

【专题：区域创新】

要素禀赋、有偏技术进步与区域创新空间收敛

莫靖新 吴玉鸣

【摘要】在我国经济发展模式由要素驱动转向创新驱动的高质量发展背景下,加快要素市场化改革是激发全社会创造力的关键。文章基于CES生产函数构建具有异质性特征的两地区三部门内生增长模型,从理论上分析了要素禀赋差异和有偏技术进步对区域创新空间收敛的影响机理,并从城市层面进行了实证检验。研究发现:要素集聚促进了区域创新,要素禀赋的空间非均衡性导致了区域创新空间差异。我国城市资本和劳动呈互补关系,技术进步方向总体上偏向资本。在有偏技术进步作用下,价格效应引致稀缺要素向发达地区集聚,技术进步方向的非同向性造成创新极化效应大于扩散效应,加剧了我国区域创新空间差距。研究结论为提高区域要素配置效率、促进创新空间收敛提供了重要启示。

【关键词】要素禀赋;有偏技术进步;区域创新;空间收敛

【作者简介】莫靖新,华东理工大学商学院,桂林旅游学院商学院,E-mail:117563487@qq.com(桂林 541006);吴玉鸣(通讯作者),华东理工大学商学院,E-mail:wuyuming@ecust.edu.cn(上海 200237)。

【原文出处】《南方经济》(广州),2023.4.1~22

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“区域经济多极网络空间组织理论与实证研究”(72073045)、广西高校中青年教师科研基础能力提升项目“要素市场化改革促进区域创新驱动发展的机制研究”(2022KY0820)。

一、引言

我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,依靠创新推动全要素生产率提升,是激发全社会创造力、转换经济发展动能的关键。党的十九届五中全会强调,要坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,把科技自立自强作为国家发展的战略支撑。党的二十大报告指出,我国已迈上全面建设社会主义现代化国家新征程,近年来,随着创新驱动发展战略的深入实施,我国社会研发投入稳步增长,整体创新能力不断增强。据统计,2021年我国社会研发投入占GDP比重为2.44%,国家综合创新能力居世界第12位。虽然我国已跨入创新型国家行列,但东中西三大经济区域要素禀赋差异较大,区域发展不平衡问题较为突出,特别是区域创新能力空间差距明显。区域创新发展不平衡从整体上制约了我国经济发展水平的提升,其中一个重要原因是不同

地区将要素禀赋有效转化为创新能力的差异。

长期以来,要素禀赋与技术进步对区域经济发展的贡献受到了广泛关注,创新的空间关联效应也已被众多研究所验证(Murata et al., 2014; Kerr and Kominers, 2015; 王承云、孙飞翔, 2017; 刘鉴等, 2018; 李燕, 2019),然而,耦合于要素投入过程中的技术进步方向对区域创新造成何种影响却被忽略了。内生经济增长理论强调技术进步是驱动经济长期增长的源泉,耦合于资本和劳动等要素投入的技术进步是中国技术进步的重要来源之一(余东华等, 2019),而技术进步的技能偏向则是中国全要素生产率的主要来源(郑江淮、荆晶, 2023)。技术进步偏向对生产要素边际产出产生了非对称的影响(Antonelli and Quatraro, 2010; Antonelli and Feder, 2019; 戴天仕、徐现祥, 2010; 潘文卿等, 2017; 雷钦礼、徐家春, 2015),由此引致区域创新偏向稀缺要素或丰裕要

素。在有偏技术进步的作用下,非耦合于基本要素投入如资本和劳动投入之外的研发人才、研发经费、技术和知识等要素在价格效应的驱动下,向高收入份额地区流动和聚集,虽然促进了创新扩散,但也形成若干要素核心集聚区,导致区域创新空间分布呈非均衡特征。

要素市场化改革是我国当前建设高标准市场体系和现代化经济体系、推动高质量发展的重点攻关领域。中共中央、国务院在印发的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》中指出,要素市场化配置是解决我国经济结构性矛盾、推动高质量发展的根本途径。从我国目前区域内部发展情况来看,知识扩散和技术外溢使得不同地区间的关联更加紧密,但区域市场分割阻碍着资本和劳动等生产要素自由流动,削弱了市场机制对要素优化配置的功能(黄贇琳、姚婷婷,2020),导致经济增长偏离最优路径,也阻碍了区域技术变革和经济转型。因此,只有加快推进有利于提高要素资源配置效率和发展质量的改革,才能增强市场活力,激发整体创新效应。

城市作为创新要素最为集聚之地,在我国经济发展模式由要素驱动转向创新驱动的高质量发展背景下,如何科学有效地通过要素市场化改革,使城市要素配置结构趋于合理化,是促进城市之间创新优势互补、推动区域创新协调发展的关键所在。本文在借鉴现有研究基础上,从区域发展不平衡的特征事实出发,着重探讨以下问题:区域要素禀赋差异是如何形成的,它对区域创新及空间收敛产生何种影响?技术进步偏向影响区域创新的内在机制是什么?在有偏技术进步的引致作用下,区域创新差距趋于收敛还是扩大?发达地区与欠发达地区的技术进步方向是如何影响区域创新空间收敛的?本文将要素禀赋与有偏技术进步统一纳入区域创新研究框架内,试图从理论上打通要素禀赋、有偏技术进步与区域创新三者的逻辑联系,厘清要素禀赋差异与有偏技术进步影响区域创新空间收敛的内在机制,并进一步展开实证检验,以期为后续研究提供借鉴。

本文的边际贡献主要体现在三方面:第一,研究

内容深化了理论认知。基于CES生产函数构建两地区三部门一般均衡模型,阐述了区域要素禀赋差异的形成机理及其对区域创新空间收敛的影响,并从技术进步偏向对创新的引致效应上揭示了有偏技术进步所导致的区域创新极化效应,在此基础上厘清了由于技术进步方向的非同向性而导致区域创新差距的作用机制。第二,研究视角具有独特性。从具有异质性特征的地区和部门出发,挖掘要素禀赋与有偏技术进步影响区域创新空间收敛的一般规律,并揭示造成区域创新空间差距的深层原因,这为进一步破解区域发展不平衡不充分问题提供了线索。第三,研究结论富有启发性。研究结论从人才供给机制、区域技术交流和要素禀赋优势利用等角度为政府制定要素市场化改革政策,增强区域创新驱动力和促进区域创新协调发展提供经验证据与决策参考。

余文安排如下:第二部分是文献综述;第三部分是理论分析与研究假说;第四部分是研究设计;第五部分对实证结果进行分析;最后是研究结论与政策启示。

二、文献综述

要素禀赋是影响区域经济发展的重要因素。当前我国创新资源空间分配不均衡的问题依然十分突出(陶长琪、徐茉,2021),区域间基础设施、制度环境以及地理位置等要素禀赋差异造成了创新能力的空间差异,拉大了创新的差距,最终导致区域经济非均衡发展。技术进步是推动经济增长的持久动力,具有要素偏向特征。有偏技术进步有助于提高要素收入份额,引起了资本和劳动等生产要素的区域流动和集聚,促进了知识溢出与技术扩散。

与本研究密切相关的文献有两支,在综合借鉴现有研究的基础上,本文做如下归纳:其中一支文献是关于要素禀赋如何影响区域创新的研究,主要集中在要素禀赋差异造成区域创新差异与要素集聚促进区域创新集聚两个方面。第一,要素禀赋差异导致了区域创新差异。要素禀赋静态上表现为区域要素丰裕程度,动态上则表现为区域间要素流动或要素集聚的特征。从要素丰裕度对比上看,资本和高

技能劳动等要素向发达地区集聚,提高了本地要素丰裕度。相对于欠发达地区而言,发达地区拥有更好的基础设施供给如住房、医疗保障、优质的教育资源等条件,对于高技能劳动者来说,发达地区更高的工资水平更具吸引力,从而引起高技能劳动者向发达地区集聚(田相辉、徐小靓,2015)。随着要素丰裕度的提高,发达地区能够进一步加大对资本密集型技术的引进、研发与投资强度,也对高技能劳动产生更大的需求。由于发达地区的劳动者技能与其岗位匹配的速度较快,从而能够持续不断地促进技术创新更新换代,带来更高的平均产出(Berliant et al., 2006)。而欠发达地区由于高技能劳动者的流出,使得本地技能劳动者无法对资本密集型技术进行充分吸收,加大资本密集型技术投入反而不利于提高本地创新能力。另外,发达地区城市拥有更便利的贸易条件,对资本和高技能劳动者的吸引力更强,更有利于引进外资并能够有效促进人力资本扩散(舒元、才国伟,2007)。第二,要素集聚促进了知识溢出与创新集聚。从要素集聚上看,资本(劳动)集聚不仅促进了知识在区域内部和区域间的传播与交流,也加速了新知识的创造,资本和技能劳动力等要素集聚促进了知识溢出,提高了企业的知识储备从而导致了规模报酬递增(Romer, 1990),形成了区域创新集聚。Porter(1990)认为,创新集聚的本地化导致了要素市场扩大,企业本地化网络进一步完善了创新活动(Feldman, 1994),经济活动主体能够从更大规模市场中获取收益,也保障了企业空间临近收益和规模生产网络管理(Sturgeon, 2002)。

