



创新驱动对产业结构升级的溢出效应及其衰减边界

郑 威¹ 陆远权²

(1. 贵州财经大学 大数据应用与经济学院, 贵阳 550025;

2. 重庆大学 公共管理学院, 重庆 400030)

摘要: 中国经济正处于由高速增长阶段向高质量发展阶段转变的历史时期, 创新驱动是推动中国产业结构升级以及做实、做强、做优实体经济的重要动力。利用中国30个省份2005—2015年面板数据, 构建地理距离、经济距离空间权重矩阵, 并运用空间杜宾模型实证分析了创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应及其衰减边界。实证结果表明, 创新驱动不仅提升了本地区产业结构升级, 还通过空间溢出效应显著地促进了周边地区尤其是地理相近省份产业结构升级; 创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应还存在显著的空间衰减特征, 具体表现为, 省份间地理距离在950公里以内为空间溢出效应的显著区域, 1050公里为空间溢出的“半衰”距离。

关键词: 创新驱动; 空间溢出; 空间衰减边界; 产业结构升级

中图分类号: F269.24 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-0241(2019)09-0075-13

0 引言

改革开放以来, 中国依托“人口红利”和市场化改革催生的政策红利, 短期内取得了劳动密集型产业的国际竞争力, 并使得中国在全球产业分工中确立了“世界制造业工厂”的地位, 创造了世界经济的“增长奇迹”(汪伟等, 2015)。但是, 当前中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 中国经济结构发生了重大变化, 居民消费加快升级, 劳动力、土地等要素成本不断提升, 区域产业结构差异日益扩大。要想推动经济高质量发展, 就要把重点放在推动产业结构转型升级上, 把实体经济做实、做强、做优。已有研究表明, 技术选择、资本价格、劳动力流动等是影响产业结构升级的重要因素(杨丹萍等, 2016; 徐珊等, 2016; 陆蓉等, 2017), 徐康宁等(2010)、吴丰华等

(2013)、温铁军等(2016)学者还从技术创新、自主创新或制度创新等角度分析了创新对产业结构升级的影响。但是, 针对创新驱动影响产业结构升级的研究并不多, 仅有少量文献单纯分析了创新驱动对产业结构升级的具体路径或二者间的数量关系(张银银等, 2015; 纪玉俊等, 2015), 然而并未详细梳理创新驱动影响产业结构升级的内在机理, 更未从空间溢出及其区域边界视角深入探究创新驱动对产业结构升级的影响效应。

事实上, 创新驱动在很大程度上影响了产业结构升级的效率与速度: 一方面, 创新驱动通过要素配置效应与市场需求效应, 提高了创新要素的配置效率与供给准确性, 降低了市场交易成本, 缓解了产业结构升级的资金约束。另一方面, 创新驱动通过网络协同效应, 增强了企业与各科研院所

收稿日期: 2018-07-17

基金项目: 中央高校基本科研业务费项目(2018CDYJSY0055); 国家社会科学基金重点项目(17AJY020)

第一作者简介: 郑威(1989—), 女, 山东威海人, 贵州财经大学大数据应用与经济学院, 副教授, 博士研究生, 研究方向: 财政金融与经济政策。

通信作者: 郑威, gzcjdxvicky@126.com

间的创新协作,降低了信息搜集与交流成本,激励企业扩充产品体系,不断搭建新的产业链以倒逼产业升级(于斌斌,2017)。并且,随着信息技术与空间地理学的发展,创新驱动已经克服了地理空间限制并实现了跨区域创新分工与关联,创新驱动促进产业结构升级的作用与功能不仅服务于本区域,还可以通过溢出效应影响周边区域的产业结构转变。因此,如果不将空间溢出效应考虑在内,将导致创新驱动影响产业结构升级的研究结果产生偏差。

基于此,本文以中国30个省份2005—2015年的统计数据为样本,重点研究创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应及其区域边界。相比于以往研究,本文可能的拓展之处在于:一是,从创新驱动的机制出发,提出创新驱动通过要素优化配置效应、市场需求效应、网络协同效应等途径促进了产业结构升级,并从理论上阐述了创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应及其地理边界;二是,采用了空间杜宾模型,分别构建地理距离、经济距离空间权重矩阵,并对其进行标准化处理,以避免矩阵设定的不精确性以及单纯地理距离矩阵的偏误性,从而使实证结果更加准确;三是,提出了创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应会随地理距离递减的假说,以250公里为最短溢出距离来设定距离阈值,递增单位则设定为100公里,并对1450公里以内的空间溢出系数的变化进行了衡量,以此来测度创新驱动空间溢出的地理边界。

1 理论分析与研究假说

1.1 创新驱动影响产业结构升级的内在机制

当前,中国经济进入了以“三期叠加”^①为特征的经济新常态发展阶段。在经济发展新趋势下壮大战略新兴产业,缓解产能过剩以实现产业结构的优化与升级,亟需发挥创新驱动促进产业结构升级的动力作用。具体地,创新驱动主要通过发

挥要素优化配置效应、市场需求效应及网络协同效应等助推产业结构升级。

(1) 要素优化配置效应。通过利用企业制度、商业模式、技术与知识等无形要素,创新驱动实现了对劳动力、资本等有形要素的组合与配置,并运用技术与知识创新来改进物质资本,提升了企业科学管理水平与劳动者素质,从而形成内生性增长(洪银兴,2013)。创新驱动的增长方式不仅可以解决效率问题,还促进了产业结构升级。创新效率越高,其推动资金从生产效率较低的项目配置到生产效率较高的项目中的能力就越强,越容易将资金流向创新型产业,并达到促进产业结构升级的效果。此外,创新驱动能力的提升可以优化技术要素与市场要素的配置方式,通过取得先导性技术突破促进技术产业化发展,引导区域产业结构从劳动密集型产业向技术密集型产业转型,以实现产业结构升级目标。

