

城市空间结构优化与企业创新

韩峰¹, 庄宗武²

(1. 南京审计大学联合研究院, 江苏南京 211815; 2. 中国人民大学应用经济学院, 北京 100872)

摘要: 作为要素和经济活动在空间上的组织形式, 城市空间结构合理与否关系到各类创新要素能否在城市中有效组织、配置和利用, 因而也势必会对企业的创新行为产生深刻影响。文章以中国土地市场网每宗交易土地的地理信息和容积率数据测算中国各城市的空间结构, 探讨了城市空间结构对企业创新的影响效应。结果显示, 城市空间结构优化会通过规模经济效应和空间技术外溢效应推动企业创新, 该结果在考虑样本极端值、变换指标测度方法和控制内生性问题后依然较为稳健。进一步研究发现, 商服用地和住宅用地空间配置带来的城市空间结构变化有助于促进企业创新, 但工矿用地和公共用地配置导致的城市空间结构变化并未对企业创新产生明显影响; 地方政府增长竞争导致的过度干预行为弱化了城市空间结构优化的企业创新效应; 单中心和多中心城市空间结构的优化均有助于推进企业创新。

关键词: 城市空间结构; 企业创新; 土地空间配置; 容积率规制

中图分类号: F427 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-2154(2023)11-0068-19

DOI: 10.14134/j.cnki.cn33-1336/f.2023.11.005

Urban Spatial Structure Optimization and Firm Innovation

HAN Feng¹, ZHUANG Zongwu²

(1. Joint Research Institute, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. School of Applied Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: As the organizational form of factors and economic activities in space, the rationality of urban spatial structure is closely related to the effective organization, allocation, and utilization of various innovation factors in cities, and therefore, it inevitably has a profound impact on firm innovation behavior. This article calculates the spatial structure of various cities in China using geographic information and floor area ratio data from the China Land Market Website for each land transaction. Furthermore, it explores the impact of urban spatial structure on firm innovation. The results show that urban spatial structure optimization can promote firm innovation through the effects of economies of scale and spatial technology spillovers. These results remain robust even after considering sample outliers, transforming index measurement methods, and controlling for endogeneity issues. Further research reveals that changes in urban spatial structure resulting from the spatial allocation of commercial and residential land contribute to promoting firm innovation. In contrast, changes caused by the allocation of industrial and public land do not significantly affect firm innovation. Excessive intervention by local governments due to competitive growth weakens the innovation effect of optimizing urban spatial structure. The optimization of both monocentric and polycentric urban spatial structures contributes to advancing firm innovation.

Key words: urban spatial structure; firm innovation; land spatial allocation; floor area ratio regulation

收稿日期: 2023-07-03

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“空间集聚优势与制造业高质量发展研究: 理论机制、效应识别与政策优化”(72073071); 中国人民大学应用经济学院拔尖创新人才项目(2023YJBCX10)

作者简介: 韩峰, 男, 教授, 博士生导师, 经济学博士, 主要从事区域和城市经济、空间计量经济领域研究; 庄宗武(通讯作者), 男, 博士研究生, 主要从事区域和城市经济领域研究。

一、引言

促进经济增长动能由要素驱动向创新驱动转变是实现经济高质量发展的必然要求^[1-2]。无论是党的二十大报告中“提升国家创新体系整体效能”的战略目标,还是“十四五”规划纲要中“强化企业创新主体地位”的重要表述,均昭示着党和政府对加快推进中国企业自主创新水平的高度重视。挖掘企业创新的驱动力量,对于进一步推进创新驱动发展战略、进而实现经济发展动能转换和高质量发展有着重要的现实意义。伴随中国城市化水平的不断提高和城市开发规模的不断扩张,中国城市整体的空间格局也处于持续变迁之中。作为各类要素和经济活动在空间上的组织形式,城市空间结构合理与否关系到各类创新要素能否在城市空间中实现有效组织、配置和利用^[3],因而势必会对城市所承载企业的创新绩效产生深刻影响^[4-5]。从城市空间结构角度识别企业创新的影响机制和实现路径,有助于进一步提升城市规划政策制定的科学性和合理性,进而优化经济活动空间布局,引导创新要素在城市中的有效集聚和充分利用,推进中国创新驱动战略的有效实施。

城市是“创新的发动机”^[6],城市内独特的空间安排以有效促进思想和知识流动的方式促使城市成为创新、创业活动的集聚地。事实上,随着市场一体化进程的不断推进,各类要素和经济活动依据市场信号在城市中选择最优的区位进行集聚,有效促进了知识、技术以及人才等创新要素的传播和流动,提升了创新要素在空间中的配置效率。城市中不同区位经济活动所构成空间结构形态的优质与否已成为决定企业创新能力的重要因素。所谓优质城市空间结构,是指城市内部各类经济活动密度与其所在区位条件之间存在良好匹配关系的一种空间结构。根据已有文献,优质的城市空间结构往往有助于规模经济效应与技术外溢效应的发挥,进而推进企业创新。一方面,优质城市空间结构不仅可以打造高度集聚化的城市中心,而且能够充分发挥非中心地区分流的作用,有助于城市规模经济效应的充分发挥进而提升企业创新能力;另一方面,优质空间结构打破了中心内部的规模限制,使得实际发生的知识溢出的概率与程度也随之增强,因而有助于企业创新能力的提升^[5]。探讨城市空间结构对企业创新能力的作用机制,对于构建合理的空间产业分工格局、形成更为优化的城市空间结构,进而促进企业创新能力提升,形成经济高质量发展的创新能力具有重要的研究意义。

学界有关企业创新的研究,主要从产业集聚^[7-9]、外资利用^[10-12]、贸易摩擦^[13-14]、开发区政策^[15-16]、互联网化与数字经济发展^[17-18]等方面来阐述如何提升企业创新能力,尚未有文献注意到中国企业创新能力变化过程中城市空间结构所产生的影响。即使有研究从城市几何形态^[19]、单中心或多中心结构^[5]视角探讨了城市经济效率与创新绩效的影响因素,但这些研究依然将城市的内部空间视为平面的。换言之,现有的文献大多关注的是城市平面形态或经济活动空间区位对创新绩效的影响,并未涉及城市内部的立体空间结构。因此,本文将使用中国土地市场网公布的城市土地交易数据测度各城市的立体空间结构,并利用2006—2013年中国工业企业数据、中国工业企业专利数据、280个地级及以上城市面板数据进行实证分析。

本文主要贡献存在于:首先在研究视角上,本文聚焦于城市经济活动的立体空间结构,深入探讨了城市空间结构对企业创新的影响效果,弥补了现有文献大多关注城市空间集聚规模的不足;其次在具体指标上,本文利用中国土地出让数据中的地块容积率数据和地块到城市中心距离较为合理地测度了280个地级及以上城市的空间结构,有助于为后续文献拓展城市空间结构指标的量化思路;再次在机制分析上,本文基于厂商区位论和集聚经济理论分析了城市空间结构通过规模经济与技术外溢效应渠道推进企业创新的机制,并对以上机制进行了检验;最后在研究内容上,本文不仅识别了不同用地空间配置带来的城市空间结构变化对企业创新能力的影响效果,识别了不同类型空间结构对于企业创新能力的作用,而且从不同专利授权类型、所在城市等级层面进一步分析了城市空间结构对企业创新能力影响的异质性特征,为不同类型的经济主体采取针对性的政策提供了较为细致的经验证据。

二、理论机制与研究假设

根据新经济地理学与集聚经济理论^[20-21],邻近性产生的规模经济效应与技术外溢效应均是城市空间外部性的重要来源,二者均与城市空间邻近性相关联但同时又具有明显区别。规模经济效应主要强调由于生产者与最终消费市场关联效应的存在,市场价格机制作用下邻近需求市场为厂商在节省成本方面带来的好处^[20,22]。而技术外溢效应则是脱离市场价格机制直接作用于厂商生产函数,并通过提升技术进步水平促进要素生产率提高的重要机制^[23-24]。可见,规模经济效应对应的是厂商成本的下降,而技术外溢效应对应的是厂商的技术扩散及吸收能力的提升。根据已有文献,规模经济效应与技术外溢效应也是城市空间结构发挥效力的机制^[25-26],因为城市空间结构优化意味着各区位上能够培育最适宜的集聚强度与经济密度,增强城市整体的规模经济效应与技术外溢效应。综上,本文将在新经济地理学与集聚经济理论综合视角下,从规模经济效应与技术外溢效应两个方面搭建城市空间结构影响企业创新的分析框架,并梳理相应的理论机制,为后文实证研究奠定理论基础。

(一) 城市空间结构、规模经济效应与企业创新

城市空间结构优化有助于充分发挥规模经济效应促进企业创新能力提升。城市经济本身便是一种由各类厂商构成的密集经济^[3],若城市的经济活动布局可以形成较为合理的空间结构,不仅城市内部各类经济活动和要素的数量会增加,而且人口与要素在特定空间内的分布格局也有助于产生良好的集聚优势^[27],进而通过规模经济效应的发挥提升企业的创新能力。与非中心地区相比,城市中心区拥有的良好基础设施、较高的经济集聚程度、庞大的需求市场,往往也会吸引更多企业入驻^[28]。因此,城市中心需要形成高度集聚才能满足形成城市化经济的必要条件,从而产生规模经济效应^[5]。当城市各类经济活动分布与其区位条件相适应时,不仅中心地区能够充分发挥集聚效应,而且其他地区也可以形成与其区位相符合的竞争优势,进而促使城市整体形成良好的圈层结构。此时,城市内部各要素由于密度合理,聚而不乱,因而能够有助于社会化的大生产和专业化协作,充分发挥规模经济效应^[28]。具体而言,在以城市分工为特征的体系中,中心地区主要承担创新产业孵化器的角色,而非中心地区则主要发挥承接中心地区相对成熟技术来降低成本,进行生产制造的功能。对于中心地区企业来说,其在城市中心的大规模集聚除了可以共同利用公共基础设施与服务设施为企业节约生产成本外,还直接降低了企业与最终需求市场之间的距离,便于利用大型消费市场帮助企业节约运输与交通成本,从而使企业不断获得递增收益并提升自身的创新能力。

