

区域数字经济发展如何影响全要素生产率? ——基于创新效率的中介检验分析

张微微,王曼青,王媛,季铭凯

(辽宁大学新华国际商学院,辽宁 沈阳 110136)

摘要:经济高质量发展可以依靠数字经济推动下全要素生产率的提高来实现。基于2010—2020年中国省际面板数据,多维度测算数字经济发展水平,并构建空间杜宾模型进行实证检验。研究发现:中国数字经济发展促进了全要素生产率的提高并存在空间溢出效应,创新效率发挥着中介作用,政府支持水平对全要素生产率的影响存在非线性的门槛效应。由此,应大力发展数字经济的包容性增长潜能,实现创新驱动下的经济高质量协调发展。

关键词:数字经济;全要素生产率;创新效率;中介效应;杜宾模型

中图分类号:F061.5; F062.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2023)01-0195-11

How does the development of regional digital economy affect TFP? ——Analysis of intermediary test based on innovation efficiency

ZHANG Weiwei, WANG Manqing, WANG Yuan, JI Mingkai

(Sunwah International Business School, Liaoning University, Shenyang 110136, China)

Abstract: High-quality economic development can be achieved by the improvement of total factor productivity driven by the digital economy. Based on the inter-provincial panel data of China from 2010 to 2020, the level of digital economy development is measured in multiple dimensions, and a spatial Durbin model is constructed for empirical testing. It is found that: the development of China's digital economy promotes the improvement of total factor productivity and there is a spatial spillover effect, innovation efficiency plays a mediating role, and there is a nonlinear threshold effect of the level of government support on total factor productivity. As a result, the inclusive growth potential of the digital economy should be vigorously developed to achieve high-quality coordinated economic development driven by innovation.

Key words: digital economy; total factor productivity; innovation efficiency; mediating effect; Durbin model

2020年初新冠病毒感染疫情肆虐,全国各地停工停产,经济发展遭到重创,但就2020年全球主要经济体总体发展形势看,中国是唯一实现经济正增长的国家,GDP比上年增长2.3%,在经济空

间往来受限的情况下仍能实现如此增长,是与数字经济的蓬勃发展息息相关的。全国各地疫情防控离不开健康码、大数据行程卡等数字技术的支持,远程教育、远程医疗、远程办公、电子商务等也

收稿日期:2022-07-13 修回日期:2023-01-04

基金项目:国家社会科学基金一般项目“资源错配视角下东北地区全要素生产率损失问题研究”(20BJY106)。

作者简介:张微微(1982—),女,辽宁沈阳人,辽宁大学新华国际商学院副教授、硕士生导师,金融学博士,研究方向为区域经济发展。
通信作者:王媛。

为经济复苏提供了不可或缺的保障。以大数据、云计算、AI 等为主导的技术族群正推动着第四次技术革命,数据成为新的关键生产要素,数字经济已被视为经济增长的“新引擎”。在数字全球化的趋势下,中国政府提出到 2025 年要实现数字经济核心产业增加值占 GDP 比重达到 10% 的目标。中国在健全关键核心技术攻关新型举国体制下,不断优化配置创新资源,强化国家战略科技力量的规划。高质量发展被认为是全面建设社会主义现代化国家的首要任务,而着力提高全要素生产率、着力推进城乡融合和区域协调发展是重要路径。因此,数字经济发展必将发挥其科技创新优势,尤其在产业数字化转型、数字乡村、工业互联网、人工智能等重点领域发挥重要作用,数字经济已成为国家一项重要战略发展目标。

数字经济是以数据为核心生产要素,其具有的密集型知识创造特征正作用于生产的各环节中,伴随着由此带来的信息生产与传播效率的提高,打破了传统要素市场的束缚,这种广泛的“赋能效应”正在重塑经济结构,减少资源错配并推动创新资源配置方式^[1]。数字经济正成为推动技术进步、效率提升和经济结构优化的重要动力,对一个国家的经济发展水平起着决定性作用^[2]。这种作用,不仅体现在数字经济增加值占 GDP 的比重上,更体现在数字经济对高质量经济发展的作用上,也就是对全要素生产率的影响方面^[3]。因此,数字经济已成为势不可挡的全球经济潮流,在 2016 年举办的 G20 峰会上提出的“二十国数字经济发展与合作倡议”,对全球数字经济发展走向产生了重大影响。然而,中国数字经济发展在发达国家数字经济已经取得巨大成就的背景下面临诸多挑战,这些挑战体现在双重转型发展上,即不仅要由一个农业社会向工业社会转型,还要同时向知识社会转型。因此,如何保证在实现工业化的基础上还能够顺利发展数字经济,成为了亟待解决的关键课题。

新古典经济增长理论认为,全要素生产率 (TFP) 的增长是经济持续增长的一个重要源泉。Solow^[4] 在经济增长理论模型中考虑了技术因素,

开创了测算 TFP 的先河。自此,TFP 逐渐成为衡量一国经济增长质量的重要指标。然而,索洛随后又提出计算机的大量使用并不能提高生产率,即著名的“索洛悖论”^[5],这给学术界的研究带来新的挑战。之后,确有研究结果符合“索洛悖论”,发现数字经济的基础资源包括网站数、域名数等与 GDP 增长的相关性较弱^[6-7]。但是,更多的研究结论支持了数字经济能够提高 TFP 的观点,认为“索洛悖论”实则源于测量误差^[8]。总体来看,学术界对于 TFP 的研究主要集中在以下 3 个方面:一是以数字经济的信息化本质角度着手^[9],探讨信息化的技术应用效果,认为信息化对技术进步有显著正向促进作用,通过对经济“赋能”^[10],与传统产业融合发展带来的经济结构转型升级带动了 TFP 增长^[11];二是研究焦点逐渐从技术基础层面转向人工智能这种新型劳动力生产要素层面,人工智能兼具资本和劳动力双重性质^[12],对其广泛应用不仅可以更大程度地实现 TFP 增长,还会对中低端劳动力产生较强的替代效应^[13];三是研究聚焦于数字经济的发展能够缓解资本、劳动力等要素的错配水平,进而实现 TFP 的持续增长^[14-15]。