(2) 市场需求效应。创新企业的消费示范与市场诱导效应,有助于增进技术创新与市场需求的良好互动,催生新兴产业的出现。具体地,创新驱动利用市场诱导效应可以引导消费者调整需求结构,使消费者逐渐降低对旧产品的需求,增加新产品对消费者的吸引力。旧产品的生存环境与发展前景受到挑战,新旧产业地位发生更迭,而创新驱动拉动了生产要素从旧的产业部门转移到新兴产业部门,新兴产业逐步成为主导产业(李巍,2017)。对于市场中新兴产业、新产品与新服务的产生,市场中的竞争者为了抢占市场份额、赢得竞争优势,会在不断发展中扩充产品体系,创造更多的新产品以满足消费升级的需要,因此会导致新产品的需求曲线逐步外移。当新产品产业获得的收益高于全社会平均水平时,其他产业中的社会生产要素就会通过利润率平均化原理不断流向该产业。最终,消费升级会刺激形成新的产业链,以此

^①即经济增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期

来倒逼产业升级。

(3) 网络协同效应。创新驱动作为新一代信息技术与网络发展平台的重要驱动力,是推进科技信息技术在各个产业领域广泛应用和综合集成的重要思路。在网络协作方面,创新驱动形成的全覆盖、全流程渗透、全方位推进发展格局成为各参与主体进行知识交流、资金往来与技术研发的重要渠道。一方面,网络协同降低了信息搜集、交流与共享成本,增加了投资者与创新企业间的信息对称性,有助于促进二者建立密切的合作关系与信任机制,增加了投资者对高回报率项目的长期投资机率,从而有助于促进产业结构升级(Bencivenga et al, 1995)。另一方面,在网络协同效应下,中国生产企业可以与各科研院所、金融机构、科技中介组织及政府部门等进行交流与协作,可以强化企业对先进知识的学习与积累,寻求技术突破并转变经营理念,不断提升产品的研发、生产与销售等环节的产出效能,提高企业的劳动生产效率和产业附加值,从而实现产业升级发展。

综上,本文提出如下假设:

假设1:创新驱动促进了中国产业结构升级。

1.2 创新驱动促进产业结构升级的空间溢出效应

不同地理空间上的创新主体具有地理依赖性,且创新要素相互影响、相互作用,使得创新行为在地理空间上扩散和集聚。创新溢出效应的发挥不可能脱离地理空间差异因素的制约,而忽视创新驱动的空间溢出效应将会使经验分析的结果产生偏差。具体地,创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应主要体现在以下两个方面:一方面,知识自身的可传播性、研发人员的流动性以及区域间的贸易往来与相互投资,为创新驱动溢出效应的发挥提供了知识与人才保障。知识可以通过大量的商业化或非商业化途径在各地理区域间进行传播与扩散,而人才的远距离流动可以带动知识与

经验作用于生产过程,从而促进区域间产业结构升级。另一方面,技术的不完全排他性以及由此决定的发明人研发投资的外部性,为发挥创新驱动的空间溢出效应提供了技术支持与保障。借助无形要素的配置与组合,创新驱动实现了科学技术成果在生产和商业上的应用和扩散,可以在远距离为市场提供功能更高的新产品,并刺激企业不断提升自身技术与服务水平,从而带动相关产业的转型升级。

综上,本文提出如下假设:

假设2:创新驱动对产业结构升级具有空间溢出效应。

1.3 随地理距离递减的空间溢出效应

尽管创新驱动的空间溢出效应受益于知识、技术的可复制性与流动性,但是,并非所有地区都有能力吸引创新要素,实现创新驱动的发展。由于地理距离带来的信息传播衰减,创新驱动的空间溢出往往发生在较小的空间尺度上。即便是通过跨区域合作与交流、地区间贸易往来亦或是创新人员流动等途径,知识与技术溢出均会存在空间局限性,而且溢出效应还会随地理距离的增加呈衰减趋势(余泳泽, 2013)。主要原因在于:一方面,信息的对称程度因地理距离的增加而逐渐降低。标准化与非标准化信息在创新驱动促进产业结构升级的空间溢出效应中意义重大,而随着地理距离的增加,远离信息源会减少有效的商业交流,导致非标准信息获取大幅度地降低,特别是一些缄默知识(Lee et al, 2010)。另一方面,地方政府间的保护主义致使创新驱动的空间溢出效应受到地理边界的限制。虽然现阶段中国市场化水平有所提高,但市场分割现象依旧突出,地域管理界限与行政区经济依然会制约区域经济一体化的发展。各省份地方保护主义的实施,尤其是省份边界出现的地方保护主义,在一定程度上导致了创新驱动空间溢出效应边界的形成。

综上,本文提出如下假设:

假设3:创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应存在地理边界。

2 研究设计

2.1 模型设定与方法选择

2.1.1 空间杜宾模型

本文采用空间计量方法来度量创新驱动的空间变动规律与模式,以避免计量结果产生偏差。常用的空间计量模型有三种,空间误差模型、空间滞后模型与空间杜宾模型。空间杜宾模型兼顾了因变量的空间相关性及自变量的空间相关性,考虑到创新驱动的空间依赖性及其空间溢出效应,本文运用空间杜宾模型探究创新驱动对产业结构升级的影响,模型设定如下:

$$DIS_{it} = \alpha + \delta WDIS_{it} + \beta_1 IND_{it} + \gamma WIND_{it} + \beta_2 CONTROL_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式中: i 代表地区, t 代表年份; DIS_{it} 表示 i 地区第 t 年的产业结构升级程度; IND_{it} 表示 i 地区第 t 年的创新驱动程度; $CONTROL_{it}$ 表示影响 i 地区第 t 年产业结构升级的控制变量,主要包括政府干预程度(GOV)、外商直接投资(FDI)、基础设施建设(INF)与金融发展(FIN); μ 表示随机误差项。 W 为空间权重矩阵,用来度量地区间社会经济联系的密切程度。为保证模型计量结果的稳健性,本文设计了两个空间权重矩阵:一是地理距离权重矩阵,其取值方法为地理距离法,以两个省份之间地理距离的倒数($1/d_{ij}$)^②来设定,两个省份之间的距离越近,则赋予较大权重,反之赋予较小权重;二是经济距离权重矩阵,其取值方法为经济距离法,以两省份间人均GDP差额的倒数来设定,两省之间收入差距越小,则经济水平越接近,因而赋予较大的权数,反之则赋予较小的权数。以上两种空间权重在使用前均需进行“行标准化”。 $\delta WDIS$ 表示因变量产业结构升级的空间滞后项,反映其他区域