关于有偏技术进步的研究早已成为国内外学者研究的焦点(Romer, 1990; Grossman and Helpman, 1991; Aghion and Howitt, 1992; Lucas, 1988; Blanchard et al., 1997; Poterba, 1999)。Acemoglu(1998, 2002, 2007)认为,如果技术进步有助于提高哪一类要素的边际产出,则称为技术进步方向偏向于该种要素,即偏向Z的技术进步方向。厂商在利润驱动下决定技术选择偏向于何种要素,不仅受价格效应的影响,也受市场规模效应的影响。在价格效应的影响下,厂商倾向于选择生产昂贵的技术中间品,市场规模效应则使

厂商选择具有广泛市场需求的生产要素,进而诱致了资本或劳动偏向性技术进步的发生(Acemoglu, 2002),进而引致技术创新的要素偏向。

另一支文献是关于有偏技术进步如何影响区域创新的研究。现有文献对有偏技术进步如何影响区域创新的研究鲜有涉及。本文通过借鉴国内外学者现有研究成果,进一步搭建起有偏技术进步与区域创新之间的逻辑关系。第一,要素流动与技术扩散是有偏技术进步作用于区域创新的一个重要渠道。技术进步偏向资本(劳动)将提高资本(劳动)的收入份额,发达地区城市能够吸引更多的资本(劳动)流入,知识和技术的累积有利于城市促进专业化、精细化分工以及完善的商业服务,在特定资本和技能密集度条件下,技术进步促进了技术效率(余典范, 2008),无论是资本技术水平的提高还是资本规模的扩大,都会引起技术进步偏向于技能劳动(雷钦礼、李粤麟, 2020)。从资本流动上看,发达地区资本规模更大,其对高技能劳动的需求也更大,随着区域资本规模扩大,资本边际产出递减将引致技术进步偏向劳动,使得资本效率下降而劳动效率提高,资本回报率下降将迫使优质资本从发达地区流出,本地企业缺少直接用于研发的资本,转而进行资本寻租,助长了企业技术创新惰性(林伯强、杜克锐, 2013);从劳动力流动上看,劳动回报率的提高将吸引技能劳动者从欠发达地区涌入发达地区,促进了区域劳动力配置优化,但资本和劳动的“要素替代效应”削弱了工业企业的创新积极性(李爽, 2018),最终引起了技术进步的资本偏向对区域创新产生抑制作用,随着要素增强型技术进步的空间扩散(潘文卿等, 2017)和技术的空间溢出效应(Bloom et al., 2013),区域整体创新出现下降趋势。第二,要素收入份额的变化是技术进步偏向作用于区域创新的另一个重要渠道。技术进步通过价格效应和市场规模效应两个途径影响要素收入份额的变化。在要素市场价格效应的影响下,对稀缺技术及其产品的垄断能够为厂商带来更高的收益,厂商倾向于研发资本密集度较高的技术中间品,使区域资本深化程度加深,但资本深化程度的提高也会导致资本边际生产率增量下降,更为严重的

是,我国目前普遍存在着要素市场分割(黄贇琳、姚婷婷,2020),技术与资本的融合受到区域壁垒限制,导致区域资本配置无法实现最优化配置效率,造成经济效率损失(Au and Henderson, 2006; Chen et al., 2017)。在要素市场规模效应的影响下,相对于稀缺资本技术品而言,高额利润驱使企业降低高资本密度技术中间品的生产成本转而加大对丰裕度较高而成本相对较低的人力资本投入,资本技能的互补效应使技术进步整体呈现出技能劳动偏向(雷钦礼、李粤麟,2020)。随着资本收入份额下降,资本利息率逐渐下降引致资本转移至新兴部门(申萌等,2019),而发达地区对周边城市要素的虹吸效应有效促进了本地技术与资本(技能劳动)的融合,极大地发挥了技术创新效能(黄先海等,2012)。

综上所述可以看出,现有关于要素禀赋如何造成区域创新差异的相关研究还相对匮乏,同时,资本和劳动是区域经济活动中两种最基本的生产要素,从耦合于区域要素配置的技术进步方向视角考察其对创新影响的相关文献也较为少见。通过对既有文献的梳理可知,现有的大部分研究明显地将要素禀赋与有偏技术进步的内容进行了分割,虽然基于区域异质性视角,总体上肯定了要素丰裕程度和要素集聚对区域经济增长与技术创新的积极作用,但关于要素在影响区域经济增长与技术创新过程中所起到的具体作用却没有引起足够的重视。在充分吸收和借鉴现有研究的基础上,本文通过构建理论分析框架与实证模型展开研究。首先,在区域经济一般均衡理论框架内剖析要素禀赋与有偏技术进步影响区域创新及其差距的内在机制,搭建起要素禀赋与有偏技术进步对区域创新空间收敛影响的理论逻辑;其次,基于我国城市数据对要素禀赋丰裕度与技术进步方向指数进行测算,展开要素禀赋与有偏技术进步对区域创新及其空间收敛影响的实证分析;最后,根据研究结论提出相应的政策启示,以期对现有研究进行拓展。

三、理论分析与研究假说

本文通过构建发达地区与欠发达地区之间有偏技术进步的理论模型,从具有异质特征的两地区经

济体的研发部门、资本密集型部门和劳动密集型部门等三部门的一般均衡视角出发,对要素禀赋和有偏技术进步影响区域创新空间分异的理论机制进行分析。

(一)理论模型

1.生产函数

假设存在发达地区(Developed regions)与欠发达地区(Undeveloped regions)两个经济体,两个经济体分别由资本密集型部门、劳动密集型部门和研发部门等三个部门构成,其中,资本密集型部门和劳动密集型部门分别雇佣劳动和使用中间品生产最终产品(Y),中间产品(x_i)由研发部门生产,并且一个厂商只生产一种中间产品,技术创新体现为中间产品数量的增加,假定中间品总量(A)连续,劳动力市场完全竞争,劳动力可以在部门间和地区间自由流动,经济系统达到均衡状态时,不同部门和地区的劳动力获得同样的工资收入(w)。劳动力是生产者也是消费者,在商品市场上消费最终产品。将两个经济体的生产函数设定为如下CES形式:

$$Y_m = \left[\lambda_m Y_{mk}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1-\lambda_m) Y_{mL}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

其中, $m=D,U$,分别代表发达地区(D)和欠发达地区(U), Y_k 为资本密集型产品, Y_L 为劳动密集产品, λ 为资本份额, ε 为资本和劳动的替代弹性,当 $\varepsilon > 1$ 时,表示资本和劳动两要素为替代关系; $\varepsilon < 1$ 时,表示资本和劳动两要素为互补关系;当 $\varepsilon=1$ 时,总生产函数可表示为一般的C-D生产函数形式。

由式(1)可得单个经济体的边际产出的表达式为:

$$p_k = \frac{\partial Y}{\partial Y_k} = \lambda \left(\frac{Y}{Y_k} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}}, \quad p_L = \frac{\partial Y}{\partial Y_L} = (1-\lambda) \left(\frac{Y}{Y_L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (2)$$

单个经济体内两部门的边际产出之比可表示为:

$$\frac{p_k}{p_L} = \frac{\lambda}{1-\lambda} \left(\frac{\gamma_k \cdot K}{\gamma_L \cdot L} \right)^{-1/\varepsilon} \cdot \frac{\gamma_k}{\gamma_L} \quad (3)$$

其中, γ 表示要素效率。

区域内劳动力种类用其所属部门表示,即资本

密集型部门劳动力(L_k)、劳动密集型劳动力(L_d)与研发人员(L_s),由此,地区劳动力市场均衡条件为:

$$L_k + L_d + L_s = L \quad (4)$$

区域人口增长率设定为 $L_k(t) = n_k L(t)$, 由此可得三个部门的劳动增长率分别为 $L_k(t) = n_k L(t)$, $L_d(t) = n_d L(t)$, $L_s(t) = n_s L(t)$, 稳态时, $n_k + n_d + n_s = n$ 。

2. 代表性家庭偏好

假定每个经济体内所有家庭都是同质的, 家庭效用来自最终产品消费, 效用函数为:

$$U = \int_0^\infty \ln C \cdot e^{-\rho t} dt \quad (5)$$

其中, ρ 表示时间偏好。家庭将收入用于消费和资本积累, 则家庭的预算约束为:

$$\dot{\varphi} = w_k L_k + w_d L_d + w_s L_s + r\varphi - p_y C \quad (6)$$

其中, φ 为家庭净资产, $\varphi(0) = 0$, w_k , w_d , w_s 和 r 分别为资本密集型部门工资率、劳动力密集部门工资率、研发部门工资率和利率, 最终产品价格 p_y 标准化为 1。

3. 中间产品部门

中间产品部门生产函数为:

$$Y_i = (L_i)^\alpha \int_0^\infty x(i)^{1-\alpha} di, i = K, L \quad (7)$$

其中, x_i 为中间品投入, L_i 为资本或劳动密集型部门所雇佣的劳动数量, A_i 为中间产品总量。中间产品部门需要向社会租借资本对中间产品进行生产, 利率为 r 。

