

# 城市层级对中国城市创新绩效的影响研究

范斐<sup>1,2,3</sup>, 戴尚泽<sup>1</sup>, 于海潮<sup>2</sup>, 刘承良<sup>3</sup>

- (1. 武汉大学 区域与城乡发展研究院 湖北 武汉 430072;
2. 武汉大学 中国中部发展研究院 湖北 武汉 430072;
3. 华东师范大学 全球创新与发展研究院 上海 200062)

**摘要:** 城市是国家创新驱动发展和科技自立自强的核心空间载体,提升城市创新绩效将有利于我国更好地参与全球科技竞争合作、融入全球创新网络。以中国280个地级以上城市为研究对象,通过双向固定效应模型、工具变量法和广义矩估计,探索城市层级对于创新绩效的影响,并利用门槛回归模型,揭示城市层级与创新绩效之间的非线性关系,探讨不同城市层级对于创新绩效的阶段性特征。结果表明:(1)中国城市层级的提升能够显著促进创新绩效,城市层级是城市创新绩效提升的前提要件,但并不存在反向因果关系。(2)城市层级对创新绩效的促进作用存在区域异质性,东北地区城市层级的提升对创新绩效的促进作用最大,其次为东部地区、西部地区和中部地区;创新型城市的城市层级提升对创新绩效的促进作用大于非创新型城市。(3)城市层级对创新绩效的影响具有非线性特征,城市规模结构不合理,会造成创新绩效的损失。

**关键词:** 创新绩效;城市层级;门槛效应;城市规模

中图分类号: F064.2 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2022)01-0171-11

## Impact of Urban Hierarchy on China's Urban Innovation Performance

FAN Fei<sup>1,2,3</sup>, DAI Shangze<sup>1</sup>, YU Haichao<sup>2</sup>, LIU Chengliang<sup>3</sup>

- (1. Institute of Regional and Urban-Rural Development, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
2. Institute of Development of Central China, Wuhan University, Wuhan 430072, China;
3. Institute of Global Innovation and Development, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

**Abstract:** City is the core space carrier of national innovation-driven development and being self-reliance on science and technology. It will help China better participate in global scientific and technology competition and cooperation into the global innovation network to enhance the performance of urban innovation. Taking 280 cities above the prefecture level in China as objects, this paper explored the impact of urban hierarchy on innovation performance through the bidirectional fixed effects model, instrumental variable method and generalized moment estimation, and used the threshold regression model to reveal the nonlinear relationship between urban hierarchy and innovation performance, and at last discussed the stage characteristics of different urban tiers for innovation performance. The results show: (1) The promotion of China's urban tier can significantly promote innovation performance. Urban tier is the prerequisite of the

收稿日期: 2021-08-20 修回日期: 2021-12-28

基金项目: 研究阐释党的十九届五中全会精神国家社科基金重大项目“综合性国家科学中心和区域性创新高地布局建设研究”(21ZDA011); 教育部人文社会科学研究规划基金“中国城市协同创新的空间知识溢出对经济发展质量影响机制研究”(20YJA790010); 上海市自然科学基金项目“城市科技创新的时空演化、多层关联与动能转换路径”(21ZR1421100)。

作者简介: 范斐(1984—),男,河南南阳人,武汉大学区域与城乡发展研究院副教授、博士生导师,研究方向为城市与区域创新。通信作者: 于海潮。

promotion of urban innovation performance, and there is no reverse causality. (2) There is regional heterogeneity in the impact of urban hierarchy on innovation performance. The promotion of urban tier in Northeast China has the largest promotion effect on innovation performance, followed by the eastern, the western and the central region. The promotion of urban tier in innovation-oriented cities has a greater effect on innovation performance than that in non-innovation-oriented cities. (3) The impact of urban hierarchy on innovation performance has a nonlinear characteristic. Unreasonable city size will cause the loss of innovation performance.

**Key words:** innovation performance; urban hierarchy; threshold effect; urban size

党的十九届五中全会明确提出“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”。城市作为中国提高自主创新能力,实现科技自立自强,参与全球科技竞争的空间载体,对新时期科技强国建设具有基础性的支撑作用。创新驱动是城市经济高质量发展的根本动力<sup>[1-2]</sup>,提高城市的创新驱动水平,核心在于通过创新资源和创新要素的空间集聚促进知识的空间溢出,进而促进城市创新绩效的提升。而创新绩效作为衡量城市经济高质量发展水平的重要指标,通常认为是一定数量的创新资源投入所表现出来的创新产出质量,是城市创新系统各组成部分之间深度融合、相互促进的结果<sup>[3-4]</sup>。国内外学者关于创新绩效的研究内容主要集中在创新绩效的评价方面,通常采用数据包络分析、因子分析、随机前沿模型等方法,以不同城市与区域为研究对象,就区域内部创新要素协调与创新绩效的关系进行论述,并对各区域如何优化创新资源配置、提高创新绩效等问题进行了深入探讨<sup>[5-6]</sup>。这些研究重在刻画创新绩效的时空演化过程及其影响机理,尽管已关注到不同层级和规模的城市的创新绩效存在差异,但却未对城市层级与创新绩效之间的关系进行深入探讨,也未能揭示城市层级对创新绩效的作用机制。

事实上,城市层级和城市创新水平的空间分布有着明显的重叠性, Lu 等(2012)<sup>[7]</sup>以创新作为评判标准,确定了中国城市的五层创新体系,而城市的创新绩效同城市层级几乎一致。对中国而言,在地方政府间的竞争日趋激烈的背景下,城市行政等级的不同会在一定程度上影响到城市创新资源的聚集<sup>[8]</sup>。中国创新活动则主要集中在直辖市和省会城市,“自然指数—科研城市 2020”最新数据和研究成果显示,除了北京市和上海市外,中国另有 4 座城市跻身全球科研城市排名前 20 位,

分别是南京市(第 8)、武汉市(第 13)、广州市(第 15)与合肥(第 20),其中,北京占中国份额比重高达 21%,上海市、南京市、武汉市、广州市、合肥市占中国份额比重分别为 10.9%、7.2%、5.4%、4.9%和 4.0%,6 个城市占中国的份额比重为 53.4%,超过其余全部中国城市的总和。可见,中国创新资源向全国性创新中心集聚的“马太效应”显著,区域创新中心成“层级化”发展的格局趋于稳定。