产业结构升级对本地区产业结构升级的影响效应, $[0]\delta$ 为对应的系数向量; $\gamma WIND$ 表示自变量创新驱动的空间滞后项,反映其他区域创新驱动对本地区产业结构升级的影响效应, $[0]\gamma$ 为对应的系数向量。

2.1.2 固定效应与随机效应

空间面板模型中存在空间效应和时间效应,依据非观测效应的处理方式差异,区分了固定效应与随机效应模型,并根据Hausman检验结果来考察原假设 $H_0:h=0$ 是否成立。其中:

$$h = (\hat{P}_{Fe} - \hat{P}_{Re}) [var(\hat{P}_{Fe} - \hat{P}_{Re})]^{-1} (\hat{P}_{Fe} - \hat{P}_{Re}) \quad (2)$$

式中: \hat{P}_{Fe} 代表固定效应模型的参数估计值; \hat{P}_{Re} 代表随机效应模型的参数估计值,固定效应与随机效应参数估计值的统计量均服从 χ^2 分布,其自由度为未知参数的个数。当接受原假设时,选择随机效应模型,反之则选择固定效应模型。

2.1.3 直接效应与间接效应(溢出效应)

为了更好地反映自变量对因变量的影响,切实地描述二者间的空间交互作用,进一步探究空间溢出效应的存在性,Lesage等(2008)提出了直接效应、溢出效应与总效应的概念。假设空间杜宾模型的基本形式为:

$$Y = \alpha + \beta X + \rho WY + \theta WX + \mu \quad (3)$$

那么,直接效应主要是指自变量 X 对本地区因变量 Y 造成的平均影响,溢出效应主要是指自变量 X 对其他地区因变量 Y 造成的平均影响,总效应主要是指自变量 X 对所有地区因变量 Y 造成的平均影响。进一步地,将公式(3)可以改写为如下形式:

$$(1 - \rho W) Y = \alpha + \beta X + \theta WX + \varepsilon \quad (4)$$

根据Lesage等(2008)的思路,在检验是否存在空间溢出效应时,使用偏微分方法可以避免传统点估计方法可能存在的偏误。在公式(4)中,对于

② d_{ij} 是指 i 省与 j 省省会城市之间距离,用铁路距离和公路距离的算术平均数计算得到

时间上从单位1到单位 N 的第 k 个自变量 X ,其所对应的 Y 的期望值的偏微分矩阵可以写成:

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}}, \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \right] = (1 - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

式中: w_{ij} 是矩阵的第 (i,j) 个元素。由 Y 对第 k 个自变量的偏微分矩阵可知,当一个特定地区的特定自变量 X 发生变化时,不仅会导致该地区的因变量 Y 发生变化(直接效应),还会使得其他地区的因变量 Y 发生变化(间接效应)。

2.2 指标选取

2.2.1 创新驱动

现有文献主要采用全要素生产率及其分解(王海兵等, 2016; 梁龙武等, 2016; 修国义等, 2017)或创新效率(曹霞, 2015; 邵宜航, 2018)两种方法对创新驱动指标进行测度,这两种方法的实质均是投入与产出之间的转化效率。一般而言,科技创新投入与产出间的转化效率越高,意味着同样的科技创新投入可以获得更多的创新产出,也即依靠创新驱动发展的能力更强。本文在借鉴这些文献并兼顾数据可得性的基础上,采用科技创新全要素生产率来衡量创新驱动。目前最常用的测算效率的评价方法是数据包络分析(DEA),为此,本文选择Fare等(1997)学者构建的非参数 DEA -Malmquist指数法来测算科技创新全要素生产率。具体地,科技创新全要素生产率测算的投入与产出变量选择如下:

(1) 创新投入变量。一是创新人员投入。创新主要依靠人去发现新知识、新需求,包括研究者、技术及同类员工和辅助支持人员等研发人员。研发人员通过创意、分析、设计等给产品带来附加值,研发人员是创新投入重要的人力资源(陆远权等, 2016),本文利用R&D人员全时当量来衡量创新人员投入。二是创新资本投入。资本

投入是创新活动的主要物质资源(李晓龙等, 2017),本文选择创新资本作为创新投入的另一个变量,并利用R&D资本存量来衡量创新资本投入。各地区R&D资本存量采用永续盘存法,其中流量用2005—2015年各地区R&D经费内部支出数据,为了剔除价格因素的影响,对各期名义R&D经费内部支出进行了平减处理^③。2005年R&D资本存量按照 $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ 公式求得,其中 g 为10年经济增长率的平均值, δ 为折旧率,基于中国经济发展历程与现有文献的普遍做法,本文的折旧率选择9.6%。

(2) 创新产出变量。一是专利授权数。专利是研究机构表达创新产出的主要方式,也是创新竞争力的具体表征(江剑等, 2008),本文选择专利授权数作为创新产出变量。二是技术市场成交额。通过技术市场交易,创新主体能够得到发展所需的各种技术,同时也可以将自己拥有的某些技术通过技术市场进行转让,技术市场还能极大地激励创新主体的技术创新(曾诗鸿等, 2014)。因此,在衡量创新产出时,本文将技术市场成交额作为度量创新产出的重要指标。

2.2.2 产业结构升级

产业结构升级是生产要素从生产效率低的部门转移到生产效率高的部门,实现新增资源要素在生产效率较高部门的重新分配,不断提升生产效率较高部门的要素占有量的过程。其既有结构比例调整的部分,又有劳动生产率提高的内容,因此,本文参考刘伟等(2008)的做法,利用三产业产值比重乘以劳动生产率来衡量产业结构升级水平,计算公式如下:

$$H = \sum V_i \times LP_i \quad (6)$$

式中: V_i 表示 t 时间内产业 i 的产值占GDP的比重; LP_i 表示 t 时间内产业 i 的劳动生产率,通常来讲,劳动生产率是一个有量纲的数值,而产业的产值

