

制造业创新投入与中国城市经济增长质量研究

黄志基, 贺灿飞

(北京大学 城市与环境学院, 北京 100871; 北京大学 - 林肯研究院城市
发展与土地政策研究中心, 北京 100871)

摘要: 新增长理论强调技术进步对经济增长质量的积极作用。以《中国工业企业数据库》为数据基础, 基于 OP 方法对中国制造业企业全要素生产率进行全新估计, 本文研究了创新活动对中国城市全要素生产率 (TFP) 的作用机理, 探讨了创新投入对中国城市经济增长质量的影响。结果表明, 我国城市 TFP 与城市经济发展水平基本吻合; 北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市的城市研发总投入相对较高; 但是研发投入强度较高的地区并没有在东部地区集中布局。城市 TFP 的空间布局具有显著的自相关效应。城市制造业研发总投入和研发投入强度显著正向影响城市 TFP; 而研发投入的泰尔系数对城市 TFP 具有显著的负向影响, 说明研发投入在制造业产业间的多样化更利于城市 TFP 增长。本研究揭示了在中国现有经济体制环境下, 创新投入确实有利于城市经济增长质量的提升。

关键词: 创新投入; 全要素生产率; 泰尔系数; 研发投入强度; 外部性

中图分类号: F290 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 9753(2013) 03 - 0089 - 12

Industrial Innovation Investments and the Quality of Urban Economic Growth in China

HUANG Zhi - ji , HE Can - fei

(College of Urban and Environmental Sciences , Peking University , Beijing 100871 , China;
Peking University - Lincoln Institute Center for Urban Development and Land Policy , Beijing 100871 , China)

Abstract: New growth theories stress the positive role of technology progress in improving the quality of economic growth. Using micro level data , this study first estimates Total Factor Productivity (TFP) using a nonparametric method and then explores how innovation investments impact the urban TFP and the quality of China's urban economic growth. The results show that China's urban TFP is consistent with the urban economic development level. The four centrally administered municipalities invest more in innovation related activities. The urban TFP displays a significant spatial autocorrelation pattern. The total innovation investments and R&D input intensity exert significant positive impacts on the urban TFP , while the diversification of innovation inputs among industries is advantageous to the growth of urban TFP. The study reveals the innovation investments do contribute to the quality of China's urban economic growth.

Key words: innovation investment; Total Factor Productivity (TFP); Theil 's relative entropy; R&D input intensity; externality

收稿日期: 2012 - 08 - 29 修回日期: 2012 - 11 - 26

基金项目: 国家自然科学基金项目(No. 41071075); 国土资源部公益性行业科研专项“中国多目标国土空间规划支撑技术研究与应用”阶段成果(No. 201011018)。

作者简介: 黄志基(1981 -) , 男, 福建永定人, 北京大学城市与环境学院人文地理学博士研究生, 研究方向: 经济地理与区域经济。

一、引言

改革开放以来,我国制造业跨入高速发展时期,尤其是加入“WTO”以后,发展更为迅速,在很多制造业领域占据了较大的生产和市场份额。2000 年,我国的工业总产值约为 4 万亿元;到 2010 年,工业总产值实现 16 万亿元,十年实现总产值翻两番。经济学界对于中国经济高速增长的解释主要有两种,一种认为中国经济增长模式采用的是“自下而上”的自主式改革策略,其本质是一个不断学习、改进和创新的过程^[1-2];另一种解释则着眼于体制变化,认为中国经济高速增长仅是一系列制度创新的结果,其实质则是“东亚发展模式”的延伸^[3]。美国经济学家保罗·克鲁格曼(Paul Krugman)撰文指出,东亚的经济增长完全可以用要素投入的增加来解释,全要素生产率没有贡献,因此,他推断在东亚经济的增长中没有技术进步的成分,不存在所谓的“东亚奇迹”^[4]。克鲁格曼的这一论点引发了关于东亚经济增长模式的争论,也引起了国内外学界对中国经济增长模式和经济增长质量的热议讨论。许多研究沿袭了全要素生产率的分析方法,使之成为考察我国经济增长来源的重要指标,用于判断现有经济增长质量和经济发展模式的可持续性。

全要素生产率(Total Factor Productivity,以下简称 TFP)是生产活动在某一特定时间内的效率,是用来衡量单位总投入的总产量的生产率指标。全要素生产率常被视为科技进步的指标,是衡量一个国家或地区经济增长质量和技术进步、管理效率水平的重要标志^[5]。TFP 分析的核心在于考察经济增长的质量,由于这种方法将 TFP 定义为投入要素之外影响经济增长的各种要素,因而 TFP 的增长反映了技术进步、制度变革、结构演化等非投入要素。而这些因素目前被视为是决定各国或各地区之间经济增长差异的主要因素^[6]。由此,对不同国家或地区之间的 TFP 检验,也就成为跨国或跨地区经济增长分析的重点之一。本研究以 2005 至 2007 年《中国工业企业数据库》为基础,基于 OP 方法^[7]对全要素生产率进行全新估计^[8],研究城市制造业 TFP 的空间溢出效应及其影响因

素,探讨制造业创新投入对中国城市经济增长质量的作用机理。

二、城市创新、外部性与 TFP 溢出效应

全要素生产率(TFP)是总产出的增长率与各要素投入增长率加权平均和(权重为各要素投入的产出弹性)的差额,它通常可以被理解为技术进步或制度变化等非生产型投入要素的贡献。Solow 于 1957 年发表了《技术变化和总量生产函数》,被认为是研究全要素生产率的开山之作。该研究把总产出看作是资本、劳动两大投入要素的函数,从总产出增长中扣除资本、劳动力带来的产出增长,所得到的余值作为技术进步对产出的贡献。他的研究表明,美国在 1909-1949 年间的经济增长中,80% 以上归结为技术进步的结果,即索洛余值(Solow's Residual)^[9]。诺贝尔经济学获得者 Denison(1962)在其著作《美国经济增长的源泉》一书中,对美国经济增长的因素进行了详细分析^[10]。Denison 把经济增长归因于生产要素的投入导致的经济增长和生产率提高导致的经济增长。同时,Denison 还估计了未来生产率的提高主要是由知识进步的提高导致的,知识进步对于经济增长的重要性愈来愈显著。他认为, Solow 测量的技术进步之所以存在一个较大的 TFP 增长率,主要是由于对投入增长率的低估造成的,而这种低估又是由于对资本和劳动两种投入要素的同质性假设造成的^[11]。之后的研究,大多认为知识进步、技术进步是经济增长的重要源泉,全要素生产率(TFP)作为衡量经济增长质量的指标被不断接受和深化。

