

【区域创新发展】

数实融合发展对区域创新能力的 空间效应及异质性研究*

庄赞 林鑫城 刘乃全 周闽军

摘要:利用数实融合发展契机推进创新资源流动,进而诱导区域创新能力提升已成为落实区域协调发展战略和推动新质生产力发展的重要路径。基于国家统计局制定的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》选取衡量数实融合发展基础的核心产业指标和对衡量区域创新能力有理论关联的产业数字化指标,在此基础上运用规范的统计综合评价技术测算中国30个省(区、市)2012—2022年数实融合发展综合得分,构建空间杜宾模型(SDM)检验数实融合对区域创新能力的影响。研究结论表明,数实融合发展总体上不仅对本地区创新能力具有较为明显的正向促进作用,对周边地区创新能力也具有显著的正向空间溢出效应,而且这种溢出效应的程度显著高于对本地区创新能力所产生的直接效应;进一步分析表明,数实融合对东中西部区域创新能力的影响存在明显的异质性特征。

关键词:数实融合;区域创新能力;熵权法;空间杜宾模型;空间溢出效应

中图分类号:F49 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-5766(2025)04-0084-15 **收稿日期:**2025-01-15

***基金项目:**国家社会科学基金重大项目“城市群协同创新带动大中小城市协调发展研究”(23&ZD067);国家社会科学基金一般项目“高质量公共服务空间极化破解及均等化路径研究”(22BJL084);福建省哲学社会科学规划重点项目“新时代福建省共同富裕发展水平测度与提升路径研究”(FJ2024A003);上海市教委科研创新重大项目《我国都市圈及城市群人口集聚与空间格局优化研究》(2023SKZD12)。

作者简介:庄赞,女,集美大学财经学院教授(厦门 361021)。

林鑫城,男,集美大学财经学院硕士生(厦门 361021)。

刘乃全,男,上海财经大学城市与区域科学学院教授,博士生导师(上海 200433)。

周闽军,男,集美大学财经学院副教授,通信作者(厦门 361021)。

在全球新一轮产业和技术变革中,数字经济与各个产业和诸多领域的深度融合已成为不可阻挡的时代潮流,大数据、AI、云计算等信息技术的广泛使用,使得数字经济得以不断发展并逐步深入人们生活和工作的方方面面,同时也加快我国传统企业的转型升级,有助于国民经济的稳定发展。发展数字经济是重塑经济增长格局、改变生活方式和提高创新能力的重要手段,习近平总书记多次提到要重视和发展数字经济,只有通过数字经济与实体经济相结合,才能更好地提升区域创新水平。

在大力促进数字经济与实体经济融合发展与创新驱动发展成为国家战略的综合背景下,利用数实融合推动创新也将是实现创新驱动发展转型的必要条件。因此,研究数实融合如何影响区域创新能力,对于实现数字强国、加快建设创新型国家具有重要意义。同时,在进行数实融合发展水平测度时,通过理论分析着重考量所选取的数实融合指标与本文区域创新能力的衡量指标“专利授权数”之间的关联性,并充分考虑数实融合发展水平对区域创新能力影响的空间异质性,在此基础上进行的实

证分析结果也将为国家和政府有针对性地实施差异化的数实融合发展策略提供更加具体的实证依据。此外,本文还比较了区域创新能力的区域差异,探讨了数实融合对区域创新能力影响的区域异质性。因此,研究结果为我国推进数字经济与实体经济的深度融合,减少区域创新能力的区域差距,推动共同富裕提供良好的政策参考。

一、文献回顾与本文的边际贡献

在探讨数字经济对区域创新能力的影响之前,本文将系统回顾数字经济对区域创新能力的影响、数实融合带来的经济效应以及数字经济可能产生的空间溢出效应等方面的文献,这为构建更完善的理论框架奠定了基础,同时本文基于现有研究的不足之处阐述了在此研究背景下可能的边际贡献。

(一)数字经济促进区域创新能力的文献回顾

产业数字化为各行业创新技术的产生奠定了基础,同时,数字产业化是技术创新的关键(白万平等,2022)。Thompson等(2013)认为数字经济的发展推动生产要素走向数字化,使得企业生产供应链长度大大缩短,生产周期也相应变短,生产效率大大提升,这就会使企业产生更多的闲散资源,以进行新产品、新技术、新业务的开发,进一步可以提升创新能力。熊励(2020)基于Cobb-Douglas生产函数和向量自回归模型,通过实证的方法研究了数字经济、产品创新与数字创新的关系,研究结果认为数字经济可大大促进产业与技术的创新。进一步地,数字经济可以促进区域创新能力的提升。裴长洪(2018)认为数字经济发展使得我国经济发展有着明显的范围性、规模性、网络性特征,并使得创新主体变得更多丰富,推动创新朝着生态化和网络化的方向转变,让创新变得更加具有包容性和开放性。曹玉娟(2019)认为,数字经济发展和区域创新之间具有高度的耦合关系,必须要加快数字技术的研发,进行区域创新框架的重构,加速区域科技创新;温珺(2019)采用OLS+稳健标准误方法对数字经济是否促进了区域创新能力进行回归估计并验证了数字经济能够增强区域创新能力,二者呈非线性关系;俞伯阳(2020)采取多重计量模型全面分析了中国各省市数字经济与区域创新能力二者之间