4. 研发部门

借鉴 Romer(1990) 和 Lucas(1988) 关于知识生产函数、人力资本函数及技术进步动态的设定, 本文将技术创新定义为中间品数量的增加, 技术创新可用中间品数量的变化来衡量, 构建如下技术创新方程:

$$\dot{A}_i = B_i L_{si} A_i^\theta \quad (8)$$

式(8)中, B_i 为 i 部门研发部门生产效率, L_{si} 为部门研发劳动力, 研发劳动力在两部门间是同质的, 研发劳动力总供给为 $L_s = L_{sk} + L_{sd}$, $\dot{A}_i$ 和 A_i 分别为新增技术品和知识资本存量, θ 为巨人肩膀效应。

(二) 市场均衡

1. 产品市场均衡

假定最终产品和中间产品市场都是完全竞争的。对式(1)分别求两种中间投入的边际产出, 可得:

$$MPK = \lambda \left(\frac{Y}{Y_k} \right)^{-\frac{1}{\epsilon}}, \quad MPL = (1 - \lambda) \left(\frac{Y}{Y_l} \right)^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (9)$$

对于中间产品市场而言, 中间品生产商的利润最大化问题可表示为:

$$\pi_i = \max \left\{ L_i^\alpha \int_0^{A_i} x(i)^{1-\alpha} di - w_i L_i - \int_0^{A_i} p(i) x(i) di \right\} \quad (10)$$

其中, $p(i)$ 为中间产品价格。对式(10)进行最优化解问题的求解, 可得:

$$w_i = \alpha L_i^{\alpha-1} \int_0^{A_i} x(i)^{1-\alpha} di, p(i) = (1 - \alpha) L_i^\alpha x(i)^{-\alpha}, \pi_i = \frac{\alpha}{1} - r x(i) \quad (11)$$

2. 技术市场均衡

根据式(7)和式(8)的设定, 当经济体的研发工资与中间品生产边际成本相等时, 技术市场出清。由此可得:

$$p(i) \cdot \dot{A}_i = w_s L_s \quad (12)$$

将式(12)代入式(8)分别计算出经济体内资本密集型部门和劳动密集型部门的工资率, 并对两者求比值:

$$w_k = w_s = p_k B_k A_k^\theta, w_l = w_s = p_l B_l A_l^\theta, \frac{w_k}{w_l} = \frac{p_k}{p_l} \cdot \frac{B_k}{B_l} \cdot \left(\frac{A_k}{A_l} \right)^\theta \quad (13)$$

3. 家庭最优行为

用式(6)的预算约束对式(5)进行最大化问题求解, 则家庭效用最大化的现值汉密尔顿函数为: $\Phi = \ln C \cdot e^{-\rho t} + \xi (w_k L_k + w_d L_d + w_s L_s + r\varphi - C)$, 最优解满足 $\frac{d\Phi}{dC} = 0$, 同时, $\dot{\xi} = -\frac{d\Phi}{dK + \rho \xi}$ 由此可得家庭跨期消费的欧拉方程:

$$\frac{\dot{C}}{C} = r - \rho \quad (14)$$

式(14)表明, 在预算约束下, 家庭最优行为存在着稳态均衡解。稳态时, 家庭的消费增长率为零, 此时, 家庭偏好与利率相等, 即 $r = \rho$ 。

(三) 区域要素禀赋与技术进步方向对技术创新的影响机制分析

1. 要素禀赋差异形成机理及其对区域创新的影响

结合式(13)可知, 当单个经济体达到稳态时, 资

本密集型部门与劳动密集型部门的相对工资由中间产品的边际产出和技术创新强度决定。同时,由于两地区代表性家庭都是同质的,研发部门的劳动力也是同质的。当两地的技术市场和产品市场均实现均衡时,那么发达地区(D)与欠发达地区(U)的工资差距将内生决定于本地中间产品的边际产出即技术创新,然而,中间产品由研发劳动所生产,故两地技术创新差距内生决定于两地研发劳动增长率。

鉴于此,由式(8)和式(11)可知,两个地区的两个部门分别实现市场均衡时,两部门技术创新增长率相等,两部门资本占总产出的份额固定,部门劳动工资变化率相同,则式(8)的部门技术创新方程可转化为地区技术创新方程:

$$\dot{A}_m = B_m L_{sm} A_m^{\theta} \quad (15)$$

当两地区的技术市场出清时,式(12)可表示为:

$$p(m) \cdot \dot{A}_m = w_{sm} L_{sm} \quad (16)$$

将式(16)代入式(15)分别计算出发达地区与欠发达地区的工资率:

$$w_D = p_D B_D A_D^{\theta}, w_U = p_U B_U A_U^{\theta} \quad (17)$$

由式(15)可得发达地区与欠发达地区的技术创新增长率为:

$$g_D = \frac{\dot{A}_D}{A_D} = B_D L_{sD} A_D^{\theta-1}, g_U = \frac{\dot{A}_U}{A_U} = B_U L_{sU} A_U^{\theta-1} \quad (18)$$

式(17)和式(18)关于工资率和技术创新增长率两边取对数并对时间求导,可得发达地区与欠发达地区的工资变化率和技术创新增长率:

$$\frac{\dot{w}_D}{w_D} = \theta g_D, \frac{\dot{w}_U}{w_U} = \theta g_U \quad (19)$$

$$\frac{\dot{g}_D}{g_D} = n_{sD} + (\theta - 1)g_D, \frac{\dot{g}_U}{g_U} = n_{sU} + (\theta - 1)g_U \quad (20)$$

在平衡增长路径上, $\frac{\dot{g}_D}{g_D} = \frac{\dot{w}_D}{w_D}, \frac{\dot{g}_U}{g_U} = \frac{\dot{w}_U}{w_U}, g_D = g_U$, 结合式(19)和式(20)两地区技术创新增长率差异可表示为:

$$\Delta g_{DU} = (n_{sD} - n_{sU}) + (\theta - 1)(g_D - g_U) = n_{sD} - n_{sU} \quad (21)$$

结合式(14),在平衡增长路径上,两地区的资本利率 r 均维持在稳定的水平 r^* 上,资本积累的增长速度恒定。由于市场是完全竞争的,要素收入份额与要素边际产出相等,结合式(9),两地资本占总产出份

额均是固定的,即:

$$S_m = \frac{r^* \cdot K_m}{w_m \cdot L_m} = \frac{MPK \cdot K_m}{MPL_m \cdot L_m} = \frac{\lambda}{1 - \lambda} \cdot \left(\frac{A_{km}}{A_{lm}} \cdot \frac{K_m}{L_m} \right)^{\frac{g-1}{\epsilon}} \quad (22)$$

综合式(9)一式(22),本文刻画了经济体内的产品市场、技术市场以及在预算约束下的消费者均衡,资本密集型部门与劳动密集型部门技术创新增长率之间的差异,进而推广到不同地区经济体间达到稳态时的情形。结合前文关于“劳动力市场完全竞争,劳动力可在部门之间自由流动”的假定,式(21)和式(22)表明,在平衡增长路径上,地区要素禀赋丰裕度的提高来自研发劳动增长,从而不断促进中间产品生产,反之地区要素禀赋愈发贫瘠,地区创新将受到抑制。在要素收入与要素份额相等的情形下,两地研发劳动增长差异造成了地区要素禀赋差异,导致两地创新增长差距。由此,本文提出假说1。

假说1:在平衡增长路径上,两地区资本积累速率恒定,产品市场出清表明两地区劳动力市场处于均衡状态。地区要素禀赋变化来自研发劳动数量变化,区域要素禀赋丰裕程度由研发劳动增长率(n_s)内生决定。研发劳动增长率(n_s)差异造成两地区要素禀赋丰裕程度差异,从而导致区域创新空间差异。

2. 有偏技术进步对区域技术创新的引致效应

Acemoglu(2002)的生产函数形式为:

$$Y(t) = F(L(t), H(t), A(t)) \quad (23)$$

其中, $L(t)$ 为劳动, $H(t)$ 表示另一种生产要素,可以是资本、土地或者技能劳动。本文用来表示资本。 $A(t)$ 为技术, $\partial F / \partial A > 0$ 表示技术进步带来产出增长,更高的 A 值代表更好的技术。在平衡增长路径上,资本和劳动两要素比例相对固定,有偏技术进步驱动某一要素需求增加,从而提高其相对价格。技术进步的要害偏向可表达为:

$$\frac{\partial F / \partial L}{\partial F / \partial H} \geq 0 \quad (24)$$

式(24)表明,技术进步偏向 L , 如果不等号的方向发生改变,则表示技术进步偏向 H 。

对式(9)求资本和劳动的边际产出之比:

$$\frac{MPK}{MPL} = \left(\frac{\lambda}{1-\lambda} \right) \cdot \left(\frac{\gamma_k}{\gamma_l} \right)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \cdot \left(\frac{K}{L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (25)$$