现有文献从创新活动、规模效应、人力资本、集聚外部性、基础设施、对外贸易和产业结构等城市特征,考察了城市 TFP 增长的影响因素^[5],其中研究创新活动对城市 TFP 增长的影响成为焦点。Bronzini(2009)对意大利全要素生产率进行估算,得出 R&D 投入对提升全要素生产率具有积极作用^[12]。陶长琪和齐亚伟(2010)测算了中国 1987-2007 年 28 个省区的全要素生产率的变动,发现 R&D 投入对技术效率的改善有显著正向影响^[13]。然而,并不是所有的研究都得到一致的结论。李宾(2010)测定了国内研发和国外技术溢出对中国

TFP 的影响。他在分析的过程中,考虑到了序列平稳性、内生性、残差序列相关性等细节,其研究结果支持了国内研发对 TFP 的提高没有起到应有的促进作用,甚至起着阻碍作用的质疑^[14]。罗亚非等(2010)通过国际比较,也发现多数国家的研发创新主要依靠规模效率推动,而中国的技术进步效率不高,应该逐步提高研发投入的规模^[15]。

创新活动对城市 TFP 增长的影响,不仅在于创新投入总量和强度,创新投入在产业间的多元化也是重要影响因素。其理论依据来源于 MAR 外部性和 Jacobs 外部性。新经济增长理论认为城市外部性带来的知识溢出是经济增长与发展的基本特征,人们的知识可得性是城市创新与创意的核心因素^[16]。MAR 外部性强调知识溢出发生在同一个产业内部,单个产业的专业化能够促进产业增长。而 Jacobs 外部性认为大多数重要的知识转移发生在跨产业之间,城市的产业多元化比专业化更有利于创新,面临多元化环境的产业将实现更快增长^[17]。Jan Fagerberg(2000)利用 1973-1990 年期间 39 个国家 24 个行业的数据,分析了专业化和结构变化对生产率增长的影响。结果表明,结构变化并不导致生产率的必然变化,但致力于发展高技术产业的国家,将比其他国家具有更高的生产率^[18]。大量的实证研究试图验证 MAR 外部性和 Jacobs 外部性对经济增长和创新的影响,但这些实证研究并没有得出一致的结论^[19-20]。

全要素生产率所代表的技术进步是否具有空间溢出效应,也是现有研究关注的重点。新增长理论认为技术进步是增长的重要源泉,而技术进步主要来源于自主创新和技术扩散两种方式。在日益加速的区域经济一体化进程中,一个地区或城市的技术进步程度不仅要受到区域内自主创新活动的影响,同时也受到区域之间技术扩散因素的影响。Bronzini(2009)发现地区生产率的增长与周边地区的研发活动和公共设施建设具有正相关性^[12]。也有研究表明,技术专业化和多样化程度,以及城市创新率存在着显著的空间自相关性^[21]。

总之,新增长理论强调技术进步对经济增长质量的积极作用。本文探讨在经济快速增长背景

下,技术扩散与创新投入如何影响中国城市全要素生产率的增长,进而影响城市经济增长质量。同时,本文利用中国 2005 至 2007 年《中国工业企业数据库》数据,探讨了创新投入多样化或专业化如何影响城市全要素生产率的增长。

三、数据与方法

本研究使用的基础数据是由国家统计局维护的《中国工业企业数据库》。该数据库由国家统计局建立,它的数据主要来自于样本企业提交给当地统计局的年报汇总。该数据库的全称为“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”,其样本范围为全部国有工业企业以及规模以上非国有工业企业,其统计单位为企业法人。这里的“工业”统计口径包括“国民经济行业分类”中的“采掘业”、“制造业”以及“电力、燃气及水的生产和供应业”三个门类,主要是制造业(占 90% 以上)。这里的“规模以上”要求企业每年的主营业务收入(即销售额)在 500 万元及其以上。2005 年、2006 年、2007 年数据库统计的制造业企业个数分别为 25.11 万、27.88 万、31.24 万。

本研究主要对象为城市全要素生产率,由企业全要素生产率加权求和得到,权重为企业的从业人员^[22-23]。企业全要素生产率的估计,源于《地理与中国出口企业“生产率之谜”》^[8]。杨汝岱等(2012)系统整理了《中国工业企业数据库》,对企业级数据进行了详细的校核和调整^[8]。在此基数上,通过非平衡面板数据构建、资本变量处理和价格指数处理等步骤,得到估计企业全要素生产率的基础数据。在企业全要素生产率估计方面,选择 OP 方法^[7]进行估计。OP 方法是一种半参数估计,较传统使用的 OLS 方法来估计全要素生产率有两大优势,一是规避联立性(simultaneity)所引起的内生性,二是规避样本选择偏差(selection bias)所导致的内生性。用 OP 方法估计企业全要素生产率的表达式为:

$$TFP_{it}^{op} = \ln VA_{it} - \beta_l \ln L_{it} - \beta_k \ln K_{it} \quad (1)$$

其中企业的工业增加值为 VA,资本为 K(企业的固定资产净值年平均余额),劳动力为 L(全部从业人员年平均人数)。

创新活动对城市 TFP 的影响是本研究主要考察的因素。对创新活动的研究,大量文献采用了授予专利数来衡量区域的创新产出。由于本研究是基于地市层面,而地市层面的专利数据难以收集,即使能够从省级统计年鉴上获得某些省区的数据,也由于统计口径不一致,从而导致无法进行比较。因此,本研究主要从《中国工业企业数据库》所报告的企业研发投入经费,统计得到城市制造业研发投入,衡量城市制造业创新活动的水平。衡量创新投入的指标包括:城市研发总投入、城市研发投入强度和城市研发投入多样化程度。城市研发总投入由制造业企业的研发投入经费加总得到;城市研发投入强度用城市研发总投入与制造业营业收入之比来衡量;城市研发投入多样化程度用泰尔系数(Theil's relative entropy)来衡量^[21]。泰尔系数的表达式如下:

$$T = \frac{\left[\frac{1}{n} \sum \frac{CREATE_i}{\mu} \ln \frac{CREATE_i}{\mu} \right]}{\ln(n)} \quad (2)$$