显然,创新活动与城市需求密切相关,城市是优质生产要素集聚的空间载体,创新总是在城市特别是大城市发生和商业化,而后向中小城市扩散。此外,城市发展的本身又成为创新需求的重要来源。然而,现有研究较少涉及城市层级与创新绩效关系。城市层级是否对创新绩效构成约束性条件?如果是,又是通过什么样的机制影响创新绩效?在不同的城市规模下,城市层级与创新绩效是否存在非线性关系?又是否存在促进创新绩效提升的最优城市层级?针对以上问题,本文将对中国 280 个地级以上城市为研究对象,对城市层级与创新绩效之间的关系进行系统研究,通过双向固定效应模型,实证分析城市层级对于创新绩效的影响作用,并利用工具变量二阶段最小二乘估计(IV-2SLS)、广义矩估计(GMM)等方法削弱内生性对估计结果的影响。在此基础上,利用面板门槛模型估计城市层级与城市创新绩效的非线性关系,探讨不同规模城市的创新绩效受城市层级影响的路径差异和阶段性特征,以期为进一步增强中心城市和城市群等经济发展优势区域的创新承载和辐射能力,优化布局综合性国家科学中心和区域性创新高地,完善国家创新体系,建设中国特色创新型国家提供决策咨询和理论支撑。

## 一、理论分析与研究假说

### (一) 城市层级对创新绩效的影响机理分析

城市层级提升的本质是更加充分地发挥大城市的引领、带动与辐射作用,提高创新资源集聚水平<sup>[9]</sup>与城市空间服务范围<sup>[10]</sup>。因此,城市层级会通过以下3种路径影响到城市创新绩效。一是集聚效应。随着城市层级的不断提升,各种类型的生产要素在城市空间迅速集聚,城市内部不同企业间的专业化分工格局逐渐形成,企业会优先选择具有比较优势的产品或环节进行专业化生产,提升其生产效率,形成规模经济效应。而创新产品的生产同样存在着规模效应,创新要素的集聚是知识生产函数的重要组成部分<sup>[11]</sup>。同时,大量专业化分工的劳动者在城市间的流动又有助于隐性知识传播,促进知识溢出和技术转移,集聚区内的其它企业无需重复投入高昂研发费用,便能够对新技术进行模仿学习,从而有助于地区创新绩效的提升<sup>[12]</sup>。因此,城市层级的提升会促使要素集聚水平的提升<sup>[13]</sup>,从而实现知识生产的外部性,促进创新绩效的提升<sup>[14]</sup>。二是成本效应。在创新和互联网时代,城市的生产过程存在显著的边际成本递减效应。随着城市在城市层级体系位置以及生产规模的提升,创新成本也会随之下降,进而促进更大规模的专业化和劳动分工,在垄断竞争的框架下会引起总产出的提高<sup>[15]</sup>。三是收益效应。与传统经济要素类似,创新要素亦具有稀缺性和追逐自身价值最大化的特征,会从边际收益率低的城市向边际收益率高的城市流动。城市行政等级的不同会在一定程度上影响到城市创新资源的区域间分配,尤其是影响到高端人才的跨区域流动,高端人才为追求其自身利益的最大化,会通过“用脚投票”的方式进行城际迁移,即他们会迁向那些发展机遇更多、科研环境更优越、福利待遇更丰厚的城市。据此提出假说1。

假说1:城市创新绩效和城市层级存在正向匹配关系,城市在城市层级体系位置的提升会促进创新绩效。

### (二) 城市层级对创新绩效的门槛效应分析

作为城市的重要属性,城市规模在城市层级

对创新绩效的作用路径上可能发挥着门槛效应,即在不同规模的城市中,二者的匹配关系可能存在差异。一方面,创新离不开相关服务业的发展,而规模较大的城市能够吸引更多的劳动力<sup>[16]</sup>,从而会引起配套服务设施的集聚以及相关服务业的发展<sup>[17]</sup>,进一步便能够提高城市创新绩效。如柯善咨等(2014)<sup>[18]</sup>发现,我国生产性服务业只有在达到一定规模的城市中才会发挥作用。另一方面,技术创新在规模较大的城市运用范围更大,并且示范效应更强<sup>[19]</sup>,因此技术创新受到的激励作用便越强,进而影响城市创新绩效。超大城市对周围其他地区的知识溢出效应有助于区域整体创新绩效的提升。此外,规模更大的城市由于竞争更加激烈,因此往往更有价值的创新才能够被筛选出来,从而城市创新绩效得以提升<sup>[20]</sup>。但由于大城市拥有技术优势、信息优势、风险投资机会和风险分散优势以及规模优势,同时城市规模大,专业分工更细,促使研发人员在特定领域的分工更细致,劳动生产率更高,从而提高了城市整体的创新绩效。综上所述,不同规模的城市中城市层级对创新绩效的促进作用存在异质性,据此提出研究假说2。

假说2:城市层级与创新绩效存在非线性关系,城市层级可能随着城市规模的不同对城市创新绩效的影响存在异质性。

## 二、计量模型构建与变量选择

### (一) 模型构建

#### 1. 基准回归模型

基于上述分析,本文在实证部分重点揭示城市层级对于创新绩效的影响机制和程度。参照Carlino等(2015)<sup>[21]</sup>采用集聚与创新领域经典的创新生产函数:

$$I = g(A) f(RD, K) \quad (1)$$

其中  $I$  表示创新产出,  $RD$  和  $K$  分别表示研发资金和人力资本投入,  $g(A)$  表示内生于城市但外生于产业的集聚经济。同时,本文将城市层级纳入城市集聚经济  $g(A)$  中,建立如下面板最小二乘回归模型:

$$Inoe_{it} = \beta_1 Urbh_{it} + \beta X_{it} + \beta_0 + T + \alpha + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在式(2)中,  $Inoe_{it}$  表示城市创新绩效,  $Urbs_{it}$  表示城市层级,  $X_{it}$  为控制变量,  $T$  为时间固定效应,  $\alpha$  为个体固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项,  $\beta, \beta_0, \beta_1$  为待估系数。

