主的阶段。需要通过“严控增量、优化存量、提高质量”构建长效机制,运用政策工具支持供需修复,盘活存量。在上述背景下,实现房地产市场稳定亟需寻找新的支撑力量。城市创新作为地方经济动能转换的核心引擎,其与房地产市场的互动关系值得深入探讨。一方面,创新通过吸引人才、优化产业结构重塑房地产需求;另一方面,房地产市场的稳定又为创新活动提供空间载体。事实上,房地产止跌回稳与持续复苏深嵌于地方经济优化和宏观经济转型。2025 年 11 月,“十五五”规划纲要明确提出“推进房地产高质量发展”,并配套多种政策支持。在新形势下,我国城市创新能力、产业升级转型和房地产高质量发展的内生关系越发紧密和重要。

学界已有大量文献对我国城市经济发展与房

地产市场之间的关系进行了研究。有观点认为,我国城市经济过度依赖于土地财政和房地产经济,房地产经济在地方经济中占据较大份额,从而导致在房地产市场遭遇较大波动——特别是向下调整时,没有另一个产业可以提供这种支撑力,只有依赖扩大地方财政支出才能稳住地方经济波动^[1]。也有研究认为,城市经济,特别是城市创新能力与房地产市场发展之间存在某种微观上的“挤出效应”^[2]。那么这种微观效应在城市层面的宏观表征是什么样的?地方城市创新是否为我国房地产市场稳定提供了支撑力?这种支撑力是否存在某种拐点效应?

城市创新是一个集合概念,是在城市这一地理区域内,企业、居民等创新能力的微观加总^[3]。经济韧性的概念起源于材料学、生态学和工程学。Holling^[4]首次提出“工程韧性”(快速恢复原状的能力)和“生态韧性”(承受冲击而不改变结构的能力)。后韧性概念引入经济领域,韧性是指经济体在遭遇外部冲击后回归经济增长状态的能力,是反映抵御风险能力的指标^[5-6]。张长春^[7]将其定义为“经济抵御外部冲击并进行适应性调整的能力”,强调其多维性(政治、行政、产业、个体等),其中特别强调个体韧性在经济韧性中的作用。孙久文等^[8]进一步从区域视角补充,提出韧性包含四个维度,包括抵御冲击能力(系统脆弱性)、恢复速度与程度、资源重组适应能力和路径创造能力(转向新增长轨道)。相应地,房地产市场韧性是指房

地产市场遭受外部冲击(正或负)的情况下,恢复到其长期均值状态的能力以及与其他产业的协调程度,具体可细分为房地产投资韧性、房地产销售韧性、房地产价格韧性等。其中,房价韧性(价格维度)是衡量市场价值稳定性的核心指标,本研究以房价韧性为核心考察对象,投资韧性与销售韧性作为辅助验证维度。如无特殊说明,后文探讨及实证检验的核心被解释变量均为房价韧性。

城市创新能力的提升吸引资本和人才,这会增加对房地产的需求,推动房价和交易量的增长,从而促进房地产市场的繁荣。有研究表明,城市创新特征通过促进产业升级和劳动力流入,显著提高了房价^[9]。因此,厘清城市创新与房地产市场韧性之间的内在关系到底呈现怎样的趋势特征至关重要。更具体地,城市创新与房地产市场韧性是否存在某种非线性关系?如果存在,是否存在拐点效应,是突然的跃迁效应还是转向下跌?本研究尝试在非线性框架下对上述问题进行探索和解答。

一、文献综述和研究假说

(一)经济韧性的核心思想与房地产韧性问题的研究

韧性概念起源于材料学、生态学和工程学。在经济领域,韧性被定义为经济体在遭遇外部冲击后回归经济增长状态的能力,是反映抵御风险能力的指标。这一概念强调经济系统面对不确定性冲击时的自我修复与适应能力,而非单纯维持稳定均衡状态。

从内涵演化来看,经济韧性研究经历了从“均衡论”到“演化论”的转向。早期基于均衡论的视角将经济韧性局限于“恢复至初始均衡状态”的能力,如工程韧性关注恢复速度,生态韧性关注多重均衡下的阈值承受力^[10]。而演化论视角下的“演进韧性”则突破均衡假设,认为经济韧性是区域在长期动态演化中,通过知识网络重组、产业结构调整等实现路径创造的能力,强调历史路径依赖与创新驱动的协同作用^[11-12]。例如,Martin^[13]提出区域经济韧性应包含抵御冲击能力(系统脆弱性)、恢复速度与程度、资源重组适应能力和路

径创造能力四个维度,这一观点被孙久文^[8]进一步补充,强调个体韧性与区域协同在经济韧性中的核心作用。在影响因素方面,现有研究从产业结构^[14]、制度环境^[15]、社会资本与知识网络方面^[16-17]以及人文环境因素——人力资本水平(如高等教育人口占比)、金融发展程度(如信贷资源配置效率)及环境质量(如绿化面积)等维度展开分析^[18]。在测度方法上,学界形成“单一指标”与“多指标体系”两类路径。单一指标法通过就业、GDP等变量测度恢复偏离度^[19],多指标体系法则整合多维度构建指数^[20-21]。

从经济韧性理论推导房地产市场韧性,既是对经济韧性研究的细分深化,也是对现实问题的回应。房地产市场作为国民经济的支柱产业,其波动不仅直接影响投资、消费等宏观经济变量,还通过土地财政、金融稳定等关联机制传导风险^[22-23]。因此,房地产市场韧性被定义为:房地产市场遭受外部冲击(如政策调控、金融危机)时,恢复到长期均衡状态的能力及与其他产业的协调程度,具体可细分为投资韧性、销售韧性、价格韧性^[24]。其中,价格韧性(房价韧性)是核心表征,本文聚焦价格韧性,同时以投资韧性和销售韧性作为稳健性参照^[25]。

(二)创新的非线性与增强房地产市场韧性的内生关系

Aghion等^[25]的“创造性破坏”理论揭示:经济韧性本质是“创新驱动的动态适应能力”——当外部冲击(如房地产金融化、需求萎缩)发生时,创新通过“破旧立新”的资源再配置,推动市场从旧均衡向新均衡转型。创新并非渐进式改良,而是通过“新技术替代旧技术”的离散跃迁推动经济升级,成功创新者获得临时垄断租金以补偿研发成本,随后又被更高质量的创新所替代,形成“破坏—创造”的循环周期,因此创新本质上是非线性的,是演化的^[26]。创新通过淘汰低效率生产模式(如高杠杆、低附加值的传统产业),将资本、劳动力等资源导向高生产率领域,这种结构性重组是经济抵御外部冲击的核心韧性来源。

房地产作为区域经济的引擎,长期在资

本、劳动力要素和技术配置中起到串联中枢的作用^[27-28]。在我国特殊的经济体制下,房地产行业是市场竞争非常充分的行业领域,具备一般竞争市场的典型特征。同时,在我国央地财税体系下,房地产市场在相当一段时间内起到了资本聚集、资本和劳动力信号传导,甚至是自发引导新旧生产性投资转化的功能(房企自发的多元化转型行为,虽然大多数并不成功)。关于房地产与创新之间的关系,有如下几种代表性的观点:一是“依赖抑制论”^[9];二是“协同发展论”^[29];三是“非线性关系论”^[30]。但现有研究多聚焦实证检验,对创新影响房地产韧性的动态机制与理论根源挖掘不足。