要素替代弹性 ε 决定了有偏技术进步对要素相对边际产出的影响。结合式(25),当要素替代弹性 $\varepsilon > 1$ 时, γ_k 的增长意味着有偏技术进步促进资本边际产出。当要素替代弹性 $\varepsilon < 1$ 时,资本与劳动为互补关系, γ_k 的增长意味着有偏技术进步减少了资本边际产出,资本生产率提高将增加更多劳动需求。结合前文的论述,要素替代弹性 $\varepsilon < 1$,资本生产率 γ_k 的提高依赖于技术创新,而区域技术创新增长率的提高依赖于研发劳动增长或技能劳动增长。因此,在平衡增长路径上,由于资本与劳动占产出份额是固定的,资本生产率 γ_k 的提高意味着经济体对研发劳动或技能劳动需求增加,促使研发劳动或技能劳动相对工资提高。

结合式(15)、(16)和(17),本文构建有偏技术进步引致作用下两地区技术创新的相对工资方程:

$$\frac{w_D}{w_U} = \frac{P_D}{P_U} \cdot \frac{B_D}{B_U} \cdot \left(\frac{A_D}{A_U} \right)^{\theta} = \frac{MP_D}{MP_U} \cdot \frac{B_D}{B_U} \cdot \left(\frac{A_D}{A_U} \right)^{\theta} \quad (26)$$

其中, A_D/A_U 为发达地区与欠发达地区技术创新之比。由此推断,新增技术创新中间品 A 越多,技术创新越活跃,该地区技能劳动或研发劳动的工资越高,也越能吸引技能劳动与研发劳动流入。由此,本文提出假说2。

假说2:在要素替代弹性 $\varepsilon < 1$ 的情形下,有偏技术进步引致经济体加强补充研发劳动或技能劳动等稀缺要素开展创新活动,价格效应导致地区工资差异,从而引起研发劳动或高技能劳动力在区域间流动,造成发达地区与欠发达地区之间的创新差距。

3. 技术进步方向非同向性的区域创新效应

根据Acemoglu(2002)所设定的技术进步方向指数,单个经济体的技术进步方向可用下式表示:

$$D = \left(\frac{MP_K}{MP_L} \right) / \partial \left(\frac{\gamma_k}{\gamma_l} \right) = \frac{\pi}{1-\pi} \cdot \frac{\varepsilon-1}{\varepsilon} \cdot \left(\frac{\gamma_k}{\gamma_l} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \cdot \left(\frac{K}{L} \right)^{-\frac{1}{\varepsilon}} \quad (27)$$

在完全竞争条件下,结合式(3)、(26)和(27),最终产品的边际产出与边际成本相等,发达地区相对于

欠发达地区的工资率可用两地区技术进步方向与技术创新之比来表达:

$$\frac{w_D}{w_U} = \frac{D_D}{D_U} \cdot \frac{\varepsilon_D}{\varepsilon_U} \cdot \frac{B_D}{B_U} \cdot \left(\frac{A_D}{A_U} \right)^{\theta} \quad (28)$$

对式(28)两边取对数并对时间求导可得:

$$\frac{\dot{w}_D}{w_D} - \frac{\dot{w}_U}{w_U} = d_D - d_U + \theta(n_{sD} - n_{sU}) \quad (29)$$

结合式(21)和式(29),在两个经济体达到稳态时 $\frac{\dot{w}_D}{w_D} - \frac{\dot{w}_U}{w_U} = 0$,此时发达地区与欠发达地区技术创新差距可表示为:

$$A_{DU} = \frac{1}{\theta} (d_U - d_D) \quad (30)$$

式(30)表明,发达地区与欠发达地区的技术创新差距由两地技术进步偏向决定。由此,本文提出假说3。

假说3:两地区经济系统达到稳态时即 $d_D = d_U$,发达地区与欠发达地区之间的技术创新差距为零,两地间技术扩散效应大于极化效应,推动创新实现趋同增长。由此推断,发达地区与欠发达地区之间存在的创新趋异特征主要是由两地区技术进步方向存在差异引起的,即当 $d_D \neq d_U$ 时,不同地区技术创新呈明显的空间趋异特征,有偏技术进步引致两地区要素收入份额不均等,引起技术创新极化效应大于扩散效应导致区域创新空间趋异。

四、研究设计

在借鉴戴天仕、徐现祥(2010)、潘文卿等(2017)对技术进步方向测算方法的基础上,本文采用“标准化供给面系统”法对2001–2017年中国222个城市的技术进步方向进行了估算,并分别设定普通计量模型和空间面板计量模型对技术进步方向影响城市创新、城市创新空间收敛进行实证研究。

(一)模型设定

1. 基准模型

为了考察技术进步偏向和要素丰裕度对城市创新的影响,构建如下基准模型:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \gamma_0 DF_{it} + \varphi_0 Z_{it} + \mu_{it} \quad (31)$$

在考察技术进步偏向和要素丰裕度对城市创新差距的影响时,本文借鉴Barro and Sala-i-Martin

(1991)的研究,在式(31)的基础上构建城市创新条件 β 收敛模型:

$$INN_{it} = \alpha_1 + \beta_1 INNOV_{it} + \gamma_1 DF_{it} + \varphi_1 Z_{it} + \sigma_{it} \quad (32)$$

式(32)中, $INNOV_{it}$ 表示当期城市创新, INN_{it} 表示城市创新的平均增长率,若 $\beta < 0$,表明城市创新差距存在条件 β 收敛,城市之间创新差距趋于缩小;若 $\beta > 0$,则说明城市创新差距不存在条件 β 收敛,城市之间创新差距逐渐拉大。

式(31)和式(32)中, i 代表城市, t 代表年份, Y_{it} 表示城市创新增长率和城市创新, DF_{it} 表示城市 i 在 t 年的技术进步方向指数或要素禀赋, Z_{it} 代表城市层面控制变量; β 、 γ 和 φ 分别为变量待估系数; μ 和 σ 为服从独立同分布的随机误差项。

2. 空间面板计量模型

基于本文研究目的,为了考察要素禀赋、技术进步偏向对本地与周边城市创新及其空间收敛的影响,本文在式(31)和式(32)的基础上分别加入了被解释变量 Y_{it} 和核心解释变量 DF_{it} 以及控制变量的空间滞后项,构建如下空间杜宾模型:

$$Y_{it} = \alpha_2 + \rho W Y_{it} + \gamma_2 DF_{it} + \delta W DF_{it} + \varphi_2 Z_{it} + \eta W Z_{it} + \nu_{it} \quad (33)$$

$$INN_{it} = \alpha_3 + \rho' W INN_{it} + \beta_2 INNOV_{it} + \gamma_3 DF_{it} + \delta' W DF_{it} + \varphi_3 Z_{it} + \eta' W Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

式(33)和式(34)中, W 为根据城市经纬度计算并进行标准化后的空间权重矩阵; ν_{it} 和 ε_{it} 为误差项。 δ 、 η 、 δ' 和 η' 分别为城市技术进步偏向或城市要素充裕与控制变量空间滞后项的待估参数,其余参数含义与前述式子相同。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

城市创新(Innov)。本文将城市创新的内涵界定为:与城市创新活动密切相关的生产要素优化组合的过程。狭义的城市创新是指城市内的创新活动,涉及本地城市创新要素的优化配置及由此获得的创新成果。广义的城市创新则包含了不同城市间的创新活动的相互依赖及其关联性,涉及相邻城市间要素流动、要素集聚、知识溢出和技术扩散导致的创新要素配置的过程以及由此所产生的区域创新效应。关于城市创新的衡量,国内外文献主要采用城市研

发投入、专利申请授权数和创新指数等指标。但是考虑到城市研发投入存在着较大风险和不确定性的特征,只能近似地对投入阶段的城市创新进行衡量,而不能直接体现城市创新能力。对于城市创新指数而言,虽然能够从城市的多项指标中对城市创新能力进行综合评价,但是并不能从量化的角度对城市创新能力进行描述。虽然采用专利授权数存在一定的局限性,如专利申请授权数存在着审批等滞后性特征,但总体上体现了城市的创新能力。因此,结合本文对城市创新概念的界定,使用城市年度专利申请授权量的自然对数作为城市创新的代理指标。

城市创新增长率(INN):参考Islam(1995)及白俊红、刘怡(2020)的做法,将创新增长设定为 $INN_{it} = (INNOV_{it} - INNOV_{it-1})/T$,取 $T=1$ 。

2. 核心解释变量

技术进步偏向(DT)。本文借鉴戴天仕、徐现祥(2010),潘文卿等(2017)依据Acemoglu(2002)所设定的技术进步方向指数进行估算:

$$DT_t = \frac{e-1}{e} \left(\frac{N_{kt}}{N_{lt}} \right) \frac{d(N_{kt}/N_{lt})}{dt} \quad (35)$$

首先,将生产函数设定为CES生产函数形式:

$$Q_t = \left[a(N_{kt} K_t)^{\frac{e-1}{e}} + (1-a)(N_{lt} L_t)^{\frac{e-1}{e}} \right]^{\frac{e}{e-1}} \quad (36)$$

其中, Q 为城市总产出, K 和 L 分别为城市资本和劳动投入, a 为资本份额, e 为要素替代弹性, N_{kt} 和 N_{lt} 分别表示城市资本效率和劳动效率。

其次,假定资本和劳动等要素报酬与其边际产出相等,计算出资本增强型技术 N_{kt} 和劳动增强型技术 N_{lt} :

$$N_{kt} = \frac{Q_t}{K_t} \left(\frac{r_t K_t}{a(r_t K_t + w_t L_t)} \right)^{\frac{e}{e-1}}, N_{lt} = \frac{Q_t}{L_t} \left(\frac{r_t K_t}{(1-a)(r_t K_t + w_t L_t)} \right)^{\frac{e}{e-1}} \quad (37)$$