的作用机制,研究发现,数字经济可以显著促进区域创新水平,而各个地区也会因为数字经济发展的不协调性而导致该地区创新水平的不同。徐辉(2021)以长江经济带作为研究对象,先从理论上研究分析了数字经济与区域创新能力二者间的作用机制,再通过实证检验,结果表明,数字经济对区域创新能力存在积极的正向影响,并能够大大推动本地区的产品与技术创新。

(二)数实融合的经济影响效应

数字经济与实体经济深度融合是中国经济高质量发展要求的内在要求与战略方向。目前关于数实融合对创新的影响研究尚处于起步阶段,主要集中在生产效率和企业创新等。现有研究发现,企业的数实产业技术融合行为能够显著提升企业的全要素生产率(黄先海等,2023)。数实融合能够强化企业对融合技术扩散的吸收能力,进一步提升产品竞争力,从而提升企业全要素生产率。在数实融合背景下,数实产业技术融合有助于拓展企业知识宽度,提升技术创新质量,并融入到生产力的许多因素之中,从而将其转变成现实的生产力,并加快生产力的深刻变革,数实融合赋能产业融合、推动新质生产力的发展(焦勇等,2024;陆敏等,2024)。

(三)数字经济与空间溢出效应的相关研究

新经济地理学与空间极化理论认为经济活动通过知识扩散、产业协同和制度模仿等渠道,对邻近或关联区域产生跨边界影响。对于数字经济是否存在空间溢出效应,学术界存在两种不同的见解:一部分研究认为,数字经济能够通过突破地理位置约束产生空间知识溢出效应,重构资源配置(韩先锋等,2019),促进人才流动(赵涛,2020),拓展市场范围,从而推动区域经济发展水平的趋同。另一部分研究却发现,数实融合的发展使区域间经济差距进一步扩大。数字经济通过数字鸿沟(许竹青等,2013)限制了较不发达地区的发展,互联网发展的门槛效应阻碍数字技术向外围地区转移。

(四)文献述评与研究贡献

一方面,学界的众多研究为数字经济在提高区域创新能力过程中的作用提供理论支撑,但也注意到,当前数实融合对创新能力的相关研究较少,且一些实证分析提出数字经济和区域创新能力的关

系是线性的,然而在经济发展过程中,数字经济自身却有着跨区域特征,还可能存在着空间地理层面的溢出效应。虽然有研究利用空间计量模型进行空间溢出效应的研究,但有一些研究误解了关于SDM模型中回归系数的含义,直接将解释变量空间滞后项的系数解释为间接影响效应,并通过该系数的显著性检验来得出是否存在空间溢出,可能影响结论的准确性(庄赞等,2020)。

另一方面,现有研究中数字经济指标的选取和测度仍缺乏统一的标准,由于文献中大部分都是有关数字技术和创新理论之间的研究,而且现有关于数字经济规模测度的研究也主要是基于核心产业增加值部分。因此,关于数字经济与区域创新能力的实证研究中,数字经济指标的选取也主要集中在数字产业化部分,不能全面反映数实融合发展水平,这也是有待加强研究的地方。

鉴于以上两个有待加强研究的方面,本文可能的边际贡献在于:第一,改进数实融合水平的测度。根据研究目的,在进行数实融合发展程度综合测度时,通过理论分析着重考量所选取的数实融合评价指标与研究对象,即区域创新能力之间的关联性,并利用国家统计局制定的《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》,从数字产业化和产业数字化两个一级指标搭建测度数实融合发展水平的指标体系。该指标体系特别强调从产业数字化部分中选取对衡量区域创新能力的“专利授权数”有理论关联的评价指标,同时运用规范的统计综合评价方法,使数实融合综合发展水平的测度不仅包含衡量数字经济发展基础的核心产业,更充分体现数字技术与实体经济融合的水平,力求更加准确且全面地测度各省市数实融合发展程度,使得数实融合对区域创新能力的实证结果更加可靠。第二,考虑数实融合的空间溢出效应。本文基于中国大陆2012—2022年30个省(区、市)的面板数据,运用空间杜宾模型(SDM)来实证分析数实融合发展与区域创新能力二者之间的影响作用。通过对模型中系数矩阵的分解与解读,检验数实融合发展是否对本地区创新能力产生直接影响的同时对周边邻近地区的区域创新能力也产生间接影响,从而掌握数实融合影响区域创新能力的作用机制,为采取更有效地促进区域创新能力提升的对策建议提供实证依据。