事实上,城市创新通过多维度作用于房地产市场韧性,形成“需求优化—供给转型—风险分散—空间协同”的完整机制链。一是在需求侧,当城市创新能力跨越某一门槛后,创新所带来的新需求、新业态将有效对冲原有房地产市场的周期性波动风险,创新驱动人力资本集聚,优化房地产需求结构。具体来说,城市创新能力提升吸引高端人才与创新企业入驻,催生对高品质住宅、产业园区、研发用房的需求,消化存量供给并降低市场波动。陈斌开等^[9]发现高等教育人口比例每增加1%,房价可上升4.6%~7.9%,且这种需求增长更具可持续性,避免投机性泡沫。同时,创新带来的收入增长(如高技术产业薪资水平提升)增强居民购房支付能力,缓解房价波动对需求的冲击,提升销售韧性。二是在供给侧,创新推动房地产产业升级,提升结构韧性。一方面,创新通过绿色建筑技术、智慧社区建设等优化房地产供给品质,推动产品从“同质化”转向“差异化”,适应消费升级需求^[18];另一方面,创新引导房地产企业向轻资产运营(如物业服务、产业园区管理)转型,降低对传统开发业务的依赖,缓解周期波动冲击。三是风险分散。创新丰富投资组合,降低房地产市场风险集聚:在宏观风险管理框架下,创新产业与房地产形成“风险对冲”的投资组合。当房地产市场金融化加剧时,创新产业的高增长性可吸引部分资本从房地产转向创新领域,缓解房价泡沫压力^[31]。

同时,创新带来的产业多元化(如高新技术产业、生产性服务业),可降低地方经济对土地财政的依赖,避免房地产下行对地方财政的冲击,间接提升房地产市场的政策缓冲空间。四是空间协同。创新促进区域均衡,提升房地产空间韧性:创新驱动的“产业梯度转移”可引导房地产需求向中西部、中小城市扩散,缓解核心城市过度集聚与三四线城市供过于求的矛盾。此外,创新基础设施(如交通枢纽、科研院所)的空间均衡布局,可优化公共服务资源配置,提升非核心区域房地产的长期价值,促进市场收敛。

综上,经济韧性理论为房地产市场韧性研究提供了系统性分析框架,而城市创新作为韧性提升的核心驱动力,其与房地产市场的非线性关系及多维度机制,既是破解当前房地产调整困局的关键,也是推动城市高质量发展的重要纽带。

(三)研究假说:创新—房价韧性阶段性协同假说

如前文所述,房地产市场韧性亦即在宏观风险管理系统中,房地产市场遭受外部冲击(正或负)的情况下,恢复到其长期均值状态的能力以及与其他产业的协调程度,具体可细分为房地产投资韧性、房地产销售韧性、房地产价格韧性、房地产市场结构韧性和空间韧性等。本研究主要侧重于考察城市创新对于房地产价格韧性的非线性影响。城市创新对于房地产价格韧性同样存在阶段性的边际影响,具体如下。第一阶段(低创新区制):城市创新水平较低,创新虽能吸引一定资金与劳动力,但规模和效应有限,对房价韧性的拉动作用较为温和。当城市创新能力跨越门槛 λ_1 后,城市进入 Aghion 等^[26]强调的“适度竞争”区间,“逃逸竞争效应”取代“熊彼特效应”(“创造性破坏”打破市场均衡)成为主导。创新带来的“创造性破坏”开始显现——一方面,新技术产业的崛起淘汰了低效率房地产开发模式,推动资源向“研发园区+品质住宅”的协同模式集中;另一方面,“并驾齐驱”的创新企业竞争(如多研发中心落地)激发了对高品质房地产的持续需求,创新对房价韧性的边际影响显著加强。随着创新水平提升,城

市创新通过提供更好的创新平台、更高的人力资本回报率、更完善的创新生态系统,吸引高端人才集聚、创新企业涌入;高端人才的集聚进一步提升城市创新活力,形成正向循环;同时,人力资本的集聚催生了对高品质住宅、产业配套用房等的需求,城市创新水平提升也由上述机制推动房地产开发模式、产品品质升级,进而提升了房地产市场的支撑力度,增强了房地产市场韧性。即形成“城市创新水平提升→高端人才集聚→房地产市场韧性增强”作用机制。第二阶段(高创新区制),当城市创新能力达到 λ_2 及以上后,创新突破阈值后重新形成的“垄断租金”,由此推动房地产市场与创新生态形成协同“锁定效应”。创新对房价韧性的边际影响不再上升,趋于稳定在较高水平。此时创新对房地产市场的支撑已形成“临界质量”,通过优化房地产市场结构、引导理性需求等,为房地产市场韧性提供持续且稳固的保障,无需进一步提升创新水平,就能维持对房价韧性的较强边际影响(见图1)。

基于宏观风险管理视角,城市创新与创新引致的人力资本、产业升级和资本再配置,在跨越临界规模后将使房价韧性的边际收益发生“跃迁”,而非呈现多段式反复。而城市创新指数仅存在单一显著门槛。这一现象的本质是:城市创新对房价韧性的“边际影响强度突变”仅发生一次,而“影响显著性持续存在”则源于创新对房地产市场韧性的支撑作用具有“路径依赖式强化”特征,这也就从时序和空间数据上表现为,在跨越某一门槛后,城市创新能力与房地产市场的协同关系将重新进入一个相对稳定的状态。据此,我们提出“单门槛跃迁”假说,把城市创新对房价韧性的作用划分为两个区制。

低区制(创新指数 $\leq \lambda_1$):城市创新水平较低,创新带来的人才与资本流量尚小,对房地产需求的拉动仍以“数量型”为主,房价韧性提升幅度有限。

高区制(创新指数 $> \lambda_1$):一旦越过门槛,创新通过“质量型”渠道——高端人力资本集聚、产业迭代、风险分散组合优化——显著增强房价韧

性,边际弹性显著上升,并持续保持高位,而不再出现统计上显著的第二或第三门槛。这一“跃迁”式转换与宏观风险管理视角下的“投资组合权重突变”逻辑一致:当创新资产占比超过临界值后,房地产—创新组合的对冲效应进入高阶均衡,房价韧性随之稳定在更高水平。因此,本文提出如下假设。

H1:在创新指数 $\leq \lambda_1$ 阶段,创新对房价韧性的影响表现为正向效应;

H2:跨越 λ_1 后,创新对房价韧性的边际效应一次性“跃升”并持续显著,无需依赖额外门槛。

图1以单门槛拟合曲线展示了上述“低区制—跃升—高区制”的两段式特征,为后续实证检验提供理论基准。

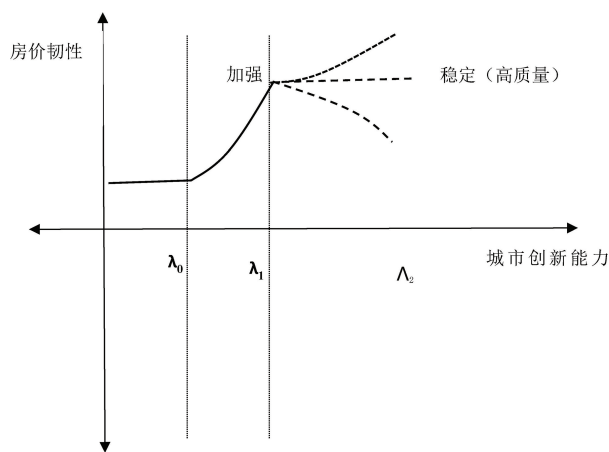


图1 城市创新—房价韧性协同假说

二、数据和研究设计

(一) 数据说明

1. 数据来源和描述性统计

本文研究数据主要来自如下数据库:①2003—2016年286个城市面板数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国城市建设年鉴》和CEIC数据库;②城市创新数据来源于寇宗来等对于城市创新指数编制的长期研究。对应于研究假说H₁和模型设定的主要变量为:被解释变量为城市创新指数 inn ,城市房地产市场主要变量为房地产开发投资 REI ,房地产销售额 $sales$ 和房价 hp ;对应于研究假说H₂和模型设定的主要变量为:被解释变量为房地产投资韧性 $reires$ 、房地产销售韧性

salesres 和房价韧性 *hpres*。门槛变量分别是:房地产投资占比和职工平均工资 *wage*。控制变量主要有:代表劳动力市场活跃程度的职工人数 *labor*,代表地方产业结构的第三产业占比 *third_ind*,代表地方财政收入的 *finan*,代表金融发展程度的金融机构贷款余额和存款余额比值 *ratio_de_sa*,代表地方城市环境的建成区绿化率变量 *green* 和代表地方经济发展水平的人均 GDP 变量 *gdp_per*。因为根据研究假说,本文主要估计解释变量对被解释变量的边际影响,所以主要被解释变量和解释变量在进行回归分析时均取对数处理。另外,需要说明的是,本文选取 2003—2016 年数据时间段主要有如下两个考虑:一是 2003—2016 年是我国房地产周期中房地产市场化进程充分发展的时间段,同时也经历了房地产短暂调整(2008 年和 2013 年)和快速上升的阶段,具有典型性样本特征,2017 年伴随一系列政策调整,行业整体进入到新时期——去杠杆化阶段,行业调整波动比较剧烈,叠加疫情,受到外生性冲击比较大;二是从数据可获得性角度考虑,寇宗来等编制的《中国城市和产业创新力报告》可获得数据恰好截至 2016 年。因