## 2. 门槛回归模型

门槛回归是检验根据门槛值划分的样本组参数是否存在显著不同,常被用于做变量间相互作用的异质性研究。Hansen(1999)<sup>[22]</sup>发展的门槛回归模型可以根据数据自身的特点内生地划分数据区间,避免了人为划分样本区间的随意性。各城市层级与创新绩效之间可能表现为非线性关系,传统的线性回归并不能很好地解释二者之间的关系,运用门槛模型回归更为贴近现实。因此,本文采用 Hansen(1999)<sup>[22]</sup>的门槛回归模型,首先设定如下单一门槛回归模型:

$$Inoe_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_{it} \cdot I(Urbs_{it} \leq r_1) + \lambda_2 D_{it} \cdot I(Urbs_{it} > r_1) + \lambda X_{it} + T + \alpha + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $I(\cdot)$  表示指示性函数,当括号内表达式为真时取值为 1,为假时取值为 0。 $D_{it}$  为核心解释变量,  $Urbs_{it}$  为门槛变量,  $X_{it}$  表示控制变量,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。当  $Urbs_{it} \leq r_1$  时,核心解释变量  $D_{it}$  系数为  $\lambda_1$ ,当  $Urbs_{it} > r_1$  时,核心解释变量  $D_{it}$  系数为  $\lambda_2$ ,  $t$  为时间效应,  $\lambda_0$  为常数项,  $\varepsilon_{it} \sim (0, \sigma)$  为随机干扰项。

式(3)仅仅假设存在 1 个门槛,但是有可能会存在 2 个及 2 个以上门槛,限于篇幅原因,二重及二重以上门槛检验不再赘述。

## (二) 变量选取与数据来源

### 1. 城市创新绩效( $Inoe$ )

在已有的研究中,主要是借助于 DEA 方法从科技创新资源投入与产出的视角来考察城市创新绩效,但 DEA 方法较多的是测度城市创新绩效的截面数据,存在城市创新绩效前沿发生改变的问题。而城市创新绩效主要体现在城市的创新产出方面,因此,本文采用寇宗来等(2017)<sup>[23]</sup>测算的城市层面 4 位数行业创新指数作为城市创新绩效的衡量指标,这一指数主要根据国家知识产权局申请授权专利中的发明专利价值,进行城市层面分产业加总和标准化,数据来源于复旦大学产业

发展研究中心编写的《中国城市和产业创新力报告 2017》。参考谢呈阳等(2020)<sup>[24]</sup>的方法,本文进一步用当年创新指数减去上一年创新指数,计算出每一年的创新指数增量,用以测度各行业的创新指数,将每个城市每年所有工业创新指数取平均得到城市平均创新指数。

### 2. 城市层级( $Urbh$ )

借鉴王如玉等(2019)<sup>[9]</sup>研究,从消费规模、资源能耗水平、对外开放程度、制造业水平、就业规模、基础设施水平等方面构造城市层级的指标评价体系,选取城市消费品零售总额(万元)、全社会用电量(万千瓦时)、人均用电量(千瓦时/人)、实际利用外资额(万美元)、实际利用外资额占地区生产总值的比重(%)、第三产业从业人员数(万人)、民用航空客运量(万人次)<sup>[25]</sup>、民用航空客运量占人口的比重(%)、公路及水路客运量占人口的比重(%)等 9 个指标评价城市层级。除了检验相关性以外,还将考察城市层级对创新绩效是否具有因果关系,因此不能仅将城市层级赋值后排名,还应当考察城市层级变动对创新绩效的影响作用。综合运用主成分分析法和熵值法赋予权重,并利用最小二乘使得最终确定的权重同两种方法的偏差和最小。最终对上述 9 个指标赋予的权重依次为 0.0860、0.0852、0.1007、0.1821、0.2651、0.1287、0.0568、0.0539、0.0414。

### 3. 控制变量

选择 4 个类型变量加以控制:一是城市经济发展水平,波特认为地区竞争优势的 4 个阶段为:要素驱动、投资驱动、创新驱动以及财富驱动<sup>[26]</sup>,城市所处的发展阶段会影响到城市创新绩效,因此选择人均地区生产总值( $Gdpp$ )和二产业占比( $Tisr$ )作为控制变量,表征城市发展阶段。二是城市形态,Hamidi 等(2019)<sup>[27]</sup>发现城市空间结构会影响城市创新,因此选择城市建设用地面积( $Urss$ )以及城市人口密度( $Urbd$ )作为控制变量。三是城市创新投入,城市创新绩效也受到创新投入的影响,因此选择城市 R&D 投入的对数( $Rdex$ )以及城市教育经费支出的对数( $Edu$ )作为控制变量,以剥离城市创新投入对于创新绩效的影响。四是对

外开放,对于发展中国家来说,国际技术溢出是知识创新的重要来源,因此选择实际利用外资总额占 GDP 比重 ( $Rufc$ ) 作为控制变量。

#### 4. 门槛变量

将城市规模作为门槛变量。现有文献中城市规模的代理变量主要包括 GDP、人口总量以及夜间灯光数据等,为了避免单一指标出现的系统性误差,分别利用城市夜间灯光亮度值 ( $Nigl$ )、地区生产总值 ( $Gdp$ ) 和总人口 ( $Popu$ ) 作为城市规模的代理变量。本文参考 Chen 等 (2021) [28] 基于卷积神经网络的自动编码器 (AE) 模型整合校准了中国城市 2000—2012 年 DMSP - OLS 年度夜间灯光数据和 2013—2018 年 NPP - VIIRS 夜间灯光数据,本文采用其方法整合校准后的夜间灯光数据作为城市规模的代理变量。

#### 5. 数据来源

本文以中国地级及以上 280 个城市作为研究对象,其中城市创新绩效的数据来源于《中国城市和产业创新力报告 2017》,城市夜间灯光亮度值来源于美国国家海洋与大气管理局,其余数据来自《中国城市统计年鉴》(2004—2017)。

#### 三、实证结果与分析

经过对“城市”虚拟变量的 F 检验,个体效应在 1% 显著性水平下存在,拒绝不存在个体效应的原假设,考虑到个体效应的模型分为固定效应与随机效应模型,经过豪斯曼检验,  $P$  值接近于 0,因此可以接受选择固定效应模型的原假设。综上所述,本文构造的回归方程为双向固定效应模型。