其中 T 为泰尔系数, n 为城市中产业的个数; $CREATE_i$ 表示第 i 类产业的研发投入; μ 表示城市中所有产业平均的研发投入。泰尔系数的取值范围在 0-1 之间。若所有的研发投入平均分配于各个产业中,则泰尔系数为 0,说明研发投入趋于多样化;若所有的研发投入集中于 1 个产业,则泰尔系数为 1,说明研发投入趋于专业化。为了考察研发投入在制造业产业不同层面的分配情况,本研究分别计算了 2 位数、3 位数、4 位数产业的泰尔系数,分别用 $Theil_2$ 、 $Theil_3$ 、 $Theil_4$ 表示。根据新增长理论,创新活动是推动经济增长的重要因素,因此,我们预期研发总投入和研发投入强度对城市 TFP 的增长有正向影响。城市创新的多样化,有利于城市化经济,从而促进经济增长,因此,预期泰尔系数对城市 TFP 增长有负向影响,即多样化更有利于城市 TFP 增长。

本研究还探讨了市场化、全球化、集聚经济以及地方力量对城市 TFP 增长的影响。市场化力量是转型期中国经济发展的重要作用力,市场化程度的提高有利于企业的竞争,从而推动城市 TFP 增长。市场化用非国有资本占比(Non-nation

ratio)来衡量,预期为正向影响。全球化力量在推动中国经济增长方面具有重要的作用,尤其是中国加入“WTO”以后,中国已全面融入世界经济一体化进程。本文用 FDI 占 GDP 比重(FDI_GDP)来衡量一个城市全球化影响的程度,预期为正向影响。集聚经济通过知识溢出、中间投入品的分享以及降低交易成本等途径,促进经济增长。本研究用人口密度(Lndensity)来衡量集聚经济,并预期为正向影响。中国改革开放伴随着经济分权的增强,地方力量在促进区域经济发展方面起着越来越重要的作用。本文用地方财政支出占 GDP 比重(Fisc_out_GDP)来衡量地方政府力量,预期为正向影响。最后,本研究还控制了人力资本和交通通达性两个变量,分别用每千人拥有的高等教育在校人数(Edu_capita)和客运总量(Lntransportation_p)衡量。地级市层面的数据主要来源于相应年份的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。

如前文所述,区别于以往研究,本文关注城市之间的相互影响带来的外部性,而传统的 OLS 方法并不合适,因此,本文选用空间回归模型进行计量分析^[24]。通常使用的空间回归模型有空间滞后模型(SDM)和空间误差模型(SEM)。空间滞后模型的表达式为: $Y = \rho WY + \sum \beta X + \varepsilon$, 其中 ρ 和 β 为系数, ε 为残差, WY 为空间滞后变量, X 为自变量。模型含义为空间单元的经济增长受到该空间单元自身因素($\sum \beta X$)和周边空间单元经济增长(WY)的影响。空间误差模型为 $Y = \sum \beta X + \varepsilon$, 其中 $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu$ 。该模型认为经济增长是由非系统性的扰动因素导致,这种随机扰动带来的溢出即为空间外部性。判断使用空间滞后模型还是空间误差模型,一般通过最大似然 LM-Lag 检验及最大似然 LM-Error 检验等空间效应检验来进行^[24]。最后需要说明的是关于空间权重矩阵的设置。一般来说,空间权重矩阵设置主要有两种,一种为基于邻接关系,包括边邻接(Rook Contiguity)和广义边邻接(Queen Contiguity);另一种为基于距离的空间矩阵,主要包括 K 近邻指数(K-Nearest Neighbor)和距离阈值(Threshold Distance)。因为本研究的单元为中国地级市,由于单

元之间邻接不规则,而且有较多未邻接的单元,故不宜选择基于邻接关系,而需选择基于距离的空间权重矩阵设置。经过多次比较,本文选择 $d = 330\text{km}$ 作为距离阈值^①,以保障每个城市均有邻接单元。

四、实证分析:中国城市制造业全要素生产率影响机制

(一) 中国城市制造业全要素生产率和研发投入空间格局

本研究计算了 2005 年至 2007 年期间,全国 286 个地级市(未含拉萨)制造业平均的全要素生产率。结果表明,在地级市层面,城市制造业 TFP

表现出显著的空间差异(图 1)。山东半岛、东部沿海和珠三角地区是制造业全要素生产率比较高的地区,大部分地区 TFP 都大于 2.5。四川、河南、内蒙古、辽宁的部分地市的 TFP 也较高。东部地区的 TFP 水平较高,可能得益于该地区较高的经济发展水平和比较成熟的市场机制,中国 2001 年加入 WTO 进一步激活了东部地区的区位和制度优势,从而带动了全要素生产率的增长。中部地区以及东北部分地区制造业全要素生产率水平相对较低,区位优势、市场机制未充分发育、对外贸易不足以及规模、集聚效益未能充分实现可能是其主要原因。

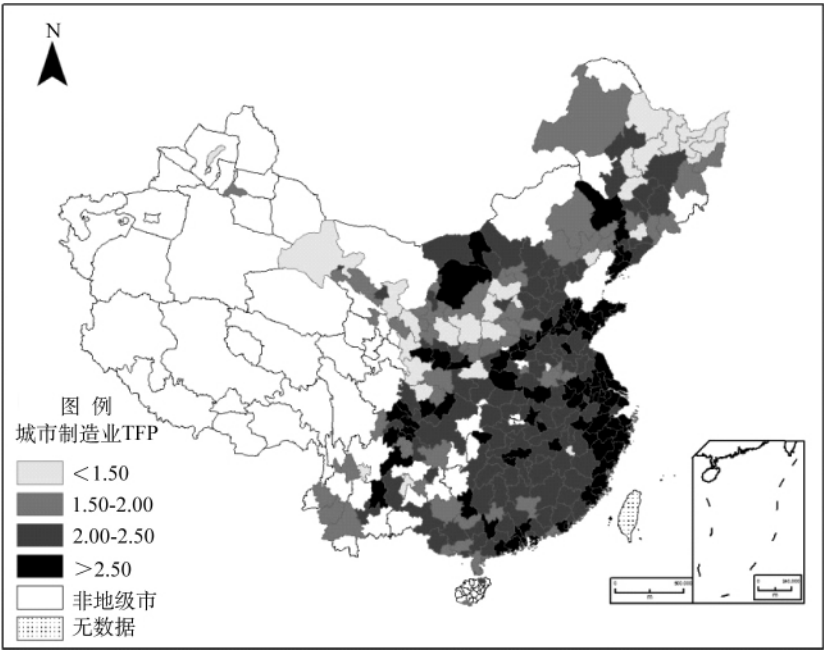


图 1 中国 286 个地级市制造业全要素生产率(TFP)分布图(2005-2007 年平均)