对于非中心地区企业来说,形成与其区位相匹配的规模经济不仅有助于避免中心地区要素资源过度集中带来的效率损失,而且能够促进中心地区低效率产业向非中心地区转移,从而同时提升中心地区与非中心地区规模收益,推动非中心地区企业降低生产成本、提升创新能力。若城市政府以对中心地区建设用地进行过度容积率规制和行政干预等方式刻意引导中心地区的经济活动提前分散至非中心地区,则可能会导致城市空间结构不合理,进而降低城市集聚效应并对城市创新带来不利影响^[5]。一方面,由于城市内部各类要素向城市中心的流通受限,难以保证中心地区的高度集聚,使得中心地区难以充分发挥创新的规模经济效应;另一方面,非中心地区形成与其区位不符的经济规模,将使得该地区规模较大但缺乏有效的产业分工与产业联系,加剧中心地区与非中心地区企业的要素竞争程度和使用成本,从而挤出企业的创新投入,不利于企业创新。因此,本文提出研究假设1。

假设1:城市空间结构优化有助于城市规模经济效应的发挥,进而能够提升企业的创新能力。

(二) 城市空间结构、技术外溢效应与企业创新

合理的城市空间结构还有助于充分发挥技术外溢效应,进而促进企业创新能力提升。相比于寻常的空间结构,较为优化的城市空间结构往往产生更高的通勤效率和更低的交通成本,有利于知识的学习和技术外溢效应的发挥。这是因为,空间结构优化提升了城市的紧凑性,而布局更紧凑的经济活动在城市内的空间距离更短,空间接近性更强,更有助于降低人员的流动成本和思想技术的传播学习成本^[19,29-30],促进技

术外溢效应的发挥与企业创新能力的提升。在紧凑布局的城市空间中,高密度、面对面式的交流活动更频繁发生,技术外溢也更容易实现。城市空间结构优化提高了城市中心的空间使用效率,从而有助于人与人之间进行有效沟通与交流、降低个体间的协调成本。由于城市空间规模变动的过程中,不同类型产业具有互补共生特征,因而各产业对其他产业的发展具有助推作用^[31]。这也意味着空间结构的优化为中心地区多行业集聚提供了条件,能够降低协同创新的不确定性促进不同产业协同创新。城市形成合理空间结构的情况下,具有生产率和创新优势的企业可以依据效率原则充分在城市中心集聚,从而为其他企业及非中心地区企业创新能力提升提供更强的空间外溢效应。可见,基于市场效率原则形成的城市空间结构具有明显的立体梯度特征,这种特征有助于中心地区和非中心地区依据各自优势和特色,引导各类技术在不同空间单元主体间的交流与外溢,促进企业协同创新水平的提升。然而,若城市经济活动受到地方政府过度干预(比如过度的容积率规制)而无法按照最优原则进行空间分布,那么城市的空间管制很可能带来创新要素的空间配置扭曲,抑制技术外溢效应的充分发挥和企业创新能力提升。一方面空间利用规模和强度的限制使得大量高效率企业难以入驻中心地区,无法为其他企业创新能力的提升提供技术支撑和技术外溢;另一方面即使由于空间分化等原因非中心地区承载了大量的优势企业,但区位的限制与地理距离的阻碍使得该地区向其他地区产生技术外溢的难度也会加大,从而促使城市形成多个独立的知识分布空间,弱化城市整体的技术外溢效应。因此,本文提出研究假设2。

假设2:城市空间结构优化有助于城市技术外溢效应的发挥,进而能够提升企业创新能力。

三、实证设计

(一) 计量模型构建

在经济高质量发展的背景下,企业专利授权量已成为企业提质升级和高质量发展能力的重要体现^[32-33]。本文实证研究目标便在于考察城市空间结构对企业创新能力提升的影响效果及其机制。结合前文理论分析,本文设立如下计量模型:

$$\ln Tech_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SS_{ot} + \sum_n \beta_n x_{it}^n + \sum_s \gamma_s X_{ot}^s + u_i + u_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中,下标 i, o, t 分别是企业、城市和年份; $Tech$ 为本文的被解释变量,是专利授权量表征的企业创新; SS 为本文的核心解释变量,表示城市的空间结构; n 和 s 分别为企业与城市层面控制变量的个数; x 和 X 分别代表企业与城市层面的控制变量, β 与 γ 为对应控制变量的估计系数; u_i, u_t 为企业和年份固定效应, ξ 表示随机扰动项。

(二) 变量测度

1. 被解释变量:企业创新 ($Tech$)。目前衡量企业创新的方法主要有两类,一类是使用研发费用或者研发人员数量、新产品销售收入等创新投入或产出来衡量,另一类则是根据企业的专利特征刻画企业的创新行为。前者主要有 Acs 等^[34]、白俊红和李婧^[35]、张杰等^[15]等的研究,后者主要有王海成和吕铁^[36]、王永钦等^[37]、郝项超等^[32]的研究。企业的专利特征反映了企业在一定时期内从事技术创新活动的活跃程度以及技术创新的情况,更适合用来研究企业的创新行为。因此,本文主要借鉴郝项超等^[32]的研究,以企业的专利授权量表征企业的创新能力。具体而言,专利授权量由企业 i 在 t 年的发明、实用新型以及外观设计三种类型专利授权数量构成。在回归分析时,为了更加灵活地考虑专利授权量为零样本的影响,本文将企业创新定义为企业的专利授权量加1的对数形式。除此以外,本文还充分借鉴王永钦等^[37]的研究,将企业 i 在 t 年的专利申请数量作为衡量企业创新能力的替代指标进行稳健性检验。

2. 核心解释变量:城市空间结构 (SS)。本文所指的空间结构是指城市内部区域经济活动密度与其区位相匹配的程度。根据本文理论分析,城市市中心应是经济活动密度最高、集聚效应最为明显以及经济个体间相互作用和空间关联最为密切的地区。若城市内区域的经济密度随着区位向外围演变而逐渐降低,便意味着该城市市中心的空间集聚效应在整体上能够得到充分发挥,城市边缘地区与市中心在经济活动类

型(产业类型)、功能分工等方面具有较好的协调性,那么可以视为该城市的空间结构是较为合理的,否则城市空间结构是欠合理或有待优化的。现有文献测度的空间结构仅为经济活动趋于集中或分散的一种几何状态,很难体现空间梯度这一至关重要的城市特征^[4,38-39]。中国土地市场网公布了每项出让土地的地理位置与该地块容积率信息,这对于本文更好地在城市空间结构的测度中体现经济密度或集聚效应的梯度性至关重要。容积率是指一定地块内,总建筑面积与净用地面积的比率。从计算方法来看,在每层建筑面积一致的情况下,容积率也可以用地块上的建筑密度与地块上建筑的平均层数之积来表示,因而容积率实际上刻画了单位用地面积上的经济密度或集聚效应。因此,借助中国土地市场网公布的每项地块具体的地址信息,可以精确地识别每项地块与地块所在城市中心的临近程度;借助每项地块具体的容积率信息,可以判断不同区位的经济活动密度是否与其区位特征相匹配。由于城市规划部门对城市中不同区域的每块建设用地都具有严格的用途和容积率规定,因而城市中某一区位参与交易的建设用地的容积率便反映了城市中该区位应有的经济活动密度。将每项地块具体的地址信息与容积率相结合,便可测度出不同城市的空间结构水平。城市空间结构指数可通过式(2)测度:

$$\ln FAR_{o,jt} = \rho \ln dist_{o,jt} + \eta_1 \ln slope_{ot} + \eta_2 \ln ele_{ot} + \eta_3 \ln pop_{ot} + \eta_4 \ln area_{ot} + \xi_{jt} \quad (2)$$

其中, $FAR_{o,jt}$ 代表城市 o 在 t 年市辖区内每块出让土地 j 的容积率上限, $FAR_{o,jt}$ 越大意味着该土地的投资强度和空间开发强度越高;^① $dist_{o,jt}$ 代表每项土地与城市质心的实际距离,该指标越大意味着该地区代表的区位越趋于城市边缘。^② $dist$ 的系数便代表了随着区位延伸到城市外围容积率的变化弹性,即本文所指的城市空间结构。本文将式(2)按照城市与年份分组回归,得出的分组回归系数便是每个城市在不同年份的城市空间结构指数。为了方便计量估计时进行描述,我们将该指数缩写为 SS (Spatial Structure)。按照区位论的空间布局安排,更靠近城市中心的地区应有更高的经济活动强度。因此,若 $SS > 0$,说明城市在空间布局规划过程中可能受到了明显的空间管制,使得城市中心并未达到预期区位相称的空间利用率。^③在多中心的城市中,其空间结构的演变依然符合上述规律。这主要是因为,次级中心更多的是在城市主中心充分集聚的基础上形成的对主中心具有疏解和互补功能的中心。因此,即使城市存在次级中心,其经济活动密度也会相应低于主中心,否则该城市的空间结构便有待优化。