从数字经济、创新效率与 TFP 三者之间关系来看,数字经济所具有的技术属性是其促进 TFP 增长的关键所在,而技术进步是技术创新或技术引进驱动下实现的结果^[16]。学者们提出数字经济的创新有别于传统意义的创新^[17],外溢性是创新的一个重要特征,数字信息技术的广泛应用促进了创新技术的溢出,提高了行业整体创新能力^[18]。随着中国的发展进入新常态,经济增长的新动能需要靠创新推动 TFP 的提高来实现^[19],且政府不同的支持方式和支持力度也是发挥数字经济推动 TFP 提升的一个重要因素^[20]。然而,有学者认为中国的创新规模与 TFP 增速出现背离,创新投入的提高并没有促进 TFP 的显著提升,即“低生产率之谜”“中国创新困境”^[21-22],究其原因,在于传统研发过程中企业(生产主体)和研发机构(创新主体)存在信息不对称现象,导致了创新转化效率的低下,抑制了创新的积极性和创新投入的经济效益。

综合上述研究结论,不禁让我们思考这样一些问题,当前数字经济时代,信息化作用下的创新如何作用于 TFP 的增长?数字经济的高信息生产与传播效率能否通过创新效率的提高破解“低生产率之谜”“中国创新困境”?不同区域之间的数字经济发展是否存在溢出效应?是否存在一种非线性关系,即存在门槛效应——在超过一

定门槛临界值后影响效应更大?这些正是本文要探讨的重点问题,也无疑是非常有研究价值的现实问题,而空间计量经济学的快速发展为这些问题的解决提供了有效的研究工具。基于此,本文拟通过空间杜宾模型对数字经济如何影响全要素生产率问题进行探讨。具体的研究框架如图 1 所示。

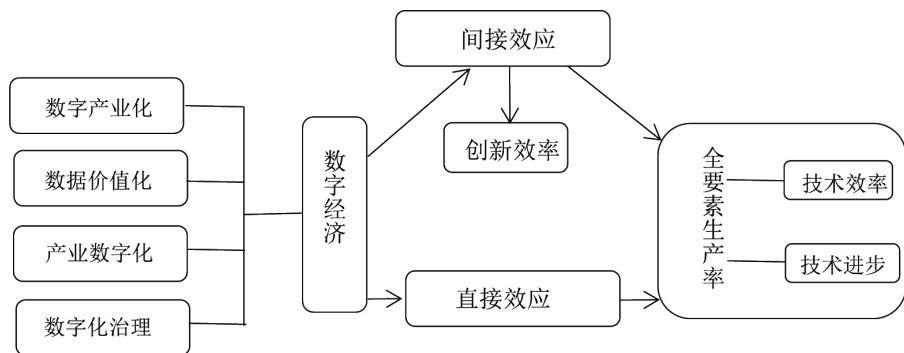


图1 数字经济、创新效率与全要素生产率三者关系研究框架

一、理论分析与研究假设

(一)数字经济发展与全要素生产率

数据作为一项现代生产要素,能够克服传统生产要素边际生产力递减及数量有限性等方面存在的不足,通过与资本和劳动力等其他生产要素在生产、分配和流通等环节实现有效整合,发挥“水平链接”作用的同时,通过跨时空传播实现信息共享,使得区域间资源实现有效整合,从而带来“空间效应”,克服了由于不同区域之间基础设施建设、技术创新能力等方面存在的差异影响而产生的“数字鸿沟”问题^[23]。

全要素生产率的提高是以技术进步水平发展为代表的。在数字经济时代,全要素生产率的增长路径主要有以下4个方面:一是以技术进步提高带来增长的“常规路径”^[24],人工智能、大数据及云计算等新技术的应用使要素投入方式和结构向信息密集型、知识密集型转变,从而提高了全要素生产率。二是对商业模式及产品创新带来增长的“创新路径”,在数字信息发展驱动下数字化生产平台提供了新型的生产和分工模式,其灵活性对于中小企业进入市场更为容易,且大数据为新产品的创意提供了更为可视化的输出路径,这些创

新模式不仅满足了生产需求,也扩展了销售平台,从而实现了供需匹配效率提升,促进了全要素生产率的提高^[25-26]。三是数字经济协调着政府和市场之间的关系,是政府与市场的数字化“桥梁路径”。数字经济的应用领域逐渐扩展到医疗卫生、社会治理、文化传播等诸多方面,与人们的生活紧密相关,通过数字信息掌握市场中消费者多元化需求,在提高民生方面与政府的宗旨相契合,政府不断通过政府网站、政府微博建设等进行数字化治理,数字经济正在赋能数字化政府及数字国家的建设^[27]。四是数字经济发展下,广泛应用的信息技术具有信息共享效应,可以突破时空限制整合区域之间人力、资本、技术等生产要素,并缩小了区域差距,这种“链接”所产生的溢出效果,正在提高区域间协同发展能力,促进中国经济的包容性增长,这是全要素生产率提高的“空间路径”^[28-30]。因此,基于以上分析提出如下假设:假设 H1a: 数字经济的发展存在空间关联性及差异性;假设 H1b: 数字经济的发展能促进全要素生产率的提高且具有空间溢出效应。

(二)数字经济发展与创新效率

数字经济正在引发一轮经济范式的变革,其

技术属性的本质创造出了新的生产要素及生产方式,成为中国创新效率提升的新动能,最终实现资源的战略优化配置^[31-32]。一方面,数字经济发展引发经济主体的创新需求更加多元化和智能化,使得研发过程中对信息技术及工具的使用和创造更加普遍,创新活动边界逐渐模糊且信息获取的成本也在下降,创新溢出效果及渗透性更加显著,新技术和新方法得以高效应用于生产的前、中、后的各个阶段,这种强大的信息技术创新效率使得区位差异对生产的影响得以弱化,因此提高了创新活动中投入产出比例关系,即提高了创新效率;另一方面,数字经济发展促进了创新组织网络化的形成,创新资源配置范围的大小是创新组织能够形成网络化、生态化与协同化的一个前提,数字经济的发展为此提供了技术条件,大数据、人工智能等技术的应用缓解了经济系统内信息的不确定性,成为驱动产业创新效率的一个关键要素。再者,数字经济的发展提高了创新的包容性,包容性创新是市场进行多元化价值创造的全新形态,意指在财富创造过程中为穷人提供公平参与机会以缓解贫富差距,体现了创新促进经济发展和社会和谐相容性发展的全新理念^[33],数字经济网络化的组织方式及资源配置的能力为包容性创新创造了技术条件,满足了底层群体的技术需求,实现了多元主体在互动和协作共同推动下的创新效率提高,因此提出假设 H2:数字经济的发展能促进创新效率的提高。