#### (一) 基准回归结果

首先,采取最小二乘回归,分别测算出未加入控制变量和加入控制变量后的城市层级与城市创新绩效相关性(见图 1、图 2)。通过对比变量的分散和聚集程度,发现城市层级与城市创新绩效之间具有显著的正相关关系。

表 1 的第 (1) 列和第 (2) 列分别为基准模型双向随机效应和固定效应的回归结果;由于城市创新绩效指标方差较大,因此需要删除更多的极值样本来确保回归结果的稳健性,表 1 的第 (3) 列是去掉城市创新绩效前 10% 样本的回归结果;采用 B - P 检

验和 Pesaran (2015) [29] 的方法分别检验了异方差性和截面相关性,结果显示方程在 1% 显著性水平下存在异方差性和截面相关问题,这将降低统计结果的真实性和有效性,因此选取了处理了截面相关和异方差问题的 Driscoll - Kraay 标准误差替代标准  $t$  检验进行显著性检验,结果如表 1 的第 (4) 列所示。

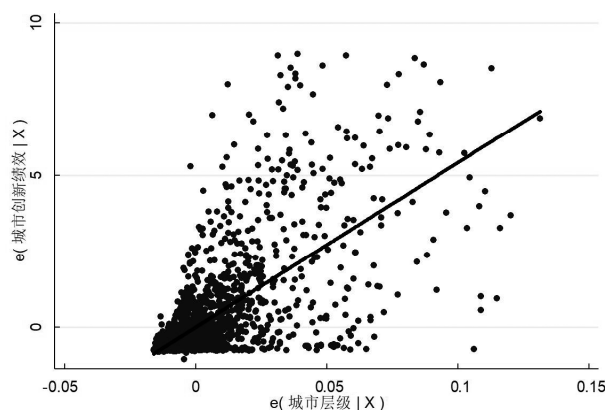


图 1 城市层级与城市创新绩效相关关系图

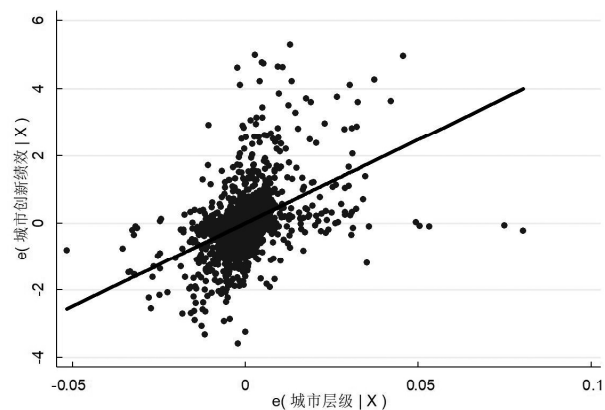


图 2 城市层级与城市创新绩效偏回归

此外,由于城市创新绩效水平的提升会推动创新要素集聚,因此反过来创新要素集聚可能会提升城市层级,这种双向因果而产生的内生性问题需要利用工具变量的两阶段最小二乘回归和广义矩估计方法进行解决。首先,采用工具变量的方式对内生性问题进行处理,通过选取外生工具变量的方法处理潜在的内生性问题。记城市长宽之比为  $Lrb$ ,该值越接近于 1,即说明城市围绕城市中心点空间扩散的均衡程度越高,同时也代表了城市周边的地理环境较为均质,具有能够发展

成为高层级城市的潜力,如中国西部地区的兰州由于地处山区,城市较为狭长,而北京、上海、广州等城市长宽之比则接近于 1。该指标与创新绩效没有必然直接的因果关系,因此本文采用  $(Lrb - 1)^2$  这一衡量城市均衡程度的变量作为工具变量之一,采用  $Lrb$  作为另一个工具变量。这两个工具变量通过了 Cragg - Donald Wald F 统计量、Sargan 统计量、Anderson canon. corr. LM 统计量的工具变量检验。表 1 的第 (5) 列为 IV - 2SLS 回归结果。其次,采用系统 GMM 方法,选择城市层级的滞后二期和滞后三期作为工具变量进行两阶段最小二乘回归,回归结果如表 1 的第 (6) 列所示。

在表 1 模型(1) - 模型(6)中,城市层级都对创新绩效水平具有显著的促进作用。在模型(1)、模型(2)、模型(4)中,城市层级变量每提升 1 个百分点能够提高城市创新绩效约 0.32 个单位,在模型(3)、模型(5)、模型(6)中,去掉极值和利用工具变量的回归结果中关键解释变量的正负号和显著性均没有发生变化,说明在不同条件下,城市层级对创新绩效的作用均未被其他影响因素所覆盖,即城市层级是提升创新绩效的重要因素,同时也凸显了城市层级对创新空间分布的重要性。可能的原因在于高层级的城市由于其优越的基础设施建设和创新文化氛围,往往吸引更多的创新要素从而形成

空间集聚。与传统经济要素类似,创新要素亦具有稀缺性和逐利性的特征,会从边际收益率低的区域向边际收益率高的区域流动。这种“择优”机制会促使创新要素为提高自身价值与边际产出效益流向高层级城市,优化城市创新资源配置效率,进而对城市创新活动及其生产效率产生积极影响。

在控制变量方面,人均地区生产总值( $Gdpp$ )、R&D 投入( $Rdex$ )对于城市绩效均表现出显著的促进作用,这主要是由于提高经济发展水平和增加 R&D 投入,必然能够吸引更多的创新要素集聚,有利于创新绩效的提升。城市建设用地面积( $Urss$ )、实际利用外资总额占 GDP 比重( $Rufc$ )和二三产业占比( $Tsr$ )对城市创新绩效具有抑制作用,这说明无序扩张的城市建设用地面积将降低土地资源配效率<sup>[27]</sup>,而外商投资将在一定程度上使本土企业陷入技术路径依赖,抑制其自主创新能力,进而抑制城市创新绩效的提升。城市人口密度( $Urbd$ )与城市创新绩效之间表现为不显著的正向相关关系,说明中国绝大多数城市仍需要加大对创新人才的引进,以城市“人才密度”的提升促进创新绩效的提高。教育经费支出( $Edu$ )对于城市创新绩效的影响作用不稳健,原因可能是当期的教育经费支出对城市创新绩效的影响具有滞后性,并不能马上转化为创新人力资源为城市创新活动提供人才支撑。