二、理论分析与研究假设

数实融合体现为数字产业化与产业数字化,因此本部分从这两方面探讨了数实融合对区域创新能力的作用机制,并在此基础上提出了数实融合发展对区域创新能力的空间溢出效应以及异质性效应的研究假设。

(一)数实融合发展对区域创新能力的作用机制

1.数字产业化对区域创新能力的影响

数字化产业是数字经济发展的依托,依赖数字技术、数据要素的各类经济活动。随着新一代信息技术的发展,数字经济与实体经济的融合越来越紧密,数字产业发展速度势如破竹。电信业、软件业、信息服务业等产业是数字经济的基础性、先导性和核心产业部分,具有技术更新快、产品附加值高、应用领域广、渗透能力强等突出特点。电信、软件和信息技术服务业为创新主体提供物联网技术服务、信息收集、处理和存储服务、信息技术咨询服务、数字内容服务和其他信息技术服务等一系列支持活动,可以使创新主体更关注创新。此外,由于数字产业具有强渗透力,通过数实融合进一步提高了行业专业性,促进产业的专业化集聚,且已有研究表明,专业化集聚能有效提高区域创新效率和规模效率(刘乃全等,2016)。通过以上方式可以有效地提高创新研发效率和成功率,为社会带来更多的创新产品以及相关的创新技术,从而提高创新专利授权的数量,进而能够促进地区创新能力水平的提升。

2.产业数字化对区域创新能力的影响

所谓的产业数字化,即通过将数字技术与数据资源应用到传统行业中,而促进生产效率提升的一种过程,是数字技术和实体经济间的结合,是数字经济发展的重要组成部分,其中电子商务发展水平和数字普惠金融作为产业数字化的重要表现形式,本文认为其对区域创新能力的提升作用主要体现在以下两个方面。

第一,电子商务对区域创新能力的促进作用。随着计算机技术的快速发展,电子商务已经成为一个热门的行业,而电子商务和传统行业的深度融合,实现全行业产业链的升级,这就大大改进了传

统经营生产模式,使得生产效率大大提升,是推动产业数字化的重要引擎。电子商务不仅使市场环境变得更加透明,同时促进各类数据信息资源的共享,在大大节省了时间以及相关获取成本的情况下,进而破除信息不对称而导致的商业壁垒,使得创新主体间的合作交流突破时间与空间的限制,为创新主体的深度研发合作奠定技术基础。

第二,数字普惠金融对区域创新能力的促进作用。伴随着各类技术的快速发展,数字技术不断地渗透到金融领域,因而诞生出数字普惠金融这一新兴金融模式。数字普惠金融作为一种新兴金融模式,以其搭载互联网的便捷性和“普”而“惠”的本质特征在基础领域为传统产业的数字化转型升级奠定了良好的基础,对产业数字化起到重要的推动作用。数字普惠金融依托数字技术,使得支付变得更加及时和便捷,破除了时间与空间的局限性,促进资金的加速流动,提升资金的活动;能够为创新主体提供更多资金的支持,进而使得创新主体可将更多的资金投入研发与创新活动中去,这会更有利于增加更多的创新产品以及创新专利授权的数量,进一步提升了区域创新能力。数字普惠金融因为依托互联网破除了时空的限制,这为分布式商业格局建立奠定良好的技术基础。

基于以上分析,提出第一个研究假设H1:基于数字产业化和产业数字化两部分指标综合而成的数实融合综合发展水平对区域创新能力具有积极的促进作用。

(二)数实融合发展对区域创新能力的空间溢出效应

数实融合使区际技术、资金、人力资本等要素流动更便捷,优化了资源科学配置,促进不同创新主体间的沟通与交流,使沟通跨越时间与空间限制,共享效应突出,沟通合作成本大大降低,从而发挥创新在地区间的辐射作用,推动技术创新协同发展。此外,数实融合的不断发 展,打破了时间与空间的限制,消除了不同行业间的壁垒,提升沟通交流与合作、知识分享的时效性。数实融合能够实现区域间的协调发展,而这样会使得区域竞争进入良性状态,激发出更大的创新活动,从而激励创新主体发挥他们的创新能动性,带动技术的创新发展,提高区域创新的能力,这体现了数实融合在区域创新中所发挥的溢出效应。

基于以上分析,提出第二个研究假设H2:数实融合对区域创新能力存在空间溢出效应。

(三)数实融合发展对区域创新能力的异质性作用机制

东部地区经济发展迅速,地理位置优越,并且基础设施相对来说已经成熟完善,吸引了众多人才汇集,能够充分发挥出创新集聚优势,推动了AI、数字技术、互联网等高新技术产业的发展壮大,而高新技术产业的发展使得信息交流和共享更加高效便捷,进一步为数实融合的发展提供了更加有利的条件,因此东部地区数实融合发展水平相对较高,数实融合对区域创新能力的红利更容易释放出来。而中西部地区交通、通信等基础设施建设不够完善,对外开放程度较低,对人才吸引力较弱,无法发挥出人才创新集聚优势,因此中西部地区数实融合对区域创新能力的红利释放效果较为缓慢。