在测度城市空间结构的过程中,本文还控制了城市平均地表坡度($slope$)、城市平均地表海拔(ele)、市辖区人口规模(pop)以及市辖区城市建设用地面积($area$)等方面的影响。这是因为,平均地表坡度越大的地区土地开发与高层建筑施工的难度更大,高层建筑坍塌的可能性也更大,因而平均地表坡度较大地区出让土地的容积率上限可能更低。与此相类似,出于土地开发成本和规避风险的考虑,城市平均地表海拔较高地区的政府在出让土地时往往也不会设置较高的容积率上限。城市人口规模越大,意味着当地对于住房和办公场所的需求也更大,因而在城市空间既定的情况下,当地政府往往在出让土地时会设置更高的容积率上限以满足城市居民更多的空间需求。对于城市面积而言,空间面积较大的城市进行紧凑型空间布局的可能性低于同等条件下空间面积较小的城市,因而在测度城市空间结构的过程中同样需要控制城市建设用地面积的影响。

本文整理了中国土地市场网站上2006—2019年全国280个地级城市的土地出让数据。在获取这些数据的基础之上,首先利用百度地图地理编码服务将中国土地市场网中每项地块的地址信息转化为对应的经

①从地方政府和开发商收益最大化角度来看,二者均有使用建设用地上限容积率来进行投资开发的动机,因而本文使用容积率上限作为每块建设用地经济密度或开发强度的代理指标。

②将城市质心作为城市中心的合理性在于:直观而言,城市的质心代表着城市的几何中心,在交通网络上往往处于最关键的位置。地理区位优势使质心地区的辐射范围远超于其他地区。

③根据本文测度方法可见,本文测度的空间结构应是一个负向指标。即 SS 越小,随着地理位置由外围向城市中心演变,经济活动规模与空间利用率不断呈现上升趋势,因而城市的空间结构也就越优化。

纬度,然后分别计算每项地块与其城市质心的地理距离。^①除此以外,本文还以城市政府所在地为中心计算出城市中每项地块与城市中心的地理距离,计算出了另一个城市空间结构指标用于稳健性检验。表1报告了2006—2019年中国城市总体及各类空间结构均值的变化趋势。^②

表1 中国城市总体及各类空间结构均值:2006—2019

年份	城市总体空间结构	商服用地出让形成的空间结构	住宅用地出让形成的空间结构	公共用地出让形成的空间结构	工业用地出让形成的空间结构
2006	0.0609	0.0347	0.0463	0.0000	0.0521
2007	-0.0012	-0.0525	-0.0294	0.0101	-0.0139
2008	-0.0642	-0.0783	-0.0478	-0.0078	-0.0254
2009	-0.0728	-0.0396	-0.0412	-0.0635	-0.0061
2010	-0.0841	-0.1127	-0.0686	-0.0087	-0.0199
2011	-0.0823	-0.0937	-0.0619	-0.0313	-0.0145
2012	-0.0876	-0.0861	-0.0439	-0.0255	0.0179
2013	-0.0837	-0.1003	-0.0450	0.0029	-0.0238
2014	-0.0687	-0.0758	-0.0360	0.0030	-0.027
2015	-0.0794	-0.0722	-0.0696	-0.0063	-0.0105
2016	-0.0629	-0.0656	-0.0425	-0.0086	0.0798
2017	-0.0656	-0.0786	-0.0429	-0.0103	-0.0409
2018	-0.0655	-0.0771	-0.0481	-0.0073	-0.0022
2019	-0.0746	-0.0851	-0.0464	-0.0056	-0.0185
总均值	-0.0602	-0.0792	-0.0481	-0.0116	-0.0077

注:本文用土地市场出让数据测算了2006—2019年中国城市空间结构,但由于中国工业企业数据库较为可靠的数据仅至2013年,因而本文使用的样本区间为2006—2013年。

表1结果显示,全国城市空间结构总均值为-0.0602,说明总体而言中国城市空间活动布局符合区位理论的预期,即随着与城市中心距离的降低,区域密集度与空间利用率呈现出逐渐上升的趋势。从不同出让用途土地形成的空间结构来看,虽然住宅用地、商服用地、工矿用地与公共用地出让形成的空间结构总体上均符合空间布局安排(总均值小于0),但依然可以发现不同出让方式用地在形成空间结构中的差别。商服用地出让形成的空间结构空间梯度性最为明显(总均值为-0.0792),其次是住宅用地(总均值为-0.0481)、公共用地(总均值为-0.0116)、工业用地(总均值为-0.0077)。商服用地与住宅用地出让形成的空间结构更为优化的原因可能与这些行业的性质有关。商业、服务业一般集中布局于成熟的城市中心,为城市的生产与消费提供配套服务。在城市中心服务范围不断扩大、人口承载力不断上升的情况下,中心地区对于金融、物流、通信以及商业配套的需求也会不断提升。随着区位不断延伸至城市外围,该区位对商业和服务业的需求也会呈现出梯度式下降,因此商业和服务业的投资强度也会随着与城市中心距离的

①利用距离公式 $\Omega \times \arccos[\cos(\alpha_i - \alpha_j) \cos\beta_i \cos\beta_j + \sin\beta_i \sin\beta_j]$ 来计算不同地块到城市质心的地理距离 $dist_{ij}$, 式中 Ω 为地球大弧半径(6378公里), β_i, β_j 为两市中心点经度, β_i, β_j 为两市中心点纬度。

②本文依据土地出让用途的不同将土地分为工矿用地、商服用地、住宅用地、公共用地,然后分别测算不同土地用途下的城市空间结构指标。其中,工矿用地包括工业用地、工矿仓储用地、采矿用地与仓储用地;商服用地包括住宿餐饮用地、其他商服用地、商务金融用地、商服用地、娱乐用地、批发市场用地、批发零售用地、新闻出版用地、旅馆用地、文体娱乐用地、科研用地、零售商业用地、风景名胜设施用地与餐饮用地;住宅用地包括中低价位、中小套型普通商品住房用地、住宅用地、其他住房用地、其他普通商品住房用地、城镇住宅用地、高档住宅用地、廉租住房用地、经济适用住房用地与公共租赁住房用地;公共用地包括交通服务场站用地、体育用地、公共管理与公共服务用地、公共设施用地、公园与绿地、公用设施用地、医卫慈善用地、医疗卫生用地、城镇村道路用地、教育用地、文化设施用地、机场用地、水域及水利设施用地、水工建筑用地、港口码头用地、社会福利用地、科教用地、管道运输用地、街巷用地、轨道交通用地、铁路用地、交通运输用地与公路用地。

增加而不断递减。这使得商服用地的容积率上限在不同区位间具有较大的差异性,因而从事该类经济活动形成的城市空间结构所体现出的空间梯度性也较强。在住宅用地方面,与城市中心越接近的地区,居民的通勤成本越低,能够享受优质服务的便利性也更强。随着与城市中心可达性的不断降低,居民的通勤成本趋于快速增加、获取高质量服务的难度也不断增加。这也意味着人口分布具有明显的空间区位差异,即人口密度随着与城市中心距离的减少而不断提升,相应地区建筑的容积率也应随之提高。这也使得从事此类经济活动形成的空间结构也呈现出明显的空间梯度性。而在公共用地方面,该类土地的出让更多的是出于政府在效率与公平之间的统筹安排。由于地方政府从事公共活动的主要目标是公共服务均等化,因而城市出让公用地的容积率上限可能并不具有较显著的区位差异性,从而导致这类土地出让形成的城市空间结构表现出的空间梯度性不强。在工矿用地方面,这类经济活动对区位的依赖程度本身便低于商服行业或住宅性质的经济活动,因此从事该类经济活动形成的空间结构立体性不强。虽然城市中心具有较强的可达性优势,但与城市中心地区相比,城市郊区的土地、劳动力等要素使用价格相对较低。城市郊区对从事工矿行业的企业具有较强的吸引力,也会有较多从事该类经济活动的企业入驻于此,因而城市工矿用地在不同地区间的容积率差异性不如商服用地和住宅用地,这也使得工矿用地出让形成的空间结构具有较低的空间梯度性。

3. 相关控制变量。本文纳入以下控制变量:(1)企业规模(*size*),以企业总资产表征。企业总资产越多,企业规模可能就会越大,从而使得企业在从事大规模生产中获取规模经济效应的可能性也更高。(2)企业年龄(*age*),通过计算当年年份-企业成立年份加1得出。存续年限较长的企业拥有着稳定的生产流程和组织结构,这可能使其缺乏创新激励,限制了这些企业在面对新市场、新技术和新趋势时的竞争力与创新水平。(3)企业融资约束水平(*rzys*),通过负债总额除固定资产净值得出。过高的融资约束可能使企业面临较高的财务杠杆,增加了企业创新过程中的不确定性,不利于企业创新。(4)企业全要素生产率(*tfp*),根据 Head 和 Ries^[40]利用式近似 $\ln tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 计算出企业 *TFP* 的对数形式。其中,*y* 为企业工业总产值,*k* 为企业的固定资产总额,*l* 为企业职工人数,*s* = 1/3 代表资本在生产函数中的贡献程度。