表 1 基准回归结果

变量	(1) <i>Re</i>	(2) <i>Fe</i>	(3) 去极值	(4) <i>D - K</i>	(5) <i>IV</i>	(6) <i>GMM</i>
<i>Urbh</i>	32.260*** (17.85)	32.310*** (13.94)	13.720*** (14.94)	32.310*** (3.44)	149.17*** (24.37)	96.107*** (6.57)
<i>Gdpp</i>	3.29e-05*** (5.08)	3.64e-05*** (5.01)	5.15e-06*** (5.82)	3.64e-05*** (8.45)	-3.94e-06 (-0.17)	7.16e-06*** (1.88)
<i>Tsr</i>	-0.073* (-2.13)	-0.050 (-0.93)	-0.007** (-2.16)	-0.050*** (-8.83)	-0.016 (-0.80)	-0.011 (-0.46)
<i>Urss</i>	-8.089 (-1.00)	-6.122 (-0.97)	-2.616*** (-3.09)	-6.122*** (-3.40)	-10.960*** (-3.10)	-10.021*** (-2.68)
<i>Urbd</i>	1.485 (0.97)	0.752 (0.45)	0.249 (1.51)	0.752 (0.06)	0.383 (0.62)	-0.255 (-0.41)
<i>Rdex</i>	0.150 (0.95)	0.191 (1.12)	0.1125*** (6.94)	0.191*** (3.01)	0.167*** (2.66)	0.124* (1.74)
<i>Edu</i>	-1.438*** (-4.91)	-0.695* (-1.89)	0.1456*** (4.83)	-0.695 (-1.28)	-0.203 (-1.50)	-0.013 (-0.10)
<i>Rufc</i>	-0.240*** (-3.18)	-0.176** (-2.21)	0.003 (0.41)	-0.176 (-0.44)	-0.089*** (-3.00)	-0.044 (-1.30)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	9.590*** (2.89)	4.145 (0.76)	0.597** (1.98)	0	0	0
$R^2$	0.4543	0.4749	0.4780	0.4749	0.7809	0.3755
样本量	2441	2441	2220	2441	2378	1616

注:括号内为 t 值,\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

## (二) 稳健性检验

本文将从区域异质性、创新型试点城市的政策冲击、滞后效应和微观样本4个角度来检验回归结果的稳健性。一是考虑区域异质性对结果的影响。采用分区域回归的方式进行稳健性检验,表2中第(1)列—第(4)列分别是中国东部、中部、西部、东北四大板块的回归结果。通过对比分析可以看出,虽然四大板块的回归结果中城市层级对创新绩效的影响系数均为正值,且显著性水平均为1%,但城市层级对创新绩效的促进作用在四大板块之间存在异质性。二是控制创新型试点城市的政策冲击。我国自2008年开始逐步建设创新型试点城市,该项政策能够显著的提高城市的创新水平。值得注意的是,入选创新型试点城市中的样本大多为高层级城市,因此该项政策样本选择的非随机性会导致城市创新绩效的提升并不来自于城市层级的提升,而是来自于该政策冲击的后果,导致结果的可信度降低。因此,为了控制创新型试点城市政策的影响,将创新型试点城市与非创新试点城市分组回归。如表2的第(5)列、第(6)列所示,创新型城市和非创新型城市层级的提

升对城市创新绩效的影响均为显著的促进作用。三是考虑滞后效应。城市层级的提升可能需要经过一段时间才会对创新绩效产生影响,且城市层级反应了城市发展的长期变化情况,而创新指数反映的是短期波动,两者直接回归可能会存在效应估计偏差。因此,为了避免这种情况发生,将所有解释变量取滞后一期重新回归。如表2的第(7)列所示,城市层级对创新绩效的正向促进作用没有发生根本性变化。四是利用微观样本数据验证。将上市公司的数据库与城市面板数据进行匹配,选择企业三大检索专利的年授权量替代城市创新绩效作为因变量进行重新回归,其中,企业层面的数据来源于上市公司年度报表。结果如表2的第(8)列所示,与基准回归的结果一致,城市层级的提升会促进城市上市公司专利授权数的增加。此外,控制变量的系数和显著性与表1中的回归结果基本保持一致。可见,无论利用何种稳健性检验方式,关键解释变量的正负号和显著性均没有发生变化,说明在不同条件下,城市层级对创新绩效的作用均未被其他影响因素所覆盖,即城市层级是提升创新绩效的重要因素。

表2 稳健性检验结果

变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东北	(5) 创新型城市	(6) 非创新型城市	(7) 滞后一期	(8) 微观数据
<i>Urbh</i>	45.186*** (11.04)	14.882*** (6.32)	34.701*** (16.14)	62.496*** (12.90)	31.93*** (6.90)	22.91*** (12.46)	30.918*** (14.92)	401.63*** (4.41)
<i>Gdpp</i>	2.29e-05*** (7.22)	3.68e-05*** (7.06)	-3.86e-06 (0.152)	1.83e-06 (0.29)	1.80e-06** (2.19)	1.62e-06** (9.19)	1.97e-06*** (9.38)	1.91e-04 (-0.87)
<i>Tsr</i>	-0.053* (-1.96)	-0.055*** (-3.07)	-0.040 (-2.77)	0.044* (1.87)	0.035 (0.46)	-0.048*** (-5.15)	-0.048*** (-3.97)	-1.638 (-0.68)
<i>Urss</i>	-11.572*** (-3.73)	-5.242 (-1.30)	-4.211*** (-1.42)	-2.862 (-0.43)	-15.23** (-2.25)	-3.405* (-1.89)	-6.579*** (-3.14)	-1666** (-2.38)
<i>Urbd</i>	-0.944 (-1.28)	-0.230 (-0.42)	0.081 (0.17)	0.412 (0.65)	-2.203 (-1.57)	0.212 (-0.70)	0.018 (0.05)	-122.2 (-1.05)
<i>Rdex</i>	0.306*** (3.36)	0.162*** (3.41)	-0.080 (-1.60)	-0.022 (0.25)	0.134 (0.63)	0.101*** (3.39)	0.075* (1.86)	-4.132 (-0.23)
<i>Edu</i>	-0.597*** (-3.09)	0.092 (0.87)	0.082 (0.73)	-0.136 (-0.91)	-0.104 (-0.26)	-0.074 (1.15)	0.036 (0.44)	48.71* (1.78)
<i>Rufc</i>	0.060 (1.66)	0.058* (1.96)	-0.045** (-2.12)	-0.023 (-0.84)	0.016 (0.19)	-0.010 (-0.73)	0.012 (0.69)	-2.87e-05** (-2.59)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数	6.207** (2.17)	4.056** (2.18)	4.476*** (3.13)	-3.980* (-1.78)	-1.756 (-0.22)	4.998*** (5.40)	4.498*** (3.67)	139.7 (0.58)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.5943	0.4015	0.5505	0.6006	0.6488	0.4082	0.4360	0.1228
样本量	807	813	529	292	354	2 006	2 099	7 950