城市研发投入强度(研发投入与营业收入之比)是衡量城市创新活动的重要指标。图 2 展示了 2005 年至 2007 年期间,全国 286 个地级市(未含拉萨)制造业平均的研发投入强度。与以往认识不太一致的是,从总体上看,研发总投入较高的区域并没有显著集中于东部等发达地区,而在中西部地区分布也较为广泛。环渤海地区除了几个

中心城市,如北京、天津、大连、济南、青岛之外,其他地级市研发投入强度仅维持在中等水平。长三角地区的研发总投入也未能形成显著的集中分布。而最为“异常”的是珠三角地区的研发总投入水平,除了广州、佛山等少数几个地市外,其他城市都较低,这可能与珠三角地区主要从事出口加工型、劳动力密集型产业有关。而重庆、四川、陕

① 选择 $d = 330\text{km}$ 是因为内蒙古和西部地区有些地市面积太大,而距离测定是以区域中心点为起点设定,所以若距离设置小于 330km 将出现一些地市没有邻接单元的情况。

西、湖北等省市的地级市研发投入强度相对较高，表现出与经济发展水平不一致的态势，这可能因为这些地区分布较多的国有企业，以及三线建设

时期遗留下来的大量重工业企业，这些企业是国家重点支持的关系国民经济命脉的产业，因此相应地研发投入强度也较高。

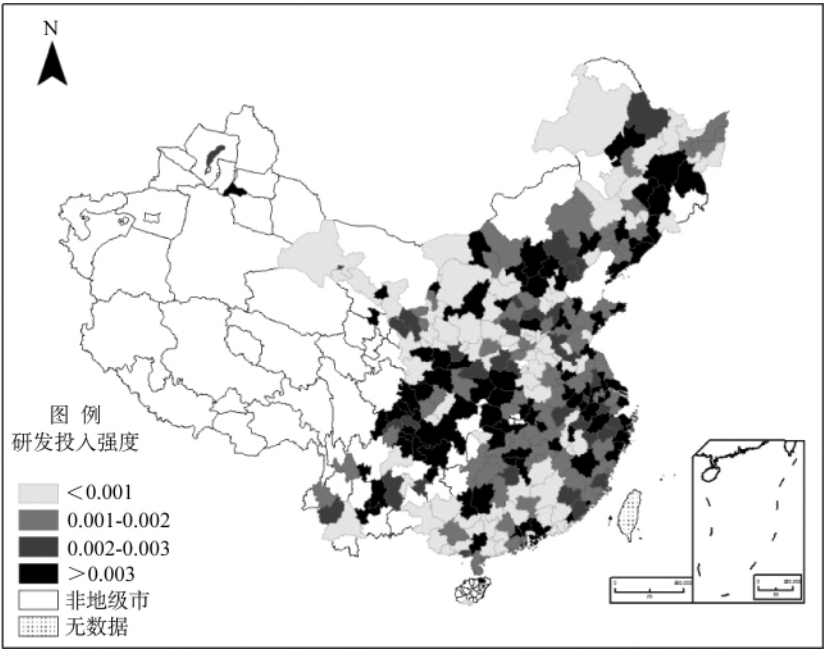


图 2 中国 286 个地级市制造业研发投入强度分布图(2005 - 2007 年平均)

本文也展示了地级市层面制造业研发总投入水平。从分布来看，北京、天津、上海和重庆四个直辖市以及广州市的研发总投入相对较高，同时也可以看出这些大城市周边地市的研发总投入也较高，表明存在空间相互影响效应。另外，山东半岛和东北老工业基地核心区也是研发总投入水平较高的地区。

(二) 空间相关性分析

新经济增长理论认为，技术扩散是技术进步以及经济增长的重要源泉。为了进一步探析地级市制造业全要素生产率和研发投入 Theil 系数是否具有空间自相关效应，本研究运用探索性空间分析技术(ESDA)^[25]，分别计算了我国地级市城市制造业 TFP 和 Theil 系数的 Moran's I 值(表 1)。从计算结果来看，城市 TFP 的 Moran's I 值为 0.2971，而且 P 值小于 0.01，说明城市 TFP 具有显著的空间自相关效应。考察 Theil 系数，无论是哪个层级的制造业研发投入，其 Theil 系数均具有显著的空间自相关效应，而且 Theil_4、Theil_3、Theil_2 的 Moran's I 值表现出依次递减的关系，说明制造

业划分得越细，其研发投入多样化程度的空间自相关作用越强。

表 1 我国地级市城市制造业 TFP 和 Theil 系数的 Moran's I 值和 p 值

指标	Moran's I 值	p 值
城市 TFP	0.2971	0.002
Theil_2	0.1702	0.002
Theil_3	0.2302	0.002
Theil_4	0.2561	0.002

为了进一步探析各空间区域单元的自相关程度，本研究运用局部空间自相关分析技术，分别对地级市制造业全要素生产率和研发投入 Theil 系数绘制了 LISA 集聚图(图 3 - 图 5)。LISA 集聚图将区域与周边自相关划分为 5 个类型，分别为“高 - 高”、“低 - 低”、“高 - 低”、“低 - 高”以及空间自相关不显著($P > 0.05$)。“高 - 高”表示研究区域为高值，其周边区域也为高值，因此研究区域为高值集聚区，具有显著的高值空间相关性；相反，“低 - 低”表示研究区域为低值，其周边区域也为

低值 表明研究区域为低值聚集区 ,具有显著的低值空间相关性。 “高 - 低”、“低 - 高”为两类特殊的区域 ,被称为 “热点” (hotspot) 区域。 “高 - 低”表示研究区域为高值 ,而其周边区域为低值; 而 “低 - 高”区域正好相反。 这两类区域有可能成为研究发现的重点地区。

针对中国 286 个地级市制造业全要素生产率

(TFP) 空间布局来看, “高 - 高”区域主要集中在山东半岛城市群、以江苏、上海、浙江为中心的长三角城市群、以广州、深圳为中心的珠三角城市群、以及福建沿海等区域。 这些区域制造业全要素生产率较高 ,表明技术进步促进经济增长的能力较强 ,这与它们的经济发展水平是相适应的。 “低 - 低”区域主要集中在西部的甘肃、宁夏、陕