(三)创新效率的中介传导机制

以技术进步水平发展为代表的全要素生产率,在创新效率的提升下可以实现爆发式增长。创新作为高新技术产业的一个核心特征,其效率状况对国民经济发展水平起到直接的决定作用。然而,以往学术界关注的创新投入只是创新资源的总量投入,在中国目前创新资源严重不足的情况下,更要注重创新效率问题^[34]。因此,在数字经济发展推动下,可以通过数据、互联网、云计算等技术条件实现投入产出比例关系的优化,从而促进经济增长的内涵得以延伸,提高以全要素增长率为代表的高经济发展质量和效应,改变以往依

靠增加物质要素消耗等外延生产方式实现经济发展的状况^[35]。

结合上述对数字经济与全要素生产率及数字经济与创新效率的分析可以看出:一方面,数字经济通过赋能传统产业,加快信息化进程来驱动经济高质量发展,这体现了数字经济发展促进全要素生产率提高的直接效应;另一方面,数字经济对经济发展的影响还来自于对创新驱动下的全要素生产率的提高,通过大数据、互联网、云计算等新技术的应用,在创新模式和创新体系上有重大突破,提高了创新投入的转化效率,即数字经济可以通过创新效率的提高进而整合资源来推动整体全要素生产率的提高,这体现了创新效率的中介作用。基于上述分析,提出假设 H3:创新效率对数字经济影响全要素生产率的发展存在中介效应。

(四)非线性传导机制

数字经济的规模化发展离不开“有为政府”的保障^[36],且在不同的政府支持水平下数字经济发展对经济发展质量的影响也呈现出不同特征。一方面,政府通过加大投入数据中心、互联网建设等发展数字经济的基础设施,为创新生态提供基本硬件支持;另一方面,政府对数字经济向创新技术转化提供制度支持与政策保障,助推经济高质量发展持续发展。因此,提出假设 H4:数字经济的发展与创新效率及全要素生产率之间存在非线性相关关系,政府支持水平具有显著的门槛效应。

二、变量选择及度量

(一)被解释变量

全要素生产率(*TFP*)及其分解指标技术效率(*EFF*)和技术进步(*TECH*)是被解释变量。本文采用非参数法的 Malmquist 指数法,测算时所用的产出值选取以 1978 年为基期测算的各省份实际 GDP;投入值以资本和劳动投入值测算,其中资本测算采取永续盘存法,以 1952 年为基期,通过固定资本形成总额与固定资产投资的价格指数进行测算,劳动则以各省就业人员总数进行测算。

(二)解释变量

数字经济发展水平(*DEI*)是解释变量,目前学

术界对数字经济的衡量逐渐从单一指标发展为综合指标,本文借鉴杨慧梅等^[32]的测量方法,根据国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》中的数据和指标,立足于中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2020年)》明确指出的数字经济已经进入到了“四化”协同发展的新阶段,故本文综合“四化”——数字产业化、数据价值化、产业数字化和数字化治理4个方面来构建数字经济评估体系对数字经济进行综合测算,具体衡量指标如表1所示。其中,第一、二、三产业增加值数据来源于《城市统计年鉴》,其他数据来源于《中国互联网络发展状况统计报告》。具体测算方式是:首先,通过主成分分析法对中国30个省份数字经济发展水平的衡量指标进行构建,此方法是一种多元统计分析方法,可以利用降维思想确定数据自身特征权重;其次,将多个变量转化为少数几个具有代表性的综合变量(主成分),这样可以避免主观随机因素带来的干扰,也可以将各变量在量纲化和数量级上的差别消除,克服了单一变量可能产生的信息缺失问题,将复杂的统计数据简化处理;最后,根据综合得分模型,计算得出各省数字经济发展水平。

表1 中国数字经济水平测度体系

一级指标	二级指标	三级指标	一级指标	二级指标	三级指标
数字产业化	基础设施	a. 互联网宽带接入用户	数据价值化	交易市场	k. 大数据交易所
		b. 互联网宽带接入端口		数字技术农业边际贡献	l. 第一产业增加值
		c. 长途光缆线路长度	产业数字化	数字技术工业边际贡献	m. 第二产业增加值
		d. 光缆线路长度		数字技术服务业边际贡献	n. 第三产业增加值
	软件及服务	e. 软件产品收入	数字化治理	多主体参与	o. 政府网站数量
		f. 软件业务收入			p. 政务微博数量
	互联网	g. 网页数			q. 政务头条号数量
		h. 域名数			—
		i. 互联网上网人数			—
		j. 互联网普及率			—

由于本文选取指标较多,为了消除量纲不同带来的影响,故将数据进行KMO检验和Bartlett球形检验,结果见表2。从表2可知,数字经济衡量体系中的各变量具有结构效度且在一定程度上相互独立,可以通过主成分分析对其进行降维操作。

表2 KMO检验和Bartlett球形检验结果

取样足够度的 Kaiser-Meyer-Olin 度量		0.839
Bartlett 的球形度检验	近似卡方	6 901.783
	Df	136
	Sig.	0.000

使用SPSS 25对上述17个变量进行主成分提取,结果如表3所示。在17个变量中,3个变量特征值大于1,且累计方差贡献率大于75%,能代表样本中大部分信息,由于原变量丢失信息较少,故主成分分析结果有较强的说服力。确定主成分后,计算各原始变量占主成分的比重,通过式(1)~式(3)分别对主成分1(Comp1)、主成分2(Comp2)和主成分3(Comp3)利用SPSS 25对原始变量进行打分,并通过式(4)算出数字经济发展水平。