其中, r 和 w 分别表示资本和劳动的价格。

最后,采用Klump et al.(2007)所提出的“标准化供给面系统法”,将要素效率增长率设定为“BoxCox型”,对CES生产函数进行标准化处理,得到标准化系统:

$$\log \bar{Q} = \log(s) + \frac{e}{e-1} \log \left\{ a [\bar{K} \exp(\phi_k \bar{L})]^{\frac{e-1}{e}} + (1-a) [\bar{L} \exp(\phi_l (\bar{L}-1))]^{\frac{e-1}{e}} \right\} \quad (38)$$

$$\log s \left(\frac{r_l K_l}{Q_l} \right) = \log(a) + \frac{e-1}{e} \log(s) - \frac{e-1}{e} \log(\bar{Q}/\bar{K}) + \frac{e-1}{e} \phi_k (\bar{L}-1) \quad (39)$$

$$\log \left(\frac{w_l L_l}{Q_l} \right) = \log(1-a) + \frac{e-1}{e} \log(s) - \frac{e-1}{e} \log(\bar{Q}/\bar{L}) + \frac{e-1}{e} \phi_l (\bar{L}-1) \quad (40)$$

其中, s 为引入的规模因子, ϕ_k 和 ϕ_l 为资本和劳动的增长参数, Q 、 K 、 L 和 l 分别为总产出、资本、劳动和时间与其均值的比值。总产出(Q)采用城市年度GDP总量衡量,城市资本投入(K)用城市固定资产投资来衡量,采用永续盘存法(PIM)进行估算,城市劳动投入(L)用城市年末就业人数来衡量。通过非线性似不相关回归方法(NLSUR)对(38)、(39)和(40)式所组成的非线性方程组进行估计,最终得到 s 、 e 、 a 、 ϕ_k 和 ϕ_l 等参数估计值。进一步,将式(37)各城市资本和劳动效率以及各城市要素替代弹性 e 的估计值代入式(35)计算出各城市技术进步方向指数。本文计算得到的总体样本要素替代弹性值均值为 0.5483,表明我国城市的资本和劳动呈现为互补关系;城市技术进步方向指数均值为 0.153,表明我国城市的技术进步方向总体上偏向资本。

城市要素禀赋(FA)。要素禀赋通常可界定为区域生产要素如资本、劳动力、土地等的总和。国内外学者通常用人均资本、技能与非技能劳动比进行衡量。要素禀赋是在长期经济增长过程中不断循环累积而成的,是经济体增长的内生驱动力,其差异决定了区域技术选择的必然性(林毅夫,2002;覃成林、李超,2012),从这层意义上说,要素禀赋不应简单地用人均资本或技能结构比例进行衡量,应结合其内生驱动特征进行定义,结合前文的理论模型,本文认为要素禀赋是由资本、劳动力、研发劳动、研发经费、技术与知识存量等可量化与不可量化等生产要素与创新要素在城市长期循环累积而形成的独特的生产要素。从量化的视角上,为了能够从总量上对其进行

衡量,不失一般性,本文用城市资本存量与城市年末就业总人数乘积的对数值表示。

3. 控制变量

本文选取的控制变量有:外商投资(FDI),使用城市年度实际利用外资额的对数值度量;政府规模(GOV),使用城市年度政府财政支出额的对数值度量;信息化水平(IMF),使用城市年度互联网用户数的对数值度量;经济密度(ED),采用城市年度GDP与城市面积比值的对数值度量;经济发展水平(ECO),用城市人均GDP的对数值表示;产业结构高级化(IND),采用城市第三产业产值与第二产业产值比值的对数值度量。

(三)数据说明

本文的城市年度专利授权量数据来源于中国研究数据服务平台(CNDRS),城市实际利用外资额、政府财政支出额、互联网用户数、城市人均GDP和城市面积以及二三产业产值等数据来源于《中国城市统计年鉴》。资本价格指数(r),用半年至1年期的银行贷款基准利率衡量,数据来源于中国人民银行官方网站。历年CPI和固定资产投资价格指数来源于国家统计局网站。本文首先计算了城市创新增长率和城市技术进步方向指数,其中,城市创新增长率用城市年度专利授权量对数值的一阶差分度量,技术进步方向指数通过“标准化供给面系统法”进行估算。其他变量缺失值用线性插值法进行补齐。基于城市年度专利授权量数据的可得性,本文最终构建了2002-2017年222个城市平衡面板数据进行实证研究。本文的所有价格变量均以2000年为基期进行了平减,变量描述性统计见表1。

五、实证分析

(一)基准回归分析

表2第(1)至(4)列分别给出了有偏技术进步和要素禀赋对城市创新增长率和城市创新影响的基准回归结果。 β 系数均为正,通过了1%的显著性检验,这表明中国城市间创新差距在逐渐增大。技术进步偏向抑制了城市创新,要素禀赋对城市创新影响为正,通过了1%的显著性检验,要素禀赋丰裕程度增加显著促进了城市创新,并扩大了城市创新差距。

尽管基准模型的参数估计结果具有较高的显著

表1

变量描述性统计

变量类型	符号	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	INNOV	城市创新	6.197	1.791	1.609	11.578
	INN	城市创新增长率	0.185	0.456	-6.385	2.765
核心解释变量	DT	技术进步方向	0.153	0.612	-19.127	1.212
	FA	城市要素禀赋	37.727	1.988	32.032	44.298
控制变量	FDI	外商投资	16.903	1.959	8.399	22.264
	GOV	政府规模	21.640	1.118	17.359	26.232
	ECO	城市经济发展水平	9.127	0.798	3.690	14.561
	ED	城市经济密度	14.965	1.244	11.452	19.709
	IMF	城市信息化水平	12.424	1.339	5.466	17.761
	IND	产业结构高级化	-0.248	0.400	-1.836	1.675

表2

要素禀赋和技术进步偏向影响城市创新的基准回归结果

变量	OLS		OLS	
	INNOV	INN	INNOV	INN
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-13.965***	0.180***	-14.249***	1.938***
β		2.173***		0.178***
DT	-0.058***	0.009		
FA			0.043**	0.040***
FDI	0.071***	-0.006	0.070***	-0.006
ECO	0.285***	-0.059***	0.247***	-0.100***
ED	0.362***	-0.063***	0.372***	-0.047***
GOV	0.107***	-0.000	0.110***	0.002
IMF	0.697***	-0.126***	0.689***	-0.135***
IND	0.267***	-0.145***	0.276***	-0.136**
Log-likelihood	-3994.9	-2156.0	-3996.7	-2151.0
LM-lag	0.414	7.840***	0.284	7.290***
R-LM-lag	0.000	0.667	0.020	0.658
LM-err	13.876***	9.275***	14.361***	8.781***
R-LM-err	13.462***	2.102	14.097***	2.149
Adj-R ²	0.825	0.092	0.824	0.092
样本数	3552	3552	3552	3552

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平。以下各表同。

性,但只有在随机扰动项满足正态与独立同分布条件,即 $E(\mu|X)=0$ 时,OLS估计量才具有最优性质。若不满足这一条件,那么OLS估计量会出现偏误。区域创新存在着显著的空间集聚与空间溢出效应(李燕,2019),对于包含地理空间特征的样本数据而言,其具有空间相关性以及空间异质性的特点,这使得基准模型违背了高斯-马尔可夫经典假设,若仍用

OLS进行参数估计必然导致结果偏误。因此,需要建立空间计量模型,并采用新估计方法来解决模型中存在空间效应的相关问题。

(二)要素禀赋和有偏技术进步对城市创新影响的空间计量经济分析

常用的空间面板计量模型主要有空间面板滞后模型(SPLM)、空间面板误差模型(SPEM)和空间面板

杜宾模型(SPDM),通过构建空间计量模型既可以考察城市创新是否具有空间外溢效应,也可以考察要素禀赋、有偏技术进步对城市创新、创新收敛的影响。对于区域创新活动、区域创新差距形成过程中是否存在空间相关性,以及要素禀赋和有偏技术进步能否通过空间关联效应对区域创新和区域创新差距产生影响,可以根据 Anselin(1988)和 Elhorst(2014)的检验思路,即借助拉格朗日乘子(LM)及其稳健形式(Robust-LM)进行空间相关性检验,并以 Wald 统计量作为空间面板模型的选择依据。

通过表2对基准计量模型的 LM 检验结果可知, LM-lag 和 LM-err 及其稳健 Robust-LM-lag 和稳健 Robust-LM-err 的检验结果拒绝了基准模型不存在空间相关性的原假设。具体而言,模型(1)和(3)的 LM-err 和 Robust-LM-err 统计量在 1%水平下显著,

均指向选择空间误差模型。模型(2)和(4)的 LM 统计量均在 1%水平下显著拒绝原假设,并且 LM-err > LM-lag,但其稳健 LM 统计量都不显著,无法对空间滞后模型或空间误差模型做出孰优孰劣的判断。在此情况下, LeSage and Pace(2009)建议使用空间杜宾模型,然后通过检验假设 $H_0: \delta=0$ 或 $H_0: \delta+p\gamma=0$ 来判断是否能将空间杜宾模型简化为空间滞后模型或者空间误差模型。