此,本研究后文如无特殊说明,实证部分采取的样本数据时间序列为 2003—2016 年。表 1 汇报了主要变量的描述性统计。

表 1 描述性统计

变量	Mean	S. D.	p25%	p75%
ln_inn	0.84	1.03	0.15	1.11
reires	0.08	1.72	-0.80	0.53
hpres	2.03	9.22	-0.72	1.69
salesres	0.84	7.98	-0.99	0.66
ln_hp	7.91	0.65	7.42	8.35
ln_labor	3.37	0.78	2.84	3.78
third_ind	0.11	0.06	0.07	0.15
ln_finan	13.01	1.31	12.04	13.86
ratio_de_sa	1.62	2.78	0.64	1.64
green	0.36	0.09	0.32	0.42
ln_gdp_per	7.32	1.00	6.93	8.03

根据国家统计局数据,代表我国创新能力的 R&D 经费支出每年持续增加,R&D 支出占 GDP 比重也稳步增加。另外,商品房销售额及在 GDP 占比存在波动性。特别是,在 2017 年之后,商品房销售额结束了持续上升的趋势,2021 年后该比例开始下降(见图 2)。因此,从绝对的创新资金投入和房地产价值来看,比较难以判断二者之间是否存在显著性关系。

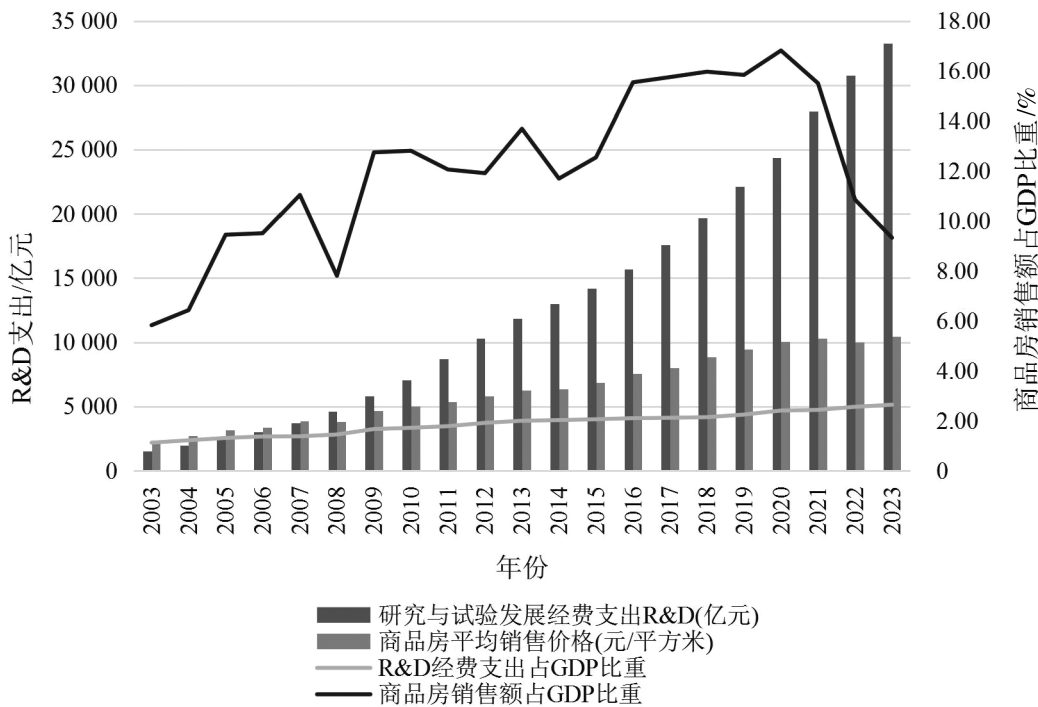


图 2 R&D 支出、房地产销售额和各自占比(2003—2023 年)

数据来源:国家统计局

R&D 支出仅为国家和地区创新能力的-个方面。测度创新能力需要更加综合的指标测算。寇宗来等^[3]长期跟踪和编辑城市创新能力指数,为测度城市尺度之上的创新能力提供了有效工具。根据城市创新能力指数,中国主要城市创新能力指数从 2000 年的 0.34 上涨到 2016 年的 22.83,增长了约 66 倍,远远超过了城市房价涨幅(2.2 倍)。那么“房价—创新”悖论是否真的成立呢?在新假说和非线性框架的实证策略下,二者是否存在显著性的互斥或者协同关系呢?

2. 创新指数的计算方法

城市创新水平数据。城市创新水平的数据来源于复旦大学产业发展研究中心发布的《中国城市和产业创新力报告》,该数据根据国家知识产权局 300 多万条微观专利数据计算得出。相比已有研究采用研发支出、研发人员数量等创新投入数据,该数据采用专利价值的创新产出数据构造城市创新指数,更能代表城市的创新水平。更为重要的是,该创新指数的构造不仅纳入上市公司的专利数据,还包括大量中小企业的专利数据,相比于现有研究仅采用上市公司专利数据,该数据更能反映城市的整体创新水平。该数据目前已被大量研究采用^[32-33]。

依据寇宗来等^[3]的研究,创新指数主要分三步计算。首先,基于 Pakes 等^[34]的专利更新模型,利用国家知识产权局微观发明授权专利的法律状态更新数据计算每个专利的价值:

$$V(T) = \sum_{t=1}^{T^*} [R_{0j}(1 - \delta_j)^t - C_{0j}](1 + i)^{-t} \quad (1)$$

其中 T^* 为专利达到最优失效年龄(the optimal lifespan), i 为贴现率, j 代表专利申请年份, t 为专利自申请日起计算的年龄。 R_{0j} 和 C_{0j} 分别表示该专利在 t 岁时,给专利权人带来的收益与专利权人缴纳的年费, δ_j 为衰减率。随着专利年龄 t 的增加,收益 R_{0j} 是非递增的,而 C_{0j} 年费是非递减的,故可以假设净收益 $(R_{0j} - C_{0j})$ 随着 t 非递增。

其次,根据不同年龄发明专利的年费结构数据,通过计算该群体不同年龄专利的平均价值,便得到不同年龄专利的价值加权系数,即得到专利

在不同年龄的平均价值。将每年年终(12 月 31 日)仍然有效的发明专利(已被授权并且还处于存续期)的价值,按照不同城市加总得到各城市每年的专利价值存量。

最后,将 2001 年全国专利价值总量标准化为 100,计算得到 2001—2016 年的城市创新指数和产业创新指数。

3. 房价韧性的计算方法

依据谭俊涛等^[24]关于区域经济韧性的计算方法,本研究根据房地产部门的特征加以修订,设定房地产价格韧性的计算公式为:

$$E_{i,t}^{\text{预期}} = E_{i,1}^{\text{增长率}} \times (1 + E_{i,t}^{\text{长期增长率}}) \quad (2)$$

$$E_{i,t}^{\text{长期增长率}} = \sqrt[t-1]{X_{i,t}^{\text{RE}} / X_{i,1}^{\text{RE}}} - 1 \quad (3)$$

$$\text{resi_}X_{i,t}^{\text{RE}} = (E_{i,t}^{\text{增长率}} - E_{i,t}^{\text{预期}}) / |E_{i,t}^{\text{预期}}| \quad (4)$$