表3 主成分分析结果

成分	特征值	方差	累计方差贡献率	成分	特征值	方差	累计方差贡献率
1	7.888 0	5.121 5	0.464 0	10	0.275 5	0.076 0	0.963 2
2	2.766 5	0.585 7	0.626 7	11	0.199 5	0.045 9	0.975 0
3	2.180 9	1.283 9	0.755 0	12	0.153 6	0.024 6	0.984 0
4	0.896 9	0.222 8	0.807 8	13	0.129 0	0.044 7	0.991 6
5	0.674 1	0.098 4	0.847 4	14	0.084 3	0.059 9	0.996 6
6	0.575 7	0.151 9	0.881 3	15	0.024 4	0.002 8	0.998 0
7	0.423 9	0.038 0	0.906 2	16	0.021 6	0.009 0	0.999 3
8	0.385 9	0.078 4	0.928 9	17	0.012 6	.	1.000 0
9	0.307 5	0.032 0	0.947 0				

$$\text{Comp1} = 0.325\,2a + 0.33\,1\,6b + 0.097\,7c + 0.294\,2d + 0.290\,4e + 0.296\,5f + 0.203\,8g + 0.270\,0h + 0.303\,5i + 0.204\,0j + 0.198\,1k + 0.055\,8l + 0.114\,7m + 0.275\,0n + 0.043\,8o + 0.297\,9p + 0.214\,4q \quad (1)$$

$$\text{Comp2} = 0.188\,9a + 0.133\,9b + 0.398\,8c + 0.218\,8d - 0.241\,0e - 0.211\,2f - 0.391\,8g - 0.166\,1h + 0.205\,2i - 0.297\,2j - 0.323\,9k + 0.320\,9l + 0.201\,3m + 0.054\,1n + 0.223\,1o + 0.044\,0p + 0.148\,7q \quad (2)$$

$$\text{Comp3} = -0.083\,9a - 0.114\,6b - 0.115\,1c - 0.185\,7d + 0.166\,3e + 0.155\,1f + 0.163\,5g + 0.090\,2h + 0.081\,4i - 0.190\,1j + 0.010\,1k + 0.160\,6l + 0.458\,7m + 0.264\,4n + 0.510\,7o - 0.259\,8p - 0.410\,1q \quad (3)$$

$$\text{DEI} = 0.464\,0 \times \text{Comp1}/0.755\,0 + 0.162\,7 \times \text{Comp2}/0.755\,0 + 0.128\,3 \times \text{Comp3}/0.755 \quad (4)$$

根据综合得分模型,计算出各省数字经济发展水平,并通过min-max法将其规范化,发现

中国各省数字经济发展水平大多数呈逐年上升趋势,2020 年数字经济发展水平最高的 3 个地区是广东省、江苏省和山东省;数字经济发展水平最低的 3 个地区是青海省、海南省和宁夏回族自治区。总体上来看,东部地区数字经济发展要快于中西部地区,因而验证了假设 H1a,即数字经济的发展存在空间差异性。

(三) 中介变量

本文以创新效率(*INOV*)作为中介变量,采取随机前沿分析方法(SFA)对中国区域创新过程中的效率水平进行测算,参照白俊红等^[37]的核算方法,创新投入采取永续盘存方法核算的研发资本存量及按全时人员和非全时人员的工作量折算的总人员数进行测算;创新产出则采取专利授权量进行测算。

(四) 控制变量

区域经济发展水平(*ED*)采用各省份人均 GDP 来衡量;人力资源水平(*urban*)选用各省份每 10 万人口普通高等学校平均在校生人数测算;交

通基础设施水平(*infra*)通过“(铁路里程+公路里程+内河航里程)/国土面积”衡量各省份交通基础设施的发展程度;对外开放程度(*trade*)选取各省份进出口贸易额占 GDP 的比重衡量各省份对外开放程度。

(五) 门槛变量

选取政府支持水平(*gov*)作为门槛变量,原因在于政府的支持是数字经济发展水平提高的一个重要因素^[38],政府可以通过加大基础设施建设来体现其对数字经济发展的支持力度。因此,本文选取铺设光缆线路占区域面积的比值大小来衡量政府的支持水平。

(六) 数据来源及描述性统计

本文所使用的数据来源于历年各省份统计局发布的《统计年鉴》及中国互联网信息中心发布的《中国互联网络发展状况统计报告》《中国数字经济发展白皮书(2020 年)》和国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》。各变量描述性统计见表 4。

表 4 变量描述性统计

变量类型	变量	代码	观察个数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	全要素生产率	<i>TFP</i>	330	0.989 2	0.015 7	0.918 0	1.018 0
	技术效率	<i>EFF</i>	330	0.996 7	0.008 1	0.960 0	1.015 0
	技术进步	<i>TECH</i>	330	0.992 5	0.016 6	0.942 0	1.016 0
解释变量	数字经济发展水平	<i>DEI</i>	330	0.231 6	0.179 8	0.000 0	1.000 0
中介变量	创新效率	<i>INOV</i>	330	0.209 3	0.160 5	0.028 7	0.961 4
门槛变量	政府支持水平	<i>gov</i>	330	9.370 0	14.273 4	0.171 8	110.076 8
控制变量	区域经济发展水平	<i>ED</i>	330	10.793 7	0.461 8	9.481 8	12.013 0
	人力资源水平	<i>urban</i>	330	2615.630 0	831.808 4	1 082.000 0	6 196.000 0
	交通基础设施水平	<i>infra</i>	330	1.111 2	0.538 7	0.892 6	2.512 7
	对外开放程度	<i>trade</i>	330	4.123 5	4.696 2	0.110 7	23.969 8