表3中,模型(1)和(3)的 Wald 统计量检验结果表明,本文所设定的空间杜宾模型均不能简化为空间滞后模型或空间误差模型,模型(2)的 Wald 统计量则接受了原假设。表4中,三种模型 Wald 统计量检验结果均拒绝了原假设。从模型拟合优度上看,采用空间固定效应的模型最优。Hausman 检验结果也均支持了空间模型应采取固定效应的形式。以上检验

表3 要素禀赋影响城市创新的空间杜宾模型回归结果

变量	INNOV		
	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
	(1)	(2)	(3)
WINNOV	0.013***	0.013***	0.010***
FA	0.246***	-0.068**	-0.133***
FDI	-0.017*	0.062***	-0.016**
ECO	0.733***	0.163***	0.295***
ED	0.394***	0.266***	0.002
GOV	-0.046***	0.342***	0.051**
IMF	0.256***	0.554***	0.051***
IND	0.601***	0.137***	-0.033
WFA	-0.012***	-0.013***	-0.006**
WFDI	0.003***	-0.002*	0.002***
WECO	0.004**	0.001	-0.000
WED	0.002*	0.005***	-0.001
WGOV	0.001	0.004***	0.000
WIMF	-0.007***	-0.005***	-0.006***
WIND	-0.000	0.002	-0.007***
Wald-lag	166.266***	2772.6	201.726***
Wald-err	73.647***	1158.8	157.310***
Hausman	730.461***	5215.516***	617.740***
Adj R ²	0.800	0.318	0.000
Log-likelihood	-2500.69	-35330.39	-3252.254
样本数	3552	3552	3552

结果验证了空间面板杜宾模型构建的合理性。因此,本文主要对空间固定效应的空间杜宾模型回归结果进行解释。

表3回归结果显示,空间固定效应、时间固定效应和时空固定效应三种空间计量模型均反映城市创新具有显著正向空间溢出效应,而周边地区要素禀赋每提高一个单位都将削弱本地创新。在空间固定效应模型中,基于前文的理论分析,要素禀赋差异主要由技能劳动区域流动所造成,随着时间变化,本地要素禀赋变化必然与相邻地区产生联系,从而产生空间关联效应,提高城市要素禀赋将对区域创新产生正向促进作用,最可能的解释是在发达地区高工资的吸引下(田相辉、徐小靓,2015),研发人员、研发经费向创新活跃地区集聚,更快地促进技术创新更新换代(Berliant et al.,2006)。而时间固定效应与时空固定效应模型中,提高要素禀赋却抑制了本地创

新,出现这种差异的原因可以做如下解释:在控制城市特征等空间变量条件下,区域空间内整体要素禀赋不变,要素禀赋差异主要表现为随时间变化而呈现出不同地区集聚效应的强弱差异,具有强要素集聚效应的发达地区,其创新能力越强。然而,在控制时间变量的条件下,特定时间内要素禀赋的差异则可用不同的地域单元要素丰裕度进行衡量,第(2)和(3)列的回归结果表明,地区单元若仅具有高要素禀赋也无法促进地区创新强度的提高,研发人员、研发经费等创新要素既需要时间形成集聚效应,也需要空间发挥溢出效应才能促进区域创新增长。要素禀赋空间滞后项对城市创新影响的系数为负,表明研发劳动、技能劳动、研发经费等创新要素外流,提高了周边城市要素的丰裕度将削弱本地创新能力。实证结果验证了前文的假说。

表4第(1)列回归结果显示,城市创新空间滞后

表4 技术进步偏向影响城市创新的空间杜宾模型回归结果

变量	INNOV		
	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
	(1)	(2)	(3)
WINNOV	0.012***	0.011***	0.018***
DT	-0.040***	-0.028	-0.033***
FDI	-0.012	0.057***	-0.024***
ECO	0.946***	0.131***	0.254***
ED	0.432***	0.313***	0.015
GOV	-0.011	0.327***	0.052**
IMF	0.307***	0.568**	0.051***
IND	0.681***	0.138***	0.019
WDT	-0.006***	-1.155**	-0.004***
WFDI	-0.004***	-0.002	0.003***
WECO	-0.006***	0.004***	-0.007***
WED	-0.003***	0.003***	-0.004***
WGOV	-0.001***	0.002***	0.000
WIMF	-0.009***	-0.011***	0.008***
WIND	0.009***	0.000	-0.013***
Wald-lag	167.15***	1964.20***	247.77***
Wald-err	72.70***	1455.90**	187.40***
Hausman	804.08***	3397.68***	925.19***
Adj R ²	0.797	0.349	0.000
Log-likelihood	-2544.04	-25979.14	-3489.31
样本数	3552	3552	3552

项回归系数为0.012,在1%的水平下显著,技术进步偏向项的回归系数为-0.04,其空间滞后项回归系数为-0.006,均通过了1%的显著性检验,这表明技术扩散和要素集聚加快了城市之间的知识溢出和创新合作,显著促进了城市创新空间溢出,而技术进步偏向资本不仅显著抑制了本地创新,还通过空间关联效应对周边城市创新造成抑制影响。出现这样的结果可从两方面进行解释:一方面,由于资本与劳动呈互补关系,资本偏向型技术进步对稀缺的技能劳动、研发人员等需求的增加会形成价格效应,技能劳动和研发人员的短缺造成创新驱动不足进而降低了本地创新;另一方面,技术进步方向通过空间扩散效应(潘文卿等,2017),造成相邻区域对技能劳动需求的增加,研发劳动不足引起了相邻地区创新下降。

表5包含了四种模型的回归结果,Hausman检验均支持了采取固定效应的模型设定形式。表5第(1)

至第(3)列给出的是绝对 β 收敛和条件 β 收敛的OLS回归结果,显示城市创新差距的估计系数 β 显著为正,基准回归结果表明城市创新不存在绝对 β 收敛,在控制城市特征变量下也不存在条件 β 收敛。第(4)和(5)列给出的是考虑了因变量空间相关与误差项空间相关的SLM和SEM模型估计结果,第(6)列给出的则是考虑了包含解释变量空间滞后项对被解释变量产生影响的SDM模型估计结果。

表5第(3)列的条件 β 收敛模型以及第(4)和(5)列的SLM和SEM模型中,要素禀赋对城市创新增长的影响系数为负,但均未通过10%的显著性检验。第(6)列的空间杜宾模型回归结果中其系数以及空间滞后项系数却显著为正,不同模型回归结果呈现的差异表明,在不考虑加入解释变量空间滞后项的第(2)至(5)列回归结果可能存在着由于遗漏变量而引起的模型内生性问题,从而导致参数估计系数经济含义

表5 要素禀赋对城市创新空间收敛影响的回归结果

变量	INN					
	OLS			SLM	SEM	SDM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常数项	-0.378***	3.695**	3.648***			
WINN				0.400***		0.326***
λ					0.886***	
INNOV	0.089***	0.362***	0.362***	0.364***	0.626***	0.488***
FA			-0.011	-0.023	-0.005	0.075**
FDI		-0.005	-0.004	-0.005	0.000	-0.003
ECO		-0.352***	-0.342***	-0.308***	-0.156**	-0.068
ED		-0.102***	-0.101***	-0.136***	-0.037	0.027
GOV		0.027*	0.028*	0.016	-0.002	0.005
IMF		-0.131***	-0.128***	-0.123***	-0.030	-0.025
IND		-0.454***	-0.452***	-0.385***	-0.086	0.000
WFA						0.223***
WFDI						-0.028
WECO						-0.599***
WED						-0.341***
WGOV						0.033
WIMF						-0.268***
WIND						-0.822***
Hausman	82.04***	391.12***	397.91***	435.51***	1386.19***	771.11***
R ²	0.047	0.183	0.182	0.146	0.063	0.235

不明确。就技术进步方向而言,技术进步方向因城市等级差异而产生扩散现象(潘文卿等,2017),经济发展的异质性导致了创新行为的空间差异性。对比SLM、SEM和SDM三种空间计量模型的估计结果,空间杜宾模型的实证结果对要素丰裕度加剧城市创新空间趋异的解释力最强,从模型的拟合优度上看,SDM模型在所有模型中最优,并且SDM模型得出的结论也是稳健的。回归结果表明,如果忽略城市对要素的虹吸作用必然不能正确反映要素流动引起城市要素丰裕度变化而导致城市创新出现差距的形成机理。结合前文对理论模型的推导,城市间创新差距的形成,主要是由于发达地区能够提供比较高的工资,吸引了更多的高技能劳动者流入,更加快速地对资本密集品的消化吸收以及开展二次创新所致。

