

中国的城镇化推进与区域创新

——来自卫星灯光数据的经验证据

王立平, 鲍鹏程

(合肥工业大学 经济学院, 合肥 230601)

摘要:基于卫星监测的夜间灯光数据构造的夜间灯光强度表征城镇化水平及专利授权数度量区域创新能力,利用2006—2017年中国286个地级市面板数据,就城镇化水平对区域创新的影响及其作用机制进行了实证考察。实证发现:①城镇化水平显著提升了区域创新能力,且这种正向作用具有显著的空间溢出效应和区域异质性;②城镇化对区域创新的促进作用存在门槛效应,当城镇化水平跨过单一门槛值,其对区域创新的作用逐渐增强;③中介效应模型检验结果显示,城镇化推进可以通过创新要素流动与产业结构升级来提升区域创新能力。研究结论为积极稳妥推进城镇化建设、促进创新型国家建设提供政策启示。

关键词:城镇化;区域创新;卫星灯光数据;门槛效应;中介效应

中图分类号:F299.21 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)07—0011—11

一、引言

城镇化是实现城乡一体化与提升国家综合实力的必经阶段,也会对区域创新产生重要影响。作为政策实施的“试验田”和“助推器”,各地方政府出台了丰富多样的创新政策。然而,地方在落实创新驱动发展战略时的基础条件不尽相同。一个地区科技创新能力受到人力资本、财政科技支出、信息化水平等多维元素影响,而城镇化推进一定程度上可以完善和提高这些因素。近些年中国稳步推进城镇化,据国家统计局数据显示,我国城镇化率从2006年的44.34%增长到2019年的60.60%。2006年我国提出建设创新型国家,党的十九大重申加快建设创新型国家的目标。在社会各界持续努力下,创新再攀高峰,2019年我国在全球创新指数排名第14位。那么,很现实的一个问题是,城镇化推进是否显著地促进了区域创新能力?其具体的内在机制又是如何?

客观上,一个地区的城镇化推进可能对创新能力表现出“双重”影响。一方面,随着城镇化推进,城市人口数量增加与质量提升,从事创新活动的潜在人口规模会进一步增加,进而便捷了创新活动在这个地区形成空间集聚,这意味着城镇化推进是区域创新能力提升的动力;另一方面,城镇化推进也可能表现出对区域创新的抑制效应,传统单向乡城流动和城市间人口流动双重叠加,给城市空间带来了前所未有的压力,城市超过一定的人口规模反而不利于创新产出(Carlino et al, 2007)³⁸⁹。除此之外,相邻或相近的城市之间通过正式或非正式交流使得知识容易传播与扩散。一些学者从知识溢出的层面考察城镇化所带来的知识和技术流动问题(Tappeiner et al, 2008)。然而,知识溢出只是区域创新活动的条件之一,其本身不等于区域创新(卞元超等, 2019)¹³⁴。如今道路的畅通及信息化水平的提升,有效降低了运输成本和信息传递的成本,但依然存在地理距离的影响,多数的生产和服务依然需要人们面对面的交流(Glaeser et al, 1992),特别对于科技含量高的创新需要创新参与者通力合作。城镇化推进,其带动的创新要素流动和知识溢出效应能够增进不同地区之间在创新活动方面的相互学习、相互竞争和相互模仿。受要素流动及空间知识溢出等影响,区域创新具有较强的空间相关性(刘芳, 2019)。这意味着在探讨城镇化对区域创新的影响时,需要考虑区域创新本身的空间溢出效应,才可能得到更准确的研究结果,从而为建设创新型国家提供科学的经验证据。

有鉴于此,本文以2006—2017年中国286个地级市面板数据为研究样本,将基于夜间灯光强度数据表征城镇化水平,并利用专利授权数度量区域创新能力,就城镇化对区域创新的影响及其作用机制进行了实证考

收稿日期:2020—10—16

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新时代背景下我国经济发展质量动态评价及其政策协同研究”(18ZDA064)

作者简介:王立平,博士,合肥工业大学经济学院教授,研究方向:创新经济学;鲍鹏程,合肥工业大学经济学院硕士研究生,研究方向:经济统计、区域创新。

察。本文可能的边际贡献:第一,尝试使用夜间灯光强度衡量中国地级市城镇化水平,卫星数据能够综合人口、经济、文化等多重因素对创新的影响,且使用面板门槛模型分析城镇化水平与区域创新之间的非线性关系。第二,构建3种空间权重矩阵考虑区域创新自身的空间溢出效应。选择空间权重矩阵存在一定的主观性,且不考虑空间溢出可能高估城镇化水平对区域创新的影响,因而使用多种空间权重有助于更加准确地考察城镇化对区域创新的影响。第三,城镇化不仅可以通过提供创新发展平台等方式直接作用于区域创新,而且还可能通过吸引高素质人才或推动产业升级来支撑创新发展。进一步地,本文识别了创新要素流动与产业结构升级的传导机制,这是对现有文献的一个有益补充。

二、文献回顾与理论假说

城镇化本质是空间结构优化下的资源调配方式的演进,它包含能源资源、人力资源等资源流动,这一演进伴随着经济增长模式、社会组织结构和居民生活方式的多维变革(Davis和Henderson,2003)。已有学者对城镇化与创新关系的研究表明,城市是科技创新的重要载体,城镇化推进促进区域创新能力的提升(Lucas,1998;Feldman和Audretsch,1999;柴志贤,2008),扩大创新投入规模(程开明,2009),推进生产要素在空间上的集聚(仇怡,2013)。另外,城市充满活力的环境源于城市规模的扩大及人与人之间频繁互动,从而产生知识溢出效应(鲁元平等,2017),因而有利于提升创新能力。不难发现,学者们总体上肯定城镇化对创新能力的作用,但现有文献多基于线性角度,而关于二者非线性关系的研究尚不多见。

此外,由于户籍制度和统计部门统计偏差的存在,官方统计城镇人口占比的人口城镇化指标的准确性饱受争议,近年来文献中开始采用由美国国家海洋和大气管理局(NOAA)公布的夜间灯光数据衡量城镇化水平(Liu et al,2012;邵帅等,2019^[52]),这为研究地区城镇化水平提供了新的视角。与城镇人口比重度量的城镇化水平不同的是,夜间灯光数据包含了城市夜间灯光、居民区灯光及车流发出的低强度灯光,综合反映了夜间人类活动的基本信息,能够区分城市与农村,它更能客观反映一个地区的城镇化水平和繁荣程度。