③ 这里用以平减处理的R&D经费支出价格指数=居民消费价格指数 $\times 0.55$ +固定资产投资价格指数 $\times 0.45$

比重是一个没有量纲的数值。因此,需要将“劳动生产率”进行标准化处理,其标准化公式为:

$$LP_{it}^{std} = \frac{LP_{it} - LP_{ib}}{LP_{if} - LP_{ib}} \quad (7)$$

式中: LP_{it}^{std} 是标准化处理(std)后的产业 i 的劳动生产率, LP_{it} 是原始的、直接计算的产业 i 的劳动生产率, 公式为 $LP_{it} = C_i/L_i$, 即产业 i 的增加值与就业人数的比值; LP_{ib} 是 b 时(工业化开始)产业 i 的劳动生产率; LP_{if} 是 f 时(工业化完成)产业 i 的劳动生产率。

本文借鉴 Chenery 等(1986)的标准结构模型, 并利用美国 CPI 数据得到的换算因子(6.11), 将 Chenery 原文中的 1970 年美元换算成 2015 年美元, 分别计算出工业化起点时的人均收入标准为 855 美元, 工业化终点时的人均收入标准为 12831 美元(见表 1)。

2.2.3 其他控制变量

本文还选取了其他控制变量:(1) 政府干预程度(GOV)。政府通过经济政策、行政管理等方式调控经济, 其对地方经济的干预容易影响地区市场运行与产业发展。本文用地方财政支出与地区 GDP 的比值来衡量政府干预程度。(2) 外商直接投资(FDI)。一个地区的外商直接投资可以通过产业关联、知识外溢等途径影响该地区的产业

结构变迁。本文以地区外商直接投资实际利用额占当年全国直接投资的比重反映 FDI 水平。(3) 基础设施建设(INF)。便捷的交通与公共设施建设为区域间生产要素的流动节约了交易成本与运输费用, 有利于形成规模经济并产生空间溢出效应, 加速地区产业结构升级。本文采用人均城市道路占有面积作为基础设施建设的代理变量。(4) 金融发展(FIN)。产业结构升级离不开金融发展的支撑, 高新技术产业、新兴服务业等都需要金融发展提供资金保障, 金融发展也是决定产业发展规模和产业集中度的重要因素。本文直接用金融增加值来表示金融发展程度。

2.3 数据来源

本文用于研究创新驱动对产业结构升级影响的空间面板数据介于 2005 年到 2015 年。该样本区间共涉及中国大陆 30 个省份(港、澳、台以及西藏自治区由于统计数据缺失, 未被纳入研究样本), 其中原始数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、WIND 数据库以及各地区统计年鉴, 相关数据经由作者整理计算所得。在数据处理过程中, 本文对所有连续变量均做了缩尾处理, 以尽可能减轻异常值对估计结果的影响。相关变量的描述性统计结果见表 2 所示。

表 1 工业化进程中劳动生产率的核算标准

产业	工业化起点: 人均收入 855 美元 (2015 年)		工业化终点: 人均收入 12831 美元 (2015 年)	
	劳动生产率 (2015 年美元)	劳动生产率 (2015 年人民币)	劳动生产率 (2015 年美元)	劳动生产率 (2015 年人民币)
第一产业	428	2 666	8 811	54 878
第二产业	1 784	11 111	23 420	145 869
第三产业	2 077	12 936	8 212	51 148

注: 依据中国国家统计局发布的《国民经济和社会发展统计公报》, 2015 年全年人民币平均汇率为 1 美元兑 6.2284 元人民币

表 2 相关变量的描述性统计指标

变量	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
DIS	产业结构升级	330	1.363	0.685	0.345	3.864
IND	创新驱动	330	1.722	1.231	0.349	9.447
GOV	政府干预程度	330	0.209	0.092	0.079	0.627
FDI	外商直接投资	330	0.064	0.089	0.000	1.094
INF	基础设施建设	330	12.998	4.195	4.040	25.820
FIN	金融发展	330	819.194	948.227	13.160	5 757.080

3 实证结果分析

3.1 产业结构升级的空间自相关性初探

在进行空间计量分析之前,首先需要检验因变量是否存在空间自相关性,如果存在空间自相关性,则可以引入相关的空间计量模型进行回归分析。空间自相关性检验一般借助莫兰指数(Moran's I)完成。根据2005—2015年中国各省份产业结构升级数据及上文两种权重矩阵形式,运用STATA13.0软件可计算得到产业结构升级的Moran's I及检验结果(见表3)。由表3可知,在地理距离权重矩阵、经济距离权重矩阵条件下,产业结构升级的Moran's I在2005—2015年均通过了至少5%的显著性水平检验,且Moran's I均为正数,表明在所考察年份内,中国各省份产业结构升级在空间分布上具有显著的正自相关关系,即中国产业结构升级的空间分布并不是完全随机的,而是呈现出相似值之间的空间集聚形态。因此,在实证分析产业结构升级的影响因素时,不应将其假定为一个空间独立的观测值,而应该将空间相关性考虑在内,以免存在回归偏误。

为了更加直观地显示中国各省份产业结构升级的空间自相关性,本文利用Moran散点图从地理

表3 2005—2015年中国产业结构升级的Moran's I检验结果

年份	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵	
	Moran's I	Z统计量	Moran's I	Z统计量
2005	0.085***	3.56	0.263***	3.41
2006	0.081***	3.41	0.251***	3.23
2007	0.091***	3.61	0.279***	3.45
2008	0.092***	3.61	0.258***	3.20
2009	0.087***	3.50	0.275***	3.41
2010	0.092***	3.65	0.239***	3.02
2011	0.092***	3.64	0.225***	2.86
2012	0.064***	2.80	0.166**	2.19
2013	0.056***	2.56	0.184***	2.39
2014	0.067***	2.87	0.203***	2.58
2015	0.052***	2.48	0.183***	2.38

注:* ** ***分别表示通过10%、5%和1%的显著性水平检验;括号内为统计Z值,下同

距离权重矩阵上考察产业结构升级的地理分布。Moran散点图的横轴为变量产业结构升级,表示空间单元自身的升级程度;纵轴为产业结构升级的空间滞后项WZ,表示周边单位升级程度的加权和。图1和图2分别为2005年和2015年产业结构升级的Moran散点图,从图1与图2可以看出,高一高(H-H)和低—低(L-L)类型区始终居于主导地位,绝大部分省份聚集在第一、三象限,即产业结构升级能力较强的省份相临近(第一象限),这些省份主要包括北京、天津、山东、辽宁等省份,这些