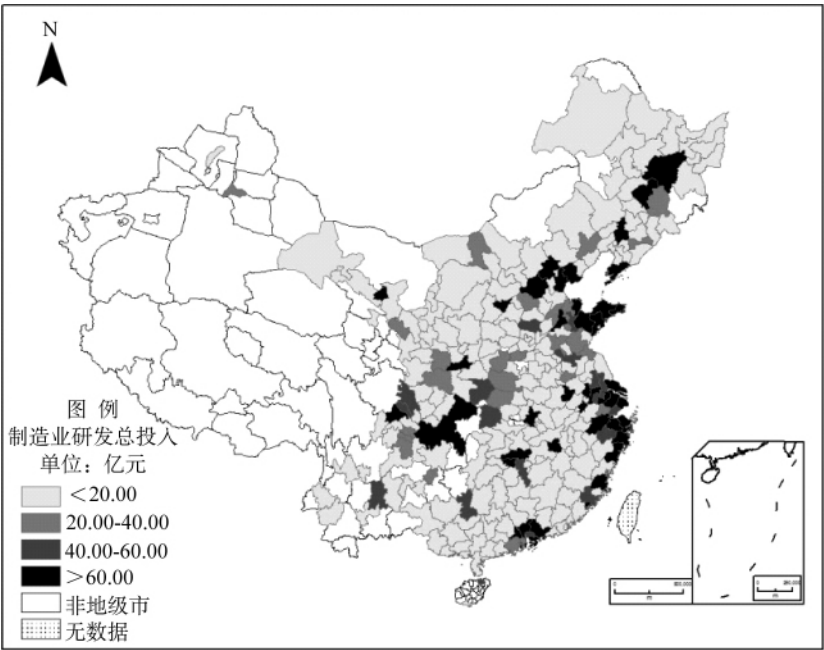


图 3 中国 286 个地级市制造业研发总投入分布图(2005 - 2007 年平均)