基于以上分析,提出第三个研究假设H3:数实融合发展对区域创新能力存在区域的异质性特征。

三、数实融合发展水平的测度

数字经济发展水平的测算尚未形成权威的指标,基于前文的理论分析以及根据国家统计局发布的最新数字经济统计分类标准,本文通过构建数实融合评价指标体系并运用统计综合评价技术计算综合得分作为数实融合发展水平的测度指标,并用于后续的实证分析。

(一)数实融合发展指标体系的建构

具体来说,根据数实融合自身的内涵和现实背景共设数字经济核心产业发展水平和产业数字化程度两个一级指标;细分指标共选取了6个,分别为体现数字产业化的电信业规模、软件业规模、信息服务业规模、信息基础设施建设水平和体现产业数字化的电子商务发展水平及数字普惠金融,对于数字普惠金融,采用郭峰等(2020)编制的数字普惠金融指数,根据数据的可得性等,最终确定表1中15个评价指标。

(二)数据预处理与指标权重的确定

本文根据表1的评价指标体系来衡量省域数实融合发展程度,由于西藏自治区数据缺失较多,最终选取2012—2022年除西藏以外的中国大陆

表1 数实融合发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济 核心产业 发展水平	电信业规模	移动电话普及率 电信业务总量
	软件业规模	软件业务收入
	信息服务业 规模	信息技术服务收入 信息传输、软件和信息技术 服务业城镇单位就业人员
	信息基础设施 建设水平	光缆长度 互联网接入端口数 互联网域名数
产业数字化 程度	电子商务 发展水平	电子商务销售额 电子商务采购额 有电子商务交易活动的 企业数 快递业务量
	数字普惠 金融	数字金融数字化程度 数字金融使用深度 数字金融覆盖广度

资料来源：作者自行整理。

30个省(区、市)为研究对象,根据《中国统计年鉴》、中国经济与社会发展统计数据库和北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团等机构发布的资料,收集30个地区11年间各个指标的原始数

据,并对部分缺失值采取插值法或类推法进行补充,最终得到2012—2022年30个省(区、市)一共15个指标的面板数据,描述性统计结果见表2第(2)和第(3)栏。

表2中不同的指标同属于正向指标,对于评价数实融合发展水平而言,其数值越大越好,本文进一步采用功效系数法进行指标无量纲化处理,标准化后的指标评价值落在0—1之间,结果见表2第(4)栏。

在测度各省数实融合综合发展水平时,指标权重的确定对综合评价结果起着至关重要的作用。常规的赋权法主要包括主观赋权法和客观赋权法,主观赋权法是集中专家或研究者的经验对指标之间的相对重要程度进行判断,以确定各指标的权重。客观赋权法是通过通过对各个评价指标的实测数据进行统计和分析,并从中选取有用的相关信息得以判断各个评价指标的效用价值,进而确定其权重的一种方法。如根据某一指标观测值差异程度的大小来确定该指标的权重,通过考虑某指标与其他指标间的相关程度或某指标观测数据的可靠性程度来对指标赋权等。比较常用的一类客观赋权法的基本思想是:某指标的权重即指标在评价过程中的重要程度应是该指标在各个被评价对象中取值

表2 15个指标描述性统计结果及指标权重

指标名称	单位	观测数(1)	原始数据均值 (2)	标准差 (3)	无量纲评价值 (4)	权重 (5)
移动电话普及率	每百人部数	330	104.462	24.192	0.357	0.014
电信业务总量	亿元	330	3150.343	4655.830	0.085	0.083
软件业务收入	万元	330	1.90e+7	3.35e+7	0.082	0.112
信息技术服务收入	万元	330	1.19e+7	2.17e+7	0.072	0.111
信息传输、软件和信息技术 服务业城镇单位就业人员	万人	330	13.477	17.269	0.123	0.064
光缆线路长度	千米	330	1.21e+6	9.25e+5	0.253	0.034
互联网接入端口数	万个	330	2378.407	1835.534	0.259	0.032
互联网域名数	万个	330	105.041	136.561	0.118	0.069
电子商务销售额	亿元	330	4378.945	6271.390	0.140	0.077
电子商务采购额	亿元	330	2520.692	3964.403	0.115	0.084
有电子商务交易活动的企业数	个	330	3163.804	3686.380	0.155	0.060
快递业务量	万件	330	1.65e+5	3.87e+5	0.050	0.129
数字金融数字化程度	—	330	331.714	86.839	0.633	0.011
数字金融使用深度	—	330	258.310	98.811	0.386	0.013
数字金融覆盖广度	—	330	304.810	1152.950	0.012	0.106

数据来源:作者根据各年公开统计资料计算。数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心编制的北京大学数字普惠金融指数,其他指标数据来源于《中国统计年鉴》、中国经济与社会发展统计数据库。