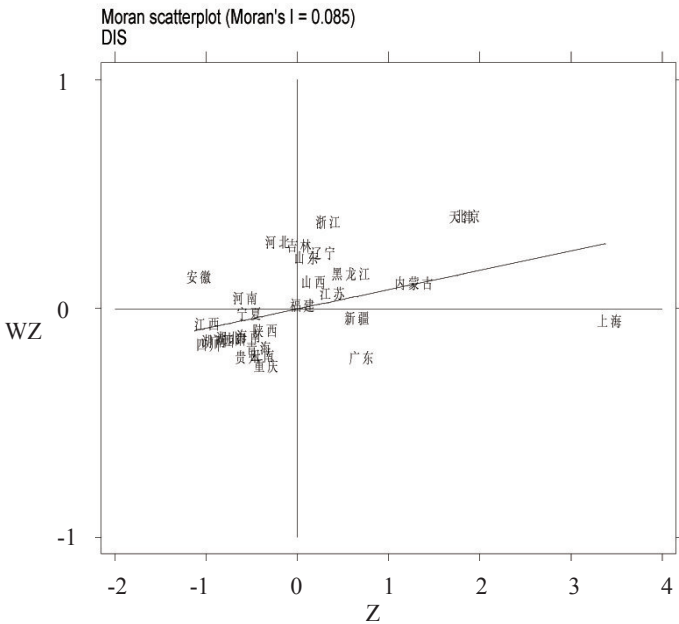


图1 2005年产业结构升级的Moran散点图

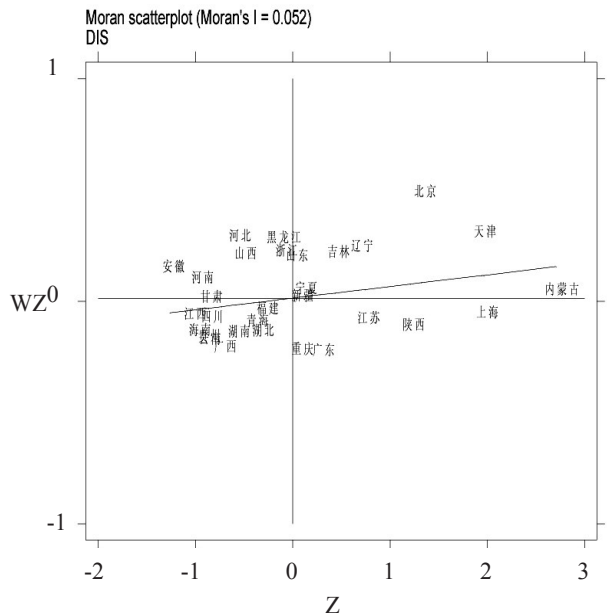


图2 2015年产业结构升级的Moran散点图

省份大都属于中国东部或沿海地区;产业结构升级能力较弱的省份相临近(第三象限),其中包括四川、云南、贵州、广西等省份,这些省份大都属于中国中西部地区。

通过比较期初2005年和期末2015年的Moran散点图可以发现:在2005年,76.66%(23个)的省份表现出产业结构升级相似值的正向空间关联,其中33.33%(10个)的省份属于H-H:高产业结构升级——高空间滞后(第一象限),43.33%(13个)的省份属于L-L:低产业结构升级——低空间滞后(第三象限);在2015年,60%(18个)的省份表现出产业结构升级相似值的空间正向关联,其中26.67%(8个)的省份在第一象限,33.33%(10个)的省份在第三象限。综上,期初与期末产业结构升级的Moran散点图分布并未发生较大变动,产业结构升级的空间正相关特征及空间集聚现象依旧较为显著。

3.2 空间计量结果分析

表4报告了依据地理距离权重矩阵与经济距离权重矩阵,建立的创新驱动对产业结构升级影响的空间杜宾模型估计结果。其中,模型(1)、模型(3)为单独考察创新驱动(IND)对产业结构升级影响的空间计量回归结果,根据Hausman检验结果选择并罗列出随机效应(RE);模型(2)、模型(4)是分别加入其他控制变量之后的空间计量回归结果,从Hausman检验结果来看,上述两种模型均应选择随机效应(RE)。此外,从表4中 R^2 、 Log Likelihood 和 AIC 的统计量来看,模型的拟合效果较好,总体回归可信度较高。

从产业结构升级空间滞后项的估计结果来看,其系数(δ)在所有模型中均为正数,且都通过了1%的显著性水平检验,这表明,一个地区的产业结构升级会从周边地区的产业结构升级中获益。从创新驱动(IND)的估计结果来看,在四个模型中,其回归系数均在1%的水平上显著为正,表明创新

驱动有利于促进产业结构升级,可能原因在于,创新效率越高,其推动资金从生产效率较低的项目配置到生产效率较高的项目中的能力就越强,越容易将资金流向创新型产业,并推动新产业链的形成,以此达到促进产业结构升级的效果,这也与前文理论分析相契合并证实了假说1。同时,空间杜宾模型给出了创新驱动空间滞后项($W \times IND$)的估计结果,该系数在所有模型中均显著为正,说明周边地区创新驱动能力的提高,有助于促进本地区产业结构升级。

表4 空间计量回归结果

变量	地理距离权重矩阵		经济距离权重矩阵	
	RE	RE	RE	RE
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
$W \times IND$	0.631*** (8.31)	0.594*** (7.16)	0.705*** (14.82)	0.563*** (8.37)
	0.162*** (3.21)	0.161*** (2.85)	0.109*** (3.47)	0.061* (1.76)
IND	0.062*** (4.31)	0.068*** (4.85)	0.072*** (4.74)	0.069*** (4.69)
GOV	—	-1.184*** (-2.91)	—	-0.127 (-0.34)
FDI	—	0.517*** (2.92)	—	0.586*** (3.23)
INF	—	0.017** (2.54)	—	0.031*** (4.85)
FIN	—	0.000 (1.37)	—	0.000** (2.28)
R^2	0.778	0.798	0.715	0.789
Log likelihood	15.509	31.259	-2.510	16.930
AIC	-19.019	-42.517	17.020	-13.859
$Hausman$	-0.41	-1.47	-0.50	-3.44