三、实证检验与结果分析

(一) 计量模型选定

对空间模型进行空间自相关性检验,并根据检验结果判断是否能使用空间杜宾计量模型(SDM)进行回归分析。其中,权重在空间模型中被看成是外生变量,不同权重对于空间效应所产生的结果影响较大^[39]。因此,为了科学验证数字经济发展对创新效率及全要素生产率的空间影响,选取地理距离权重矩阵(W^1)进行莫兰指数检验, W^1 数据构成为:

$$w^1_{ij} = \frac{1 / D_{ij}}{\sum_{ij=1}^n (1 / D_{ij})} \quad (5)$$

式中, i, j 代表不同省份; D_{ij} 代表*i*省和*j*省的省会距离。表 5 为莫兰指数检验结果,可见数字经济指数和创新效率指数均通过了 1% 的显著性检验,全要素生产率指数大多通过了 1% 的显著性检验,说明在地理距离权重矩阵下,可以采用 SDM 进行回归分析,也验证了假设 H1a 观点,即数字经济发展水平具有空间相关性。

表5 数字经济指数、创新效率指数和全要素生产率的莫兰指数检验

年份	DEI		INOV		TFP		年份	DEI		INOV		TFP	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值		Moran's I	P 值	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2010	0.428	0.000	0.094	0.004	0.041	0.036	2016	0.381	0.000	0.096	0.006	0.234	0.001
2011	0.426	0.000	0.094	0.004	0.045	0.014	2017	0.366	0.000	0.097	0.007	0.215	0.001
2012	0.433	0.000	0.094	0.004	0.116	0.000	2018	0.382	0.000	0.097	0.008	0.079	0.001
2013	0.427	0.000	0.095	0.004	0.187	0.000	2019	0.334	0.000	0.097	0.009	0.193	0.001
2014	0.418	0.000	0.096	0.005	0.193	0.000	2020	0.342	0.000	0.097	0.010	0.018	0.040
2015	0.392	0.000	0.096	0.006	0.171	0.000	—	—	—	—	—	—	—

接下来,引入中介变量创新效率进一步考察数字经济对全要素生产率潜在的间接影响机制。先通过使用 Stata 16 进行 Bootstrap 500 次抽样检测,对创新效率 (INOV) 是否具有中介效应进行初步检验,检验结果如表 6 所示。在中介效应的置信区间中并未出现 0 值,中介效应检验显著通过。

表6 Bootstrap 中介效应检验结果

变量	coef.	Std. Err	p-value *	[95% Conf. Interval]	BS 次数
中介效应	0.004 4	0.002 3	0.008 0	-0.000 2 0.008 9	500
直接效应	0.046 5	0.010 2	0.000 0	0.026 4 0.066 5	500

在验证中介效应存在的基础上,构建计量模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFP_{i,t-1} + \rho_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} TFP_{jt} + \beta_1 DEI_{it} + \delta_1 \sum_{j=1}^n W_{ij} DEI_{jt} + \varphi_{it} control_{it} + \lambda_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$INOV_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 INOV_{i,t-1} + \rho_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} INOV_{jt} + \beta_2 DEI_{it} + \delta_2 \sum_{j=1}^n W_{ij} DEI_{jt} + \varphi_{it} control_{it} + \lambda_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_3 TFP_{i,t-1} + \rho_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} TFP_{jt} + \beta_3 DEI_{it} + \delta_3 \sum_{j=1}^n W_{ij} DEI_{jt} + \alpha_3 INOV_{i,t} + \rho_4 \sum_{j=1}^n W_{ij} INOV_{jt} + \varphi_{it} control_{it} + \lambda_{it} + \nu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中, TFP_{it} 表示 i 地区 t 时期的全要素生产率,后文计量分析中分别代入 TFP 及其分解指数,即技术效率 (EFF)、技术进步 ($TECH$); DEI_{it} 表示 i 地区 t 时期的数字经济指标; α_0 表示模型截距项; α_{1-3} 表示变量系数; ρ_{1-4} 空间自相关系数, $control_{it}$ 表示控制变量; λ_{it} 、 ν_{it} 表示个体效应和时间效应; ε_{it} 表示随机误差项。

从中介效应的检验步骤来看:首先,对模型 (6) 进行回归分析,若估计系数显著,再进行下一步的中介效应检验。然后,依次对模型 (7) 和模型 (8) 进行估算。若回归结果系数均显著,则表示中介效应通过,具体中介效应是否显著有效,还需要通过模型 (6) 和模型 (8) 的系数变化情况进行判断。

(二) 回归结果分析

1. 数字经济对全要素生产率影响的检验分析

通过对模型 (6) 进行检验,如表 7 中整体空间杜宾回归的模型 (6) 结果可知, TFP 的滞后项 $L.TFP$ 在 1% 的显著性水平上显著为正,意味着存在正向空间溢出效应,证实了使用动态空间计量模型分析的正确性,并且空间自相关系数 ($Spatial. rho$) 为 0.526,在 5% 的显著性水平上显著为正,说明 TFP 较高的省份周围也聚集着 TFP 较高的省份。 DEI 对 TFP 的影响系数为 0.060,在 1% 的显著性水平上显著为正,即两者存在正向相关关系,且空间项 ($W-DEI$) 为空间杜宾模型才能检测,也能够解决模型的内生性问题,其系数为 0.054,在 5% 的显著性水平上显著,说明中国各地区 DEI 发展会对周边地区 TFP 的提高形成正向的空间溢出效应。结论验证了假设 H1b,也再次验证了可以进行中介检测的前提是存在的。

2. 中介变量模型检验分析

表 7 中整体空间杜宾回归的模型 (7) 结果验证了 DEI 对 $INOV$ 影响, $INOV$ 的滞后项在 1% 的显著性水平上显著为正,意味着存在正向空间溢出效应,空间自相关系数 ($Spatial. rho$) 为 0.369,在 1% 的显著性水平上显著为正,说明 $INOV$ 水平较高的省份周围也聚集着 $INOV$ 较高的省份。 DEI 对 $INOV$ 的影响系数为 0.010,在 10% 的显著性水平上显著为正,说明两者存在显著的正向相关关

系,数字经济推动了信息在区域内及区域间的高速传播,有效破解了信息传递层级,不仅促进了本区域的创新效率提升,而且带动了相邻地区的创新效率提升,实现了协同发展的效果。结论验证了假设 H2,也证实了可以进一步检验中介效应。