的变异程度的度量。如果一个指标对所有被评价对象而言取值相差不大,那么该指标所能提供的评价信息就是极少的,无法起到有效区分被评价对象的作用,其重要性就相对下降。熵权法就是基于上述思想来确定指标权重的,利用熵权法根据无量纲化的指标评价价值计算得到的各指标权重值见表2第(5)列。具体计算步骤如下:

首先计算被评价对象*i*各年*j*项指标取值的比重,再进一步计算指标*j*的信息熵*e_j*:

$$e_j = -\frac{1}{\ln dn} \sum_{i=1}^d \sum_{n=1}^n \omega_{ijn} \times \ln \omega_{ijn} \tag{1}$$

式中,*d*为时期数,*n*为省份数,*m*为评价指标个数, ω_{ijn} 表示为第*t*年省市*i*的第*j*个指标数值。将信息熵正向化得到差异性系数*d_j*=1-*e_j*,最后对差异性系数归一化得到各个指标的权重系数:

$$\varphi_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^m d_j} \tag{2}$$

从表2的权重计算结果可以看出,电子商务发展水平和数字普惠金融两个反映产业数字化程度的二级指标客观权重接近50%,也与本文在构建数实融合发展程度指标体系时充分考虑产业数字化这一重要组成部分的初衷相吻合。

(三)数实融合发展水平综合测算结果与分析

利用表2第(5)列的指标权重对各项指标评价价值进行算术加权平均得到数实融合发展程度的综合得分评价价值:

$$DE_{it} = \sum_{j=1}^m x_{ijt} \times \varphi_j \tag{3}$$

其中,*DE_{it}*为第*i*个省(区、市)*t*年的数实融合发展水平综合得分,计算得30个省(区、市)2012—2022年的数实融合发展水平综合得分面板数据,共330个测算值。

本文进一步计算每一年中30个省份数实融合综合得分的均值*DE_t*,以全面揭示2012—2022年数字技术与实体经济融合程度的变动趋势和省际差异,并绘制趋势图如图1所示。图1可以看出,我国各省数实融合平均发展水平正在逐年攀升,2022年同比2012年,各省数实融合发展平均水平已从2012年的综合得分0.0433上升到2022年的0.2431,增长了4倍多;此外,观察折线图的斜率可以看到,相比于2012—2017年,2017年以后数实融合全国平均发展水平的斜率更大,表明2017年以来,我国数实融合发展更为迅速。

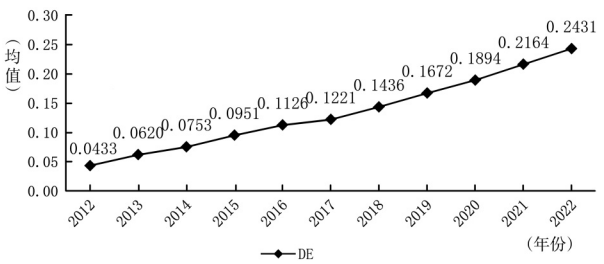


图1 2012—2022年全国各省数实融合综合得分年平均发展水平变动趋势

数据来源:作者根据测算结果绘制。

同时,根据上文测度得到的30个省(区、市)2012—2022年数实融合综合得分面板数据,分别计算30个省(区、市)数实融合的年均发展水平(见图2)。从图中我们可以明显发现,广东、北京、江苏、浙江、上海这几个位于东部地区较为发达的省市,在2012—2022年间数实融合年平均发展水平相对于其他地区遥遥领先,排名第一的广东,其数实融合程度年平均得分0.450,是排名位于最后的青海(平均得分0.021)20倍以上,这表明各省份间数实融合的发展不平衡,存在比较严重的“数字鸿沟”问题。

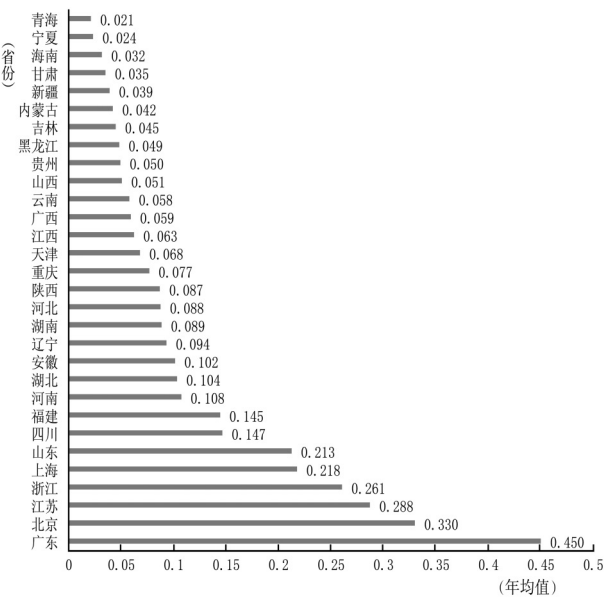


图2 30个省(区、市)数实融合综合得分年平均发展水平差异

数据来源:作者根据测算结果绘制。

四、研究设计

在数实融合发展水平测度的基础上,本部分通过构建计量模型来充分讨论数实融合发展水平对区域创新产生的影响效应。

(一)空间相关性检验

传统的计量经济学模型通常假设研究对象是空间相互独立的,然而事物空间联系是普遍存在的。为了验证本文构建空间计量模型的必要性,首先利用全局莫兰指数 Moran's I 对被解释变量和核心解释变量间空间自相关性进行检验, Moran's I 统计量计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4)$$