城市层面的控制变量主要有:(1)城市劳动力就业规模(*L*,万人),用市辖区城镇单位从业人员数与个体从业人员数之和表示。城市可利用的就业规模越大,劳动者在相互交流过程产生技能外溢的可能性也越高,因而城市整体的创新能力可能就越强。(2)城市资本存量(*K*,万元),用市辖区每年固定资产投资和公式 $K_{i,t} = (1 - \rho)K_{i,t-1} + I_t/\omega_{i,t}$ 计算。式中 $K_{i,t}$ 是城市资本存量; ρ 是年折旧率,设为5%; I_t 是固定资产投资; $\omega_{i,t}$ 是各城市的累积资本价格指数。城市资本存量的增加可以归因于城市在发展过程中进行了大量的资本投资,这进一步加强了城市整体的资本密集型特征。(3)城市外商直接投资存量(*FDI*,万元),也采用5%折旧率的永续盘存法计算。城市外商直接投资变量可在一定程度上控制外商直接投资对城市内部的技术溢出。(4)人力资本变量(*EDU*),为了控制人力资本外部性对企业创新的影响,本文在计量模型中加入了人力资本变量。人力资本水平以中学及以上学生数占总人口比重(%)表示。(5)城市财政干预力度变量(*Igov*)。财政干预力度以市辖区财政收入占 GDP 比重表示。虽然政府干预在一定程度上有助于弥补市场机制在推进企业创新方面的不足,但过度的政府干预可能弱化当地的市场运行效率,从而降低城市整体的创新绩效。表2给出了中国城市空间结构、企业创新及相关变量的描述性统计结果。

(三) 数据来源及处理

本文数据主要来自2006—2013年中国工业企业数据库、国家知识产权局公布的中国专利数据库和2007—2014年中国城市统计年鉴。通过将企业数据和280个地级及以上主要城市面板数据进行匹配,^①得到

^①城市样本为2006—2013年除中山、东莞、三沙、嘉峪关、巢湖、海东、拉萨、中卫、陇南等城市以外的280个地级城市。中山市、东莞市、嘉峪关市未设市辖区,本文将这些城市的样本舍弃。由于在使用网络爬虫技术获取土地交易数据时,拉萨、中卫、陇南等城市的土地交易数据不够齐全,有连续多年数据无法获得,故将这些城市从样本中舍弃。巢湖市在2011年并入合肥市,为统一口径,本文也将2006—2010年巢湖市数据与合肥市数据合并,统一作为合肥市数据。三沙市和海东市由于设市较晚且数据较少,为保证前后数据一致性,本文将其从样本中删除。

了本文实证所需的数据。企业层面所需要的原始数据来源于中国工业企业数据库。^①此外,本文借鉴 Brandt 等^[41]的方法对工业企业数据进行跨年份匹配和剔除非制造业企业数据,从而构建形成企业面板数据。

表2 中国城市空间结构、企业创新及相关变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业专利授权量 <i>Tech</i> (个)	2499033	0.2219	6.7853	0.0000	63430.0000
城市空间结构 (<i>SS</i>)	2240	-0.0602	0.43355	-1.0730	20.1041
企业规模 <i>size</i> (千元)	2499033	139000	1971308	0.0000	949758335
企业年龄 <i>age</i> (年)	2499033	9.1183	8.1227	0.0000	610.0000
企业资本融资约束 <i>rzys</i>	2499033	0.1257	6.9588	0.0000	5090.0000
企业全要素生产率 <i>tfp</i>	2499033	177.1244	780.1892	0.0000	7180000.0000
城市就业规模 <i>L</i> (万人)	2240	146.7761	206.0885	1.3900	1342.3350
资本存量 <i>K</i> (万元)	2240	12575467.9384	27261444.1433	231584.8071	370297943.2123
外商直接投资 <i>FDI</i> (万元)	2240	22440.7863	149994.6000	291.0000	17500000.0000
人力资本 <i>EDU</i> (%)	2240	11.4547	4.0353	0.8701	29.6527
政府财政干预力度 <i>Igov</i> (%)	2240	11.0462	4.3260	0.8285	47.7810

四、实证分析

(一) 基准回归结果

根据本文的计量模型检验结果,本文控制了年份固定效应与企业固定效应,并使用聚类稳健标准误进行估计。城市空间结构对企业创新能力的基准回归结果见表3。

表3 城市空间结构影响企业创新的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SS</i>	-0.0014 *** (-3.55)	-0.0018 *** (-4.51)	-0.0013 *** (-3.19)	-0.0017 *** (-4.17)
<i>lnsize</i>		0.0140 *** (34.05)		0.0141 *** (34.36)
<i>lnage</i>		-0.0168 *** (-27.44)		-0.0158 *** (-25.60)
<i>lnrzys</i>		-0.0011 (-0.78)		-0.0024 * (-1.68)
<i>lntfp</i>		0.0008 ** (2.49)		0.0013 *** (3.74)
<i>lnL</i>			0.0296 *** (24.52)	0.0298 *** (24.65)
<i>lnK</i>			-0.0372 *** (-18.64)	-0.0362 *** (-18.09)
<i>lnFDI</i>			0.0052 *** (4.29)	0.0052 *** (4.31)
<i>lnEDU</i>			0.0054 *** (3.08)	0.0060 *** (3.41)

^①由于该数据库存在数据缺失和数据异常等情况,因此本文参照 Cai 和 Liu^[42]的做法对原始数据进行清理。主要是删除缺失重要经济指标的观测值;删除从业人数少于8人的企业;删除符合流动资产高于总资产、固定资产合计大于总资产、固定资产净值大于总资产、本年折旧大于累计折旧中任何一个条件的企业;删除成立时间无效,成立时间早于1949年或者大于当前年份的企业。

(续表3)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnGOV</i>			-0.0185*** (-16.55)	-0.0182*** (-16.29)
<i>_cons</i>	0.0526*** (2047.07)	-0.0593*** (-13.24)	0.5156*** (24.66)	0.3783*** (17.81)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2391421	2391421	2391421	2391421
<i>R</i> ²	0.487	0.487	0.487	0.488

注:表中括号内为*t*统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

表3的第(1)列报告了在不加入任何的控制变量、仅控制年份与企业固定效应时城市空间结构对企业创新能力的估计结果。可以发现,城市空间结构的估计系数在1%的水平下显著为负,与预期相符,意味着城市空间结构的优化能够显著提升企业的创新能力。以第(1)列为基础,第(2)列报告了在控制年份与企业固定效应的同时控制企业层面控制变量之后的结果,可以发现,城市空间结构对企业创新能力的估计系数依然在1%的水平上显著为负。第(3)列在第(1)列的基础上加入了城市层面的控制变量,第(4)列在第(1)列的基础上同时控制了以上城市与企业层面各类控制变量。可以发现,城市空间结构对企业创新能力的影响依然在1%的水平上显著为负。基准回归的结果意味着,城市空间结构有助于明显提升中国企业的创新能力。要提升中国企业的创新能力,可将优化城市空间结构作为重要抓手,通过完善城市的内部空间结构引导要素合理流动,从而塑造中国企业创新能力提升的竞争优势。

(二) 稳健性检验

为了探讨基准回归结果中的稳健性,本文主要从以下方面进行稳健性检验。

1. 考虑极端值。考虑到样本中极端值可能产生的影响,表4的第(1)列和第(2)列分别显示了对企业专利授权量在1%的水平上进行双边缩尾与双边截尾处理之后的回归结果。表4的第(1)、(2)列显示,虽然城市空间结构对于企业创新能力的影响系数有所变化,但仍然在1%的水平上显著为负。考虑极端值的计量估计结果印证了基准模型所得到的结论,即城市空间结构的优化显著促进了企业创新能力的提升。

2. 考虑指标测度。在考虑被解释变量测度方面:由于企业从申请某项专利到该项专利被授予需要经历一定的时间,因此企业创新能力的提升可能存在时滞性。在此种情况下企业专利授权量可能并不能很好地衡量企业的创新能力。为此,本文借鉴王永钦等^[37]的方法,采用企业专利申请量作为企业创新能力的替代变量进行回归分析。表4中的第(3)列显示了用企业专利申请量作为被解释变量的估计结果,城市空间结构对企业创新能力影响系数的显著性与符号并没有发生较大变化。在考虑核心解释变量测度方面:在基准回归中,本文使用质心作为城市中心,在本部分中,本文将夜间灯光亮度最高的空间单元及市政府所在地作为城市中心,然后重新计算城市空间结构指数作为城市空间结构的替代指标进行稳健性检验。表4的第(4)、(5)列报告了将城市夜间灯光最亮的空间单元及市政府所在地视为城市中心后的稳健性检验结果,可以发现在更换“城市中心”、重新测度城市空间结构后,核心解释变量的参数估计及显著性与基准回归相比差别不大。可见本文基准回归将质心视为城市中心、利用夜间灯光数据最亮的空间单元及市政府所在地作为中心进行稳健性检验是具有较强合理性的。

3. 考虑创新质量。由于企业专利授权或申请量很难表征具体的创新质量,因此本部分主要考察将被解释变量更换为反映创新质量的指标后,城市空间结构优化对创新的影响是否稳健。考虑到反映工业企业层面创新质量的指标较为匮乏,本文主要使用寇宗来和刘学悦^[43]公布的城市创新力指数来反映城市整体的创新质量,以考察城市空间结构优化对创新质量的影响。寇宗来和刘学悦^[43]公布的城市创新力指数是一个经过专利价值调整的存量指数,因而更适宜表征城市的创新质量。表4的第(5)列报告了将被解释变量换为更能表现创新质量的城市创新力指数后的回归结果,可以发现城市空间结构优化显著改善了城市的创新质量。该结果意味着城市空间结构的优化不仅有助于微观企业创新水平的提升,更有助于城市整体创新质量的提升。