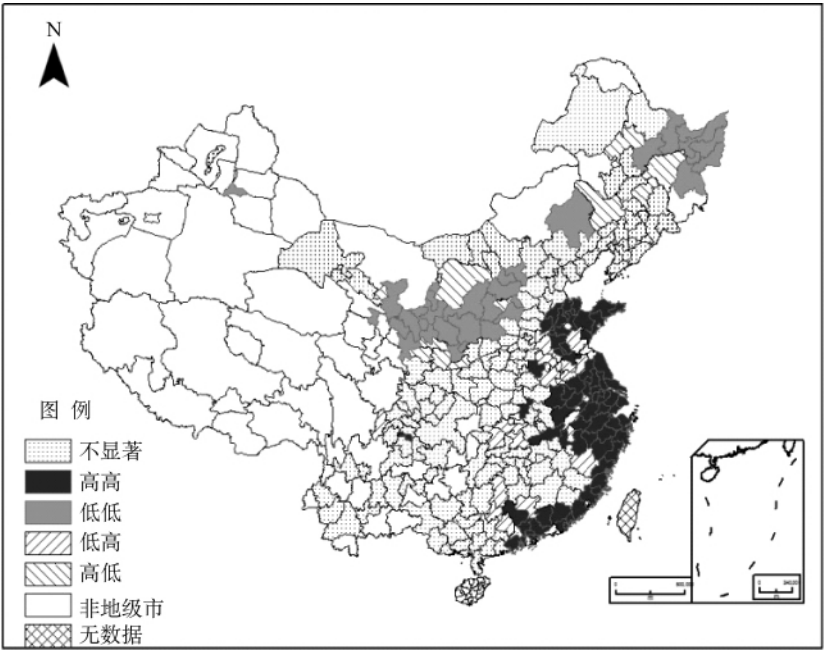


图 4 中国 286 个地级市制造业全要素生产率(TFP) 的 LISA 集聚图

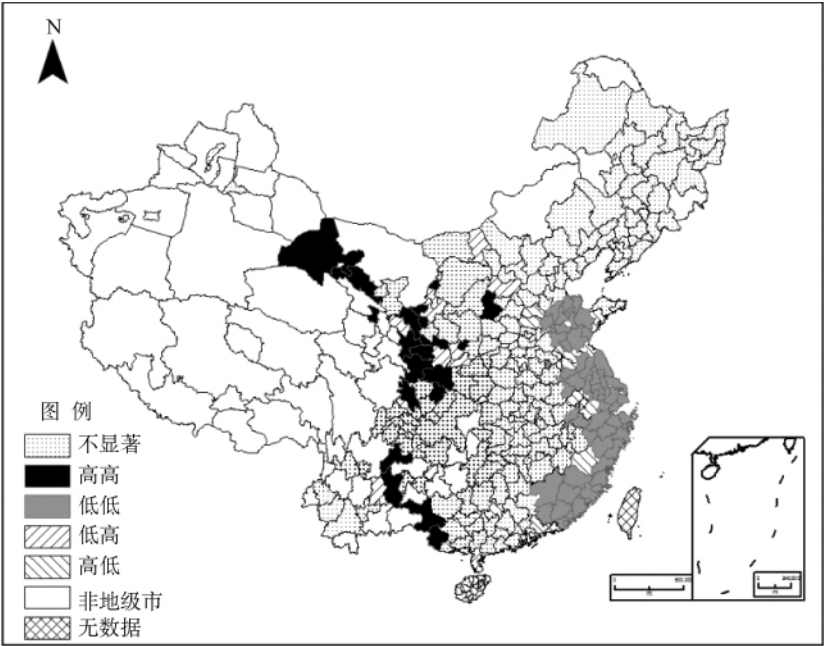


图 5 中国 286 个地级市制造业创新投入 Theil_2 系数的 LISA 集聚图

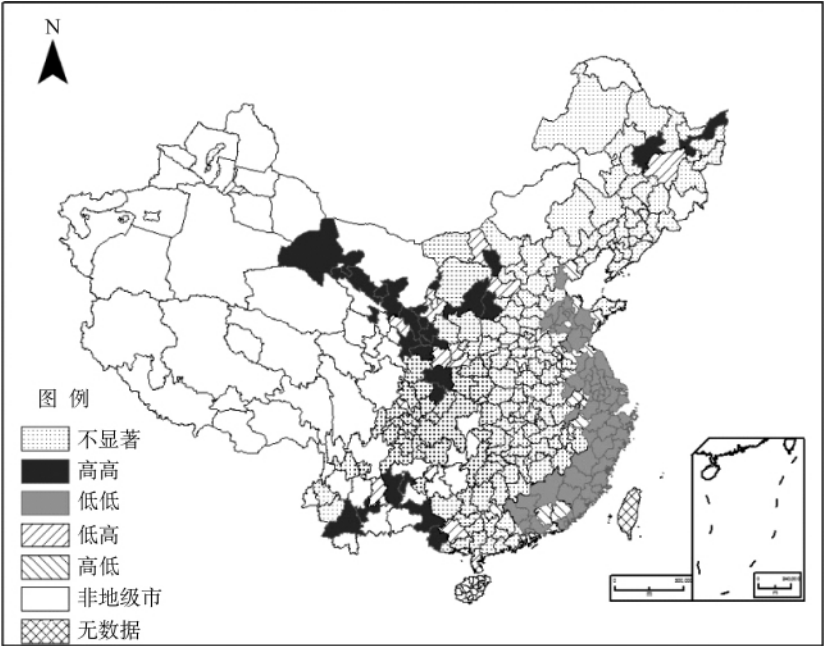


图 6 中国 286 个地级市制造业创新投入 Theil_3 系数的 LISA 集聚图

西,以及东北的黑龙江省等。“高-低”区域也有一些分布,主要在哈尔滨、长春等东北省会城市,以及西部甘肃省、东北若干地区。而“低-高”区域主要分布在中部以东部沿海地区邻近的地级市。

城市制造业研发投入的 Theil 系数反映的是研发投入在产业间的多样化或专业化。Theil 系数越高(即越趋近于 1)则表示研发投入越集中于少

数产业中,体现出研发投入在产业间的专业化。如果 Theil 系数越低(即越趋近于 0),则表示研发投入越分散于所有产业中,体现出研发投入在产业间的多样化。从图 5、图 6 可以看出,不论是哪个产业层次的 Theil 系数,其空间分布差异比较明显。“高-高”区域主要分布在西部地区,如甘肃、陕西、云南、贵州、广西等区域;而“低-低”区域主要分布在东部沿海地区,主要集中在江苏、浙江、

上海、福建和广东等区域。结果说明,东部沿海地区的研发投入在产业间表现出多样性,研发投入分散于比较多的产业门类;而西部地区的研发投入在产业间表现出专业化,研发投入集中于少数几个产业门类。

(三) 解释中国城市制造业 TFP 空间格局

按照 Anselin(2005) 提供的方法,本研究首先通过计算 LM 值来选择空间计量模型。主要步骤是首先判断空间滞后模型和空间误差模型的 LM 值,选择 LM 值具有显著性特征的模型继续进行回归分析。若两个模型的 LM 值均不显著,则继续判断稳健性 LM 值,选择具有显著性特征的模型继续进行回归分析。按照这一思路,通过表 2 的分析可

知,两个模型的 LM 值均显著,但空间滞后模型的稳健性 LM 值的显著性优于空间误差模型或与空间误差模型相似。因此,本研究考虑选择空间滞后模型进行空间回归分析。

本文分别应用普通 OLS 模型和空间滞后模型进行回归分析。为了从不同方面研究创新投入对城市 TFP 增长的影响,本研究分别引入研发总投入、研发投入强度和研发投入多样化程度(Theil_2 ,Theil_3 ,Theil_4) 进行回归分析。以上数据均为 2005 年至 2007 年的年平均值。回归分析使用 Geoda 软件^[25]完成。

模型可以很好解释城市 TFP 增长的空间格局, R^2 达到 0.45,而且通过 F 检验。多重共线性

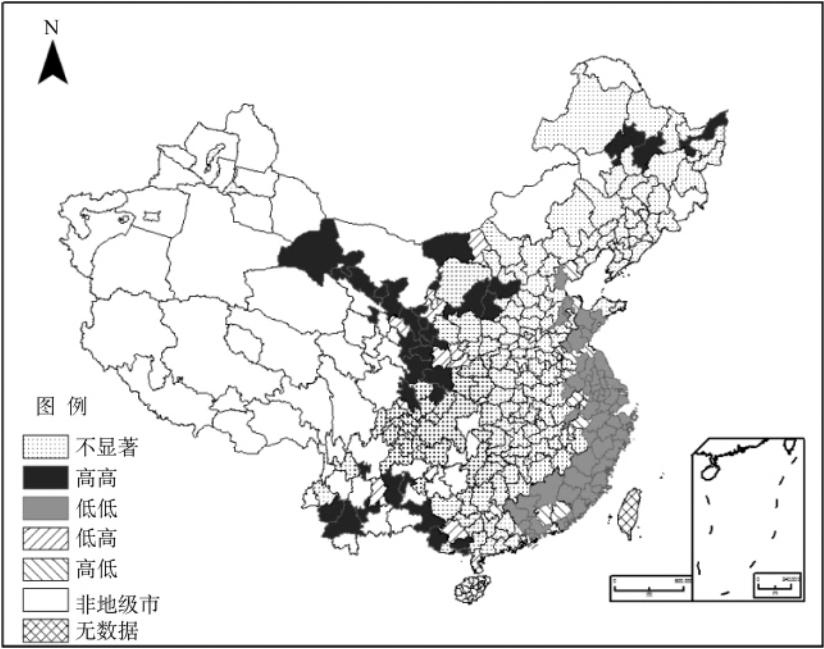


图 7 中国 286 个地级市制造业创新投入 Theil_4 系数的 LISA 集聚图

表 2 空间滞后模型和空间误差模型的 LM 检验

	LM(lag)	Robust LM(lag)	LM(error)	Robust LM(error)
Research_total	14. 091	2. 618	13. 137	1. 664
P - value	0. 000	0. 105	0. 000	0. 196
Research_intensity	17. 085	2. 739	16. 287	1. 941
P - value	0. 000	0. 097	0. 000	0. 163
Theil_2	15. 382	2. 195	15. 422	2. 236
P - value	0. 000	0. 138	0. 000	0. 135
Theil_3	15. 629	2. 239	15. 618	2. 229
P - value	0. 000	0. 134	0. 010	0. 135
Theil_4	15. 717	2. 066	16. 164	2. 513
P - value	0. 000	0. 150	0. 0110	0. 112

表 3 我国地级市城市制造业 TFP 影响因素回归结果(1)