其中 w_{ij} 为空间权重系数表示空间单元之间的相关关系, n 为地区总数, y_i 是所考虑地区 i 的变量值, $\bar{y}$ 表示变量在所有地区的平均值, I 的取值范围是 $[-1, 1]$, 该值越接近 1, 则表明在空间上具有更高的正相关性; 该值越接近 -1, 则表明在空间上具有更高的负相关性; 该值越接近 0, 越表明不具有空间上的相关性。Cliff 和 Ord (1973) 推导了莫兰系数 I 的均值和方差, 得到基于 I 的标准化值 $I_z = \frac{I - E[I]}{\sqrt{\text{Var}[I]}}$ —

$N(0, 1)$, 统计量 I_z 服从渐近标准正态分布, 则变量空间相关性的统计推论正是基于 Moran's I 的渐近标准正态分布进行的。式 (4) 的全局空间自相关系数是根据空间单元的观测值与其相邻单元之间的局部关系计算出来的, Anselin (1995) 提出将这些局部关系分解出来, 构建一种用于空间聚类分析的局部空间自相关系数, 即地区 i 的局部莫兰系数 (Local Moran's I):

$$\text{Local Moran's } I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (5)$$

比较式 (4) 和式 (5) 可以看出, 全局自相关系数 Moran's I 可以作为局部莫兰系数 Local Moran's I_i 的函数得到, 在正态性假设下, 同样可以构造局部莫兰指数 I_i 的标准化检验统计量 I_{iz} , 以检验空间相关性的显著性。

式 (5) 中, 令 $z_i = (y_i - \bar{y}) / S^2$ (S^2 为 y 的样本标准差) 表示一个变量在地区 i 的观察值对平均值的标准离差, 定义观测值 z_i 对应的空间滞后项为该变量所有一阶相邻地区观测值的加权平均数, 即 z_i 的空间滞后项为:

$$wz_i = \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j = \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (6)$$

则式 (5) 的局部莫兰系数可以表示为

$$\text{Local Moran's } I_i = \frac{z_i \times wz_i}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (7)$$

利用局部莫兰系数中的变量 z_i 及其空间滞后项 wz_i 绘制的莫兰散点图可以将一个观测点在绝对空间中的位置映射到一个相对空间中, 该相对空间不仅考虑观测点在单个变量空间分布中的位置, 还考虑其相邻位置的点在同一分布中的位置。每个观测及其空间滞后项在相对空间中的位置可以分为四种类型, 若第 i 个地区位于第一象限, 则其自身和相邻地区单元的观测值均高于平均水平; 若第 i 个地区位于第四象限, 则其自身观测值高于平均水平, 而相邻地区单元的观测值低于平均水平; 若第 i 个地区位于第二象限, 则其自身观测值低于平均水平, 而相邻地区单元的观测值高于平均水平; 若第 i 个地区位于第三象限, 则其自身和相邻地区单元的观测值均低于平均水平。可见, 随着莫兰散点越来越集中于第一象限和第三象限或第二象限和第四象限, 表明分布的空间自相关性整体水平增强。

(二)空间计量模型设定及影响效应分解

在进行变量空间相关分析的基础上, 基于本文的研究假设, 核心解释变量数实融合发展不仅对本省的创新力产生影响, 也会对外省创新能力产生作用, 为了准确反映这种空间溢出现象, 本文将构建空间计量模型进行实证检验。

1. 空间计量模型的选择

Anselin (1998) 推导了当真实的数据生成过程 (Data Generating Processes, DGP) 反映了因变量、自变量和扰动项的空间依赖性时, 将导致模型包括被解释变量和解释变量的空间滞后项, 式 (8)—式 (10) 是当模型存在具有空间相关性的遗漏变量且与解释变量相关时的数据生成过程:

$$Y = X\tilde{\beta} + u \quad (8)$$

$$u = \rho Wu + v \quad (9)$$

$$v = X\lambda + \varepsilon \quad (10)$$

式 (8)—式 (10) 中 Y 为 $n \times 1$ 被解释变量向量, X 为 $n \times k$ 解释变量矩阵, $\tilde{\beta}$ 、 λ 为 $k \times 1$ 参数向量, u 、 v 为式 (8) 的 $n \times 1$ 误差向量, 包含未被观测到的潜变量, 且存在式 (9) 的空间自相关形式, W 为 $n \times n$ 空间权重系数矩阵, 同时未被观测到的遗漏变量与模型中的解释变量 X 呈式 (10) 的相关关系, ε 为满足经典假定的 $n \times 1$ 误差向量, $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$, σ^2 为方差系数,