其中, i :城市; t :年度; $X_{i,t}^{\text{RE}}$: i 城市 t 年房地产市场指标(投资、量、价)的绝对值; $E_{i,1}^{\text{增长率}}$: i 城市 t 年房地产市场指标(投资、成交量、价格)。 $\text{resi_}X_{i,t}^{\text{RE}}$ 即房地产价格韧性,其本质是房地产价格波动状况相对于长期预期增长率的恢复力,表现了房地产市场特征指标现值相对于历史长期均值的相对弹性。其值越高,表明其市场恢复能力越高,即市场韧性越高。

(二)模型设定

根据研究假设 H_1 和假设 H_2 ,本文尝试进行如下实证模型设计。被解释变量为房地产市场韧性变量: Y - 房地产价格韧性 $hpres$, 房地产投资韧性 $reires$ 和房地产销售韧性 $salesres$; 核心解释变量变为城市创新能力 Inn ; 门槛变量为城市创新能力 lnn 。模型设定为:

$$Y_{it} = \alpha_1 \ln(Inn)_{it} l(threshold \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln(Inn)_{it} l(threshold > \gamma_1) + \alpha_3 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,在这个系列的模型里为房地产市场韧性, $threshold$ 为门限变量,在这个系列模型里为城市创新能力。 $l(\cdot)$ 为示性函数, γ_1 为对应的门限值, α_1 和 α_2 分别为门槛变量 $threshold \leq \gamma_1$ 、 $threshold > \gamma_1$ 时创新对房地产市场韧性的影响系数, X_{it} 为控制变量集合,包括城市中劳动力数量对数、第三产业产值占比、财政收入

对数、金融机构贷款余额和存款余额比值、建成区绿化率和人均 GDP 对数, $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$, δ_i 和 μ_t 为个体和时间固定效应。

基于门槛效应的检验结果, 本文继续检验双门槛或三门槛面板模型:

$$\begin{aligned} & \ln(hpres/reires/salesres)_{it} \\ &= \alpha_1 \ln(inn)_{it} l(threshold \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln(inn)_{it} \\ & \quad l(\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2) + \alpha_3 \ln(inn)_{it} \\ & \quad l(threshold > \gamma_2) + \alpha_4 X_{it} \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} & \ln(reires/hpres/salesres)_{it} \\ &= \alpha_1 \ln(inn)_{it} l(threshold \leq \gamma_1) + \alpha_2 \ln(inn)_{it} \\ & \quad l(\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2) + \alpha_3 \ln(inn)_{it} l(\gamma_2 \\ & \quad \leq threshold < \gamma_3) + \alpha_3 \ln(inn)_{it} l(threshold \\ & \quad > \gamma_3) + \alpha_4 X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, γ_1 、 γ_2 和 γ_3 为特定的门限值, α_1 、 α_2 、 α_3 和 α_4 分别为门限变量 $threshold \leq \gamma_1$ 、 $\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2$ 、 $\gamma_2 \leq threshold < \gamma_3$ 和 $threshold \geq \gamma_3$ 时城市创新对房地产市场韧性的影响系数。

三、实证结果与稳健性检验

(一)城市创新对房地产市场韧性的影响

依据上文模型的基本设定, 首先对门槛个数进行了检验, 从而确定本文的具体研究形式, 采取的方式分别为对存在一个门槛值、两个门槛值和三个门槛值的模型逐一进行检验。表 2 汇报了不同门槛效应下的 F 统计量和 Bootstrap 方法重复运行 500 次得到的 p 值。而对于城市创新对房地产市场价格韧性影响的回归结果而言, 仅在滞后一阶的方程中发现了门槛效应, 且仅存在一个门限值, 置信区间为 $[1.186\ 6, 2.469\ 3]$ 。双门槛与三门槛效应未通过显著性检验, 而核心变量在不同门槛区间的影响仍保持统计显著性, 其本质是创新对房价韧性的“边际影响强度突变”仅发生一次, 而“影响显著性持续存在”源于创新对房地产市场韧性的支撑作用具有“路径依赖式强化”特征。

本文主要考察房地产价格韧性的影响, 我们仅发现城市创新滞后一阶的显著效应, 具体结果报告在表 3 第 2 列中。从回归结果来看, 创新对

表 2 门槛效应结果

变量	F 统计量	p 值	临界值 (1%)	临界值 (5%)	临界值 (10%)
ln_inn(滞后)					
$\gamma_1 = 0.043\ 9$	16.59	0.026	18.379 3	14.741 8	13.360 0
$\gamma_2 = 0.062\ 8$	-5.56	1.000	18.782 9	13.280 4	11.143 7
$\gamma_2 = 0.355\ 7$	6.27	0.300	17.778 5	12.259 5	9.643 9

表 3 门槛效应回归结果

自变量	滞后一阶 (ln_inn_lag)
因变量	hpres
$threshold \leq \gamma_1$	1.089 7 *** (0.265 0)
$\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2$	1.828 0 *** (0.327 1)
$\gamma_2 < threshold \leq \gamma_3$	1.075 0 *** (0.257 4)
$threshold \geq \gamma_3$	1.174 4 *** (0.259 6)
ln_labor	-1.575 5 * (0.723 8)
third_ind	-16.888 3 *** (4.606 9)
ln_finan	-1.955 6 *** (0.375 7)
ratio_de_sa	-0.094 2 ** (0.046 3)
green	6.236 1 *** (2.053 0)
ln_gdp_per	-0.226 8 * (0.125 3)
cons	19.878 8 *** (2.845 0)
Year Fes	是
City Fes	是
Obs	3 990
R^2 (Between)	0.000 6

注: 第一行括号中为对应的门槛变量, 门槛回归系数若为空则该门槛值不存在。回归系数括号中分别为标准误。***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。下同。

房地产价格韧性的影响较大, 且仅存在一个门槛值。具体而言, 当创新指数小于 0.043 9 时, 城市创新指数每提升 1%, 房价韧性提高 1.089 7; 当创新指数大于 0.043 9 后, 房价对房价韧性的影响系数上升为 1.828 0。值得说明的是, 前文理论框架中提及的“第三阶段”(创新对房价韧性边际影响再次上升), 在实证中未表现为显著双门槛, 但其经济逻辑可通过“路径依赖式强化”做出解释。一方面, 从统计角度看, 双门槛效应不显著可能源于样本期内 (2003—2016 年) 多数城市创新水平尚未突破第二门槛值 (如创新指数未达到更高层级的“规模效应”), 导致第二门槛前后的边际影响差异

未通过统计检验;另一方面,从经济机制看,创新对房价韧性的影响在突破 0.043 9 后,已形成“自我强化”的路径依赖——创新带来的人力资本集聚、产业协同效应会持续优化房地产市场结构(如增加高品质住宅供给、完善配套公共服务),使房价韧性维持在较高水平,即使创新水平继续提升,其边际影响虽未出现第二次“突变”,但仍保持显著正向。这也解释了为何核心变量在不同门槛区间(即使仅单门槛显著)均保持显著性:城市创新对房价韧性的作用并非“阶梯式跳跃”,而是“门槛值突破后的持续强化”。

我们进一步考察了城市创新对投资韧性和销售韧性(当期)的影响(见表 4 第 5 列~第 10 列)。结果显示,投资韧性与销售韧性同样呈现门槛特征,且门槛值与房价韧性基本一致,验证了城市创新对房地产市场稳定性的支撑作用具有多维一致性。不过,城市创新对房地产投资韧性(*rei_res*)呈现出与房价韧性相反的作用方向,但是值得注意的是,2008 年金融危机以后,城市创新对于城市投