城镇化推进对区域创新能力产生的影响机理,本文从城镇化产生的正外部性和负外部性两个方面予以解释。城镇化对区域创新能力产生的正外部性体现为:第一,优化资源配置效率。城镇化水平提升在更大的范围内集中人力资本和企业资源,分工共享和专业化带来高效率使用科技资源,优化不同要素之间的配置比例、内部结构和组合方式等(卞元超等,2020),进而对区域创新产生积极影响。第二,提供创新发展平台。城镇化水平提升为创新主体提供了足量的机会去施展才华,在大量的实验中总结经验与不足,不断提升自身的创新能力,且人民生活水平提高会提出多元化的产品需求,倒逼研发生产部门不断进行技术创新,从而高效提升区域创新能力。第三,增进互信互联互通。城市以人为核心组成各种社会关系网,彼此间价值观念、生活习惯、文化氛围等差异较小,很容易形成工作默契,降低信息与知识交易成本。此外,城镇化推进有助于完善交通基础设施及提升信息化水平,缩短生成信息与知识的时间。然而,需要正视城镇化负面影响,城镇化快速发展会出现设施短缺、交通拥堵、环境恶化等城市问题,且这些问题相互影响进而不利于城市创新,雾霾污染对大中城市人力资本的负向影响高于小城市(陈诗一和陈登科,2018),高度城镇化地区的就业密度超过临界值不利于该地区创新发展(Carlino et al,2007)^[38]。城镇化不断推进一方面会通过集中生产要素、创新平台、交流合作等正向影响区域创新;另一方面受环境污染、就业压力等负向影响可能会降低城市活力。因此城镇化水平对创新能力的总体影响方向是不确定的,这取决于上述两方面影响的综合作用。可见,城镇化与创新能力之间或许存在非线性特征,城镇化处于不同阶段对创新能力产生不同的影响方向。综上所述,本文认为城镇化对区域创新的作用可能表现出“先正后负”的倒“U”型走势。基于此,提出假说1:

城镇化对区域创新的作用具有非线性倒“U”型特征(H1)。

城镇化水平提升促进高素质人才在区域之间流动,不同教育背景和工作经历的科技人才之间交流能够产生思维的火花,促进新知识与先进技术的传播。其影响效应主要表现为:第一,“学习效应”。城镇化水平提升吸引较多人口流入城市,也吸引了不少科技人才在城市间流动。城市为不同创新参与者的交流与合作提供了场所,人才聚集时大大缩短信息交流的时间和成本,能够产生“学习效应”。人才这一创新要素的跨区域流动带来了思想和经验的交换,使新的知识和工具被不同地区的生产和研发部门采用,从而有利于创新产出。第二,“模仿效应”。城镇化推进所激发的创新要素流动和知识溢出效应能够进一步增强创新参与者之间的相互模仿行为(卞元超等,2019)^[136],产生“模仿效应”。由于专利能够衡量科技创新,专利具有模仿特征,模仿会更新知识产品和创新产出,并稳步开展创新活动。在高素质人才等创新要素流动的同时,不同的创新

参与者进行了面对面接触,那些在科技创新方面存在相对劣势的主体会有较多的机会去模仿和借鉴优势主体先进的科技创新经验与做法。人力资本积累将外部技术本地化,依托模仿创新逐步过渡到自主创新阶段(唐未兵等,2014;张勋和乔坤元,2016)。第三,“竞争效应”。通过高素质人才等创新要素的流动,创新参与者熟悉对方创新发展信息可能会促使他们加大研发力度,改善自身技能,避免在竞争中处于劣势,即引发“竞争效应”。同时,城镇化所带来的人才高度集聚,也会进一步加剧各创新参与者之间为了生存发展而产生激烈的竞争。在竞争的环境中,创新参与者会不断地学习以提升自身才能,进而提高创新效率。综上,进一步提出假说2:

城镇化推进可以促进创新要素流动进一步影响区域创新(H2)。

城镇化发展使得城市人口增加,同时伴随着产业结构的调整。同一产业的科技创新受到该产业从业人员的影响,从而创新活动在不同产业间存在差异。因而,在创新要素流动、知识溢出和创新周期不同的情景下,不同产业部门互动形成的产业结构影响区域创新。产业结构差异是影响创新活动的重要因素,偏向第二产业与生产性服务业的地区对创新要求更高(张杰等,2016),新一代信息技术产业、人工智能产业及新材料产业等技术密集型产业成为创新的主力军。城镇化推进吸纳农村剩余劳动力向城镇非农产业转移(李斌等,2015),能够引导从业人员从低效率生产部门流向较高的生产效率部门,推动新兴产业的成长与落后产业的退出,进而优化该地区产业结构,促进区域创新发展。由此,提出假说3:

城镇化推进能够通过产业结构升级来提高区域创新能力(H3)。

三、模型构建与数据

(一)模型构建

本文使用空间滞后模型考察夜间灯光强度表征的城镇化水平对区域创新能力的影响,考虑了创新产出本身溢出效应。模型设定为

$$\ln inno_{it} = \alpha_0 + \rho w \ln inno_{it} + \alpha_1 \ln urban_{it} + \lambda X + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 表示个体; t 表示时间; $inno_{it}$ 表示不同城市 i 年份 t 的区域创新能力; α_0 表示常数项; w 表示空间权重矩阵; ρ 表示空间自回归系数; $urban_{it}$ 表示城镇化水平,若系数 α_1 显著为正,表明城镇化水平显著增加了创新产出,反之则没有证据支撑城镇化能提升区域创新能力; X 表示控制可能影响区域创新能力的其他变量,如经济发展水平、对外开放水平、交通运输能力、人力资本水平、财政科技支出; λ 反映了控制变量对区域创新的影响; μ_i 和 α_t 分别表示地区固定效应和时间固定效应; ε_{it} 表示随机扰动项。

(二)数据说明

本文包含了2006—2017年中国286个地级市的面板数据。采用2006—2017年这个时间跨度,涵盖了提出建设创新型国家到党的十九大再次重申建设创新型国家时间段。考虑到部分城市数据缺失较多,最终选取截面样本城市数为286个,这一截面包含了中国大陆地区90%以上的城市样本,能够较好反映中国的整体情况。专利授权及申请数来源于国家知识产权局网站数据库,夜间灯光数据来源于美国国家海洋和大气管理局官网,其他变量原始数据来源于《中国城市统计年鉴》、各省市历年统计年鉴及EPS数据库。为减少异方差和数据比较,对所有变量取对数。

(三)空间权重矩阵

参照袁华锡等(2019)构建空间权重矩阵方法,借助3种类型空间权重矩阵识别创新空间溢出效应。具体包括:①二进制0-1空间权重矩阵(W_{cont}),如果两个城市地理上存在相邻关系,则元素 W_{ij} 为1,否则为0;②地理距离空间权重矩阵(W_{dis}),具体形式为:如果 i 不等于 j ,则元素 $W_{ij}=1/d_{ij}^2$,否则即为0;其中, d_{ij} 表示根据腾讯地图的经纬度算出的城市 i 与城市 j 之间的地理距离;③信息距离空间权重矩阵(W_{tec}),公式为: $W_{ij}=I_{it}T_{jt}/d_{ij}^2$,其中, I_{it} 、 T_{jt} 分别表示城市 i 时期 t 与 j 城市人均国际互联网用户数。