然而,空间滞后项并不能直接反映空间溢出效应的大小,要考察空间溢出效应还需要比较直接效应、间接效应(溢出效应)与总效应。在地理距离与经济距离权重矩阵下,空间杜宾模型的三种效应分解结果如表5所示。从表5可以看出,创新驱动的直接效应(再一次证实假说1是成立的)与总效应通过了统计检验(1%的显著性水平下),创新驱动的溢出效应也均为正且通过了1%水平下的显著性检验,这意味着,一个地区创新驱动能力的提高,不仅可以促进本地区产业结构升级,还有助

于带动周边地区产业结构升级。其原因主要在于,知识与人才的可流通性、技术的不完全排他性,可以带动知识与经验应用到生产活动中去,并借助技术成果的应用与扩散,实现创新驱动对本地区产业结构与周边地区产业结构升级的作用,该结论与前文理论分析相契合并证实了假说2。

从表5中政府干预(*GOV*)的估计结果可知,在地理距离权重矩阵中,政府干预的溢出效应为负且通过了10%的显著性检验,直接效应和总效应也都为负且通过了至少5%的显著性水平检验。这说明,在地理距离相近条件下,地方保护主义不仅对本地区产业结构升级具有明显的阻碍作用,而且对周边地区产业结构升级也存在显著的抑制作用与负向溢出效应。由外商直接投资(*FDI*)与基础设施建设(*INF*)的估计结果可知,在两种空间权重矩阵下,外商直接投资与基础设施建设对产业结构升级的直接效应、溢出效应与总效应都显著为正,说明外商直接投资与基础设施建设不仅对本地区产业结构升级具有显著的正向影响,而且对周边地区产业结构升级也存在显著的促进作用与正向溢出效应。由金融发展(*FIN*)的估计结果可知,在经济距离权重矩阵中,金融发展的直接效应、间接效应与总效应均显著为正,且通过了5%的显著性水平检验。这说明,金融发展对产业结构升级的溢出效应取决于省份间地理位置相邻或经济水平相近。

3.3 空间溢出边界的测度

通过表5实证结果可以看出,相比于经济距离权重矩阵(0.2189),创新驱动对产业结构升级的空间溢出系数在地理距离权重矩阵中为0.4871,溢出效应更加显著,地理距离是影响创新驱动溢出效应的主要因素。为了验证创新驱动的空间溢出效应是否会随地理距离而递减,进一步考察创新驱动影响产业结构升级的区域边界,本文假设区间 $[d_{\min}, d_{\max}]$ 为两省份间的地理距离,并将地理距离权重矩阵代入空间杜宾模型中做连续回归,1为从 d_{\min} 到 d_{\max} 的递进距离,每100公里作为递进距离。

$$W_d/d = d_{\min}, d_{\min} + l, d_{\min} + 2l, \cdots, d_{\max} \tag{14}$$

公式(14)中, $W_d = [W_{ij}, d]_{N \times N}$, 为权重矩阵, $W_{ij}, d = \begin{cases} e^{-d_{ij}/d_{\min} \times size_{ij} \times rank_i}, & \text{当 } d_{ij} \geq d \\ 0, & \text{当 } d_{ij} < d \end{cases}$, 设置阈值 d 是

为了验证空间溢出系数是否会随空间单元间距离的扩大而降低。本文以250公里作为省级之间的最短距离,每增加100公里就进行一次回归,最终距离设定为1450公里,并对整个过程中的不同距离阈值回归后的空间溢出系数与*t*值进行记录。由于超出1450公里以后的距离阈值,其回归得到的空间溢出系数容易受到异常值的干扰而出现噪声,所以本文主要记录了1450公里以内的回归结果。通过观察回归结果得到,空间溢出系数的高度显著范围为1350公里,在该范围内空间溢出系

表5 空间杜宾模型的直接效应、间接效应(溢出效应)与总效应

变量	地理距离权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>IND</i>	0.080*** (5.51)	0.487*** (4.10)	0.567*** (4.55)	0.081*** (5.20)	0.219*** (2.97)	0.300*** (3.71)
<i>GOV</i>	-1.231*** (-2.88)	-1.806* (-1.86)	-3.037** (-2.31)	-0.138 (-0.34)	-0.188 (-0.38)	-0.326 (-0.37)
<i>FDI</i>	0.542*** (3.17)	0.779** (2.05)	1.320*** (2.61)	0.634*** (3.50)	0.735** (2.55)	1.369*** (3.12)
<i>INF</i>	0.017** (2.53)	0.024* (1.98)	0.041** (2.35)	0.033*** (4.98)	0.037*** (3.42)	0.070*** (4.55)
<i>FIN</i>	0.000 (1.38)	0.000 (1.24)	0.000 (1.34)	0.000** (2.34)	0.000** (2.51)	0.000** (2.54)

数均通过了1%的显著性水平检验,在1350公里—1450公里的空间范围内,空间溢出系数则通过了5%的显著性检验。综上可知,回归结果中的空间溢出系数可行度较高,具体地,空间溢出系数与距离阈值的曲线关系见图3。

通过观察图3可知,空间溢出系数的主要变化空间有三个,第一个区间为750公里以内,该区域的空间溢出效应较为密集,溢出系数主要是在0.5左右波动。呈现出随机波动状态的主要原因在于,地理距离权重矩阵中空间关联的单元数有所减少,所以空间溢出系数表现出噪声波动。第二个区间为750公里到950公里,该区间空间溢出系数呈现出逐渐下降的趋势,但下降程度并不大,空间溢出系数从0.57左右下降至0.50左右。第三个区间为950公里到1450公里,该区间空间溢出系数呈现出快速下降的趋势,溢出系数从0.5左右下降到0.2左右,并且在1050公里左右出现了空间溢出效应的“半衰”距离,此空间距离的溢出系数从0.37下降到了0.19,这表明创新驱动在1050公里范围内对产业结构升级的空间溢出效应非常显著,而超出该范围则出现了明显的下降。这可能与各大经济区域之间的地理距离有关,从中国现有的八大经济区域^④来看,各经济区域内部省份间