表4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Tech 双边 缩尾1%	Tech 双边 截尾1%	更换被解释 变量	更换解释 变量	更换解释 变量	考虑创新 质量	两阶段最小 二乘法
SS	-0.0015 *** (-4.07)	-0.0011 *** (-3.82)	-0.0017 ** (-2.27)	-0.0013 *** (-4.82)	-0.0023 *** (-3.37)	-0.0200 *** (-2.60)	-0.1469 *** (-4.24)
lnsize	0.0115 *** (34.73)	0.0064 *** (25.82)	0.0229 *** (39.99)	0.0141 *** (34.35)	0.0241 *** (61.87)		0.0150 *** (34.86)
lnage	-0.0129 *** (-25.25)	-0.0082 *** (-21.19)	-0.0080 *** (-9.30)	-0.0158 *** (-25.58)	0.0082 *** (14.96)		-0.0164 *** (-28.54)
lnrzys	-0.0009 (-0.75)	0.0001 (0.11)	-0.0061 *** (-2.93)	-0.0024 * (-1.69)	0.0126 *** (8.66)		-0.0015 (-1.08)
lnfzp	0.0006 ** (2.03)	-0.0001 (-0.60)	0.0025 *** (5.36)	0.0013 *** (3.72)	-0.0015 *** (-4.35)		0.0018 *** (5.48)
lnL	0.0253 *** (25.18)	0.0162 *** (20.94)	0.0285 *** (18.22)	0.0298 *** (24.66)	0.0077 *** (6.41)	0.3251 *** (5.32)	0.0323 *** (25.58)
lnK	-0.0300 *** (-20.17)	-0.0189 *** (-17.94)	-0.0216 *** (-8.87)	-0.0362 *** (-18.10)	0.0861 *** (48.01)	1.3066 *** (24.84)	-0.0354 *** (-23.07)
lnFDI	0.0039 *** (4.80)	0.0022 *** (4.23)	0.0012 (0.87)	0.0052 *** (4.32)	-0.0277 *** (-15.41)	0.0159 ** (2.06)	0.0039 *** (4.33)
lnEDU	0.0045 *** (3.06)	0.0025 ** (2.20)	-0.0011 (-0.44)	0.0061 *** (3.52)	-0.0208 *** (-11.52)	0.0196 (0.33)	-0.0115 *** (-2.68)
lnIGOV	-0.0148 *** (-15.62)	-0.0070 *** (-9.55)	-0.0198 *** (-13.33)	-0.0182 *** (-16.32)	0.0345 *** (31.86)	0.1122 ** (2.39)	-0.0126 *** (-7.55)
_cons	0.3244 *** (19.03)	0.2161 *** (16.90)	0.1620 *** (5.77)	0.3783 *** (17.81)	-1.3313 *** (-85.88)	-22.2137 *** (-26.98)	
Kleibergen-Paap rk LM							374.409
Kleibergen-Paap rk Wald F							294.545
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	No	No	No	No	Yes	No
N	2391421	2370601	2391421	2391421	2391421	2240	2391421
R ²	0.475	0.417	0.538	0.488	0.479	0.792	0.025

注:表中括号内为 t 统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

4. 考虑内生性问题。本文借鉴王晓红等^[44]的做法,使用各城市明朝驿站的数量构建城市空间结构的工具变量。尽管明朝驿站数量不能直接反映城市经济密度及分布状况,但作为古代交通、通信的主要方式,驿站的开通势必要综合考虑经济、覆盖范围等方面的影响,因此明朝驿站数量能够从侧面反映历史上的人口密度及空间结构状况,进而对当代城市空间结构产生直接影响。此外,经过时间的变迁,明朝驿站早已被更适应现代经济结构需要的铁路、公路等现代交通方式替代,几乎不会对当代企业创新水平产生直接影响,因此明朝驿站数量可视为城市空间结构的合理工具变量。在进行两阶段最小二乘估计时,我们借鉴石敏俊等^[45]的思路将各城市明朝驿站的数量与汇率的乘积作为城市空间结构的工具变量。表4的第(6)列报告了使用明朝驿站数量构建工具变量进行两阶段最小二乘法估计后的计量结果,可以发现城市空间结构对企业创新的影响依然显著为负,且其估计系数相对基准回归而言明显变大,说明基准回归中城市空间结构优化的企业创新效应可能被低估。综上,在处理潜在的内生性问题后,本文核心结论依然较为稳健。^①

^①Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%的水平上拒绝了识别不足检验,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量也显著拒绝了弱工具变量的检验,说明本文工具变量选取是有效的。

五、机制检验

上文考察了城市空间结构对企业创新能力的影响效果,本部分在原计量模型基础上引入企业平均成本与城市空间技术外溢效应两方面的机制变量,以检验空间结构通过规模经济效应与技术外溢效应渠道影响企业创新能力的作用机制。首先,规模经济效应主要体现为企业生产经营过程中单位平均成本的持续降低趋势。本文使用企业总成本与工业总产值的比重来表示企业平均成本(*cost*)。^①其次,城市内部的空间技术外溢以式 $TS_o = U_o/d_{oo}$ 来表示,其中 TS_o 为城市 o 内部的空间技术外溢, U 为城市 o 的科研活动费用支出,以城市财政一般预算内支出中的科学支出(万元)来衡量。 d_{oo} 为城市 o 内部空间技术外溢的距离,根据 Head 和 Mayer^[46],有 $d_{oo} = \frac{2}{3}\sqrt{S_o/\pi}$,其中 S_o 为城市 o 的建成区面积。机制检验结果如表5所示。

表5 城市空间结构对企业创新的机制检验

变量	企业平均成本		空间技术外溢	
	(1)系数	(2) <i>t</i> 值	(3)系数	(4) <i>t</i> 值
SS	0.0119***	12.00	-0.0210***	-7.56
lnsize	-0.1004***	-81.13	0.0622***	21.19
lnage	0.0341***	17.34	-0.0260***	-10.96
lnrzs	-0.0265***	-6.24	-0.0120**	-2.16
ln tfp	-0.2064***	-152.24	0.2446***	93.57
lnL	-0.1365***	-61.60	0.1349***	51.73
lnK	0.1458***	33.20	-0.1733***	-36.82
lnFDI	-0.0133***	-7.34	0.0207***	6.73
lnEDU	0.0649***	18.49	0.0392***	13.56
lnIGOV	-0.0260***	-4.16	0.0160***	3.98
_cons	0.2735***	5.57	0.1583***	3.77
企业固定效应	Yes		Yes	
年份固定效应	Yes		Yes	
<i>N</i>	1865607		2391421	
R^2	0.469		0.491	

注:***表示在1%的统计水平下显著。

表5第(1)列和第(2)列报告了企业平均成本作为机制变量时的机制检验结果。第(1)列显示,城市空间结构优化对企业平均成本的影响效应在1%水平上显著为正,说明进一步强化城市中心城区的空间集聚效应,促进城市空间结构优化有助于降低企业平均成本,从而对企业产生规模经济效应。城市空间结构优化通过发挥规模经济效应,降低企业平均成本,进而促进企业创新的机制得到印证。表6第(3)列和第(4)列是空间技术外溢效应作为机制变量时的机制检验结果。第(3)列中城市空间结构对空间技术外溢的影响系数显著为负,说明城市空间结构优化显著强化了城市内部经济活动间的技术外溢效应,城市空间结构优化通过强化空间技术外溢效应促进企业创新的机制也得到了印证。在规模经济效应方面,城市空间结构优化可以在强化中心地区集聚强度的同时充分发挥非中心地区分流的作用,并释放城市整体规模经济效应、减少企业平均成本,进而推动企业创新能力提升。在空间技术外溢效应方面,城市空间结构优化通过塑造聚而不乱的城市形态为各行业企业生产与管理经验的交流提供了便利,推动了各企业知识的碰撞与交流,进而有助于企业创新能力提升。

^①根据刘斌和王乃嘉^[47]的研究,本文使用企业主营业务成本、管理费用、销售费用、财务费用、主营业务应付福利总额、主营业务应付工资总额之和来衡量企业总成本。

六、进一步分析

(一) 基于不同类型建设用地空间配置的进一步分析

为了检验不同类型建设用地空间配置下的城市空间结构对企业创新能力的异质性影响,本文测算工矿用地、商服用地、住宅用地、公共用地用途下的城市空间结构指数,并检验何种土地用途引致的空间结构更有助于企业创新能力提升,表6报告了基于不同类型建设用地空间配置的进一步分析。根据表6的检验结果,商服用地与住宅用地出让导致的空间结构均显著提升了企业的创新能力,而工矿用地、公共用地出让所形成的城市空间结构并未对企业创新能力产生显著影响。这意味着政府在出让商服用地和住宅用地的过程中,随着与城市中心距离的减少而设定更高的容积率规制,不仅有助于形成较为优化的空间结构,而且能够推动企业创新能力的提升。在商服用地方面,容积率上限的增加使得商业与服务性可以在城市中心地区高度集聚,而中心地区商业与服务性的充分发展也为城市更大空间范围内制造业配套设施及生产性服务获取提供了便利,因而有助于企业创新能力的提升。住宅用地出让引致的空间结构优化有助于企业创新能力的提升,原因在于与城市中心越近的地区拥有的最终消费需求更充沛。庞大的市场需求有助于企业获取递增收益、实现规模经济效应,降低企业成本、提升企业的生产率^[20],从而有助于企业创新能力的提升。而工矿用地与公共用地方面,这两类土地出让形成的城市空间结构梯度性不够强(见表1)。这不仅使得这些土地出让形成的空间结构难以通过规模经济效应的充分发挥降低企业平均成本,而且弱化了城市整体的技术外溢效应,从而使得工矿用地与公共用地出让形成的城市空间结构对企业创新能力提升的影响不显著。基于不同土地用途的检验结果意味着,至少在工矿用地与公共用地方面,还存在通过调整空间布局安排以推动企业创新能力提升的巨大可能性。