(四)变量构造

1. 被解释变量

本文被解释变量为区域创新($inno$),以地级市年度专利授权数来表征区域创新能力。专利作为知识产权的重要载体和表现形式,是学者测度创新常用指标,专利授权数能够较为直接地衡量一个地区最终的科技创新成果,也反映了该地区科技创新的综合能力。由于部分省市统计年鉴没有系统公布相关专利数据,本文从国家知识产权局数据库系统获取了2006—2017年中国286个地级市的专利授权数和专利申请数等相关数据。

2. 解释变量

本文的解释变量为城镇化水平(*urban*),使用实际灯光亮度占最大灯光亮度的比重对其进行衡量,源于美国国家海洋和大气管理局(NOAA)发布的全球灯光数据。OLS传感器设计不足造成DMSP/OLS(DMSP/OLS指美国国防气象卫星搭载的可见红外成像线性扫描业务系统)影像之间不连续,像元DN值饱和等问题,提供数据时间段为1992—2013年,之后被新一代夜间灯光数据NPP/VIIRS(NPP/VIIRS指美国新一代国家极轨卫星搭载的可见光近红外成像辐射)取代。NPP/VIIRS数据受到杂散光的影响,中国夏季中高纬度地区的灯光数据像元值为0,该现象集中表现在5-7月份。因此以剩下的9个月合成2013—2017年地级市NPP/VIIRS年度灯光数据。本文以校准后的DMSP/OLS数据为标准(范子英等,2016)¹¹⁷,利用NPP/VIIRS数据拟合生成2014—2017年DMSP/OLS数据(Li et al, 2017),在最大程度上保证数据跨年、跨卫星的可比性。参考邵帅等(2019)¹⁵³用平均灯光强度度量的城镇化深度,计算公式为

$$urban_i = \sum_{j=1}^{63} \left(DN_j \times \frac{n_j}{N \times 63} \right) \quad (2)$$

其中: DN_j 表示城市*i*的第*j*等级灰度值, DN 值的范围是0~63;63表示稳定灯光数据的最大灰度值; n_j 表示第*j*灰度等级的像元数; N 表示城市*i*中所有灯光的像元总数。因此,*urban*是实际灯光亮度与可能的最大灯光亮度之比。

3. 中介变量

根据前文理论分析,本文选取创新要素流动和产业结构升级作为中介变量。

(1)创新要素流动(*flow*),包含人才、资本、知识、信息、技术等多重元素。以人为核心的城镇化推进,也存在着高素质人才在区域之间的流动,在本文中主要表现为研发人员的流动。参考白俊红等(2017),采用引力模型衡量研发人员流动。本文将工资和房价作为影响人才流动的因素,使用引力模型测算创新要素在区域之间流动。测算公式为

$$flow_{ij} = \ln rdhum_i \times D^{-2} \times \ln(wage_j - wage_i) \times \ln(price_j - price_i) \quad (3)$$

其中: $flow_{ij}$ 表示从*i*地区流动到*j*地区的研发人员数量; $rdhum_i$ 表示*i*地区的研发人员数量; $wage$ 表示相应地区城镇单位就业人员的平均工资水平; $price$ 表示对应地区住宅销售价格的平均房价水平, D 表示各地级市之间的地理距离。从而*i*地区在某一年度创新要素的总流量可以表示为

$$flow_i = \sum_{j=1}^n flow_{ij} \quad (4)$$

(2)产业结构升级(*upg*),三次产业比重乘以权重进行度量产业动态调整。参照徐敏和姜勇(2015)的做法,测算公式为

$$upg = \sum_{i=1}^3 (q_i \times i) \quad (5)$$

其中: q_i 表示第*i*产业的产值比重; i 表示三次产业权重且依次为1、2和3。

4. 控制变量

本文选取的控制变量包含:①经济发展水平(*gdp*),选取各地级市人均地区生产总值作为其替代指标,并以2006年为基期的省级价格指数消除物价因素;②对外开放水平(*open*),以地区实际利用外资额衡量对外开放程度,按照当年年底人民币兑换美元的汇率年平均转换为人民币单位,同样以2006年为基期消除物价因素;③交通运输能力(*tri*),选取各地级市单位公路里程的私人汽车拥有量作为其替代指标;④人力资本水平(*human*),考虑数据的可获得性,采用地区每万人中的在校大学生数量对其进行衡量;⑤财政科技支出(*fiscal*),选取各地级市财政支出中的实际科技支出总额对其进行度量。主要变量的描述性统计见表1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	变量含义	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
lninno	专利授权数对数	3432	6.468	1.779	0.000	11.580
lninno ₁	专利申请数对数	3432	7.090	1.814	1.946	12.150
lnurban	夜间灯光强度对数	3432	1.953	1.024	-1.779	4.520
lnurb	城镇化率对数	3432	3.890	0.306	2.844	4.605
lnflow	创新要素流动对数	3432	6.121	0.267	5.134	7.228
lnupg	产业结构升级对数	3432	5.412	0.063	5.138	5.635
lngdp	人均地区生产总值对数	3432	10.154	0.657	7.921	11.987
lnopen	外资额对数	3432	11.350	1.988	0.000	16.347
lntri	交通运输能力对数	3432	2.903	1.092	-1.650	7.396
lnhuman	人力资本水平对数	3432	4.471	1.147	0.300	7.178
lnfiscal	财政科技支出对数	3432	9.473	1.524	3.526	14.950

四、实证结果分析

(一)空间相关性检验

考虑到各地区创新产出可能存在相互影响,本文使用 Moran's I 指数对区域创新产出在空间层面上的相关性进行考察,测算结果见表 2。根据表 2 看出,286 个地级市之间创新产出在 3 种空间权重下的 Moran's I 指数均在 1% 水平上拒绝无空间自相关,说明城市创新产出并非完全随机,即一个城市的创新能力越强,周边城市创新能力也相应越强。因此,研究城镇化水平与区域创新之间的关系时,不应该忽略空间效应。

表 3 报告了 3 种空间权重矩阵下的 LM 和 R-LM 检验值,空间滞后模型均在 1% 显著性水平通过 LM 和 R-LM 检验,而空间误差模型在信息距离权重矩阵中均没有通过 LM 和 R-LM 检验,故空间滞后模型(SAR)更合意。

表 2 中国城市创新产出 Moran's I 指数

参数	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年
二进制	0.233	0.247	0.311	0.382	0.388	0.391	0.368	0.330	0.313	0.321	0.284	0.303
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
地理距离	0.165	0.159	0.198	0.238	0.263	0.268	0.269	0.241	0.216	0.227	0.193	0.206
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
信息距离	0.192	0.189	0.235	0.289	0.317	0.330	0.331	0.292	0.255	0.265	0.226	0.256
p 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表 3 3 种空间权重矩阵下创新产出溢出的模型选择