资韧性的作用转正,这表明城市创新从房地产投资、销售(量)、房价等多维度对于房地产市场韧性产生实际支撑。其中,房价韧性作为市场价值稳定性的核心表征,其门槛效应最为显著且经济意义最为明确,因此后文分析主要以房价韧性为对象展开。另外,除建成区绿化率外,劳动力规模、第三产业占比、财政收入、金融机构贷款与存款比值和人均 GDP 对房价韧性均已表现出了负面影响(表 3 和表 4)。表明金融化背景下实体经济对房价稳定作用减弱,而生产环境(如建成区绿化率)和城市创新的支撑作用更突出。下文将进一步探讨城市创新水平对于推升房地产市场韧性的作用机制。基于上述实证结果,研究假设 H_1 和假设 H_2 得到验证。

(二)稳健性检验

1. 考虑内生性影响的模型运行结果

表 5 通过考虑内生性问题后,进一步验证了城市创新对房地产市场韧性的影响。结果显示,城市创新对房地产投资韧性、房价韧性和销售韧性的影响在控制内生性后依然显著。具体而言,房

表 4 城市创新对房地产市场韧性变量的影响

自变量	hpres			rei_res			salesresi		
	(1) 基础回归 (<i>lninn</i>)	(2) <i>Before</i> 2008	(3) <i>after</i> 2008	(1) 基础回归 (<i>lninn</i>)	(2) <i>before</i> 2008	(3) <i>after</i> 2008	(1) 基础回归 (<i>lninn</i>)	(2) <i>before</i> 2008	(3) <i>after</i> 2008
因变量	<i>hpres</i>	<i>hpres</i>	<i>hpres</i>	<i>rei_res</i>	<i>rei_res</i>	<i>rei_res</i>	<i>Salesres</i>	<i>salesres</i>	<i>salesres</i>
$threshold \leq \gamma_1$	11.119 4 *** (3.339 8)	-193.976 9 *** (55.276 6)	28.831 7 *** (6.840 7)	-9.078 9 *** (1.725 5)	-31.589 7 *** (7.281 9)	3.871 5 *** (0.721 6)	77.411 1 *** (22.451 0)	64.345 9 *** (39.303 5)	27.349 2 *** (8.193 9)
$\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2$	2.250 9 * (1.174 8)	8.793 5 *** (3.168 4)	-2.211 7 (3.748 8)	-0.855 4 *** (0.306 7)	-18.467 2 ** (3.613 1)	1.395 2 *** (0.412 1)	5.039 5 (4.786 8)	-13.223 6 (4.786 8)	8.953 4 *** (3.258 1)
$\gamma_2 < threshold \leq \gamma_3$	-2.672 3 * (1.713 6)	-11.927 5 (8.747 9)	3.776 0 ** (1.665 0)	-0.066 8 (0.122 8)	-3.745 6 ** (1.657 8)	0.310 0 * (0.183 2)	28.10 1 *** (8.813 1)	14.196 7 * (8.402 7)	1.891 3 (1.656 7)
$threshold \geq \gamma_3$	-0.173 3 (0.328 8)	3.845 0 *** (1.456 7)	0.592 2 *** (0.611 9)	-0.112 1 * (0.077 8)	0.641 4 * (0.391 0)	-0.232 4 *** (0.090 3)	-0.713 1 ** (0.321 6)	-1.401 2 (1.530 8)	-0.890 3 * (0.505 7)
<i>ln_labor</i>	-1.284 0 (0.795 6)	-0.271 4 (2.363 2)	-0.501 0 (1.143 5)	-0.326 2 * (0.174 0)	-0.890 1 (0.639 2)	0.315 1 * (0.168 0)	0.081 5 (0.772 9)	-2.979 0 (2.504 0)	0.656 2 (0.943 8)
<i>third_ind</i>	-8.397 7 ** (4.165 8)	15.022 6 (10.186 5)	-5.028 8 (6.750 9)	-6.278 7 *** (0.915 4)	-6.058 8 ** (2.753 6)	-7.183 6 *** (0.994 0)	4.009 3 (4.048 7)	16.049 6 (10.775 6)	7.905 0 (5.580 7)
<i>ln_finan</i>	0.383 1 (0.242 0)	1.634 5 ** (0.708 8)	-2.661 6 *** (0.599 8)	-0.494 6 *** (0.058 4)	-0.336 6 *** (0.196 8)	-0.280 8 *** (0.087 3)	-0.204 9 (0.247 4)	1.144 3 (0.762 9)	-1.462 1 *** (0.498 9)
<i>ratio_de_sa</i>	0.018 0 (0.045 1)	0.055 9 (0.063 3)	0.135 6 * (0.080 4)	-0.008 0 (0.009 9)	-0.007 1 (0.016 9)	0.003 7 (0.011 8)	-0.063 9 (0.043 9)	-0.006 0 (0.066 8)	-0.171 1 *** (0.066 5)
<i>green</i>	5.218 2 *** (1.889 7)	3.936 5 (3.818 3)	3.880 7 (3.224 3)	-0.945 2 ** (0.414 3)	-1.165 5 (1.036 7)	-0.430 6 (0.472 5)	0.193 6 (1.830 6)	1.561 5 (4.052 5)	1.750 6 (2.664 9)
<i>ln_gdp_per</i>	-0.321 6 ** (0.131 5)	-0.367 3 * (0.221 1)	-0.223 3 (0.263 8)	-0.029 0 (0.028 7)	-0.070 5 (0.059 7)	-0.010 9 (0.038 7)	-0.068 0 (0.126 3)	-0.128 4 (0.234 2)	0.324 8 (0.216 8)
<i>cons</i>	2.488 0 (3.550 5)	-18.948 7 * (10.256 5)	39.792 2 *** (7.802 6)	9.000 8 *** (0.820 9)	9.308 1 *** (2.847 9)	3.658 7 *** (1.133 8)	3.695 7 (3.577 4)	-3.544 6 (11.096 9)	16.465 0 ** (6.509 3)
<i>Year Fes</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>City Fes</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Obs</i>	4 275	1 710	2 280	4 275	1 710	2 280	4 275	1 710	2 280
R^2 (<i>Between</i>)	0.000 4	0.000 1	0.050 4	0.117 6	0.042 7	0.026 5	0.001 0	0.002 3	0.000 7

表 5 考虑内生性的模型结果

自变量	城市创新—房地产市场韧性								
	房地产投资韧性			房价韧性			销售韧性		
因变量	城市创新 指数_滞 后一期	投资占比 _滞后一期	工资_滞 后一期	城市创新 指数_滞 后一期	投资占比 _滞后一期	工资_滞 后一期	城市创新 指数_滞 后一期	投资占比 _滞后一期	工资_滞 后一期
$threshold \leq \gamma_1$	0.815 0 (0.604 7)	-0.791 2*** (0.174 3)	-14.825 9 *** (1.511 4)	68.369 3 *** (13.440 8)	31.756 3 *** (9.649 7)	0.897 8 (0.839 7)	17.567 3 *** (6.689 4)	12.844 1 * (0.794 3)	-1.427 0 * (0.794 3)
$\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2$	-0.997 7 ** (0.455 8)	-0.729 7*** (0.173 7)	-11.004 1 *** (0.801 0)	11.062 8 *** (4.286 9)	2.737 2 (4.663 9)	0.410 9 (0.820 0)	1.852 6 (1.683 6)	-1.528 1 (3.950 0)	-1.633 9 ** (0.794 6)
$\gamma_2 < threshold \leq \gamma_3$	0.126 5 * (0.077 9)	-0.765 1*** (0.172 3)	-7.244 2 *** (0.945 7)	-0.541 2 (0.375 2)	-7.082 2 * (4.080 6)	0.307 0 (0.811 6)	-0.977 0 *** (0.365 6)	2.123 6 (4.251 3)	-1.541 7 ** (0.788 1)
Obs	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990	3 990
R^2 (Between)	0.097 0	0.112 2	0.034 6	0.007 2	0.002 7	0.005 8	0.000 3	0.000 3	0.002 7