I_n 为单位矩阵。参数值 ρ 为体现未被观测潜变量空间依赖强度的空间自相关系数,如果 $\rho=0$,表示潜变量 u 不存在空间依赖性。

由式(9)可得 $u=(I_n-\rho W)^{-1}v$,代入式(8)得

$$Y=X\tilde{\beta}+(I_n-\rho W)^{-1}v \quad (11)$$

将式(10)代入式(11),得

$$Y=X\tilde{\beta}+(I_n-\rho W)^{-1}(X\lambda+\varepsilon) \quad (12)$$

式(12)可改写成 $(I_n-\rho W)Y=(I_n-\rho W)X\tilde{\beta}+X\lambda+\varepsilon$

$$Y=\rho WY+X(\tilde{\beta}+\lambda)+WX(-\rho\tilde{\beta})+\varepsilon \quad (13)$$

式(13)同时包含被解释变量空间滞后项 WY 和解释变量空间滞后项 WX ,Anselin (1988)将这种形式的空间回归模型称作空间杜宾模型(SDM),式(14)给出了SDM的一般表达式:

$$Y=\rho WY+X\beta+WX\theta+\varepsilon \quad (14)$$

式(14)空间杜宾模型(SDM)中 ρ 为待估空间自回归系数, β 、 θ 分别为 $k \times 1$ 待估系数向量,其中 $\beta=(\tilde{\beta}+\lambda)$ 、 $\theta=(-\rho\tilde{\beta})$,模型参数可以通过极大似然法进行估计。

LeSage (2009)理论研究表明,当真实的数据生成过程(DGP)为式(8)一式(10)的空间杜宾模型(SDM)的数据生成过程时,利用其他常见的空间计量经济模型如空间误差模型(SEM)、空间自回归模型(SAR)或一般的空间相关模型(SAC)进行估计将遭遇遗漏变量偏差问题,因为这些模型中不包括解释变量的空间滞后项 WX 。LeSage同时证明了空间杜宾模型(SDM)是唯一能够在所有四种可能的数据生成过程下(即真实模型为SDM、SEM、SAR或SAC时)均能生成无偏系数估计值的模型,尽管不一定是有效估计,但随着地理信息系统技术的发展,空间数据的可得性急剧增加,当分析更大的空间数据样本时,估计的效率相对于偏差而言就不那么重要了。Anselin (2014)也指出,在存在遗漏变量的情况下,忽略变量的空间滞后项会导致模型其他变量的估计量有偏和不一致,也就是说,使用空间杜宾模型(SDM)将有助于防止遗漏变量偏差导致的内生性问题。

2. 影响效应解读

为了说明如何使用空间回归模型来量化空间溢出效应,改写式(14)的空间杜宾模型(SDM)得式(15)表达式如下:

$$\begin{aligned} Y &= (I_n - \rho W)^{-1} X(I\beta + W\theta) + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \\ &= (I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots) X(\beta + W\theta) + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \end{aligned} \quad (15)$$

从式(15)中可以看出,SDM通过一阶空间权重

$$\text{矩阵 } W = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \text{ 及其高阶权重矩阵 } W^2, W^3, \dots \text{ 将}$$

因变量在给定位置的值不仅与解释变量在该位置的值联系起来(如同在标准的非空间回归模型中一样),而且与邻近位置的解释变量的值相联系,因此,利用空间杜宾模型(SDM)的系数进行影响效应的解读变得复杂。

为简化表达,令矩阵 $G' = (I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)(I_n \beta_r + W\theta_r)$ 代表变量 X_r 的回归系数矩阵, G'_{ij} 表示系数矩阵 G' 中第 i 行第 j 列的元素,则式(15)中每个被解释变量观测值的期望可表示为:

$$E(y_i) = \sum_{r=1}^k [G'_{i1} x_{1r} + G'_{i2} x_{2r} + \dots + G'_{ij} x_{jr} + \dots + G'_{in} x_{nr}] \quad (16)$$

当 $i \neq j$ 时,有 $\partial E(y_i) / \partial x_{jr} = G'_{ij}$,正常情况下被解释变量第 i 个观测值 y_i 对解释变量 X_r 的第 j 个观测值 x_{jr} 的偏导数 G'_{ij} 可能非零,意味着自变量在某位置的观测值会对因变量在其他地区观测值产生潜在的影响,因此 G'_{ij} 可以用来反映某个空间单元解释变量观测值的变动导致的空间溢出效应。