空间依赖性检验	二进制 W_{cont}	地理距离 W_{dis}	信息距离 W_{tec}
LM-SAR	881.469***	10.816***	62.408***
R-LM-SAR	840.189***	8.163***	62.065***
LM-ERR	42.232***	8.332***	0.380
R-LM-ERR	0.952	5.678**	0.037

注:***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(二)基准回归结果和分析

表 4 报告了无空间效应及基于式(1)下的二进制 0-1 空间权重矩阵 W_{cont} 、地理距离空间权重矩阵 W_{dis} 和信息距离空间权重矩阵 W_{tec} 的估计结果。表 4 中第(1)~(4)列的 Hausman 统计量显著为正值,表明应该选择固定效应模型。

分析城镇化水平对区域创新能力的影响是本文关注的重点。从表 4 的实证结果来看,城镇化水平的系数均在 1% 的水平上显著为正。以表 4 地理距离空间权重模型为例,城镇化水平的弹性值为 0.7678,这表明城镇化推进的确有助于提升区域创新能力。这可能源于两个方面:一方面,城镇化水平提升有利于城市继续通过科技资源优化配置、创新载体、互联互通等功能发挥促进作用;另一方面,城市又会因为人才及携带高新技术的聚集进一步得到发展,生产方式会不断得到优化;同时人们对美好生活的要求会越来越高,激发创新主体创造更多的产品。表 4 第(1)列显示双向固定的普通面板估计结果,其城镇化水平的弹性值比 3 种空间权重矩阵模型计算的弹性值要大。这表明,普通面板估计由于没有考虑创新产出的空间相关性,会高估城镇化水平对区域创新的影响。

考察创新产出自身存在的空间溢出效应是本文关注的重要内容。由表 4 可知,在地理距离矩阵和信息距离矩阵模型中,空间自回归系数显著为正,表明区域创新存在显著的的空间溢出效应,即其他地区的创新能力越强,本地区的创新能力也会随之提升。这既与创新要素流动有关,又受空间知识溢出等机制的影响。需要指出的是,运用二进制空间权重矩阵构建的实证模型中,创新产出并没有表现出显著为正的溢出效应。产生这一现象的可能原因是,有些城市虽然相邻,但是受地形地势、历史文化、交通距离的限制,两地之间交流相对不多,再加上“全国一盘棋”建设创新型国家,创新溢出并不停留在相邻区域,不相邻区域或多或少也存在相互影响与辐射。相比二进制矩阵,地理距离矩阵更全面更客观反映事实。另外,信息距离空间权重矩阵比地理距离空间权重矩阵构建的模型的创新产出空间溢出系数大 0.003,这表明区域间信息资源共享与互补能有效促进和开展创新活动,创新参与者通过互联网进行定向化寻找合作者,有针对性沟通与交流,能够提升各自创新能力。因此,互联网发展水平的提高,会促进知识传播与技术扩散,有助于区域之间创新要素的合理共享,进而便捷了创新活动在这个地区形成空间集聚。

从控制变量的估计结果来看,经济发展水平(*gdp*)显著正向促进区域创新。一方面经济水平较高时,一般会提出更高的创新目标,推动创新活动的扎实开展;另一方面良好的经济环境能够吸引更多的创新要素流入,为消化再吸收先进科学技术提供了强大的经济支撑。对外开放水平(*open*)在 4 个模型中全部显著为负表明外商实际投资对区域创新产生负向影响,说明依靠“拿来主义”不是提高创新能力的有效途径,自主研发才是攻克核心技术的关键。交通运输能力(*tri*)对区域创新有显著正向影响。客观上,拥有私人汽车方便在同一座城市面对面交流,甚至为跨区域面对面沟通提供了契机。交通运输将同一个城市乃至周边城市创新活动连成一个整体,能推动知识和技术共享。人力资本水平(*human*)并没有显著促进区域创新。这意味着单纯的高学历人才的增加并不能提高区域创新能力,只有当这部分人从事研发工作时,才能对区域创新产生正向影响。财政科技支出(*fiscal*)对区域创新有显著的促进作用。一个地区增加财政科技支出,会进一步提升本地的创新环境,创新要素会流向这些创新环境更好的地区,产生区域创新优势。同时,各地方政府有针对性财政科技支出可以解决科技创新过程中遇到的困难,能够提高区域创新水平。

(三)门槛效应

本文采用 Hansen 面板门槛模型,考察城镇化水平对创新能力的影响是否存在门槛效应,城镇化水平既是核心解释变量又是门槛变量。模型设定为

$$\ln inno_{it} = \alpha_0 + \lambda X + \beta_1 \ln urban_{it} \times I(d_{it} \leq r) + \beta_2 \ln urban_{it} \times I(d_{it} > r) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中: X 表示控制变量; I 表示示性函数; r 表示待估门槛值; d_{it} 表示门槛变量。

通过重叠模拟似然比检验统计量 300 次进行检验(BS 次数),结果见表 5,城镇化水平在 10% 的显著性水平上存在单一门槛,而双重门槛值和三重门槛值均不显著。因此,可以认为城镇化水平对创新能力的影响存在单一门槛,有必要对单一门槛效应进行分析。

根据门槛面板回归结果表 6 可知:当城镇化水平低于门槛值 0.746($\ln urban = -0.293$),此时城镇化水平对区域创新的作用较小;当城镇化水平高于门槛值

0.746,此时城镇化水平对区域创新的作用增强。可见,样本期内城镇化水平对区域创新的影响具有“边际效应”递增的非线性特征,但城镇化对区域创新的影响并不存在倒“U”型关系,从而 H1 不成立,中国的城镇化推进过程依然处于提升创新能力的上升阶段。一方面,以人为核心的城镇化推进会增加潜在创新参与者,不同的创新参与者基于自身工作经验深入交流与合作,生产新产品和新知识的成本进一步降低,此时边际成本持续下降而边际效益却持续增加,总体产生了相对明显的创新收益。城市不同群体多元化的消费偏好,进一步激发创新主体活力,推动创新活动扎实开展。此外,创新投入持续供应,保障创新活动有序进行,快速的通信、良好的交通设施提高了研发效率;另一方面,城镇化发展也不可避免带来环境污染、交通拥堵等城市问题,降低了城市活力。乡城人口流动与城市之间人口流动双重叠加,使得城市高品质居住、休息等空间资源严重不足,进而对城市创新能力提升产生负向影响。分析结果不难看出,中国的城镇化推进对创新能力的正向影响应远超其负向影响,综合效益表现出城镇化进程提升了区域创新能力。