价的滞后一期对房地产投资韧性有显著正向影响,表明房价的稳定对后续投资韧性有重要支撑作用。投资占比的滞后一期对房价韧性的影响不显著,而工资的滞后一期对房价韧性有显著负向影响,这可能与工资增长对房价的抑制作用有关。城市创新指数的滞后一期对房地产投资韧性和房价韧性均有显著正向影响,进一步证实了城市创新对房地产市场韧性的积极作用。此外,表中还显示劳动力规模、第三产业占比、财政收入、金融机构贷款与存款比值和人均 GDP 对房地产市场韧性的影响在考虑内生性后依然存在,但影响方向和显著性有所变化。这表明在考虑内生性问题后,城市创新对房地产市场韧性的推动作用更为稳健,且其他经济因素的影响也更加清晰。

2. 基于工具变量法的模型运行结果

从城市创新对房地产市场韧性的模型结果来看,城市创新对房地产投资韧性和销售韧性的贡献仍然显著,但是开始转负。当城市创新水平达到第三门槛后,该负向边际贡献缩小。这表明,城市创新对于稳定房地产市场韧性的作用开始变得重要,但是在达到三重门槛值前,两者或存在一定

的挤出效应。本文通过工具变量法进一步验证了城市创新对房地产市场韧性的影响,以解决潜在的内生性问题(见表 6)。本文选取同省除本市以外的其他城市的特征值均值这一经典变量作为工具变量^[35-39]。因为,本文认为,一方面,“除本市以外的其他城市的特征值均值变量”与本市特征值存在相关性(因为同省存在一定的同质性),比如,本省其他城市的房价韧性均值与本市房价韧性存在空间相关性,能够反映区域房地产市场的整体趋势,存在溢出效应;另一方面,其他城市的房价韧性变动主要受当地经济基本面影响,与本市当期的经济状况无关,与本地创新活动的反向因果更是很弱。故通过构造此变量作为工具变量,进一步进行二阶段最小二乘法重新估计模型结果。结果显示,城市创新对房地产投资韧性、房价韧性和销售韧性的影响在工具变量法下依然显著。具体而言,房价的工具变量(本省其他城市均值)对房地产投资韧性有显著正向影响,表明房价的稳定对投资韧性有重要支撑作用。投资占比的工具变量对房价韧性的影响不显著,而工资的工具变量对房价韧性有显著负向影响,这可能与工资

表 6 工具变量法下的回归模型结果

自变量	城市创新—房地产市场韧性								
	房地产投资韧性			房价韧性			销售韧性		
因变量	城市创新— 本省其他 城市均值	投资占比— 本省其他 城市均值	工资_本省 其他城市 均值	城市创新— 本省其他 城市均值	投资占比— 本省其他 城市均值	工资_本省 其他城市 均值	城市创新— 本省其他 城市均值	投资占比— 本省其他 城市均值	工资_本省 其他城市 均值
$threshold \leq \gamma_1$	0.614 8 *** (0.191 5)	9.925 4 *** (1.679 3)	-0.851 0 *** (0.171 3)	0.187 9 (0.460 2)	14.850 6 *** (5.931 2)	-0.289 2 (0.800 6)	3.974 0 *** (1.277 9)	-10.563 7 (7.477 8)	-1.441 4 ** (0.758 9)
$\gamma_1 < threshold \leq \gamma_2$	-0.768 7*** (0.195 0)	5.568 9 *** (1.292 9)	-0.736 5 *** (0.170 7)	2.306 2 *** (0.601 5)	4.324 9 (5.988 4)	0.356 5 (0.810 0)	-0.810 0 ** (0.415 3)	20.224 4 *** (7.910 8)	-1.176 7 * (0.757 6)
$\gamma_2 < threshold \leq \gamma_3$	-0.104 8 * (0.066 5)	3.489 3 *** (1.312 0)	-0.782 5 *** (0.168 5)	-0.387 6 (0.302 9)	-4.183 0 (7.218 7)	-0.132 4 (0.787 7)	-0.606 9 ** (0.300 6)	-2.402 3 *** (5.703 2)	-1.387 8 ** (0.752 0)
Obs	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200	4 200
R^2 (Between)	0.147 2	0.115 2	0.134 8	0.000 1	0.000 2	0.000 8	0.002 1	0.002 6	0.001 6

增长对房价的抑制作用有关。城市创新的工具变量对房地产投资韧性和房价韧性均有显著正向影响,进一步证实了城市创新对房地产市场韧性的积极作用。此外,表中还显示劳动力规模、第三产业占比、财政收入、金融机构贷款与存款比值和人均 GDP 对房地产市场韧性的影响在工具变量法下依然存在,但影响方向和显著性有所变化。这表明在工具变量法下,城市创新对房地产市场韧性的推动作用更为稳健,且其他经济因素的影响也更加清晰。

四、进一步分析与拓展讨论

我国房地产业平均利润率远高于工业企业同期利润率,巨大差距激励银行优先向低风险、高收益的房地产部门贷款^[40]。房地产投资快速增长时,中国金融体系通过对房地产贷款期限结构的偏向效应,进一步抑制了创新活动。房地产与创新产业除时间维度(期限结构)外,还存在空间维度的异质性特征^[41-42]。后金融危机时期,地方经济增长从传统 GDP 锦标赛竞争模式转向以债务扩张为特征的金融化模式^[43],呈现出用时间换空间的特征。

任何两个产业的发展和投资选择都面临“投什么”(时间)和“投在哪”(空间)两个基本问题,房地产业和创新产业也不例外。在宏观风险管理视角下,房地产业和创新产业的发展可视为不同发展阶段(时间)和产业分布(空间)下的投资组合问题。

(一)“房价—创新悖论”和“房价—创新调和”:风险管理视角下动态过程

房地产业和创新产业从时间(期限结构)和空间发展的收敛程度来看分属于不同产业发展特征。二者在风险管理框架下是一种动态调整过程而非绝对对立,存在双向调和机制。第一,房价—创新的调和:高房价引致高地价,进而依托于土地财政的基建、制造业升级和外贸升级。在高房价高地价形成生活和生产成本约束的条件下,同时形成了工资收入和产业收入优势,因此吸引了高知识人才涌入,提升地区的人力资本,进而带动当地企业和整个区域的创新水平,即房价—空间品质—创新机制。第二,创新—房价的调和:由于多

样性人才聚集,如果通过提供相关配套政策支持人才安居、降低安居成本,比如通过公共性房屋替代产权型房屋,通过财政上的税收减免或产业补贴等形式以及金融上的金融深化路径降低生产成本中的用地成本,则会倒逼地产投资由住宅地产向工业地产转向,市场的需求也由住宅投资或消费向工业产品投资或消费转向,那么也会倒逼住宅和地区整体房价回归理性,回落到依收入水平的可支付性水平,即创新—产业结构优化—房价机制。

(二)从房地产驱动到房地产—创新包容驱动:创新提升房地产市场韧性

在宏观风险管理视角下,房地产与创新是一种投资组合关系。创新可以促进地区产业结构变迁,促进新产业的涌现,同时跟房地产市场形成更具弹性的关系。前文实证结果表明,提升创新水平可有效增强房地产市场韧性:一是增强投资和销售韧性,引入高端劳动力和购买力提升住房需求、拉动投资,通过产业结构升级扩大房企融资约束;二是提高价格韧性,通过优化投资结构,分担投资风险、优化市场结构,从而适配新产业和新产业人口的新的房地产需求(既包括厂房、商办,也包括住宅)。