表6 基于不同建设用地空间配置的进一步分析

变量	(1)住宅用地	(2)商服用地	(3)工矿用地	(4)公共用地
SS	-0.0123*** (-11.52)	-0.0007* (-1.66)	-0.0004 (-0.39)	-0.0006 (-0.28)
lnsize	0.0145*** (30.79)	0.0170*** (30.89)	0.0173*** (32.68)	0.0197*** (31.84)
lnage	-0.0147*** (-20.63)	-0.0160*** (-19.22)	-0.0157*** (-19.78)	-0.0162*** (-16.55)
lnrzys	-0.0039** (-2.38)	-0.0059*** (-3.27)	-0.0055*** (-3.06)	-0.0063*** (-3.16)
ln tfp	0.0020*** (5.19)	0.0028*** (6.30)	0.0022*** (5.08)	0.0031*** (6.17)
lnL	0.0256*** (19.53)	0.0252*** (17.00)	0.0240*** (17.05)	0.0233*** (14.98)
lnK	-0.0309*** (-12.72)	-0.0345*** (-11.93)	-0.0389*** (-13.93)	-0.0393*** (-11.89)
lnFDI	0.0064*** (4.20)	0.0080*** (4.44)	0.0113*** (6.06)	0.0127*** (5.87)
lnEDU	0.0029 (1.39)	-0.0009 (-0.40)	0.0023 (1.05)	0.0001 (0.02)
lnIGOV	-0.0229*** (-17.40)	-0.0239*** (-15.33)	-0.0205*** (-12.96)	-0.0333*** (-14.83)
_cons	0.3091*** (12.49)	0.3410*** (11.69)	0.3520*** (12.92)	0.3609*** (10.86)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1943887	1682654	1746107	1469548
R ²	0.523	0.536	0.526	0.547

注:表中括号内为t统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

(二) 考虑政府干预作用的进一步分析

本文估计结果显示地方政府财政干预力度的增加不利于企业创新能力的提升。除此以外,根据本文理论分析,城市能否形成优质空间结构很大程度上取决于地方政府干预下的空间管制。而地方政府干预的直接动机便是快速提升当地的经济水平。这也意味着,经济增长压力下地方政府之间的增长竞争是影响城市空间结构的深层次原因。本部分进一步通过在式(1)中引入地方政府增长竞争(表征政府干预)与城市空间结构的交互项,以探讨二者对企业创新的协同影响。本文通过手工搜集2006—2013年各城市政府工作报告中经济增长目标数据,用每个城市年初的经济增长目标与该城市所在省份增长目标的比值(Gov)来衡量地方政府的成长竞争与干预程度。^①表7的第(1)列报告了引入增长竞争干预后的估计结果。^②该结果指出,城市空间结构与增长竞争干预的交互项的参数估计显著为正。这说明地方政府间基于增长竞争的干预不仅是塑造城市空间结构的重要力量,而且还显著降低了城市空间结构优化带来的企业创新效应。

表7 考虑政府干预与不同类型城市空间结构的进一步分析

变量	(1)考虑政府干预	(2)单中心	(3)多中心
SS	-0.0022 *** (-5.43)	-0.0011 *** (-2.99)	
D_SS			-0.0321 *** (-6.53)
$SS \times \ln GOV$	0.0014 * (1.76)		
$\ln GOV$	0.0157 *** (9.66)		
$\ln size$	0.0142 *** (34.45)	0.0139 *** (29.61)	0.0137 *** (12.31)
$\ln age$	-0.0158 *** (-25.55)	-0.0155 *** (-22.73)	-0.0149 *** (-7.04)
$\ln rzys$	-0.0025 * (-1.72)	-0.0045 *** (-2.67)	0.0099 ** (2.21)
$\ln tfp$	0.0012 *** (3.53)	0.0014 *** (3.75)	0.0023 ** (2.17)
$\ln L$	0.0298 *** (24.64)	0.0393 *** (30.28)	0.0112 *** (2.86)
$\ln K$	-0.0384 *** (-19.13)	-0.0452 *** (-21.20)	-0.0262 *** (-4.96)
$\ln FDI$	0.0048 *** (3.99)	0.0047 *** (3.96)	0.0158 *** (4.97)
$\ln EDU$	0.0042 ** (2.40)	0.0016 (0.76)	0.0082 * (1.84)
$\ln IGOV$		-0.0121 *** (-9.99)	-0.0353 *** (-8.06)

①一般而言,城市间增长竞争程度越高,市级地方政府就更倾向于在期初设定比省级政府更高的增长目标;而地方政府期初设定的增长目标越高,就越有动机在用地价格相对较低的非中心地区提供土地政策优惠的方式来吸引投资,以期达到既定的经济增长水平。因而政府工作报告中的市级经济增长目标与省级增长目标之比可以作为地方政府增长竞争的可靠度量。除在历年政府工作报告中直接获得的增长目标数据外,我们还通过查找各城市“五年发展规划”以及采用插值法、增长趋势法等方式来补齐缺失年份的数据。

②在考虑政府干预与城市空间结构的协同影响时,我们将财政收入干预力度($\ln IGOV$)从控制变量中剔除。这是因为,地方政府间的增长竞争、财政收入干预力度都是政府干预的表现形式,在计量模型中将二者同时放入可能会产生因多重共线性而造成的估计失真。

(续表7)

变量	(1) 考虑政府干预	(2) 单中心	(3) 多中心
<i>_cons</i>	0.3813 *** (17.87)	0.4915 *** (20.16)	0.1935 *** (3.12)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2389312	1836858	349614
<i>R</i> ²	0.488	0.504	0.662

注:表中括号内为 *t* 统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

(三) 基于不同城市空间结构类型的进一步分析

对于处于城市化进程快速推进和空间结构不断演变的中国而言,城市多中心化已成为城市发展的常态^[48]。那么,何种空间结构更能推动企业创新能力提升呢?为了考察不同类型空间结构下城市空间结构对企业创新的影响效果,本文将所有城市划分为单中心城市与多中心城市之后进行分样本考察。^①所谓单中心,即城市只存在一个中心。在单中心空间结构下,城市主要围绕一个中心发展。所谓多中心,是指除内部主中心外,在城市外围形成了一个或多个吸引要素流入的次级中心。在多中心空间结构下,城市存在多个中心,共同推动城市整体经济增长。为了区分单中心与多中心空间结构,本文在式(2)的城市空间结构测度公式中引入不同地块与城市中心距离(*ln**dist*)的二次项,利用 *ln**dist* 及其二次项对容积率上限的影响系数综合判断城市属于单中心结构还是多中心结构。(1)若 *ln**dist* 二次项对容积率上限的回归系数未通过显著性检验,则意味着在城市外围地区地块的容积率未发生明显改变。这说明城市总体上属于单中心发展模式,并未在城市外围形成次级中心。此时城市只有城市中心这一个主中心。(2)若 *ln**dist* 二次项对容积率上限的回归系数显著为正,意味着城市外围地区地块的容积率显著增加,这说明城市外围形成了次级中心,故此时可将城市识别为多中心城市。(3)若 *ln**dist* 二次项对容积率上限的回归系数显著为负,此时需要结合 *ln**dist* 对容积率上限的回归系数符合综合判定。若 *ln**dist* 的符号为负,不仅意味着随着与城市中心距离的增加地块的容积率上限不断减少,而且意味着在城市外围地区不同地块的容积率上限同样会随着与外围中心距离的不断增加而减少,说明此时城市属于多中心空间结构。若 *ln**dist* 的符号为正,意味着随着与城市中心距离的增加地块的容积率上限不断增加,但城市外围地区不同地块的容积率上限依然随着与外围中心距离的不断增加而减少,此时城市依然属于单中心空间结构。

对于单中心城市而言,我们依然将式(2)测度公式中 *ln**dist* 的系数作为衡量空间结构的指标(即 *SS*)。对于多中心城市而言,为了得到多中心城市的空间结构指数,我们将引入 *ln**dist* 二次项后的城市空间结构测度公式对 *ln**dist* 求偏导可得:^②

$$D_SS = \frac{\partial \ln FAR_{o,jt}}{\partial \ln dist_{o,jt}} = \rho_1 + 2\rho_2 \ln dist_{o,jt} \quad (3)$$

式(3)的结果便反映了多中心城市内部随着与城市中心增加不同地块容积率的变化情况,即多中心城市的空间结构。将城市不同地块的 *ln**dist* 均值代入式(3)便可得到多中心城市的空间结构指数(*D*_{*SS*})。^③

表7的第(2)、(3)列报告了将全样本划分为单中心城市与多中心城市后的检验结果。可以发现,无论是单中心空间结构还是多中心空间结构的优化均显著促进了城市企业创新能力的提升。基于不同类型城市空间结构的异质性检验结果意味着,即使是在多中心的空间结构中,空间布局也应遵循区位布局原理,即需要在城市主中心充分集聚的基础上发挥次级中心分流的作用。中国的很多城市已经出现了土地利用

①限于篇幅,单中心城市与多中心城市的区分备索。

②即 $\ln FAR_{o,jt} = \rho_1 \ln dist_{o,jt} + \rho_2 (\ln dist_{o,jt})^2 + \eta_1 \ln slope_{ot} + \eta_2 \ln ele_{ot} + \eta_3 \ln pop_{ot} + \eta_4 \ln area_{ot} + \xi_{jt}$ 。