表 4 城镇化水平对区域创新的影响基准回归结果

估计方法	无空间效应 (1)	二进制 W_{cont} (2)	地理距离 W_{dis} (3)	信息距离 W_{tec} (4)
<i>wlninno</i>		0.0297 (1.29)	0.0929** (2.53)	0.0957*** (2.70)
<i>lnurban</i>	0.7699*** (14.07)	0.7661*** (14.65)	0.7678*** (14.72)	0.7670*** (14.70)
<i>lngdp</i>	0.2364*** (4.16)	0.2358*** (4.34)	0.2376*** (4.38)	0.2369*** (4.37)
<i>lnopen</i>	-0.0200** (-2.15)	-0.0199** (-2.24)	-0.0199** (-2.25)	-0.0199** (-2.24)
<i>lntri</i>	0.1839*** (6.66)	0.1845*** (7.00)	0.1844*** (7.00)	0.1844*** (7.00)
<i>lnhuman</i>	0.0252 (0.74)	0.0245 (0.75)	0.0189 (0.58)	0.0184 (0.56)
<i>lnfiscal</i>	0.1952*** (12.60)	0.1951*** (13.19)	0.1950*** (13.21)	0.1945*** (13.17)
空间扰动项		0.1080*** (41.42)	0.1078*** (41.41)	0.1078*** (41.40)
对数似然值		-1051.489	-1049.153	-1048.728
Hausman test(<i>p</i>)	491.370 (0.000)	221.590 (0.000)	81.690 (0.000)	100.220 (0.000)
样本数	3432	3432	3432	3432
R^2	0.861	0.810	0.814	0.814

注:括号内数字为 Z 检验值,其中无空间效应的括号内数字为 t 检验值;***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 5 城镇化水平门槛检验

门槛个数	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单一门槛	41.27	0.0567	300	68.4590	43.6811	35.7120
双重门槛	29.21	0.2333	300	55.3090	45.8207	40.7965
三重门槛	25.01	0.7000	300	83.5380	59.7571	53.5794

表6 门槛值及参数估计

变量	$\lnurban \leq -0.293$	$\lnurban > -0.293$	$\ln gdp$	$\lnopen$	$\lntri$	$\lnhuman$	$\lnfiscal$
估计值	0.403*** (3.66)	1.086*** (16.42)	0.801*** (15.15)	-0.037*** (-3.67)	0.529*** (21.20)	0.105*** (2.91)	0.114*** (9.22)

注:括号内为*t*值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(四)机制检验

由前文可知,城镇化推进可能通过创新要素流动和产业结构升级影响区域创新。本部分将采用中介效应模型检验上述传导机制。因而,构建了由以下3个回归方程所组成的中介效应模型:

$$\lninno_{it} = \theta_0 + \theta_1 \lnurban_{it} + \theta_2 Y_{it} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$med_{it} = \beta_0 + \beta_1 \lnurban_{it} + \beta_2 Y_{it} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\lninno_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \lnurban_{it} + \gamma_2 med_{it} + \gamma_3 Y_{it} + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中: Y 表示控制变量组成的向量集; med 为可能的中介变量,包括创新要素流动($\lnflow$)和产业结构升级($\lnupg$); θ_0 、 β_0 和 γ_0 表示常数项; θ_1 和 γ_1 反映了城镇化水平对区域创新的影响; θ_2 、 γ_2 反映了控制变量、中介变量对区域创新的影响; β_1 、 β_2 反映了城镇化水平、控制变量对中介变量的影响。中介效应检验思路:第一步,检验城镇化推进是否能够显著提升区域创新能力,此结果前文已经验证;第二步,对式(8)进行回归,检验城镇化水平是否会对中介变量产生显著影响,如果 β_1 显著则进行下一步;第三步,将城镇化水平与中介变量一同放入式(9)中。在 γ_1 和 γ_2 两个系数均显著的情况下,当 γ_1 的数值和显著性大小与式(7)中的 θ_1 相比有所下降时,则表明存在部分中介效应;当 γ_1 不显著而 γ_2 显著时,则表明创新要素流动或产业结构升级是具有完全性质的中介效应。

表7报告了中介效应估计结果。模型(1)中城镇化的系数显著为正,即表4对应的基准估计系数,表明城镇化水平提升促进了区域创新。模型(2)中城镇化水平系数在1%的水平上显著为正,表明城镇化水平与创新要素流动具有稳定的正相关关系。模型(3)中创新要素流动系数为0.5033,且通过了1%的显著性水平检验,表明创新要素流动对区域创新具有显著正效应。同时,城镇化水平系数虽在1%的水平上显著为正,但是其系数要小于模型(1),说明创新要素流动起到了部分中介效应的作用,即城镇化水平提升能够通过创新要素流动进而影响区域创新,这意味着H2成立。进一步考察产业结构升级的中介效应是否存在。模型(4)中城镇化系数在10%的水平上显著为正,表明城镇化优化了产业结构。模型(5)中产业结构系数在5%的水平上显著为正,表明产业结构升级促进区域创新能力,同时,城镇化系数为0.7660小于模型(1)中的0.7699,这验证了H3。模型(6)同时考虑创新要素流动与产业结构升级的估计结果,不难发现,创新要素流动与产业结构升级的估计系数均显著为正,城镇化系数仍小于模型(1),这说明创新要素流动效应与产业结构升级效应同时存在。

表7 机制检验结果

变量	(1) $\lninno$	(2) $\lnflow$	(3) $\lninno$	(4) $\lnupg$	(5) $\lninno$	(6) $\lninno$
$\lnurban$	0.7699*** (14.07)	0.0361*** (4.48)	0.7517*** (13.73)	0.0049* (1.76)	0.7660*** (14.00)	0.7478*** (13.66)
$\ln gdp$	0.2364*** (4.16)	0.0380*** (4.54)	0.2172*** (3.82)	-0.0183*** (-6.33)	0.2509*** (4.39)	0.2317*** (4.05)
$\lnopen$	-0.0200** (-2.15)	0.0025* (1.84)	-0.0212** (-2.29)	-0.0001 (-0.16)	-0.0199** (-2.14)	-0.0212** (-2.28)
$\lntri$	0.1839*** (6.66)	-0.0055 (-1.35)	0.1867*** (6.78)	0.0056*** (3.98)	0.1795*** (6.49)	0.1823*** (6.61)
$\lnhuman$	0.0252 (0.74)	0.0160*** (3.17)	0.0172 (0.50)	0.0049*** (2.80)	0.0214 (0.62)	0.0133 (0.39)
$\lnfiscal$	0.1952*** (12.60)	0.0009 (0.40)	0.1947*** (12.60)	0.0004 (0.57)	0.1948*** (12.59)	0.1944*** (12.59)
$\lnflow$			0.5033*** (4.16)			0.5033*** (4.16)
$\lnupg$					0.7912** (2.26)	0.7915** (2.26)
常数项	-0.1319 (-0.26)	5.4036*** (73.38)	-2.8513*** (-3.47)	5.5266*** (217.05)	-4.5044** (-2.25)	-7.2260*** (-3.44)
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	3432	3432	3432	3432	3432	3432
R^2	0.861	0.835	0.861	0.573	0.861	0.862