(三)一个不确定性因素的影响:房地产金融化进程

房地产逐渐演化成为一种金融现象。统计核算上,房地产投资包括用于房屋建设工程、土地开发工程的投资额以及公益性建筑和土地购置费等投资。商品房销售额是房地产开发企业本年出售商品房的合同总价款^①。房地产投资是房地产供给端实际投入的表现。商品房销售额是房地产需求端实际需求的表现。这部分需求由居民首付款、按揭贷款等对价支付,也是房地产市场价值的实时表现。房地产投资占 GDP 比例与商品房销售占 GDP 比重的差值即为房地产金融化程度,反映了土地资产溢价和金融杠杆作用。房地产金融化增加了房价资本效应和成本效应的不确定性。土地资产溢价、开发商利润和金融机构利润支撑了这个金融化程度的差值变动。这部分差值最终依

① 来源于国家统计局的指标解释,参见 https://www.stats.gov.cn/sj/zhjs/202302/t20230202_1897093.html。

靠居民部门支付金融杠杆^②对价完成“双循环”中地方政府、开发商、银行资产负债表的财务核销。因此,房地产市场演化为类资本市场,并在实质上起到了扩张全社会信用的功能^[30]。这也部分解释了为什么在这段时期内虽然房价快速上涨,但是房地产市场韧性仍然很强的原因——房地产市场供给侧的

扩张充分地被销售端消化或财务核销掉了。图 3 表明,2003—2023 年,我国房地产金融化程度的变化,特别是 2016—2021 年,房地产金融化程度由 2% 提高到 3% 以上。而在此之前,仅有 4 年该数值为正。2016 年后房地产金融化程度持续加深,这可能重塑房地产与创新的关系,值得后续研究关注。

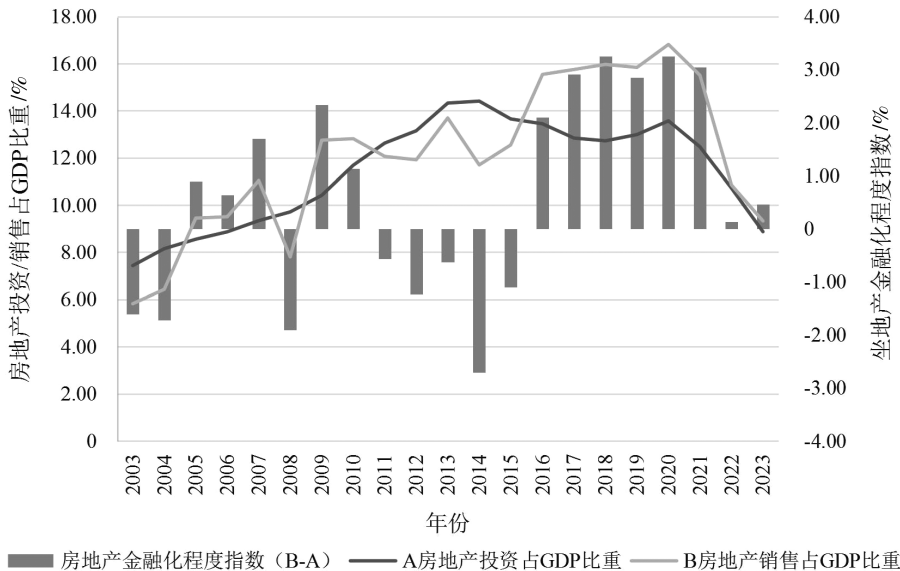


图 3 房地产投资占比 GDP%、房地产销售占比 GDP% 和房地产金融化程度
数据来源:国家统计局

五、结论和政策建议

本文从宏观风险管理的视角出发,探讨了城市创新对房地产市场韧性的影响机制,并基于 2003—2016 年 286 个城市的面板数据,检验了城市创新与房地产市场韧性之间的非线性关系。研究发现,城市创新对房地产市场韧性具有显著正向影响,且存在明显门槛特征:当创新指数低于 0.043 9 时,提升作用有限;超过后弹性由 1.09 跃升至 1.83。该结论在投资韧性和销售韧性分析中得到辅助验证。进一步分析表明,劳动力规模、第三产业占比、财政收入、金融机构贷款与存款比值和人均 GDP 等因素对房地产市场韧性的影响在不同阶段存在异质性。在房地产市场金融化程度较低(2008 年前)时,这些因素

对房地产市场韧性的影响相对较小;而在房地产市场金融化程度较高(2008 年后)时,这些因素对房地产市场韧性的负面影响逐渐显现,而城市创新的正面作用则更为显著。此外,建成区绿化率对房地产市场韧性始终具有正面影响,表明良好的城市环境是提升房地产市场韧性的重要因素。理论上,城市创新可通过四条路径提升房地产市场韧性:一是需求侧优化,吸引高端人力资本消化存量供给;二是供给侧转型,促进房地产与创新产业融合(如“产业园区+孵化器”模式);三是风险分散,通过产业多元化缓解房地产金融化冲击;四是空间协同,引导房地产需求向中西部中小城市扩散。异质性分析显示,2008 年后城市创新对房地产韧性的正向效应更突

② 广义的金融杠杆结构非常复杂。主要包括:1) 地方政府及平台通过土地质押、抵押扩大政府信用的各类债务杠杆、明股实债等,如地方政府债券、城投债券、合股公司等,并由此形成“以地融资”模式;2) 银行和金融机构提供的连接供给端(地方政府、开发商和上下游企业等)和需求端(个体购房者和投资机构)的各类金融产品,如银行理财、信托计划、基金份额等,其特征是穿透到金融产品的底层往往都与地产项目(与地产项目收益挂钩)、地方基建项目(与土地收益挂钩)强关联或者本身就是上述项目;3) 个人和投资者通过直接杠杆(开发贷、个人按揭贷款等)或间接杠杆(银行理财、信托计划、基金份额等)参与到地产经济。

出,且在房地产投资占比超 10% 的高依赖城市中,创新的风险分散作用更为关键——这表明创新对房地产韧性的支撑存在“时期异质性”与“城市类型异质性”。

上述研究结论为宏观经济管理和政策制定者提供了重要政策启示。一是构建“创新阈值适配”的差异化调控框架,精准匹配城市发展阶段。实证显示城市创新对房地产市场韧性的影响存在门槛效应,且 2008 年后创新的稳定作用更突出。需摒弃“一刀切”调控,按创新水平与房地产市场特征分类施策:对于创新指数低于门槛值的城市,重点通过完善交通、教育等基础设施吸引创新要素,依托创新带来的人力资本集聚消化房地产存量,避免过度依赖增量开发;对于创新指数超门槛值的城市,聚焦创新与房地产的深度融合,如引导房地产企业参与产业园区、创新孵化器建设,推动住房供给从“同质化住宅”向“研发+居住”复合型产品转型,同时加强房地产金融化监管,防范房价脱离实体经济波动。此外,针对高房地产依赖城市,设立“创新替代”过渡期,逐步降低土地财政依赖,通过税收优惠引导资本从房地产转向创新产业,缓解市场调整冲击。二是锚定“风险分散”核心目标,优化房地产与创新的投资组合配置。宏观风险管理框架下,房地产与创新是风险对冲的投资组合。一方面,地方政府可从土地出让金中提取一定比例设立“创新风险准备金”,用于补贴创新企业研发与保障性住房建设,既通过创新产业多元化投资结构、分散房地产下行风险,又借助保障性住房稳定市场需求。实证表明,建成区绿化率对韧性始终有正向影响,可将部分准备金用于城市生态改造,提升非核心区域房地产长期价值。另一方面,引导金融机构开发“创新—房地产联动产品”,如对投资创新产业的房企给予信贷利率优惠,对购买创新园区周边住房的人才提供按揭贴息,通过金融杠杆调节两类资产的配置权重,缓解房地产金融化引发的风险集聚。三是激活“空间协同”机制,推动区域房地产市场均衡收敛。针对三四线城市“空城”与核心城市高房价并存的空间失衡,依托创新产业梯度转移优化房地产需求布局。在长三角、珠三角等创新密集区域,建立“核心城市研发+周边制造”的产业协同体系,引导房