表5中SDM模型回归结果显示,城市创新增长空间溢出系数为0.326,通过了1%的显著性检验,本

地与周边地区要素禀赋对创新增长的影响均为正,分别通过了5%和1%的显著性检验, β 系数在1%的水平下显著。提高1%的城市要素禀赋将促进本地0.075%创新增长,周边地区要素禀赋每提高1%将促进本地创新增长0.223%。空间杜宾模型回归结果表明,要素集聚显著促进了创新集聚,创新的溢出效应与扩散效应推动区域整体创新增长。随着优质要素流入,发达地区要素禀赋逐渐丰裕而欠发达地区要素禀赋逐渐贫瘠,导致区域创新出现极化现象,当创新极化效应大于扩散效应时,必然加剧城市创新差距,形成创新空间趋异格局。由此,实证结果验证了前文的假说。

表6的第(1)至第(3)列分别为城市创新绝对 β 收敛模型、条件 β 收敛基准模型回归结果。第(3)列加入了技术进步偏向对城市创新条件 β 收敛的影响。在第(3)列计量模型的基础上分别加入变量的空间滞

表6 有偏技术进步对城市创新空间收敛影响的回归结果

变量	INN					
	OLS			IV-2SLS	IV-GMM	SDM
	(1)	(2)	(3)			
常数项	-0.378***	3.695**	-0.784*	2.720***	2.764***	—
WINN				1.076***	2.285***	0.354***
β	0.089***	0.362***	0.364***	0.233***	0.216***	0.485***
DT			0.026**	0.691***	0.323**	0.026***
FDI		-0.005	-0.005	-0.026**	-0.028**	-0.000
ECO		-0.352***	-0.353***	0.012	0.028	-0.029
ED		-0.102***	-0.100***	-0.129***	-0.107***	0.020
GOV		0.027*	0.028*	-0.030	-0.070***	0.008
IMF		-0.131***	-0.131***	-0.111***	-0.095***	-0.024
IND		-0.454***	-0.455**	-0.062	0.013	-0.023
WDT					0.807***	0.162***
WFDI						-0.008
WECO						-0.304***
WED						-0.253***
WGOV						0.077***
WIMF						-0.241***
WIND						-0.688***
HansenJ-p				0.146	0.563	
R ²	0.047	0.183	0.184			0.218
样本数	3552	3552	3552	3107	3552	3552

后项,并对模型进行回归得到第(4)列至第(6)列关于城市创新条件 β 收敛空间计量模型的估计结果。其中,第(1)至第(3)列采用普通最小二乘法(OLS)进行估计,第(4)列以在校大学生人数作为技术进步方向的工具变量,采用工具变量两阶段最小二乘法(IV-2SLS)估计,第(5)列采用GMM方法进行估计,第(6)列采用空间面板杜宾模型(SDM)通过极大似然法进行估计。之所以采用工具变量两阶段最小二乘法(IV-2SLS)、GMM以及SDM模型对有偏技术进步影响城市创新差距进行估计,主要考虑到区域有偏技术进步可能存在三方面内生性问题:其一,技术进步偏向的测度可能存在测量误差,无法满足经典假设关于无偏性、有效性以及一致性的要求。其二,由于区域创新和有偏技术进步在经济发展过程中相互影响造成互为因果的关系,这种反向因果关系不利于揭示区域创新差距形成的根源。其三,计量模型变量选取过程中难免出现遗漏重要变量的情况,容易导致系数估计结果经济含义不明确。因此,通过采用上述三种方法对模型进行估计,能够最大限度缓解模型内生性问题。

从表6第(1)至第(6)列的回归结果上看,城市创新项 β 收敛回归系数均为正,且通过了1%的显著性检验,这表明城市创新增长不存在绝对 β 收敛和条件 β 空间收敛,城市间创新差距呈现拉大的趋势。从第(4)列至第(6)列的回归结果上看,城市创新增长的空间滞后项回归系数均在1%的水平上显著为正,这表明城市创新增长具有空间溢出效应,创新集聚效应显著提高了区域创新增长。

表6在第(3)列OLS回归结果中,技术进步偏向对城市创新差距的影响效应为0.026,城市创新收敛 β 系数为0.364,对比第(3)列和第(4)列的回归结果可知,经过内生性处理后,技术进步偏向对城市创新增长影响的回归系数为0.691,大于前者,城市创新项 β 系数为0.233,小于前者,这表明内生性问题的存在使得技术进步偏向对城市创新增长影响的正效应被缩小。对比第(4)列和第(5)列的回归结果可知,在控制了技术进步偏向及其空间滞后项和城市特征变量后,城市创新增长的空间溢出效应由第(4)列的1.076

增大到第(5)列的2.285,而技术进步偏向对城市创新空间收敛的影响效应减小至0.323,其空间滞后项回归系数为0.807,城市创新项 β 系数则几乎不变,这表明技术进步偏向并主要通过空间关联效应促进了周边城市创新增长,城市创新增长存在正向空间溢出效应,但城市创新空间收敛 β 系数为正,表明技术进步的资本偏向通过空间关联效应扩大了城市间创新差距。

表6第(6)列在第(5)列的基础上加入了城市特征变量的空间滞后项,从回归结果上看,城市创新增长存在显著的空间溢出效应,代表城市创新空间 β 收敛的回归系数为0.485,通过了1%的显著性检验。第(6)列的空间杜宾模型回归结果显示,在控制了城市特征变量后,技术进步偏向及其空间关联效应显著促进了城市创新增长,城市创新的空间溢出效应显著促进了区域整体创新水平的提升,但城市间创新差距趋于扩大。对这种结果的解释是,无论是资本技术水平的提高还是资本规模扩大都会引起技术进步偏向技能劳动(Bloom et al., 2013),在价格效应的驱动下,最终造成发达地区与欠发达地区之间创新差距。综合以上分析可知,中国城市创新存在着空间溢出效应,但由于受到资本偏向型技术进步的影响,发达地区与欠发达地区之间出现了技术进步的非同向性,加剧了城市创新的极化效应,最终导致城市间创新差距逐渐扩大,造成中国城市创新空间分异。实证结果验证了前文假说。

(三)稳健性检验

本文通过采用替换被解释变量与替换空间权重矩阵两种方法进行稳健性检验。稳健性检验结果见表7。

1. 替换空间权重矩阵

表7中第(1)至(4)列采用替换空间权重矩阵的方法,将原经纬度计算的空间权重矩阵替换为经济距离空间权重矩阵,重新对模型进行估计。稳健性检验回归结果显示,城市创新和城市创新增长的空间滞后项回归系数为正,均通过了1%的显著性检验,要素禀赋对城市创新影响的回归系数为正,其空间滞后项对城市创新影响的回归系数为负,均通过了

表 7

稳健性检验

变量	经济距离空间权重矩阵				替换被解释变量	
	INNOV		INN		INN	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WINNOV	0.013***	0.701***				
WINN			0.264***	0.284***	0.326***	0.353***
INNOV			0.098***	0.098***	0.488***	0.485***
DT		-0.019*		0.006***		0.025***
FA	0.249***		0.018**		0.075***	
FDI	-0.016*	-0.019***	-0.002	-0.001	-0.003	0.000
ECO	0.731***	0.156***	-0.017	-0.008	-0.068	-0.029
ED	0.392	-0.055	0.002	0.001	0.027	0.020
GOV	-0.046***	-0.035*	0.003	0.003	0.005	0.008
IMF	0.255***	-0.005	-0.003	-0.002	-0.025	-0.024
IND	0.594***	-0.066	0.001	-0.004	0.000	-0.023
WDT		-0.165***		0.039***		0.161***
WFA	-0.013***		0.046***		0.223***	
WFDI	0.002***	0.023	-0.004	-0.000	-0.028	-0.007
WECO	0.004**	-0.036	-0.135***	-0.071***	-0.599***	-0.304***
WED	0.002**	0.174***	-0.072***	-0.052***	-0.341***	-0.252***
WGOV	0.001	0.021	0.012	0.021***	0.033	0.077***
WIMF	-0.007***	0.211***	-0.055***	-0.049***	-0.268***	-0.240***
WIND	-0.001	0.326***	-0.166***	-0.137***	-0.822***	-0.687***
R ²	0.923	0.847	0.171	0.161	0.235	0.218
N	3552	3552	3552	3552	3552	3552

1%的显著性检验。技术进步偏向及其空间滞后项对城市创新影响回归系数为负,分别通过了10%和1%的显著性检验。表征城市创新条件 β 空间收敛系数显著为正,表明在要素禀赋和技术进步偏向显著加剧了城市创新的空间发散。该稳健性检验支持了前文的实证结果。

2. 替换被解释变量

表7中第(5)列和第(6)列采用替换被解释变量的方法,将城市创新增长率换为 $INN_{it}=(INNOV_{it}-INNOV_{it-1})/(NNOV_{it} \cdot T)$, $T=1$ 。对空间杜宾模型重新进行估计,回归结果显示,表征城市创新条件 β 空间收敛系数显著为正,表明城市创新不存在空间收敛,城市创新增长的空间溢出效应显著为正,要素禀赋和技术进步偏向及其空间滞后项对城市创新增长率影响的回归系数显著为正。稳健性检验也支持了前文的实