③其与 *SS* 的区别在于:*SS* 是在总体上体现出城市内部空间组织形态演变的一般规律,而 *D*_{*SS*} 则是将城市具体区分为单中心城市与多中心城市后,多中心城市空间组织形态的具体表现形式,但二者在本质上并不冲突。

浪费、外围无序扩张的现象,形成了蔓延的空间结构^[49],而城市空间结构优化能引导更多经济要素流向各级城市中心,从而避免有限资源的进一步分散、扭转城市向外围的低密度蔓延。因此,多中心城市中的空间结构优化同样可以通过资源整合的方式壮大多中心城市各级中心的经济规模、强化城市内的空间技术外溢,进而为多中心城市企业创新提供支撑。

(四) 异质性分析

考虑到城市空间结构的创新能力提升效应会因专利授权类型的不同而存在差异,不同规模城市 and 不同时间段的的城市空间结构也具有异质性。因此,本文将从专利授权类型异质性以及企业所在城市等级、不同时间维度等层面深入探讨城市空间结构对企业创新能力的异质性影响。

1. 细分专利授权类型异质性。表8报告了基于专利授权类型异质性的检验结果,可以发现,城市空间结构优化均显著提升了企业的外观专利、实用新型专利与发明专利授权量。这意味着,城市空间结构优化的企业创新能力提升效应广泛地存在于从事不同类型创新活动中。与发明专利相比,外观专利与实用新型专利在申请与获得授权方面不仅申请与获得授权难度更低,而且企业已有研究成果向这两类专利转化的时滞性也较短。因此,优质城市空间结构提升企业外观专利与实用新型专利授权量、提升企业创新能力的效果可能较为明显。在发明专利方面,发明专利不仅在申请与获得授权方面具有更大的难度,而且其他类型专利向发明专利转化的时滞性更长。因此这类专利数量的增加对企业创新质量的提升具有重要意义。城市空间结构的塑造具有长期性和稳定性,其通过规模经济效应与技术外溢效应渠道对企业创新能力的影响也具有稳定性和持久性。基于专利授权类型异质性的检验结果意味着,空间结构的优化不仅在整体上提升了企业的创新能力,而且能够在长期内为企业创新能力的提升提供持续、稳定的空间支撑。

表8 基于专利授权类型异质性的检验结果

变量	(1) 外观专利	(2) 实用新型专利	(3) 发明专利
SS	-0.0004 ** (-2.28)	-0.0012 *** (-3.55)	-0.0006 *** (-3.91)
lnsize	0.0028 *** (14.02)	0.0114 *** (32.47)	0.0033 *** (18.42)
lnage	-0.0025 *** (-9.62)	-0.0120 *** (-22.34)	-0.0059 *** (-22.30)
lnrzys	0.0007 (1.03)	-0.0031 ** (-2.51)	-0.0018 *** (-3.10)
lnlfp	0.0004 ** (2.46)	0.0009 *** (3.04)	0.0008 *** (5.02)
lnL	0.0063 *** (11.64)	0.0219 *** (20.93)	0.0090 *** (18.78)
lnK	-0.0087 *** (-12.49)	-0.0263 *** (-14.67)	-0.0108 *** (-14.14)
lnFDI	0.0005 * (1.72)	0.0045 *** (3.94)	0.0014 *** (3.42)
lnEDU	0.0034 *** (4.92)	0.0033 ** (2.15)	0.0014 ** (2.01)
lnIGOV	-0.0053 *** (-11.73)	-0.0149 *** (-15.54)	-0.0025 *** (-5.35)
_cons	0.1030 *** (11.98)	0.2626 *** (14.19)	0.1141 *** (13.19)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
N	2391421	2391421	2391421
R ²	0.419	0.447	0.447

注:表中括号内为t统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

2. 金融危机冲击的影响。2008年国际金融危机对全球生产网络产生了较为强烈的冲击,中国企业的空间布局会广泛受到国际金融危机的影响。为了详细对比此次金融危机前后城市空间结构对企业创新能力的影响差异,考察金融危机冲击后城市空间结构对企业创新能力的影响效应是否有所不同,本文引入城市空间结构与金融危机虚拟变量(*crisis*)的交互项进行回归分析。在2008年以前的时间点,本文设定该虚拟变量的值为0,其余时间则设定为1。表9的第(1)列报告了考虑2008年国际金融危机冲击后的检验结果。可以看出,城市空间结构的系数未通过显著性检验,而交互项 $SS \times crisis$ 的系数在1%的水平上显著为负,这意味着2008年金融危机之后城市空间结构对企业创新能力提升的促进效应得到了更大程度的发挥。这可能是因为,2008年金融危机之后,国际市场的不稳定性使得地方政府更加注重优化本地区空间布局、通过改善城市内部要素的空间组织形态不断强化城市经济的稳定性,进而使得优质城市空间结构创新能力提升效应更为显著。根据细分时间异质性的检验结果,优质城市空间结构不仅有助于弱化国际市场金融危机给中国企业创新带来的不利影响,而且能够在国际整体经济环境不稳定的情况下重塑中国企业创新优势,为企业创新能力的提升提供空间载体支撑。

表9 基于时间和城市规模异质性的检验结果

变量	(1) 细分时间异质性	(2) 超大及特大城市	(3) 大城市	(4) 中小城市
SS	-0.0006 (-1.55)	-0.1044*** (-9.26)	-0.0198*** (-7.07)	-0.0004 (-1.11)
$SS \times crisis$	-0.0128*** (-6.40)			
lnsize	0.0141*** (34.31)	0.0257*** (19.18)	0.0187*** (29.18)	0.0071*** (11.63)
lnage	-0.0158*** (-25.58)	-0.0192*** (-7.35)	-0.0197*** (-19.69)	-0.0103*** (-10.89)
lnrzys	-0.0024* (-1.66)	0.0088* (1.71)	-0.0043** (-2.15)	-0.0051** (-2.38)
ln tfp	0.0013*** (3.77)	0.0065*** (5.84)	0.0011** (2.22)	0.0017*** (3.49)
lnL	0.0302*** (24.85)	0.0329*** (4.40)	0.0253*** (16.09)	0.0136*** (6.51)
lnK	-0.0365*** (-18.26)	-0.0751*** (-5.12)	-0.0537*** (-12.89)	-0.0353*** (-10.09)
lnFDI	0.0053*** (4.33)	0.0111 (1.33)	0.0082*** (3.89)	0.0023 (1.30)
lnEDU	0.0063*** (3.62)	0.0237*** (2.96)	0.0221*** (7.66)	0.0033 (1.28)
lnGOV	-0.0180*** (-16.12)	0.0127** (2.16)	-0.0278*** (-13.81)	-0.0061*** (-4.73)
_cons	0.3812*** (17.93)	0.7713*** (4.17)	0.6029*** (11.73)	0.4664*** (9.48)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2391421	359992	1292538	712293
R ²	0.488	0.531	0.482	0.453

注:表中括号内为 t 统计值;***表示在1%的统计水平下显著,**表示在5%的统计水平下显著;*表示在10%的统计水平下显著。

3. 细分企业所在城市规模异质性。为了检验城市空间结构对企业创新能力在城市层面的异质性影响,本文按照企业所在城市规模的不同将全样本划分为超大及特大城市、大城市与中小城市三个细分样本进

行回归分析,表9的第(2)一(4)列报告了具体的检验结果。^①根据检验结果,超大及特大城市、大城市的城市空间结构系数显著为负而中小城市的城市空间结构系数未通过显著性检验,意味着城市空间结构优化的创新能力提升效应更多存在于大城市及以上城市,但是在中小城市样本中不明显。这一结果可能是因为大城市及以上城市具有更高的经济发展水平和更完善的土地出让机制。在土地出让过程中,这些城市可能更加注重协同联系和合理的空间布局安排,以形成优化的城市空间结构。因此,优化的城市空间结构更有助于提升大城市及以上城市企业的创新能力。对于中小城市而言,这些城市不仅经济发展水平较低,而且土地出让市场化程度也不如大城市与中等城市。一方面,产业间的协同联系与空间布局安排在这些城市中可能未得到应有的重视;另一方面,这些城市在出让土地中可能并未完全遵循效率原则,而是将更多城市建设用地出让于能够给城市经济发展水平带来迅速提升的工业行业,从而形成了难以充分发挥规模经济效益与技术外溢效应的劣质空间结构,从而难以推动当地企业创新能力的提升。

七、结论与政策启示

在中国城市化进程持续推进的现实背景下,研究城市空间结构对企业创新的影响效果和作用机制,对于通过释放空间红利、深入贯彻实施创新驱动发展战略具有重要意义。本文利用2006—2013年中国土地市场网公布的土地出让数据、中国工业企业的专利数据实证分析了城市空间结构对企业创新的影响。研究发现,城市空间结构优化可从规模经济与技术外溢效应两种渠道推进企业创新,且该结论在围绕极端值、指标变化、内生性等问题进行稳健性检验后依然稳健成立。进一步分析发现,住宅、商服建设用地空间配置形成的空间结构更有助于推进企业创新,而工矿、公共用地建设用地空间配置形成的空间结构则尚未对企业创新产生明显影响;考虑经济增长竞争表征的政府干预后发现,政府经济增长竞争下的过度干预显著改变了城市空间结构优化的企业创新效应;无论是单中心与多中心城市,城市空间结构优化均有助于推进企业创新。此外,本文的异质性分析还发现,城市空间结构优化对企业的外观专利、实用新型专利与发明专利授权量的提升均有显著促进作用;金融危机之后城市空间结构对企业创新能力提升的促进效应得到了更大程度的发挥;城市空间结构优化的创新效应更多存在于大城市及以上城市。