注:括号内为t值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

### (三) 格兰杰因果识别

格兰杰因果检验是时间序列模型中的经典因果关系检验方式之一,在此基础上,Dumitrescu 等(2012)<sup>[30]</sup>提出了一种被认为是拓展了格兰杰因果检验至面板模型的思想,且被广泛的应用于实证检验中。本文旨在研究城市层级与城市创新绩效的因果关系,因此建立的回归方程如下:

$$Inoe_{it} = \sum_{j=1}^N \lambda_j L_j \cdot Urbh_{it} + \sum_{j=1}^N \lambda_j L_j \cdot Inoe_{it} + \lambda_0 + \zeta_{it} \quad (4)$$

其中  $j$  为最优滞后阶数,根据最小化 AIC 和 BIC 信息准则的原则,选择两期作为滞后阶数。回归结果如表 3 所示,其中第(1)列和第(2)列是普通面板 VAR 模型,第(3)列和第(4)列是将自变量与因变量取差分后的回归结果,目的在于降低可能存在的单位根对回归结果造成的影响,第(4)列和第(5)列是控制了时间固定效应后的结果,目的在于降低时间趋势对回归结果造成的影响。可以发现,虽然第(1)列和第(2)列中城市创新绩效和城市层级均在 1% 显著性水平下是对方的格兰杰原因。但是在放松不存在单位根与时间趋势对结果不存在影响的基本假设的第(3)列—第(6)列中,城市层级在 1% 显著性水平下是城市创新绩效的格兰杰原因,但城市创新绩效并不是城市层级的格兰杰原因。因此,城市层级的提升是创新绩效提升的前提条件,但反过来并不成立。由此可见,虽然城市创新绩效的提升会促进城市经济增长,从而提升城市层级。但是城市创新绩效并不是自发形成的,其需要资本和高技能劳动者的投入,且这两者是随着城市层级的提高而提升的。因此,城市创新绩效

表 3 格兰杰因果关系研究

变量	(1) <i>Inoe</i>	(2) <i>Urbh</i>	(3) <i>Inoe</i>	(4) <i>Urbh</i>	(5) <i>Inoe</i>	(6) <i>Urbh</i>
<i>L. Inoe</i>	1.182 *** (43.24)	-0.003 *** (-3.91)	0.352 *** (12.34)	0.001 (1.01)	1.242 *** (44.34)	-0.001 (-1.65)
<i>L2. Inoe</i>	-0.050 (-1.47)	0.007 *** (9.06)	0.021 (0.58)	0.008 (1.45)	-0.097 *** (-2.78)	0.005 (1.25)
<i>L. Urbh</i>	5.702 *** (6.13)	0.522 *** (23.76)	7.168 *** (6.54)	-0.541 *** (-21.45)	2.576 *** (2.85)	0.532 *** (24.05)
<i>L2. Urbh</i>	-2.972 *** (-2.97)	0.397 *** (16.81)	3.127 *** (2.47)	-0.285 *** (-9.83)	-0.641 (-0.66)	0.402 *** (14.65)
时间趋势	—	—	—	—	控制	控制
常数	0.051 *** (3.92)	0.002 *** (6.79)	0.119 *** (9.22)	0.003 *** (8.70)	0.398 *** (12.90)	-0.001 (0.54)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9147	0.7654	0.1177	0.2258	0.9244	0.7760
联合显著性 <i>P</i> 值	显著	显著	显著	不显著	显著	不显著

注:括号内为 *t* 值,\*\*\*、\*\* 分别表示在 1%、5% 的水平下显著。

提升的前提是需要城市层级提升所带来的创新要素积累和创新资源集聚。

### 四、门槛效应检验

#### (一) 门槛特征检验

为了验证在不同规模下城市层级对城市创新绩效影响效果的异质性,选择城市规模作为门槛变量进行面板门槛模型回归。分别利用夜间灯光亮度值、人口总数和 GDP 作为城市规模的代理变量。门槛效应检验结果如表 4 所示,可以发现,夜间灯光亮度值和 GDP 作为门槛变量时单门槛模型时 *F* 值最高,因此选择单门槛模型;人口总数作为门槛变量时双门槛模型 *P* 值最低,门槛效应最显著,因此选择双门槛模型。可以发现,单门槛变量夜间灯光亮度值作为门槛时,门槛值取值为 30530.148 时最显著;双门槛变量人口作为门槛时,门槛值取值为 187 万人和 549.2 万人时最显著;单门槛变量 GDP 作为门槛变量时,门槛值取 1290 亿元时最显著。

表 4 门槛效应检验

门槛变量	门槛数	F 值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
夜间灯光	单门槛	455.258 ***	0.000	42.131	26.889	18.720
	双门槛	106.251 ***	0.000	13.330	-1.118	-5.345
	三门槛	0.000	0.213	0.000	0.000	0.000
人口	单门槛	300.218 ***	0.001	41.557	28.366	19.763
	双门槛	101.104 ***	0.000	-11.538	-29.079	-34.124
	三门槛	0.000	0.120	0.000	0.000	0.000
GDP	单门槛	427.083 ***	0.000	43.084	23.700	15.352
	双门槛	109.172 ***	0.000	25.665	14.036	9.232
	三门槛	0.000*	0.093	0.000	0.000	0.000