距离多在950公里以内,受区域经济的辐射带动作用较强,而1050公里基本上超出了各大经济区域的范围,距离越远区域协作发展的成本越高,空间溢出效应的辐射效果相对较差。

综上所述可以看出,创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应会随地理距离的增加而不断递减,并存在一定的区域边界,可以证实假说3是成立的,这表明省份间的地理距离对于创新驱动促进产业结构升级具有较大的影响。

3.4 稳健性检验

为了保证前文估计结果的有效性,本文还利用索罗残差法测算得到的全要素生产率作为创新驱动的衡量指标,进行稳健性检验。在具体测算时,采用柯布—道格拉斯生产函数: $Y_t = AK_t^\alpha L_t^\beta$,两边同时取自然对数,并假设规模收益不变即 $\alpha + \beta = 1$,从而得到残差项 $\varepsilon_i = \ln(Y_i/L_i) - \ln(A) - \alpha \ln(K_t/L_i)$,也即全要素生产率。这是一个双对数模型,可以直接由OLS进行估算,其中地区产出Y用2005—2015年全国各省份的国内生产总值表示,并以2005年为基期进行平减;劳动力投入L用同时间段各地区就业人数表示,资本投入K用资本存量反映,这里的资本存量采用永续盘存法获得,折旧率依旧采用9.6%。根据上述检验结果^⑤显示,模型中主要解释

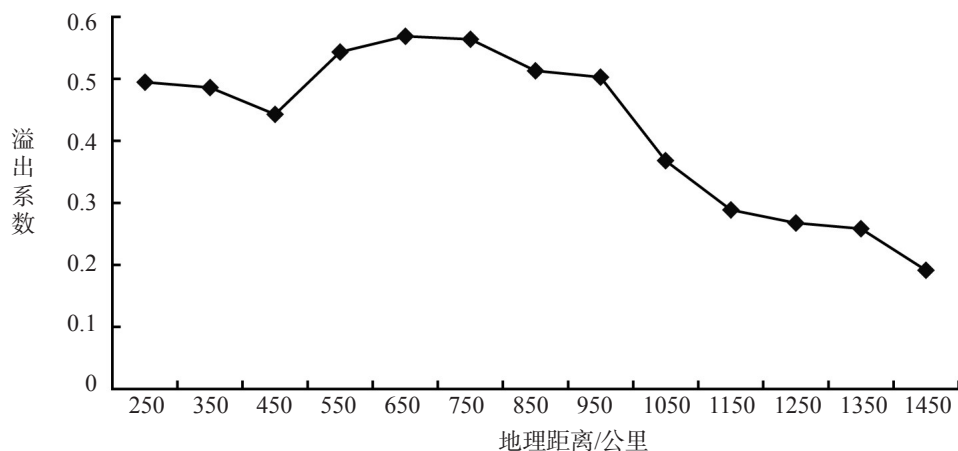


图3 空间溢出效应的衰减边界:溢出系数与地理距离的关系

④ 这里的八大经济区域包括东部综合经济区、北部沿海综合经济区、东部沿海综合经济区、南部沿海经济区、黄河中游综合经济区、长江中游综合经济区、大西南综合经济区以及大西北综合经济区

⑤ 限于篇幅,估计结果未列出

变量的估计系数符号和显著性并无本质性变化,说明前文结论是具有可靠性和稳健性的。

4 结论与启示

创新驱动如何支持经济增长和引领产业结构升级一直是学术界关注的重要课题。本文从创新驱动的效应出发,分析了创新驱动影响产业结构升级的理论机制,提出创新驱动会通过空间溢出效应促进周边地区产业结构升级,且这种空间溢出效应存在一定区域边界。基于理论机制分析,本文利用中国30个省份2005—2015年的统计数据,分别以地理距离、经济距离构建空间权重矩阵,采用空间杜宾模型实证检验了创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应与衰减边界。实证结果表明,本省份创新驱动不仅可以促进本地区产业结构升级,还通过空间溢出效应显著地促进了周边省份尤其是地理相近省份产业结构升级,而且外商直接投资、基础设施建设和金融发展对产业结构升级具有显著的促进作用与正向溢出效应;创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应呈现出随地理距离增加而衰减的现象,并且空间溢出效应的显著区域落在省份间950公里以内的地理距离上,空间溢出的半衰距离则为1050公里。基于本文研究结论,主要的政策启示如下:

首先,创新驱动的实质是科技创新,要加强培养并引进高层次科技人员,建立政府单位、技术企业、科研院所等主体共同参与的科技人才协同保障体系,推动各主体间的科学分工与通力合作;多渠道吸纳各种风险投资基金与机构投资,争取社会闲散资金的参与,建立起技术创新资金投入的保障机制,确保技术创新资金的来源充足;加强重点核心技术的突破与研发,鼓励创新

主体将专利技术应用到产品中去,并加大对知识产权的重视与保护,为研发创新活动营造良好的科研环境;加快形成以专业化服务为支撑、资金为纽带、政策为保障的现代技术市场,推动创新主体科技成果转移转化,以此促进技术创新与经济社会融合发展。

其次,基于科技创新的空间联系和创新驱动对产业结构升级的空间溢出效应,应该建立起完善的网络化、多层次的科技创新体系,改善区域间的创新关联溢出环境,强调省份间的协同创新;注重发挥区域间创新增长极的关联效应,减少地理距离对创新空间外溢的制约,构建区域间创新活动有机关联的空间结构体系,以缓解省份间经济引力随地理距离增加而衰减的现象。

最后,为了更好地推动产业结构转型升级,需要通过引导、资源调控、对自下而上反馈信息进行甄别与选择,削减行政审批,并利用充分的市场竞争和反映生产要素相对稀缺性的市场价格机制,来实现产业结构的优化升级;鼓励国内企业与外商投资企业的技术合作与科技交流,重点支持外商直接投资先进制造业与高科技产业,做好相应的产业配套建设,以承接外商直接投资企业的技术外溢;注重优化基础设施的总体布局,着眼于基础设施发展的新形态,拓展新功能、新空间,妥善并及时处理总量、结构、技术、管理和制度等方面的突出问题,加强基础设施创新与产业升级的真正互动;积极调整现有金融体系,继续深化金融体系改革,构建良好的金融生态环境以适应产业结构转型升级需要,并通过发展债券市场、股票市场等来盘活存量资本,力求为产业结构转型升级提供多样化的金融服务。

参考文献

曹霞,于娟. 2015. 创新驱动视角下中国省域研发创新效率研究:基于投影寻踪和随机前沿的实证分析[J]. 科学学与科学技术管理,36(4):124-132.