	制造业研发总投入		制造业研发投入强度	
	OLS(n = 286)	LAG(n = 286)	OLS(n = 286)	LAG(n = 286)
lnResearch_total	0. 074 ***	0. 069 ***		
Research_intensity			22. 264 **	22. 219 **
Indensity	0. 106 ***	0. 068 **	0. 125 ***	0. 081 **
Non - nation ratio	0. 498 ***	0. 424 ***	0. 475 ***	0. 403 ***
FDI_GDP	0. 964	0. 209	1. 438	0. 565
Fisc_out_GDP	- 1. 534 ***	- 1. 516 ***	- 2. 415 ***	- 2. 342 ***
Edu_capita	0. 543	1. 962	2. 188	3. 567 **
Lntransportion_p	0. 049	0. 027	0. 100 ***	0. 073 **
Spatial lag coefficient		0. 315 ***		0. 346 ***
R ²	0. 458	0. 483	0. 426	0. 458
F	33. 582 ***		29. 559 ***	
Multicollinearity condition index	40. 819		39. 375	
Breusch - Pagan	19. 042 ***	22. 620 ***	24. 008 ***	25. 647 ***
Moran's I	4. 244 ***		4. 646 ***	
Robust Spatial lag Lagrange Mutiplier	2. 618		2. 739 *	
Spatial lag likelihoodratio test		11. 284 ***		13. 310 ***

注: OLS 为普通最小二乘法; LAG 为空间滞后回归方法。

样本为 286 个地级市(含直辖市) ,因数据原因 ,未含拉萨市。

指数(Multicollinearity condition index) 介于 40 至 50 之间 ,说明模型的多重共线性问题不严重 ,不影响统计回归结果。模型中的控制变量大多显著 ,能有力支撑模型的解释力度。Indensity 的系数显著为正 ,说明集聚经济对城市 TFP 的增长有显著的促进作用。Non - nation ratio 的系数为正 ,说明非国有资本比重越大 ,城市 TFP 增长越快 ,预示着市场化有利于城市 TFP 增长。同时 ,该系数在引入研发总投入、研发投入强度的模型中显著为正 ,而在引入研发投入多样化程度的模型中显著性较差 ,说明非国有资本比重变量解释前者比解释后者重要。FDI_GDP 的系数不显著 ,表明模型在控制其他变量情形下 ,全球化作用未能显著促进城市 TFP 的增长。Fisc_out_GDP 的系数显著为负 ,说明地方财政支出没有引起城市制造业创新投入的增长。在中国企业普遍创新资金投入不充分的情况下 ,地方财政支出的增加可能促使制造业企业将资金转投生产或销售环节 ,反而降低了创新活动投入比例。姚洋等(2001) 在分析中国工业企业技术效率时 ,也发现公共研发投入对企业的效率产生负的影响^[26]。人力资本和交通通达性变量均与城市 TFP 正相关 ,说明加大人力资本投入 ,以

及改善基础设施通达性 ,有利于城市 TFP 增长。

统计结果表明 ,在控制相关城市特征变量的基础上 ,城市制造业创新活动仍显著影响城市制造业 TFP 的增长。城市制造业创新投入通过 3 个方面来加以讨论。首先 ,引入制造业研发总投入到模型中 ,其系数显著为正 ,说明研发总投入的增加有利于 TFP 增长。其次 ,将研发投入强度引入模型中 ,其系数显著为正 ,说明研发投入强度越高的城市 ,其 TFP 越高 ,科技进步实力越强。再次 ,分别引入 2 位数、3 位数、4 位数制造业的研发投入多样化程度 ,即 Theil_2 ,Theil_3 ,Theil_4。回归统计结果表明 ,Theil_2 ,Theil_3 ,Theil_4 的系数均显著为负 ,说明研发投入的多样化更有利于城市制造业 TFP 的增长 ,这也验证了 Jacobs 外部性对中国工业增长具有更显著的作用。值得注意的是 ,针对中国制造业分类 ,不同层级的泰尔系数 ,对城市制造业 TFP 的影响是一致的 ,即各个层级的研发投入多样化均有利于城市 TFP 增长 ,这与 Huallachain 等(2011) ^[22] 的发现不一致。后者认为针对高层面类别技术专业化有利于创新城市的生长 ,而低层面类别技术多样化更有利于创新城市的生长。进一步考察 Theil_

2 ,Theil_3 ,Theil_4 的系数发现 ,其呈现逐步递减的趋势 ,说明层级划分越细 ,其研发投入多样化对城市 TFP 增长越显著。

本文区别于以往研究的重要特征是 ,引入空间滞后模型进行计量分析。从统计结果看 ,空间滞后变量系数(Spatial lag coefficient) 显著为正 ,空

间滞后单元的 TFP 增长 1% ,本研究单元的 TFP 则增长 0. 3% ,说明城市 TFP 存在着显著的空间自相关效应 ,从而进一步验证了引入空间计量模型的必要性。空间计量模型的引入也降低了模型解释变量的相关系数 ,表明普通 OLS 模型高估了解释变量的解释力度。

表 4 我国地级市城市制造业 TFP 影响因素回归结果(2)

	Theil_2		Theil_3		Theil_4	
	OLS(n = 286)	LAG(n = 286)	OLS(n = 286)	LAG(n = 286)	OLS(n = 286)	LAG(n = 286)
Theil_2	- 0. 333 **	- 0. 300 **				
Theil_3			- 0. 399 **	- 0. 364 **		
Theil_4					- 0. 506 **	- 0. 470 **
Indensity	0. 119 ***	0. 078 **	0. 119 ***	0. 078 * *	0. 117 ***	0. 076 **
Non - nation ratio	0. 305 *	0. 242	0. 298 *	0. 235	0. 282 *	0. 218
FDI_GDP	1. 622	0. 777	1. 482	0. 644	1. 432	0. 595
Fisc_out_GDP	- 2. 155 ***	- 2. 103 ***	- 2. 174 ***	- 2. 118 ***	- 2. 163 ***	- 2. 105 ***
Edu_capita	3. 075 *	4. 430 ***	2. 936 *	4. 309 ***	2. 790 *	4. 167 ***
Lntransportation_p	0. 097 ***	0. 072 **	0. 090 ***	0. 066 **	0. 085 **	0. 060 *
Spatial lag coefficient		0. 300 ***		0. 336 ***		0. 337 ***
R ²	0. 423	0. 453	0. 423	0. 452	0. 425	0. 455
F	29. 189 ***		29. 115 ***		29. 376 ***	
Multicollinearity condition index	45. 936		51. 241		54. 733	
Breusch - Pagan	21. 677 ***	24. 680 ***	21. 106 ***	24. 210 ***	20. 583 ***	23. 487 ***
Moran's I	4. 536 ***		4. 570 ***		4. 648 ***	
Robust Spatial lag Lagrange Mutiplier	2. 195		2. 239		2. 066 **	
Spatial lag likelihood ratio test		12. 294 ***		12. 446 ***		12. 490 ***