注:\*\*\* 和 \* 分别表示在 1% 和 10% 的水平下显著。

#### (二) 门槛回归结果

表 5 展示了不同门槛效应下各变量间的回归结果。通过第(1)列可以发现:第一,城市夜间灯光亮度值在跨过第一个门槛后,城市层级对创新绩效的影响作用显著增强。这是由于夜间灯光亮度值越高,则城市规模越大,只有达到一定规模的城市才能够吸引更多的劳动力,进而促进城市创新绩效的提升。第二,城市层级在第一个和第二个门槛之间时,创新绩效受到城市层级的影响最大,弹性系数为 46.38,显著性最强。其中,城市层级跨越门槛的样本数约占总样本的 23.38%,主要包括北京、上海、天津、重庆和苏州、宁波、厦门、昆



明等城市。这说明对该类型的城市来讲,随着城市夜间灯光亮度值的提高,城市层级对创新绩效的促进作用逐步增强。

如第(2)列所示,总人口规模在跨过第一个和第二个门槛的过程之中,城市层级对创新绩效的影响表现为先上升再下降的促进作用,即在不同的人口规模阶段,城市层级对创新集聚的促进作用存在差异性的动态变化。在实践中,城市层级位于第一个和第二个门槛之间的样本占总样本16.8%。这说明,部分城市仍然处于城市层级对于创新绩效的提升阶段。但是,总人口超过第二个门槛的样本仅占总样本2.91%,即随着城市人口规模的持续扩大,少数城市层级对创新绩效具有抑制作用。这说明,人口规模虽然有利于城市层级对创新绩效发挥促进作用,然而人口盲目大规模扩张则会阻碍城市层级对创新绩效的提升效果。

如第(3)列所示,GDP作为门槛变量充分发挥着单门槛的效果,城市GDP超过1290亿元后城市层级提升对创新绩效的促进作用有明显提升,在实践中,超过该门槛的样本约占总样本的19.4%。可见,随着城市经济发展水平的提高,城市层级对于创新要素和创新资源的集聚作用愈发明显。因此,城市层级对创新集聚的促进作用逐渐增强。究其原因,当经济发展水平较低时,城市发展往往处于盲目、无序的扩张状态,虽然城市层级提升,但是相应的城市功能和配套措施没有与城市层级提升相适应。但当经济发展水平到达一定程度时,城市的工业化和现代化进程加速,土地、人力资源等经济要素的制约作用越来越明显,城市经济发展需尽快实现由要素驱动向创新驱动转变,城市层级的提升将能够快速有效地吸引大批的人才,提高城市创新能力,从而提高城市创新绩效。这也说明,处于金字塔顶层的城市对于创新资源的虹吸效应更加明显,城市只有达到一定的规模层次才能具有广泛的创新辐射力,创新中心需要有相应的实体经济实力予以支撑。此外,控制变量的系数和显著性与表1中的回归结果基本保持一致,除了城市教育经费支出(*Edu*)对于城市创

新绩效的影响作用均显著为正值,即说明教育支出增大对于城市创新绩效的提升存在正向的促进作用;实际利用外资额占GDP比重(*Rufc*)对于城市创新绩效的影响表现为正值,却并不具有显著性。

表5 门槛效应分析

变量		(1) 夜间灯光	(2) 人口	(3) GDP
<i>Urbh</i>	门槛变量 $< \delta_1$	7.239*** (3.67)	10.514*** (5.94)	7.474*** (3.87)
	$\delta_1 \leq$ 门槛变量 $< \delta_2$	46.38*** (27.60)	44.627*** (29.68)	44.196*** (27.00)
	$\delta_2 \leq$ 门槛变量	-	21.829*** (10.55)	-
<i>Gdpp</i>	1.07e-05*** (7.95)	1.32e-05*** (9.60)	1.79e-05*** (10.63)	
<i>Tsr</i>	-0.010** (-2.09)	-0.012** (-2.44)	-0.029*** (-3.00)	
<i>Urss</i>	-4.423*** (-2.79)	-0.720 (-0.51)	-5.467*** (-3.02)	
<i>Urbd</i>	0.443 (1.61)	-0.121 (-0.47)	-0.285 (-0.92)	
<i>Rdex</i>	0.121*** (4.34)	0.130*** (4.79)	0.026 (0.97)	
<i>Edu</i>	0.276*** (5.49)	0.149*** (3.20)	0.207*** (4.07)	
<i>Rufc</i>	-0.003 (-0.17)	-0.001 (-0.10)	-0.005 (-0.03)	
时间效应	控制	控制	控制	
个体效应	控制	控制	控制	
常数	0.485 (1.03)	0.834* (1.75)	2.331** (2.48)	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.5556	0.5788	0.5297	
样本量	2360	2441	2441	
$\delta_1$	30530.148	187	1.29e+07	
$\delta_2$	-	549.2	-	

注:括号内为t值,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。

## 五、结论与政策建议

### (一) 主要结论

(1) 中国城市层级的提升能够显著促进创新绩效。格兰杰因果检验结果显示城市层级是城市创新绩效的前提要件,但反过来并不成立。这意味着城市要成为区域创新高地的前提条件是要先跃升为区域中心城市,只有大城市才能更好地促进创新绩效,而即使提高中小城市的创新投入也并不能很好地促进其城市层级的跃升。

(2) 城市层级对创新绩效的促进作用存在区域异质性,东北地区城市层级的提升对创新绩效促进作用相较其他地区最大,其次为东部地区、西部地区和中部地区。创新型城市和非创新型城市层级的提升对城市创新绩效的影响均存在显著的

促进作用,创新型城市的城市层级提升对创新绩效的促进作用大于非创新型城市。同时,基于微观样本数据的实证结果显示,城市层级的提升同样会促进城市上市公司专利授权数的增加。

(3) 城市层级与创新绩效之间存在着非线性关系,分别利用城市夜间灯光亮度值、地区生产总值和人口总数作为城市规模的代理变量进行门槛回归,结果显示夜间灯光亮度值和 GDP 具有单门槛特征,人口总数呈现出双门槛特征。这说明城市规模结构不合理,会造成创新绩效的损失。城市只有达到一定的规模,城市层级对于创新绩效的影响才更显著,城市才具有更好的创新辐射能力,区域创新中心需要有相应的城市经济实力予以支撑。