- 洪银兴. 2013. 论创新驱动经济发展战略[J]. 经济学家,1(1):5-11.
- 纪玉俊,李超. 2015. 创新驱动与产业升级:基于我国省际面板数据的空间计量检验[J]. 科学学研究,33(11):1651-1659.
- 江剑,宫建成. 2008. 中国中低技术产业创新效率分析[J]. 科学学研究,26(6):1325-1332.
- 李巍,郝永勤. 2017. 创新驱动低碳发展了吗?基础异质和环境规制双重视角下的实证研究[J]. 科学学与科学技术管理,38(5):16-28.
- 李晓龙,冉光和,郑威. 2017. 金融发展、空间关联与区域创新产出[J]. 研究与发展管理,29(1):55-64.
- 梁龙武,袁宇翔,付智,等. 2016. 区域创新驱动全要素生产率测度及其影响因素研究:基于Malmquist-Tobit方法的实证分析[J]. 科技管理研究,36(10):197-202.
- 刘伟,张辉,黄泽华. 2008. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态,(11):4-8.
- 陆蓉,何婧,崔晓蕾. 2017. 资本市场错误定价与产业结构调整[J]. 经济研究,(11):104-118.
- 陆远权,郑威,李晓龙. 2016. 中国金融业空间集聚与区域创新绩效[J]. 经济地理,36(11):93-99.
- 邵宜航,张朝阳,刘雅南,等. 2018. 社会分层结构与创新驱动的经济增长[J]. 经济研究,(5):44-57.
- 汪伟,刘玉飞,彭冬冬. 2015. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济,(11):47-61.
- 王海兵,杨蕙馨. 2016. 创新驱动与现代产业发展体系:基于我国省际面板数据的实证分析[J]. 经济学:季刊,15(4):1351-1386.
- 温铁军,谢欣,高俊,等. 2016. 地方政府制度创新与产业转型升级:苏州工业园区结构升级案例研究[J]. 学术研究,(2):43-44.
- 吴丰华,刘瑞明. 2013. 产业升级与自主创新能力构建:基于中国省际面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,(5):57-69.
- 修国义,韩佳璇,陈晓华. 2017. 区域创新驱动能力影响因素实证研究[J]. 金融与经济,(5):49-54.
- 徐康宁,冯伟. 2010. 基于本土市场规模的内生化产业升级:技术创新的第三条道路[J]. 中国工业经济,(11):58-67.
- 徐珊,刘笃池,梁彤纓. 2016. 大企业创新投入驱动区域产业升级效应研究[J]. 科学学与科学技术管理,37(10):38-48.
- 杨丹萍,杨丽华. 2016. 对外贸易、技术进步与产业结构升级:经验、机理与实证[J]. 管理世界,(11):172-173.
- 于斌斌. 2017. 金融集聚促进了产业结构升级吗:空间溢出的视角:基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 国际金融研究,358(2):12-23.
- 余泳泽,宣烨,沈扬扬. 2013. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济,(2):93-116.
- 曾诗鸿,姜雪,蔡明明. 2014. 外商直接投资对多维度创新产出的影响[J]. 管理评论,26(11):28-38.
- 张银银,黄彬. 2015. 创新驱动产业结构升级的路径研究[J]. 经济问题探索,(3):107-112.
- Bencivenga V R, Smith B D, Starr R M. 1995. Transactions costs, technological choice, and endogenous growth[J]. Journal of Economic Theory,67(1):341-360.
- Chenery H B, Robinson S, Syrquin M, et al. 1986. Industrialization and Growth: A Comparative Study[M]. London: Oxford University Press.
- Fare R, Grosskopf S, Norris M. 1997. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Reply[J]. American Economic Review,87(5):1040-1044.
- Lee L F, Yu J. 2010. Estimation of spatial autoregressive panel data models with fixed effects[J]. Journal of Econometrics, 154(2):165-185.
- Lesage J P, Pace R K. 2008. Spatial econometric modeling of origin-destination flows[J]. Journal of Regional Science,48(5): 941-967.

The Spatial Spillover Effect and Spatial Attenuation Boundary of Innovation-Driven on Industrial Structure Upgrade

ZHENG Wei¹, LU Yuanquan²

(1. College of Big Data Application and Economics, Guizhou University of Finance and Economics, Guiyang 550025, China; 2. School of Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: China's economy is undergoing a period of transition from high-speed growth to high-quality development. Innovation-driven is an important driving force for China's industrial structure upgrade and for realizing, strengthening, and optimizing the real economy. This paper uses panel data from 30 provinces in China from 2005 to 2015, constructing two kinds of spatial weight matrix of geographical distance, economic distance. Using spatial Durbin model, this paper empirically analyzes the spatial spillover effect and spatial attenuation boundary of innovation-driven on industrial structure upgrade. The empirical results show that the innovation-driven has not only promoted the upgrading of the industrial structure in the region, but also significantly promoted the upgrading of the industrial structure in the surrounding areas, especially in geographical proximity provinces, through the spatial spillover effect. The spatial spillover effect of innovation-driven on industrial structure upgrade still has significant spatial attenuation characteristics. The geographical distance between provinces is within 950 kilometers as a significant area of the spatial spillover effect, and 1050 kilometers is the 'half-failure' distance of space overflow. The conclusion of this paper has important theoretical and practical significance for stimulating the driving force of innovation, promoting the upgrading of industrial structure, and then achieving high-quality economic development.

Key words: innovation-driven; spatial spillover effect; spatial attenuation boundary; industrial structure upgrade