本文通过实证研究证实了优化城市空间结构可以作为提升企业创新能力、进而实现创新驱动与经济发展方式转变的重要切入点,这为优化城市空间结构、实现创新驱动发展提供了重要的经验证据和政策启示。首先,目前我国正处于新型城镇化深入推进和经济发展方式转型的关键时期,要通过塑造优质城市空间结构推动中国的大国国土空间转化为创新驱动发展和高质量发展的现实空间。形成优质城市空间结构的关键在于依据具体区位恰当地控制空间开发强度。城市主中心具有最优越的区位条件,对于塑造城市整体的创新极具有重要意义。地方政府应合理规划该区域的空间开发强度,避免不恰当的空间管制,以有效吸引人口和企业在城市中心附近集聚。城市中心地区的充分集聚可以形成城市整体的规模经济,强化中心地区对周边地区的辐射带动能力和外溢效应,实现中心与非中心地区的协同创新。与此同时,还应合理控制非中心地区的空间开发强度,避免在中心地区尚未达到充分集聚的情况下提前分散城市经济规模,形成蔓延的城市空间结构。

此外,由于经济增长竞争表征的政府干预显著改变了城市空间结构优化的企业创新效应,因此政府应当探寻更有效的干预方式,通过综合发挥有效市场和有为政府的作用推进企业创新。政府干预应主要针对市场不足,而非直接改变市场本身的运行机制。在不同区位对建设用地进行开发时,应以市场为主导、以区位为基础、以效益为导向合理确定各空间单元的开发强度,更多依靠市场机制本身的作用来引导各类型企业在各区位自发配置,激发城市空间活力,进而为本地创新驱动提供空间支撑。不断破除阻碍要素自由流动的空间障碍,通过各类要素在城市内的有效流通与高效联系逐步放大优质城市空间结构的规模经济效

^①根据2014年11月21日国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,本文将全国样本城市按市辖区常住人口划分为超大及特大城市(人口500万以上)、大城市(人口100万至500万)和中小城市(人口100万以下)三类样本。

应与技术外溢效应,进而推进企业创新。政府的作用应更多体现在提供公共服务方面,针对各空间单元本身可能存在的创新劣势发挥相应的职能。如对于中心地区来说,政府可能更需要为这些地区企业的匹配对接搭建平台,提升创新效率;对于非中心地区来说,政府不仅需要为这些地区企业的创新提供研发平台和基础设施支撑,还要鼓励这些地区的企业积极与中心地区的企业建立创新伙伴关系,共同推进创新水平的提升。

参考文献:

- [1] 张杰. 贷款期限结构和创新:中国微观证据[J]. 商业经济与管理,2023(4):5-30.
- [2] 戴小勇. 中国高创新投入与低生产率之谜:资源错配视角的解释[J]. 世界经济,2021(3):86-109.
- [3] 饶会林. 试论城市空间结构的经济意义[J]. 中国社会科学,1985(2):49-58.
- [4] 刘修岩,李松林,秦蒙. 城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J]. 管理世界,2017(1):51-64.
- [5] 王娟,刘修岩,李迎成. 空间结构,城市规模与中国城市的创新绩效[J]. 中国工业经济,2021(5):114-132.
- [6] GLAESER E. Triumph of the city:how our greatest invention makes us richer, smarter, greener, healthier, and happier[M]. New York: Penguin Group, 2011.
- [7] 韩峰,孙沛哲. 生产性服务业集聚与企业创新[J]. 长沙理工大学学报(社会科学版),2023(4):42-56.
- [8] 孙文浩,张杰. 高新区升级能否提升制造业企业 TFP? [J]. 商业经济与管理,2021(8):86-97.
- [9] FORMAN C, GOLDFARB A. Concentration and agglomeration of IT innovation and entrepreneurship: evidence from patenting[R]. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2020.
- [10] 诸竹君,黄先海,王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究,2020(5):99-115.
- [11] 邵朝对,苏丹妮,王晨. 服务业开放、外资管制与企业创新:理论和中国经济[J]. 经济学(季刊),2021(4):1411-1432.
- [12] 韩超,王震,朱鹏洲. 企业创新能力提升的市场化路径:外资开放与发明专利行为[J]. 国际贸易问题,2021(3):78-92.
- [13] MIYAGIWA K, SONG H, VANDENBUSSCHE H. Accounting for stylised facts about recent anti-dumping: retaliation and innovation[J]. The World Economy, 2016, 39(2):221-235.
- [14] 沈昊旻,程小可,宛晴. 对华反倾销抑制了企业创新行为吗[J]. 财贸经济,2021(4):149-164.
- [15] 张杰,毕钰,金岳. 中国高新区“以升促建”政策对企业创新的激励效应[J]. 管理世界,2021(7):76-91.
- [16] 蔡庆丰,陈熠辉,林海涵. 开发区层级与域内企业创新:激励效应还是挤出效应? ——基于国家级和省级开发区的对比研究[J]. 金融研究,2021(5):153-170.
- [17] 郁建兴,马淑琴,任婉婉等. 中国高水平参与 DEPA 的关键领域与路径选择[J]. 浙江工商大学学报,2022(1):5-14.
- [18] 赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济,2021(7):114-129.
- [19] HARARI M. Cities in bad shape: urban geometry in india[J]. American Economic Review, 2020, 110(8):2377-2421.
- [20] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3):483-499.
- [21] MARSHALL A. Principles of economics[M]. London: Macmillan, 1890.
- [22] 赵墨,石敏俊,杨晶. 市场邻近、供给邻近与中国制造业空间分布——基于中国省区间投入产出模型的分析[J]. 经济学(季刊),2012(3):1059-1078.
- [23] FUJITA M, THISSE J F. Economics of agglomeration[J]. Journal of The Japanese and International Economics, 1996, 10(4):339-378.
- [24] 韩峰,赖明勇. 市场邻近、技术外溢与城市土地利用效率[J]. 世界经济,2016(1):123-151.
- [25] OUWEHAND W M, VAN OORT F G, CORTINOVIS N. Spatial structure and productivity in European regions[J]. Regional Studies, 2022, 56(1):48-62.
- [26] NAM K, KIM B H S. The effect of spatial structure and dynamic externalities on local growth in Seoul metropolitan area[J]. Urban Policy and Research, 2017, 35(2):165-179.
- [27] 刘修岩,秦蒙,李松林. 城市空间结构与劳动者工资收入[J]. 世界经济,2019(4):123-148.
- [28] 朱林兴. 试论城市空间结构[J]. 财经研究,1986(6):19-23.
- [29] GLAESER E L. Are cities dying? [J]. Journal of Economic Perspectives, 1998, 12(2):139-160.

- [30] HAMIDI S, ZANDIATASHBAR A. Does urban form matter for innovation productivity? A national multi-level study of the association between neighbourhood innovation capacity and urban sprawl[J]. *Urban Studies*, 2019, 56(8):1576-1594.
- [31] 黄泽民. 我国多中心城市空间自组织过程分析——克鲁格曼模型借鉴与泉州地区城市演化例证[J]. *经济研究*, 2005(1): 85-94.
- [32] 郝项超, 梁琪, 李政. 融资融券与企业创新: 基于数量与质量视角的分析[J]. *经济研究*, 2018(6): 127-141.
- [33] 周麟, 古恒宇, 何泓浩. 2006—2018年中国区域创新结构演变[J]. *经济地理*, 2021(5): 19-28.
- [34] ACS Z J, ANSELIN L, VARGA A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge[J]. *Research Policy*, 2002, 31(7): 1069-1085.
- [35] 白俊红, 李婧. 政府 R&D 资助与企业技术创新——基于效率视角的实证分析[J]. *金融研究*, 2011(6): 181-193.
- [36] 王海成, 吕铁. 知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件“三审合一”的准自然试验[J]. *管理世界*, 2016(10): 118-133.
- [37] 王永钦, 李蔚, 戴芸. 僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据[J]. *经济研究*, 2018(11): 99-114.
- [38] MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in US metropolitan areas[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 2010, 42(6): 1383-1402.
- [39] ZHANG T, SUN B, LI W. The economic performance of urban structure: from the perspective of polycentricity and monocentricity[J]. *Cities*, 2017, 68(9): 18-24.
- [40] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2003, 17(4): 448-467.
- [41] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [42] CAI H, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(537): 764-795.
- [43] 寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [44] 王晓红, 李宣廷, 张少鹏. 多中心空间结构是否促进城市高质量发展? ——来自中国地级城市层面的经验证据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2022(5): 57-67.
- [45] 石敏俊, 张瑜, 郑丹. 城市群空间结构对地区间收入差距的影响研究[J]. *经济纵横*, 2023(2): 90-101.
- [46] HEAD K, MAYER T. Market potential and the location of Japanese investment in the European Union[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(4): 959-972.
- [47] 刘斌, 王乃嘉. 制造业投入服务化与企业出口的二元边际——基于中国微观企业数据的经验研究[J]. *中国工业经济*, 2016(9): 59-74.
- [48] 郑建锋, 陈千虎. 单中心还是多中心? ——中国城市内部空间结构演进的特征及解释[J]. *中国经济问题*, 2019(2): 93-105.
- [49] 刘修岩, 杜聪, 盛雪绒. 容积率规制与中国城市空间结构[J]. *经济学(季刊)*, 2022(4): 1447-1466.



(责任编辑 郭宝才 王 权)