## (二) 对策建议

一是以高层级城市全面带动中国城市创新绩效的提升,将高层级城市打造成为区域创新体系、地方创新网络的增长极和辐射带动区域高质量发展的能量源。由于城市层级与创新绩效密切相关,城市层级越高人力资本越密集、服务业体系越完善,创新活动更频繁且更易于实现商业化,因此创新资源的配置应与城市层级相匹配,应进一步加大高层级城市的科技支出,充分发挥高层级城市在全球创新网络、国家创新体系中的核心枢纽作用。以战略性新兴产业集群为依托,积极承接和汇聚国际科技创新中心的知识溢出、技术转化和产业转移,全面促进高层级城市知识、技术的吸收、溢出和转化,全面促进高层级城市新产品、新技术、新业态的转移扩散,形成完善的区域创新生态系统,辐射带动区域经济一体化发展。

二是根据区域发展特色、科技资源禀赋、城市规模扩张及城市层级变化所受到的自然条件约束,因地制宜优化布局区域城市层级体系。围绕区域内科技战略力量的优势领域和优势产业,通过优先发展战略性新兴产业,打造重要创新空间、创新平台或创新载体等措施,破除行政体制束缚,整合区域内科技创新资源和力量,培育具有地方特色、优势明显的区域创新增长极,从而建设分工明确、功能互补、梯次联动的国际科技创新中心、综合性国家科学中心、区域科技创新中心等多层

级国家—区域创新体系。

三是着力推动大中小城市协调发展,促进大城市提升吸引、集聚和整合国内外科技创新资源的能力,朝着创新规模化;小城市充分发挥比较优势,朝着创新专业化方向发展,在大中小城市间形成具有合理地缘科技关系的城市产业分工体系。同时,也要看到人口规模虽然有利于城市层级对创新绩效发挥促进作用,然而盲目的大规模扩张人口反而会不利于城市层级对创新绩效影响效果的提升,应通过多中心组团式发展、产业结构升级、与中小城市分工合作等手段避免“大城市病”的不利影响。

参考文献:

- [1]陈劲. 协同创新[M]. 杭州:浙江大学出版社,2012.
- [2]樊杰,王亚飞,梁博. 中国区域发展格局演变过程与调控[J]. 地理学报,2019,74(12):2437-2454.
- [3]范斐,杜德斌. 中国地级以上城市科技资源配置效率的时空格局[J]. 地理学报,2013,68(10):1331-1343.
- [4]吕拉昌,黄茹,廖倩. 创新地理学研究的几个理论问题[J]. 地理科学,2016,36(5):653-661.
- [5]范斐,张建清,杨刚强. 环境约束下区域科技资源配置效率的空间溢出效应研究[J]. 中国软科学,2016,30(4):71-80.
- [6]管燕,吴和成. 基于改进 DEA 的江苏省科技资源配置效率研究[J]. 科研管理,2011,32(2):145-150.
- [7]LU L, RU H. Urban hierarchy of innovation capability and inter-city linkages of knowledge in post-reform China [J]. Chinese geographical science,2012(5):602-616.
- [8]WU ALFRED M, YE LIN, LI HUI. The impact of fiscal decentralization on urban agglomeration: evidence from China [J]. Journal of urban affairs,2019,41(2):170-188.
- [9]王如玉,王志高,梁琦,等. 金融集聚与城市层级[J]. 经济研究,2019,54(11):165-179.
- [10]TABUCHI T, THISSE J F. Regional specialization, urban hierarchy, and commuting costs [J]. International economic review,2006,47(10):1295-1317.
- [11]刘兰剑,滕颖. 提高科技创新水平依靠技术效率还是规模效应?——来自中国与 OECD 国家的测度研究[J]. 科学学与科学技术管理,2020,41(7):50-61.
- [12]柳卸林,杨博旭. 多元化还是专业化? 产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J]. 中国软科学,2020(9):141-161.
- [13]梁琦,陈强远. 户籍改革、劳动力流动与城市层级体

系优化[J]. 中国社会科学 2013(12): 36-59, 205.

[14]王峤,刘修岩. 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.

[15]梁琦,钱学锋. 外部性与集聚: 一个文献综述[J]. 世界经济, 2007(2): 84-96.

[16]MITRA A, TRIPATHI S. City size effect on migration and poverty: study of million-plus cities in India [J]. Journal of urban planning and development, 2021, 147(3): 1943-1966.

[17]钟粤俊,陆铭,奚锡灿. 集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角[J]. 管理世界 2020 36(11): 35-49.

[18]柯善咨,赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率[J]. 经济研究 2014 49(4): 76-88, 115.

[19]MUNSHI K. Social learning in a heterogeneous population: technology diffusion in the Indian Green Revolution [J]. Journal of development economics, 2004, 73(1): 185-213.

[20]OKUBO B T. Heterogeneous firms, agglomeration and economic geography: spatial selection and sorting [J]. Journal of economic geography, 2006, 6(3): 323-346.

[21]CARLINO G, KERR W R. Agglomeration and innovation [J]. Handbook of regional and urban economics, 2015(5): 349-404.

[22]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[23]寇宗来,刘学悦. 中国城市和产业竞争力报告 2017 [R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心 2017.

[24]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.

[25]MATSUMOTO H, DOMAE K, O'CONNOR K. Business connectivity, air transport and the urban hierarchy: case study in East Asia [J]. Journal of transport geography, 2016, 54(6): 132-139.

[26]PORTE E M. The competitive advantage of nations [J]. Harvard business review, 1990, 5(68): 1-32.

[27]HAMIDI S, ZANDIATASHBAR A. Does urban form matter for innovation productivity? a national multi-level study of the association between neighborhood innovation capacity and urban sprawl [J]. Urban studies, 2019, 56(8): 1576-1594.

[28]CHEN Z, YU B, YANG C. An extended time series (2000-2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration [J]. Earth system science data, 2021, 13(3): 889-906.

[29]PESARAN M. Time series and panel data econometrics [M]. Oxford: Oxford University Press, 2015.

[30]DUMITRESCU E, HURLIN C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels [J]. Economic modelling, 2012, 29(4): 1450-1460.

( 本文责编: 辛 城)