注:括号内数字为*t*检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(五)区域异质性分析

上文分析了城镇化水平对创新产出的总体影响,基于样本总体分析也许会淡化潜在的地区差异,即城镇化水平对创新产出的作用在不同地区也许会有差异。经过Hausman检验,东部地区适合随机效应模型,而中西部地区选择固定效应模型更合意,同时列出了固定模型与随机模型结果,表8报告了地理距离空间权重矩阵下东部、中部、西部地区城镇化水平对区域创新影响的估计结果。表8第(2)、第(3)、第(5)列估计结果显

示,东部、中部和西部地区城镇化水平的弹性值为正且显著,表明城镇化推进提升了3大地区的创新能力,且中部地区作用最大。考虑空间溢出效应,对于东部地区而言,创新产出的空间溢出效应系数在1%的水平上显著为正,表明东部地区的创新产出呈现较强的正向空间溢出效应。有理由相信,迈向创新型国家征程中,东部地区承担着“领头羊”角色,通过创新能力的示范效应和溢出效应,推进中西部地区创新驱动发展。

与东部地区不同,中西部地区创新的空间溢出效应不是正向显著的。本文认为,造成东部和中西部地区城镇化水平对创新产出影响存在差异的原因在于:东部地区经济发达、居民收入水平高,科技创新能力强。东部地区作为创新聚集高地,导致中西部人才“孔雀东南飞”,中西部地区与东部地区的创新能力差距逐步加大,东部地区创新能力的溢出效应越发显著。

表 8 分区域样本估计结果

变量	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	FE	RE	FE	RE	FE	RE
<i>wlninno</i>	0.1443*** (2.86)	0.3691*** (12.32)	-0.0527 (-1.07)	0.3099*** (10.41)	0.0014 (0.02)	0.4944*** (14.27)
<i>lnurban</i>	1.0246*** (6.81)	0.7940*** (8.50)	0.8034*** (7.74)	0.4491*** (5.15)	0.4411*** (5.65)	0.5454*** (7.44)
<i>lngdp</i>	0.5863*** (6.61)	0.8424*** (10.20)	-0.1131 (-1.17)	0.2659*** (3.05)	0.0879 (0.87)	0.2546*** (2.88)
<i>lnopen</i>	-0.0821*** (-5.17)	-0.0815*** (-5.01)	0.0335* (1.75)	0.0874*** (4.07)	-0.0192 (-1.35)	-0.0023 (-0.15)
<i>lntri</i>	0.0104 (0.20)	0.2228*** (4.79)	0.2378*** (6.92)	0.3015*** (8.36)	0.0800 (1.43)	0.2853*** (5.48)
<i>lnhuman</i>	0.2326*** (3.76)	0.1352** (2.52)	0.0472 (0.84)	0.0838* (1.68)	0.0430 (0.78)	0.1973*** (3.86)
<i>lnfiscal</i>	0.2011*** (8.79)	0.1038*** (6.18)	0.3375*** (15.01)	0.2223*** (11.04)	-0.0043 (-0.14)	0.0336 (1.37)
空间扰动项	0.0747*** (24.57)	0.0872*** (23.34)	0.0935*** (24.49)	0.1249*** (22.90)	0.1337*** (22.58)	0.1590*** (21.36)
对数似然值	-149.132	-478.796	-281.259	-650.780	-421.069	-716.889
Hausman test(<i>p</i>)	-15.470		167.710 (0.000)		39.800 (0.000)	
样本数	1212		1200		1020	
<i>R</i> ²	0.822	0.863	0.809	0.841	0.762	0.837

注:括号内数字为*Z*检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

五、稳健性检验

(一)普通面板稳健性检验

基于普通的面板数据:第一,删除特殊样本。相对高度开放的沿海城市,与一般地级市存在获取资源的差异,如深圳市较容易引进人才。表9第(1)列给出了内陆城市的估计结果,城镇化水平对区域创新能力影响方向及显著性没有改变。考虑到省会城市的行政级别要高于其他城市,其存在低估灯光亮度的可能性(范子英等,2016)¹²²。基于此,本文删除省会城市,结果见表9第(2)列所示,城镇化水平仍然正向促进区域创新。第二,缩短样本时间。考虑到2006年我国提出建设创新型国家战略,从提出到落实也许需要一定的时间做铺垫,为整体结论稳健起见,对2007—2017年全样本和2008—2017年全样本进行回归。结果见表9第(3)~(4)列所示,城镇化水平系数在1%水平上显著为正,表明城镇化水平对区域创新的促进并非偶然,并且这一系数明显高于12年样本回归的结果。

表 9 普通面板稳健性检验回归结果

变量	<i>lminno</i>	<i>lninno</i>	<i>lninno</i>	<i>lninno</i>
	内陆城市	非省会城市	2007—2017年	2008—2017年
<i>lnurban</i>	0.7178*** (12.59)	0.7810*** (13.68)	0.8030*** (14.10)	0.8108*** (13.64)
<i>lngdp</i>	0.1855*** (2.98)	0.2536*** (4.20)	0.3003*** (4.84)	0.3736*** (5.58)
<i>lnopen</i>	-0.0096 (-0.95)	-0.0200* (-2.04)	-0.0268*** (-2.78)	-0.0232*** (-2.32)
<i>lntri</i>	0.1945*** (6.68)	0.1660*** (5.66)	0.2094*** (6.75)	0.2275*** (6.58)
<i>lnhuman</i>	0.0682** (1.85)	0.0209 (0.59)	0.0395 (1.06)	0.0741* (1.82)
<i>lnfiscal</i>	0.2107*** (12.30)	0.2088*** (12.51)	0.1708*** (9.77)	0.1354*** (7.47)
常数项	-0.0111 (-0.02)	-0.4440 (-0.84)	-0.7836 (-1.45)	-1.3826** (-2.33)
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	2880	3084	3146	2860
<i>R</i> ²	0.863	0.858	0.843	0.823

注:括号内数字为*t*检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二)空间计量稳健性检验

为了验证基准回归结论的稳健性,本部分做以下检验:第一,用授权专利的滞后一期来替代当期授权专利。表10的回归结果表明,城镇化水平对区域创新的影响显著为正(且在1%水平上显著);考虑空间溢出效应,3种空间权重矩阵构建的模型中创新溢出效应均显著为正,值得注意的是二进制0-1空间权重矩阵由基准回归正向不显著到专利授权滞后一期时的显著正向。由此可知,基准回归结论具有较好的可靠性。第二,用专利申请数替代之前的专利授权数。表11的回归结果显示,城镇化水平仍然对区域创新具有显著的提升效应,与被解释变量专利授权数相比,该回归系数的大小有所变化,但是并不影响结论。另外,创新空间溢出效应依然显著为正。由此,再次表明基准回归结论可信。