证结果。

六、结论与启示

本文分别从理论与实证上论证了要素禀赋与有偏技术进步对区域创新空间收敛的影响。首先,基于CES生产函数构建具有异质性特征的两地区三部门内生增长模型,探析了要素禀赋差异的形成及其对区域创新空间收敛的影响机制,进一步揭示了有偏技术进步造成区域创新空间趋异的机理。其次,采用中国城市数据,通过构建区域创新空间收敛模型进行了实证检验。经过理论论证与实证研究,得到以下结论:第一,在平衡增长路径上,区域要素禀赋丰裕度取决于研发劳动数量,要素禀赋丰裕地区的创新能力更强。第二,我国城市资本与劳动呈互补关系,技术进步方向总体上偏向资本。在有偏技术进步作用下,价格效应引致要素向高收入份额的

发达地区集聚,形成创新极化效应,导致了区域创新空间趋异。第三,我国城市创新存在显著的空间溢出效应,但发达地区与欠发达地区存在非同向技术进步方向,导致区域创新极化效应大于扩散效应,扩大了区域创新差距。以上结论在采用替换空间权重矩阵、替换变量、工具变量两阶段最小二乘法和IV-GMM等检验方法后依然稳健。

在创新驱动发展战略深入实施、要素市场化改革向系统深化进程中,因地制宜、有序推进要素市场化配置,引导要素向先进生产力协同集聚,不断激发要素活力和增强内生发展动力、促进区域创新空间收敛,对于推动区域高质量发展尤为关键。结合本文研究结论,得出如下启示:第一,持续优化人才供给机制,强化技能人才培养。地方政府应增强技能人才供给与培养力度,通过畅通人才跨地流动与建立人才培养基地,扭转过度资本深化情形下的技能人才投入不足现状,提高技能人才供给与有偏技术进步的匹配度。第二,畅通区域要素互联互通与共享,加强区域间技术创新活动的交流与合作。在当前加快建设全国统一大市场的背景下,充分发挥技术、知识、数据和信息等要素的扩散效应,推动要素共享平台建设,为建设高水平统一的要素市场提供必要保障。通过探索优化区域整体要素配置带动和增强发达地区对欠发达地区的技术扶持,建立常态化技术交流与合作机制,促进区域技术共享和知识溢出。第三,优化要素配置结构,减小资本偏向程度。过度的资本深化造成资本边际产出递减,而城市技术资本和技能劳动的不匹配则强化了对稀缺技能劳动的过度竞争。欠发达地区应及时调整“不差钱式”的资本过度投入,通过改革提高要素配置效率,充分发挥要素禀赋优势促进创新增长,缩小与发达地区之间的创新差距。

感谢匿名审稿专家的宝贵建议,作者文责自负。

参考文献:

- [1]白俊红、刘怡,2020,“市场整合是否有利于区域创新的空间收敛”,《财贸经济》,第1期,第96-109页。
- [2]戴天仕、徐现祥,2010,“中国的技术进步方向”,《世界经济》,第11期,第54-70页。
- [3]黄先海、杨君、肖明月,2012,“资本深化、技术进步与资本回报率:基于美国的经验分析”,《世界经济》,第9期,第3-20页。
- [4]黄骥琳、姚婷婷,2020,“市场分割与地区生产率:作用机制与经验证据”,《财经研究》,第1期,第96-110页。
- [5]雷钦礼、李粤麟,2020,“资本技能互补与技术进步的技能偏向决定”,《统计研究》,第3期,第48-59页。
- [6]雷钦礼、徐家春,2015,“技术进步偏向、要素配置偏向与我国TFP的增长”,《统计研究》,第8期,第10-16页。
- [7]李爽,2018,“要素价格扭曲、政治关联与中国工业企业的技术创新积极性”,《财贸研究》,第7期,第1-14页。
- [8]李燕,2019,“粤港澳大湾区城市群R & D知识溢出与区域创新能力——基于多维邻近性的实证研究”,《软科学》,第11期,第138-144页。
- [9]林伯强、杜克锐,2013,“要素市场扭曲对能源效率的影响”,《经济研究》,第9期,第125-136页。
- [10]林毅夫,2002,“发展战略、自生能力和经济收敛”,《经济学(季刊)》,第1期,第269-300页。
- [11]刘鉴、杨青山、江孝君、张郁,2018,“长三角城市群城市创新的空间集聚及其溢出效应”,《长江流域资源与环境》,第2期,第225-234页。
- [12]潘文卿、吴天颖、胡晓,2017,“中国技术进步方向的空间扩散效应”,《中国工业经济》,第4期,第17-33页。
- [13]覃成林、李超,2012,“要素禀赋结构、技术选择与中国城市现代产业发展”,《产业经济研究》,第3期,第18-25页。
- [14]申萌、万海远、李凯杰,2019,“从‘投资拉动’到‘创新驱动’:经济增长方式转变的内生动力和转型冲击”,《统计研究》,第3期,第17-31页。
- [15]舒元、才国伟,2007,“我国省际技术进步及其空间扩散分析”,《经济研究》,第6期,第106-118页。
- [16]陶长琪、徐茉,2021,“经济高质量发展视阈下中国创新要素配置水平的测度”,《数量经济技术经济研究》,第3期,第3-22页。
- [17]田相辉、徐小靓,2015,“为什么流向大城市?——基于城市集聚经济的估计”,《人口与经济》,第3期,第23-32页。
- [18]王承云、孙飞翔,2017,“长三角城市创新空间的集聚与溢出效应”,《地理研究》,第6期,第1042-1052页。
- [19]余典范,2008,“适宜技术理论研究综述”,《财经问题研究》,第2期,第22-28页。

[20]余东华、张鑫宇、孙婷,2019,“资本深化、有偏技术进步与全要素生产率增长”,《世界经济》,第8期,第50-71页。

[21]郑江淮、荆晶,2023,“基于技能偏向性技术进步的经济增长动能分解”,《南方经济》,第1期,第28-48页。

[22]Acemoglu, D., 1998, "Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 113(4): 1055-1089.

[23]Acemoglu, D., 2002, "Directed Technical Change", *The Review of Economic Studies*, 69(4): 781-809.

[24]Acemoglu, D., 2007, "Equilibrium Bias of Technology", *Econometrica*, 75(5): 1371-1409.

[25]Aghion, P. and P. Howitt, 1992, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60(2): 323-351.

[26]Anselin, L., 1988, "Spatial Econometrics: Methods and Models", Dordrecht: Kluwer Academic Press.

[27]Antonelli, C. and C. Feder, 2019, "A Long-term Comparative Analysis of the Direction and Congruence of Technological Change", *Socio-Economic Review*, 19(2): 1-23.

[28]Antonelli, C. and F. Quatraro, 2010, "The Effects of Biased Technological Change on Total Factor Productivity: Empirical Evidence from a Sample of OECD Countries", *Journal of Technology Transfer*, 35(4): 361-383.

[29]Au, C. and J. V. Henderson, 2006, "Are Chinese Cities Too Small?", *Review of Economic Studies*, 73(3): 549-576.

[30]Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, 1991, "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1): 107-182.

[31]Berliant, M., R. Reed and P. Wang, 2006, "Knowledge Exchange, Matching, and Agglomeration", *Journal of Urban Economics*, 60(1): 69-95.

[32]Blanchard, O. J., W. D. Nordhaus and E. S. Phelps, 1997, "The Medium Run", *Brookings Papers on Economic Activity*, 28(2): 89-158.

[33]Bloom, N., M. Schankerman, and J. van Reenen, 2013, "Identifying Technology Spillovers and Product Market Rivalry", *Econometrica*, 81(4): 1347-1393.

[34]Chen, Y., J. V. Henderson and W. Cai, 2017, "Political

Favoritism in China's Capital Markets and Its Effect on City Sizes", *Journal of Urban Economics*, 98: 69-87.

[35]Elhorst, J. P., 2014, "Matlab Software for Spatial Panels", *International Regional Science Review*, 37(3): 389-405.

[36]Feldman, M., 1994, "The Geography of Innovation", Boston: Kluwer Academic.

[37]Grossman, G. M. and E. Helpman, 1991, "Quality Ladders and Product Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, 106(2): 557-586.

[38]Islam, N., 1995, "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110(4): 1127-1170.

[39]Kerr, W. and S. Kominers, 2015, "Agglomerative Forces and Cluster Shapes", *Review of Economics and Statistics*, 97(4): 877-899.

[40]Klump, R., P. Mcadam, and A. Willman, 2007, "Factor Substitution and Factor-augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-side System Approach", *Review of Economics and Statistics*, 89(1): 183-192.

[41]LeSage, J. and R. K. Pace, 2009, "Introduction to Spatial Econometrics", Boca Raton: CRC Press.

[42]Lucas, R. E., 1988, "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1): 3-42.

[43]Murata, Y., R. Nakajima, R. Okamoto and R. Tamura, 2014, "Localized Knowledge Spillovers and Patent Citations: A Distance-based Approach", *Review of Economics and Statistics*, 96(5): 967-985.

[44]Porter, M., 1990, "The Competitive Advantage of Nations", New York: The Free Press.

[45]Poterba, J. M., 1999, "The Rate of Return to Corporate Capital and Factor Shares: New Estimates Using Revised National Income Accounts and Capital Stock Data", *NBER Working Papers*, 48(98): 211-246.

[46]Romer, P. M., 1990, "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 98(5 Part 2): S71-S102.

[47]Sturgeon, T., 2002, "Modular Production Networks: A New American Model of Industrial Organization", *Industrial and Corporate Change*, 11(3): 451-496.