表 7 中整体空间杜宾回归的模型(8)结果验证了 INOV 存在对于 DEI 影响 TFP 的中介效应。具体来看,DEI 和 INOV 的回归系数分别是 0.040 和 0.091,均在 1% 的显著性水平上显著,这与模型(6)和模型(7)的回归结果方向及显著性相同,但是对比模型(6)和模型(8)的回归结果发现,DEI 影响 TFP 的系数由 0.060 下降到 0.040,这正表明了 INOV 对于 DEI 促进 TFP 的提高起到了中介作用,即 DEI 通过加快 INOV 的提高推动了 TFP 的提高,并且 DEI 和 INOV 的空间项(W-DEI/W-INOV)

系数均显著为正,这不仅说明了 DEI 和 INOV 对 TFP 的影响存在着空间溢出效应,还意味着邻近地区的 DEI 和 INOV 发展对目标地区的 TFP 有改善效果,且对比于模型(6)的 DEI 空间项(W-DEI)系数结果,系数由 0.054 下降到了 0.015,意味着 INOV 对于 DEI 促进 TFP 的空间溢出效应也起到了中介作用。其原因可能在于:一方面,依托政策支持,数字技术结合创新投入和研发的增加,实现资源利用效率最大化,提升了创新产出效率;另一方面,数字经济降低了区域内与区域间创新系统中信息搜集、传递和加工成本,打破空间局限实现创新资源的协同,从而实现经济高质量发展,也即数字经济通过创新效率提升了技术水平和创造能力,从而实现全要素生产率提高的目的。以上结果验证了假设 3 的观点。

表 7 空间计量结果

变量	整体空间杜宾回归			TFP 分解 EFF		TFP 分解 TECH	
	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(6)	模型(8)	模型(6)	模型(8)
L. TFP	0.275 *** [3.061]	—	0.100 * [1.054]	—	—	—	—
L. INOV	—	0.993 *** [4.062]	—	—	—	—	—
L. EFF	—	—	—	0.147 * [1.089]	0.206 *** [3.076]	—	—
L. TECH	—	—	—	—	—	0.062 *** [3.022]	0.113 *** [2.023]
DEI	0.060 *** [4.017]	0.010 * [1.005]	0.040 *** [3.015]	0.014 * [1.008]	0.023 *** [2.008]	0.054 *** [4.015]	0.050 *** [3.013]
INOV	—	—	0.091 *** [2.102]	—	0.009 * [1.077]	—	0.228 *** [2.083]
ED	0.021 ** [2.005]	0.011 *** [2.410]	0.011 [1.036]	0.013 * [1.079]	0.004 ** [2.541]	0.006 ** [2.002]	0.395 *** [2.116]
urban	0.001 * [1.400]	0.013 ** [2.892]	0.002 * [1.563]	0.001 * [1.118]	0.032 * [1.048]	0.061 * [1.883]	0.001 ** [2.003]
trade	0.007 * [1.023]	0.001 [0.201]	0.006 [0.004]	0.003 [0.005]	0.007 [0.005]	0.003 [0.014]	0.056 *** [2.015]
infra	0.003 [0.960]	0.024 [0.146]	0.002 * [1.299]	0.008 [0.182]	0.001 * [1.523]	0.011 [0.285]	0.002 * [1.286]
W-DEI	0.054 ** [2.022]	0.006 * [1.028]	0.015 *** [2.038]	0.074 *** [3.018]	0.067 ** [2.027]	0.033 ** [2.014]	0.009 * [1.017]
W-INOV	—	—	0.621 ** [4.228]	—	0.325 ** [1.142]	—	0.395 *** [2.116]
Spatial. rho	0.526 ** [2.076]	0.369 *** [7.064]	0.622 *** [3.117]	0.366 *** [3.080]	0.263 *** [3.100]	0.520 *** [7.100]	0.658 *** [6.086]
样本数	330	330	330	330	330	330	330

注:***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 与 $p < 0.1$ 时有统计学意义。

3. *TFP* 分解 *EFF* 和 *TECH* 的杜宾回归的检验分析

表7中的 *TFP* 分解 *EFF* 和 *TECH* 下的模型(6)回归结果可以看出, *DEI* 的系数均显著为正, 说明 *DEI* 与 *EFF* 和 *TECH* 均存在显著正向的影响作用, 即 *DEI* 显著促进了技术效率和技术进步的提高。根据模型(8)的回归结果, 可以对中介效应进行分析, *EFF* 下 *DEI* 的系数由 0.014 上升到 0.023, 说明 *INOV* 对于 *DEI* 影响 *EFF* 的中介效应并不显著, 即数字经济发展未能通过创新效率的提升进而提高技术效率水平, 究其原因可能是数字经济发展过程中, 技术创新过多的投入并没有带来更多技术效率的提升, 也在一定程度反映了数字经济在传统产业转变过程中存在“成本次可加性”特质, 拥有更多数字资源的主体易形成垄断, 这种垄断使得其他边缘主体低于有效生产规模运行, 但垄断企业规模过大而产生了规模不经济, 宏观上影响了技术效率的发挥; 分解 *TECH* 下的 *DEI* 系数由 0.054 下降到 0.050, 说明了此时 *INOV* 的中介效应是显著的, 数字经济可以通过提高创新效率水平推动技术进步水平, 原因可能在于数字经济的发展, 打破了传统研发过程中企业(生产主体)和研发机构(创新主体)的信息不对称现象, 为生产和研发提供了超越空间限制的互动平台, 从而提高了创新活动向技术转化的匹配效率, 促进了 *TFP* 分解下技术进步的高效率发展。

(三) 稳健性检验

为进一步验证结果的稳健性, 本文选取动态系统 GMM 模型重新进行估计。从全样本回归结果来看, 核心解释变量对被解释变量的回归结果均较为显著, 验证了数字经济对于全要素生产率具有显著促进作用, 创新效率的中介效应也是显

著的, 且都通过了 AR(2) 和 Hansen 检验, 说明工具变量均具有外生性。从 *TFP* 分解的技术效率(*EFF*)和技术进步(*TECH*)来看, 数字经济对技术效率、技术进步均有显著的正向影响作用, 创新效率对于数字经济促进技术进步中介效应显著性也与分析结果相同, 因此证明了结论的稳健性。