注: OLS 为普通最小二乘法; LAG 为空间滞后回归方法。

样本为 286 个地级市(含直辖市) ,因数据原因 ,未含拉萨市。

五、结论和政策启示

本研究以 2005 至 2007 年《中国工业企业数据库》为基础 ,基于 OP 方法对全要素生产率进行全新估计 ,研究城市制造业 TFP 的空间溢出效应及其影响因素 ,探讨创新活动对中国城市经济增长质量的作用。首先 ,本文发现城市制造业 TFP 呈现“东高西低”的基本格局 ,城市研发总投入主要集中在四个直辖市和少数几个经济发展水平较高的地区 ,如广州等;而城市研发投入强度则呈现东西分布较为均衡的态势 ,这一态势的形成与我国经济发展和产业布局的历史沿革有关。第二 ,通过空间自相关分析 ,本研究发现城市制造业 TFP 以及泰尔系数均具有典型的空間自相关效应 ,城市制造业 TFP “高高”聚集主要分布在东部 ,而“低低”聚集主要分布在西部 ,与经济发展水平吻合;

而泰尔系数“高高”聚集主要分布在西部 ,而“低低”聚集分布在西部 ,说明东部地区研发投入趋于在产业间多样化。第三 ,空间计量模型结果表明 ,研发总投入和研发投入强度显著正向影响城市 TFP ,而研发投入的泰尔系数与城市 TFP 具有显著的负向关系 ,说明制造业创新研发投入在产业之间的多样化更利于城市 TFP 增长。

本文通过对中国城市制造业研发投入和全要素生产率的研究 ,揭示了在中国现有经济体制环境下 ,创新投入确实有利于城市经济增长质量的提升。本文的政策含义在于: 首先 ,我国城市经济增长质量的提升依赖于创新投入的增长 ,要通过各种方式促进城市制造业企业的创新活动。可以通过加大政策支持力度和资金支持力度 ,不断拓展制造业企业的融资渠道 ,搭建高效的融资平台 ,

提高制造业企业创新投入总量和投入强度。其次,在提高创新投入的基础上,要提高城市创新投入的多元化,促进产业间创新活动溢出效应,支撑城市整体经济发展质量的提升。伴随着中国制造业升级与调整,可以通过吸引不同产业的国内外研发企业和机构,尤其是促进外资的技术溢出效应,加强外资企业和内资企业正式与非正式的创新交流,通过构建有效的产业间协作,实现创新效率的增长,从而有力提升中国城市经济增长质量。再次,各城市或地区应充分利用技术进步带来的空间溢出效应,积极融入我国区域经济增长的总体布局中。要发挥城市群在引领未来中国经济发展的核心作用,加强城市群内部协作与整合,通过提升城市群整体效益,促进区域一体化发展。

参考文献:

- [1] Naughton B. Growing Out of the Plan: Chinese Economic Reform [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [2] 张军. 双轨制经济学: 中国的经济改革 1978 - 1992 [M]. 上海: 上海人民出版社, 上海三联书店, 1997.
- [3] Sachs J, Woo W. Structural Factors in Economic Reforms of China, Eastern Europe and the Former Soviet Union [J]. Economic Policy, 1994, 9(18): 101 - 145.
- [4] Krugman P. The Myth Of Asia's Miracle: A Cautionary Fable [J]. Foreign Affairs, 1994, 73(6): 62 - 78.
- [5] 刘建国, 李国平, 张军涛. 经济效率与全要素生产率研究进展 [J]. 地理科学进展, 2011, 30(10): 1263 - 1275.
- [6] 周晓艳, 韩朝华. 中国各地区生产效率与全要素生产率增长率分解 (1990 - 2006) [J]. 南开经济研究, 2009, (5): 26 - 48.
- [7] Olley S, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, (64): 1263 - 1298.
- [8] Yan R D, He C F. Geography and the Productivity Puzzle of China's Exporters [R]. Working Paper 2012.
- [9] Solow R M. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312 - 320.
- [10] Denison E F. The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before Us [M]. New York: Committee for Economic Development, 1962.
- [11] Denison E F. Why Growth Rates Differ: Post - War Experience in Nine Western Countries? [M]. Washington: Brookings Institution, 1967.
- [12] Bronzini R, Piselli P. Determinants of Long - Run Regional Productivity with Geographical Spillovers: The Role of R&D Human Capital and Public Infrastructure [J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(2): 187 - 199.
- [13] 陶长琪, 齐亚伟. 中国全要素生产率的空间差异及其成因分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (1): 19 - 32.
- [14] 李宾. 国内研发阻碍了我国全要素生产率的提高吗? [J]. 科学学研究, 2010, 28(7): 1035 - 1042, 1059.
- [15] 罗亚非, 王海峰, 范小阳. 研发创新绩效评价的国际比较研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (3): 28 - 41.
- [16] Lucas. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988, (22): 3 - 421.
- [17] Jacobs. The Economy of Cities [M]. New York: Vintage, 1996.
- [18] Jan Fagerberg. Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth: A Comparative Study [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2000, (11): 393 - 411.
- [19] Beaudry C, Schiffauerova A. Who's Right, Marshall or Jacobs? The Localization Versus Urbanization Debate [J]. Research Policy, 2009, (38): 318 - 337.
- [20] 贺灿飞, 潘峰华. 中国城市产业增长研究: 基于动态外部性与经济转型视角 [J]. 地理研究, 2008, 28(3): 726 - 737.
- [21] Huallachain B O, Lee D S. Technological Specialization and Variety in Urban Invention [J]. Regional studies, 2011, 45(1): 67 - 88.
- [22] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403 - 1448.
- [23] Brandt L, Biesebroeck J V, et al. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm - Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339 - 351.
- [24] Anselin L, Griffith D. Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis? [J]. Papers in Regional Science, 1988, 65(1): 11 - 34.
- [25] Anselin L, Syabri L, Youngihnn K. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis [J]. Geographical Analysis, 2006, (38): 5 - 22.
- [26] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析 [J]. 经济研究, 2001, (10): 13 - 19.

(本文责编: 瑞 源)