地产需求向周边中小城市扩散,如通过跨区域通勤补贴、公共服务互通,带动中小城市住房消费,提升市场空间韧性。对于中西部创新薄弱城市,借助“东部创新飞地”模式,吸引东部创新企业设立分支机构,配套建设人才公寓与产业配套住房,以创新驱动的产业带动房地产市场从“供过于求”转向“产城融合”,实现区域市场收敛。四是赋能微观主体,夯实创新与房地产协同的微观基础。民营企业尤其是小微企业是城市创新的核心载体,其发展直接影响居民收入与房地产市场需求稳定性。建议可参照部分地方做法,除税收减免等常规支持政策外,可结合劳动力人力资本结构的最新变化(高学历、高收入、高技术等),为科研人员提供专项住房补贴或人才住房,通过多渠道增加收入,增强住房支付能力。进一步完善“租购同权”政策,在创新园区周边优先建设保障性租赁住房,保障创新人才的居住需求,避免高房价抑制创新活力。针对实证中第三产业占比对韧性的负向影响,需优化产业结构,推动生产性服务业与房地产深度融合,如发展房地产大数据、物业服务科技等新业态,提升行业抗风险能力。

参考文献:

- [1] 郭峰,洪占卿. 房地产依赖症与危机时期的稳增长绩效[J]. 经济学报,2017,4(3):18-40.
- [2] 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),2014,13(2):465-490.
- [3] 寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 复旦大学产业发展研究中心,2017.
- [4] HOLLING C S. Resilience and stability of ecological systems[J]. Annual review of ecology and systematics, 1973,4(1):1-23.
- [5] HAMEL G, VLIKANGAS L. The quest for resilience[J]. Harvard business review, 2003, 81(9):52.
- [6] AIGINGER K. Strengthening the resilience of an economy[J]. Intereconomics, 2009, 44:309-316.
- [7] 张长春. 经济韧性来自何处[J]. 中国投资,2019,19(10):3.
- [8] 孙久文,孙翔宇. 区域经济韧性研究进展和在中国应用的探索[J]. 经济地理,2017,37(10):1-9.
- [9] 陈斌开,张川川. 人力资本和中国城市住房价格[J]. 中国社会科学,2016(5):43-64,205.
- [10] PENDALL R, FOSTER K A, COWELL M. Resilience and regions: building understanding of the metaphor[J]. Cambridge journal of regions, economy and society, 2010,3

- (1):71-84.
- [11] BOSCHMA R. Towards an evolutionary perspective on regional resilience [J]. *Regional studies*, 2015, 49 (5): 733-751.
- [12] SIMMIE J, MARTIN R. The economic resilience of regions: towards an evolutionary approach [J]. *Cambridge journal of regions, economy and society*, 2010, 3(1): 27-43.
- [13] MARTIN R. Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks [J]. *Journal of economic geography*, 2012, 12(12): 1-32.
- [14] FRENKEN K, VAN OORT F, VERBURG T. Related variety, unrelated variety and regional economic growth [J]. *Regional Studies*, 2007, 41(5): 685-697.
- [15] HASSINK R. Locked in decline? On the role of regional lock-ins in old industrial areas [M]// BOSCHMA R, MARTIN R. *The handbook of evolutionary economic geography*. Cheltenham: Edward Elgar, 2010: 450-468.
- [16] BOSCHMA R. Proximity and innovation: a critical assessment [J]. *Regional studies*, 2005, 39(1): 61-74.
- [17] CRESPO J, SUIRE R, VICENTE J. Lock-in or lock-out: how structural properties of knowledge networks affect regional resilience [J]. *Journal of economic geography*, 2014, 14(1): 199-219.
- [18] 张跃胜, 张寅雪, 邓帅艳. 技术创新、产业结构与城市经济韧性: 来自全国 278 个地级市的经验考察 [J]. *南开经济研究*, 2022(12): 150-168.
- [19] DORAN J, FINGLETON B. US metropolitan area resilience: insights from dynamic spatial panel estimation [J], *Environment and planning A*, 2018, 50(1): 111-132.
- [20] BRIGUGLIO L, CORDINA G, FARRUGIA N, et al. Economic vulnerability and resilience: concepts and measurements [J]. *Oxford development studies*, 2009, 37(3): 229-247.
- [21] 徐圆, 张林玲. 中国城市的经济韧性及由来: 产业结构多样化视角 [J]. *财贸经济*, 2019, 40(7): 110-126.
- [22] 徐江, 邵亦文. 韧性城市: 应对城市危机的新思路 [J]. *国际城市规划*, 2015, 30(2): 1-3.
- [23] 曾冰, 张艳. 我国区域金融发展的经济增长效应测度及其时空分异研究 [J]. *经济与管理评论*, 2018, 34(2): 132-141.
- [24] 谭俊涛, 赵宏波, 刘文新, 等. 中国区域经济韧性特征与影响因素分析 [J]. *地理科学*, 2020, 40(2): 173-181.
- [25] AGHION P, HOWITT P. A model of growth through creative destruction [J]. *Econometrica*, 1992, 60(2): 323-351.
- [26] AGHION P, BLOOM N, GRIFFITH R, et al. Competition and innovation: an inverted U relationship [J]. *Quarterly journal of economics*, 2005, 120(2): 701-728.
- [27] 赵燕菁. 为什么说“土地财政”是“伟大的制度创新”? [J]. *城市发展研究*, 2019, 26(4): 6-16.
- [28] 孟宪春, 张屹山. 家庭债务、房地产价格渠道与中国经济波动 [J]. *经济研究*, 2021, 56(5): 75-90.
- [29] 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, 39(8): 133-144.
- [30] 李嘉. 基于宏观风险管理视角的“房地产投资—创新悖论”及突破路径 [J]. *贵州社会科学*, 2022(10): 118-125.
- [31] 隋建利, 霍子蓬, 刘金全. 中国宏观经济韧性的理论框架、实践路径与政策选择 [J]. *经济研究*, 2025, 60(2): 20-37.
- [32] 谢呈阳, 胡汉辉. 中国土地资源配置与城市创新: 机制讨论与经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2020(12): 83-101.
- [33] 吴海军, 杨其静, 阳镇. 生产性政府债务与城市创新力: 基于中国城市面板数据的经验研究 [J]. *中国工业经济*, 2023(10): 42-60.
- [34] PAKES A, SCHANKERMAN M. The rate of obsolescence of patents, research gestation lags, and the private rate of return to research resources [M]// GRILICHES Z. *R&D, patents, and productivity*. Chicago: University of Chicago Press, 1984: 73-88.
- [35] 丰雷, 蒋妍, 叶剑平. 诱致性制度变迁还是强制性制度变迁: 中国农村土地调整的制度演进及地区差异研究 [J]. *经济研究*, 2013, 48(6): 4-18, 57.
- [36] 宫汝凯. 要素市场联动: 最低工资与企业杠杆率 [J]. *财经研究*, 2020, 46(12): 109-123.
- [37] 黄亮雄, 王贤彬, 刘淑琳. 经济增长目标与激进城镇化: 来自夜间灯光数据的证据 [J]. *世界经济*, 2021, 44(6): 97-122.
- [38] 曹婧, 毛捷. 财政分权与环境污染: 基于预算内外双重视角的再检验 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2022, 32(4): 80-90.
- [39] 彭俞超, 吴琬婷, 李建军. 劳动力成本上升与高科技企业创业: 来自工商注册信息大数据的证据 [J]. *经济研究*, 2024, 59(4): 96-112.
- [40] 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.
- [41] 王少剑, 王洋, 蔺雪芹, 等. 中国县域住宅价格的空间差异特征与影响机制 [J]. *地理学报*, 2016, 71(8): 1329-1342.
- [42] 武英涛, 陈磊. 住宅价格、人口异质性与城市规模 [J]. *城市发展研究*, 2017, 24(4): 73-78.
- [43] PAN F, ZHANG F, ZHUS, et al. Developing by borrowing? interjurisdictional competition, land finance and local debt accumulation in China [J]. *Urban studies*, 2017, 54(4): 897-916.