(四) 门槛效应分析

进一步测算数字经济对创新效率及全要素生产率的网络效应, 借鉴 Hansen(1999)^[40] 的非动态面板门槛模型, 构建以政府支持水平(*gov_{it}*)为门槛变量的模型:

$$TFP_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 TFP_{i,t-1} + \gamma_2 DEI_{it} \cdot I(gov_{it} \leq \lambda) + \gamma_3 DEI_{it} \cdot I(\lambda < gov_{it}) + \gamma_4 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$INOV_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 INOV_{i,t-1} + \gamma_2 DEI_{it} \cdot I(gov_{it} \leq \lambda) + \gamma_3 DEI_{it} \cdot I(\lambda < gov_{it}) + \gamma_4 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

式(9)、式(10)中, $I(\cdot)$ 是指示函数, 满足括号中的条件时取值 1, 否则取 0; 上式假设仅有一个门槛, 但可以拓展为多门槛计量模型。根据表 8 的门槛效应检验结果可以发现, *TFP* 的单一门槛在 5% 的显著性水平上显著, 而双重门槛和三重门槛均不显著, *INOV* 的单一门槛和双重门槛在 5% 和 10% 的显著性水平上显著, 三重门槛则不显著。因此, 初步判断 *TFP* 存在单一门槛, *INOV* 存在双重门槛。

根据表 9 的门槛效应回归结果显示, *TFP* 方面, 当政府支持水平对 *TFP* 的单门槛值不高于 2.316 7 时, 影响系数为 0.012, 虽是一种正向关系但并不显著, 而政府支持水平高于 2.316 7 时, 影响系数提高到 0.098, 在 5% 的显著性水平上显著

表 8 门槛效应检验结果

因变量	门槛变量	门槛个数	<i>F</i> 值	<i>P</i> 值	BS 次数	门槛值			临界值		
						I	II	III	1%	5%	10%
<i>TFP</i>	政府支持(<i>gov</i>)	单一门槛	14.02	0.050 0	300	2.316 7	—	—	20.278 1	14.159 5	11.930 5
		双重门槛	6.71	0.480 0	300	2.316 7	3.003 8	—	19.668 2	13.756 8	12.540 3
		三重门槛	16.05	0.140 0	300	2.316 7	1.111 5	4.037 7	46.759 3	32.544 6	28.527 1
<i>INOV</i>	政府支持(<i>gov</i>)	单一门槛	33.83	0.016 7	300	2.119 1	—	—	36.838 4	24.972 0	20.962 6
		双重门槛	19.03	0.093 3	300	1.971 5	9.700 8	—	27.872 2	20.513 3	18.534 0
		三重门槛	3.68	0.883 3	300	1.971 5	9.700 8	10.731 2	28.780 1	21.408 7	17.694 4

为正,说明此时数字经济发展能够显著提高 *TFP*。*INOV* 系数方面,当政府支持水平对 *INOV* 的单门槛值不高于 2.119 1 时,数字经济发展水平对创新效率的影响系数为 0.021,虽是一种正向关系但并不显著,而当门槛值高于 2.119 1 小于等于 9.700 8 时,影响系数提高到 0.295,且在 1% 的显著性水平上显著为正,说明此时数字经济发展水平对创新效率的促进作用得到了显著增强,网络效应得以实现,假设 4 得到了验证。

表 9 门槛效应回归结果

变量	门槛变量	变量	系数	P 值
<i>TFP</i>	政府支持 (<i>gov</i>)	$gov \leq 2.3167$	0.012	0.663
		$gov > 2.3167$	0.098	0.044
<i>INOV</i>	政府支持 (<i>gov</i>)	$gov \leq 2.1191$	0.021	0.710
		$2.1191 < gov \leq 9.7008$	0.295	0.006
		$gov > 9.7008$	0.056	0.433

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

第一,通过构建空间杜宾模型进行回归分析,发现数字经济的空间自相关系数显著为正,说明中国各区域数字经济发展存在空间关联性,且数字经济的空间项也显著为正,说明中国数字经济发展能够实现跨空间传播,存在促进区域之间资源有效整合的空间溢出效应。第二,根据主成分分析法对中国 30 个省份数字经济发展水平进行测算,发现中国区域数字经济发展存在空间差异性,东部地区数字经济发展要快于中西部地区。第三,通过杜宾回归分析及中介效应检验,结论显示数字经济发展水平能够提升全要素生产率且创新效率存在中介效应。第四,数字经济存在网络效应特征,其对创新效率及全要素生产率的影响存在非线性的门槛效应,门槛变量政府支持水平对全要素生产率存在单一门槛,对创新效率存在双重门槛。

(二) 对策建议

1. 推动数字经济高质量发展,破解核心技术卡脖子难题。推动数字经济高质量发展,必须要破解核心技术卡脖子难题。党的二十大提出“坚决打赢关键核心技术攻坚战,增强自主创新能力”,自主创新和突破性科技成果正是数字经济核心竞争力集中体现,中国数字经济发展正处于“爬陡坡、过深坎”的关键阶段,应加快集中力量开

展战略性前沿技术、非对称技术、“杀手锏”等技术的攻关,全力加快一体化信息网络、量子互联网、光网络等数字化网络建设,着力突破高端芯片、量子通信、类脑计算、视觉识别等关键技术,以自主可控核心技术助力数字经济高质量发展。

2. 数字产业化和产业数字化双轮驱动,实现技术赋能。数字产业化和产业数字化分别侧重于数字要素供给和应用,两者需双轮驱动才能确保为技术赋能。首先,实现数字产业化,需促进数字产业服务好市场需求,开发产业发展所需求的数字技术和数字产品,为企业运营提供服务;其次,实现产业数字化,需促进数字技术标准同市场应用相匹配,就要强化数字技术标准规范的制定,还要加强应用层面上工业互联网等标准体系建设。从而,数字技术可以全方位对产业运行模式进行数字化改造和技术赋能,助推经济向更高级形态、更精准分工、更合理结构的数字经济阶段推进。