表10 城镇化水平与区域创新:滞后一期专利授权数

估计方法	无空间效应(1)	二进制 W_{cont} (2)	地理距离 W_{dis} (3)	信息距离 W_{tec} (4)
$u\ln inno$		0.0460** (2.03)	0.0953*** (2.60)	0.0936*** (2.64)
$\ln urban$	0.6993*** (13.12)	0.6951*** (13.66)	0.6979*** (13.74)	0.6969*** (13.71)
$\ln gdp$	0.3441*** (6.21)	0.3434*** (6.50)	0.3443*** (6.52)	0.3439*** (6.51)
$\ln open$	-0.0182** (-2.01)	-0.0181** (-2.10)	-0.0183** (-2.12)	-0.0182** (-2.11)
$\ln tri$	0.2412*** (8.97)	0.2419*** (9.43)	0.2421*** (9.44)	0.2421*** (9.44)
$\ln human$	0.0768** (2.31)	0.0745** (2.34)	0.0695** (2.18)	0.0693** (2.17)
$\ln fiscal$	0.1935*** (12.83)	0.1939*** (13.47)	0.1937*** (13.47)	0.1931*** (13.42)
空间扰动项		0.1024*** (41.42)	0.1023*** (41.41)	0.1023*** (41.41)
对数似然值		-959.704	-958.409	-958.320
Hausman test(p)	533.980(0.000)	207.200(0.000)	112.050(0.000)	120.470(0.000)
样本数	3432	3432	3432	3432
R^2	0.856	0.815	0.817	0.817

注:括号内数字为Z检验值,其中无空间效应的括号内数字为t检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表11 城镇化水平与区域创新:采用专利申请数

估计方法	无空间效应(1)	二进制 W_{cont} (2)	地理距离 W_{dis} (3)	信息距离 W_{tec} (4)
$u\ln inno$		0.0395* (1.75)	0.0808** (2.22)	0.1006*** (2.89)
$\ln urban$	0.9053*** (16.57)	0.9000*** (17.24)	0.9023*** (17.31)	0.9004*** (17.28)
$\ln gdp$	0.3096*** (5.45)	0.3081*** (5.69)	0.3099*** (5.72)	0.3095*** (5.72)
$\ln open$	-0.0174* (-1.87)	-0.0171* (-1.92)	-0.0177** (-2.00)	-0.0178** (-2.01)
$\ln tri$	0.2204*** (8.00)	0.2211*** (8.41)	0.2217*** (8.43)	0.2219*** (8.44)
$\ln human$	0.1307*** (3.83)	0.1294*** (3.97)	0.1231*** (3.76)	0.1204*** (3.67)
$\ln fiscal$	0.1848*** (11.95)	0.1850*** (12.53)	0.1846*** (12.51)	0.1837*** (12.46)
空间扰动项		0.1077*** (41.42)	0.1075*** (41.41)	0.1074*** (41.41)
对数似然值		-1045.763	-1044.841	-1043.150
Hausman test(p)	684.120(0.000)	230.430(0.000)	84.68(0.000)	96.74(0.000)
样本数	3432	3432	3432	3432
R^2	0.865	0.818	0.820	0.821

注:括号内数字为Z检验值,其中无空间效应的括号内数字为t检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

为了检验卫星灯光数据的可信性,通过替换核心解释变量的方式对空间滞后双固定模型进行稳健性分析。前文采用夜间灯光强度衡量城镇化水平,而在进行稳健性分析时,采用城镇人口占比代替夜间灯光强度来衡量城镇化水平,对式(1)再次回归。回归结果见表12,城镇化水平与区域创新的弹性值为正且通过了1%的显著性水平检验,表明城镇化水平与区域创新依然存在显著的正向关系,强化了前文基准回归结果的稳健性。同时,也表明卫星灯光强度代理城镇化水平能够有效反映我国地区城镇化进程。此外,表12中列出了3种空间权重矩阵构建的模型,创新产出的溢出效应显著为正。二进制的空间权重矩阵比地理距离空间权重矩阵的创新产出空间溢出效应小很多,表明创新产出溢出并不停留在相邻的区域,不相邻的区域创新的相互影响和辐射依然存在。

表 12 城镇化水平与区域创新:采用人口城镇化

估计方法	无空间效应(1)	二进制 W_{cont} (2)	地理距离 W_{dis} (3)	信息距离 W_{sec} (4)
$wlninno$		0.0447 [*] (1.93)	0.0967 ^{***} (2.60)	0.1012 ^{***} (2.81)
$lnurb$	0.4265 ^{***} (4.65)	0.4227 ^{***} (4.83)	0.4240 ^{***} (4.85)	0.4229 ^{***} (4.84)
$lngdp$	0.3487 ^{***} (5.94)	0.3471 ^{***} (6.19)	0.3500 ^{***} (6.25)	0.3491 ^{***} (6.24)
$lnopen$	-0.0128(-1.34)	-0.0127(-1.39)	-0.0127(-1.40)	-0.0127(-1.39)
$lntri$	0.2077 ^{***} (7.34)	0.2085 ^{***} (7.72)	0.2081 ^{***} (7.71)	0.2081 ^{***} (7.71)
$lnhuman$	0.0861 ^{**} (2.47)	0.0845 ^{**} (2.54)	0.0794 ^{**} (2.38)	0.0786 ^{**} (2.36)
$lnfiscal$	0.1801 ^{***} (11.34)	0.1800 ^{***} (11.89)	0.1800 ^{***} (11.89)	0.1794 ^{***} (11.85)
空间扰动项		0.1140 ^{***} (41.42)	0.1138 ^{***} (41.40)	0.1138 ^{***} (41.40)
对数似然值		-1143.938	-1142.442	-1141.874
Hausman test(p)	832.580(0.000)	144.560(0.000)	106.750(0.000)	124.960(0.000)
样本数	3432	3432	3432	3432
R^2	0.853	0.807	0.810	0.810

注:括号内数字为Z检验值,其中无空间效应的括号内数字为t检验值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

六、结论与政策启示

本文选取2006—2017年中国286个地级市面板数据考察城镇化水平对区域创新的影响及其作用机制,构建3种不同类型的空间权重矩阵分析创新产出自身存在的空间溢出效应。基于卫星灯光数据的研究发现:第一,城镇化推进对区域创新能力具有显著的正向影响,使用城镇人口占比替换夜间灯光强度时这一结论依然成立。分地区的估计结果与全国一致,中部地区城镇化水平对创新能力作用最大。第二,城镇化对区域创新具有明显的门槛效应,但城镇化对区域创新的影响并不存在倒“U”型关系,而是城镇化水平跨过单一门槛值0.746时,城镇化推进对区域创新的作用逐渐增强。第三,影响机制检验结果表明,城镇化能够通过创新要素流动和产业结构升级对区域创新产生影响,即城镇化推进能够吸引研发人员等创新要素在区域之间的流动及拉动产业结构动态调整,进而促进区域创新能力的提升。第四,在全国层面上,区域创新具有显著的正向空间溢出效应。分地区来看,除东部地区创新溢出效应显著外,中部、西部地区创新溢出效应并不明显。