3. 加大政府支持力度,助推数字经济高速协调发展。数字经济发展对全要素生产率存在空间溢出效应和网络效应,具有持久性,数字经济发展蕴含的能量会逐渐释放,因此地方政府要提高重视发展数字经济,发挥其引导和支持功能。首先,持续加大光缆和宽带等基础设施建设的投入力度,增加覆盖面积,突破空间限制;其次,整合不同区域间的数字经济资源,发挥空间协同作用以打破数字鸿沟约束,尤其突破经济发展的资源瓶颈及路径依赖;最后,政策上加大对农村等数字经济欠发达地区的倾斜力度,发挥数字经济的包容性增长潜能,缩小城乡发展差距以实现协调发展。

参考文献:

[1] 张昕蔚. 数字经济条件下的创新模式演化研究[J]. 经济学家, 2019(7): 32-39.
[2] 肖静华, 吴小龙, 谢康, 等. 信息技术驱动中国制造业转型升级——美的智能制造跨越式战略变革纵向案例研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3): 161-179, 225, 11.
[3] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗? [J]. 管理世界, 2016(10): 34-49.
[4] SOLOW R. Technical change and the aggregate production function [J]. Review of economics and statistics, 1957(39): 312-320.
[5] SOLOW R. We'd better watch out [J]. New York times book review, 1987(7): 36.

- [6]STIROH K. Are ICT spillovers driving the new economy? [J] Review of income and wealth, 2002(1): 33-57
- [7]孙中伟,张兵,王杨,等. 互联网资源与我国省域经济发展的关系研究[J]. 地理与地理信息科学, 2010, 26(3): 44-48.
- [8]LEHR W, LICHTENBERG F. Information technology and its impact on productivity: firm level evidence from government and private data sources, 1977 - 1993[J]. Canadian journal of economics, 1999, 32(2): 335-362
- [9]张鹏. 数字经济的本质及其发展逻辑[J]. 经济学家, 2019(2): 25-33.
- [10]姚震宇. 区域市场化水平与数字经济竞争——基于数字经济指数省际空间分布特征的分析[J]. 江汉论坛, 2020(12): 23-33.
- [11]肖远飞,周萍萍. 数字经济、产业升级与高质量发展——基于中介效应和面板门槛效应实证研究[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2021, 35(3): 68-80.
- [12]邱子迅,周亚虹. 数字经济发展与地区全要素生产率——基于国家级大数据综合试验区的分析[J]. 财经研究, 2021, 47(7): 4-17.
- [13]柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 91-108.
- [14]韩长根,张力. 互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. 经济问题探索, 2019(12): 43-55.
- [15]张永恒,王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平? [J]. 统计与信息论坛, 2020, 35(9): 62-71.
- [16]唐未兵,傅元海,王展祥. 技术创新、技术引进与经济增长方式转变[J]. 经济研究, 2014, 49(7): 31-43.
- [17]钱晶晶,何筠. 传统企业动态能力构建与数字化转型的机理研究[J]. 中国软科学, 2021(6): 135-143.
- [18]VARIAN H R. Computer mediated transactions [J]. American economic review, 2010, 100(2): 1-10.
- [19]梁向东,阳柳. 国家自主创新示范区创新驱动效率测度及政策评价[J]. 中国软科学, 2021(7): 131-142.
- [20]戴小勇. 中国高创新投入与低生产率之谜:资源错配视角的解释[J]. 世界经济, 2021, 44(3): 86-109.
- [21]赵昌文,许召元,朱鸿鸣. 工业化后期的中国经济增长新动力[J]. 中国工业经济, 2015(6): 44-54.
- [22]高帆. 我国经济转型中的创新之谜[J]. 探索与争鸣, 2017(4): 109-115.
- [23]邱娟,汪明峰. 进入 21 世纪以来中国互联网发展的时空差异及其影响因素分析[J]. 地域研究与开发, 2010, 29(5): 28-32, 38.
- [24]刘建翠. 中国的全要素生产率研究: 回顾与展望[J]. 技术经济, 2022, 41(1): 77-87.
- [25]荆文君,孙宝文. 数字经济促进经济高质量发展: 一个理论分析框架[J]. 经济学家, 2019(2): 66-73.
- [26]MOSSBERGER K, LACOMBE S, TOLBERT C. A new measure of digital economic activity and its impact on local opportunity [J]. Telecommunications policy, 2022, 46(1): 1-19.
- [27]张蕴萍,董超,栾菁. 数字经济推动经济高质量发展的作用机制研究——基于省级面板数据的证据[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2021, 31(5): 99-115, 175.
- [28]娄伟. 重大技术革命解构与重构经济范式研究: 基于地理空间视角[J]. 中国软科学, 2020(1): 86-94.
- [29]张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [30]董亚宁,杨开忠,顾芸. 创新成本、空间分割与创新增长分异研究——基于空间经济增长理论[J]. 中国软科学, 2021(7): 87-96.
- [31]胡贝贝,王胜光,段玉厂. 互联网引发的新技术——经济范式解析[J]. 科学学研究, 2019, 37(4): 582-589.
- [32]杨慧梅,江璐. 数字经济、空间效应与全要素生产率[J]. 统计研究, 2021, 38(4): 3-15.
- [33]邢小强,周平录,张竹,等. 数字技术、BOP 商业模式创新与包容性市场构建[J]. 管理世界, 2019, 35(12): 116-136.
- [34]O'CONNOR G C. The innovation navigator: transforming your organization in the era of digital design and collaborative culture [J]. Research-technology management, 2020, 63(1): 141-162.
- [35]赵宸宇,王文春,李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.
- [36]姚耀军,施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究, 2017(5): 127-142.
- [37]白俊红,江可申,李婧. 中国地区研发创新的相对效率与全要素生产率增长分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, 26(3): 139-151.
- [38]DHAOUI I. E-government for sustainable development: evidence from MENA countries [J]. Journal of the knowledge economy, 2021(5): 1-30.
- [39]ANSELIN L. Model validation in spatial econometrics: a review and evaluation of alternative approach [J]. International regional science review, 1988, 11(3): 279-316.
- [40]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

(本文责编:辛 城)