以上结论为推进城镇化和建设创新型国家提供了一定的政策启示:第一,科学合理推进城镇化建设,有序推进人口流动。现阶段城镇化对区域创新表现出较强的促进作用,且地区之间的城镇化水平存在差异。因此,中央政府需要统筹推进各地区城镇化,地方政府应按照常住人口规模配置公共服务、基础设施建设等,营造适宜的生活和学习环境,以此吸引更加优质的创新要素流入,因城施策进一步推进户籍制度改革,有序调控人口向城市或城市之间流动,引导从业人员流向知识密集型新兴产业,优化产业结构,促进科技创新。第二,合理引导要素流动,激发创新主体活力。研发人员的流动能够增进地区之间相互学习,促进了创新资源的优化配置。因此,政府部门需要合理引导各地区对于研发人员等创新要素的竞争和吸引,建立灵活多样的海内外科技创新人才、科技领军人才引进机制,区域之间按照创新产出贡献率建立创新奖励机制,促进创新要素在区域间的合理流动与聚集,提升跨区域创新资源的整合能力。第三,加强区域互联互通,推进创新协调发展。本文得到的创新产出具有显著的空间溢出效应的结论,这表明与周边地区的创新联系有助于本地地区的创新。因此,地方政府在制定政策保障创新驱动发展时,不仅需要关注本地地区的创新条件与环境,还需要全盘考虑周边地区创新政策,加强区域互联互通,从而高效利用周边地区信息、技术与人才等科技资源。东部地区作为创新高地,需要进一步发挥创新产出对中西部地区的激励作用,促进区域创新能力的协调发展,将有利于我国创新水平的整体提升。

参考文献

- [1] 白俊红,王钺,蒋伏心,等,2017.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究(7):109-123.
- [2] 卞元超,吴利华,白俊红,2019.高铁开通是否促进了区域创新?[J].金融研究(6):132-149.
- [3] 卞元超,吴利华,白俊红,2020.财政科技支出竞争是否促进了区域创新绩效提升?——基于研发要素流动的视角[J].财政研究(1):45-58.
- [4] 柴志贤,2008.工业集聚、城市化与区域创新能力:基于中国省级面板数据的研究[J].技术经济,27(5):1-7.
- [5] 陈诗一,陈登科,2018.雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J].经济研究(2):20-34.

- [6] 程开明, 2009. 城市化、技术创新与经济增长: 基于创新中介效应的实证研究[J]. 统计研究(5): 40-46.
- [7] 范子英, 彭飞, 刘冲, 2016. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究(1): 114-126.
- [8] 李斌, 吴书胜, 朱业, 2015. 农业技术进步、新型城镇化与农村剩余劳动力转移——基于“推拉理论”和省际动态面板数据的实证研究[J]. 财经论丛(10): 3-10.
- [9] 刘芳, 2019. 高速公路、知识溢出与城市创新发展——来自 278 个城市的证据[J]. 财贸研究(4): 14-29.
- [10] 鲁元平, 王品超, 朱晓盼, 2017. 城市化、空间溢出与技术创新——基于中国 264 个地级市的经验证据[J]. 财经科学(11): 78-89.
- [11] 仇怡, 2013. 城镇化的技术创新效应: 基于 1990—2010 年中国区域面板数据的经验研究[J]. 中国人口科学(1): 26-35.
- [12] 邵帅, 李欣, 曹建华, 2019. 中国的城市化推进与雾霾治理[J]. 经济研究, 54(2): 148-164.
- [13] 唐未兵, 傅元海, 王展祥, 2014. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究(7): 31-43.
- [14] 徐敏, 姜勇, 2015. 中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J]. 数量经济技术经济研究(3): 3-21.
- [15] 袁华锡, 刘耀彬, 封亦代, 2019. 金融集聚如何影响绿色发展效率? ——基于时空双固定的 SPDM 与 PTR 模型的实证分析[J]. 中国管理科学(11): 61-75.
- [16] 张杰, 杨连星, 新夫, 2016. 房地产阻碍了中国创新么? ——基于金融体系贷款期限结构的解释[J]. 管理世界(5): 64-80.
- [17] 张勋, 乔坤元, 2016. 中国区域间经济互动的来源: 知识溢出还是技术扩散?[J]. 经济学(季刊)(4): 1629-1652.
- [18] CARLINO G A, CHATTERJEE S, HUNT R M, 2007. Urban density and the rate of invention[J]. Journal of Urban Economics, 61(3): 389-419.
- [19] DAVIS J C, HENDERSON J V, 2003. Evidence on the political economy of the urbanization process[J]. Journal of Urban Economics, 53(1): 98-125.
- [20] FELDMAN M P, AUDRETSCH B, 1999. Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition[J]. European Economic Review, 43(2): 409-429.
- [21] GLAESER E L, KALLAL H D, SCHEIKMAN J A, et al, 1992. Growth in cities[J]. Journal of Political Economy, 100(6): 1126-1152.
- [22] LI X, LI D, XU H, et al, 2017. Intercalibration between DMSP/OLS and VIIRS nighttime light images to evaluate city light dynamics of Syria's major human settlement during Syrian civil war[J]. International Journal of Remote Sensing, 38(21): 5934-5951.
- [23] LIU Z, HE C, HUANG Q, et al, 2012. Extracting the dynamics of urban expansion in China using DMSP-OLS nighttime light data from 1992 to 2008[J]. Landscape and Urban Planning, 106(1): 62-72.
- [24] LUCAS R E, 1998. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 22(1): 3-42.
- [25] TAPPEINER G, HAUSER C, WALDE J, 2008. Regional knowledge spillovers: Fact or artifact?[J]. Research Policy, 37(5): 861-874.

Urbanization Promotion and Regional Innovation in China: Empirical Evidence from Satellite Light Data

Wang Liping, Bao Pengcheng

(School of Economics, Hefei University of Technology, Hefei 230601, China)

Abstract: The impact of urbanization on regional innovation and the corresponding mechanism is investigated by using the panel data of 286 prefecture-level cities in China from 2006 to 2017. The urbanization level is represented by the night-time light intensity constructed by the satellite-monitored night-light data. Regional innovation capability is measured by the number of patents granted. The results show as follows. The improvement urbanization level has a significantly positive effect on regional innovation, with significant spatial spillover effects and regional heterogeneity. Urbanization has a threshold effect on regional innovation. It indicates that the impact of urbanization on innovation is increasing when urbanization level crosses a single threshold. It is verified by the mediation effect model that the promotion of urbanization can enhance regional innovation capabilities by promoting the flow of innovation factors and upgrading the industrial structure. The research conclusions of this article provide policy enlightenment for actively and steadily promoting urbanization construction and promoting the construction of an innovative country.

Keywords: urbanization; regional innovation; satellite light data; threshold effect; mediation effect