当 $i=j$ 时,有 $\partial E(y_i) / \partial x_{ir} = G'_{ii}$,不同于传统线性回归模型中解释变量 X_r 的第 i 个观测值 x_{ir} 变动对 y_i 的边际影响为 β_r ,当存在空间相关性即 $\rho \neq 0$ 的情况下, $G'_{ii} > \beta_r$,因为此时 X_r 的第 i 个观测值 x_{ir} 变动对 y_i 的边际影响包含反馈回路的影响,这可以从式(15)的级数展开式 $(I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots)$ 看出,矩阵 $W^2, W^3, \dots$ 反映了二阶、三阶以及更高阶的相邻关系,则区域 i 被认为是其相邻区域的邻居,因此区域 i 对其相邻区域 j 的影响将通过区域 j 对区域 i 的影响产生反馈作用,甚至通过区域 j 影响区域 k 再影响到区域 i 本身,这种反馈效应的大小取决于权重矩阵 W 决定的区域之间的关联性程度以及参数 ρ, β, θ 的数值大小。

综上,SDM模型中,解释变量在每个空间单元上的变化都会影响其他所有空间单元被解释变量的取值并且影响是不尽相同的,LeSage和Pace (2009)提出对这些不同的影响进行总结度量以反映平均影响效应。

在变量 X_r 的回归系数矩阵 G' 中,每一行元素 $G'_{i1}, G'_{i2}, \dots, G'_{in}$ 代表各空间单元解释变量的变化对空间单元 i 被解释变量 y_i 的影响, G' 每一行的元素之和代表被解释变量 y_i 受其他各空间单元解释变量变化影响的效应之和,对 G' 每一行元素之和求平均即得到

解释变量在每个空间单元上的变化对某个空间单元被解释变量产生的总影响的平均值,用 $\frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n G_{ij}^r}{n}$

来度量解释变量对被解释变量影响的平均总效应。

主对角线元素 G_{ii}^r 代表第 i 个观测值 x_{it} 变动对自身 y_i 产生的包括反馈作用在内的所有影响,称为直接效应,将解释变量在所有空间单元上的变化产生的直接效应求平均,即求主对角线元素 G_{ii}^r 的均值

$\frac{\sum_{i=1}^n G_{ii}^r}{n}$ 用来衡量自变量在空间单元上变化对本地

区被解释变量的平均影响,称为平均直接效应。而回归系数矩阵 G 中非主对角线元素 G_{ij} 衡量的是解释变量在某个空间单元上的变化对其他空间单元的被解释变量产生的空间溢出效应,也称间接效应,显然平均总效应与平均直接效应之差

$\frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n G_{ij}^r}{n} - \frac{\sum_{i=1}^n G_{ii}^r}{n}$ 为平均间接效应,用来衡量解释

变量在某个空间单元的变化对其他空间单元被解释变量产生的平均空间溢出效应,这是应用空间杜宾模型(SDM)模型的主要价值之一。

3.实证模型构建

基于上述分析,本文利用空间杜宾模型(SDM)进行数实融合发展水平对区域创新能力的影响效应分析,同时基于省域面板数据的可获得性,进一步构建地区和时间双固定效应的(SDM)模型,以控制地区中不随时间而变和各时期不随地区而变的遗漏因素的影响,具体模型设定如下:

$$\ln INN_{it} = \alpha_i + \alpha_t + \rho W \ln INN_{it} + \beta_1 \ln DE_{it} + \ln X_{it} \gamma + \theta_1 W \ln DE_{it} + W \ln X_{it} \delta + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

式(17)中,被解释变量 $\ln INN_{it}$ 代表 i 地区 t 时期的区域创新能力,核心解释变量 $\ln DE_{it}$ 代表 i 地区 t 时期的数实融合发展水平, ρ 代表空间自相关系数, X_{it} 表示由一组控制变量组成的行向量, β_1 为核心解释变量的回归系数, θ_1 为核心解释变量空间滞后项的回归系数, γ 为控制变量回归系数列向量, δ 为控制变量空间滞后项回归系数列向量, α_i 和 α_t 分别表示地区固定和时间固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

(三)变量说明

1.被解释变量

区域创新能力(INN)。为了评估区域创新水平或技术发展情况,当前主要采取专利申请数、专利授权量、新产品或服务的销售额这几个指标来衡

量,但可能存在不符合条件的专利,因此专利申请数并不一定能够真实反映一个地区的实际创新水平;再加上,新产品或新服务的销售额只是针对具有一定规模的企业,仅仅能够代表其余内某一部分企业,而用于评估该地区整体创新能力并不准确;而且获得新产品指标存在困难,因此,为体现数实融合发展对区域创新能力的影响,文章采用专利授权数来衡量区域的创新能力。

2.核心解释变量

数实融合发展程度(DE)。基于上文测算得到的各省数实融合综合得分作为本文的核心解释变量,具体测度过程见上文,此处不再赘述。

3.控制变量

借鉴以往学者对于区域创新能力的相关研究,本文的控制变量向量 X 包含如下变量:

经济发展水平(PGDP)。从某种意义上来说,它体现了一个地区经济发展情况的综合水平,是支持创新主体开展创新活动以及创造创新成果的重要外部环境,人均GDP则能够非常直接地体现出当地的经济发展情况,所以本文就采取这一指标来评估当地的经济发展情况。

科研经费投入(INPUT)。创新主体不断开展研发活动是一个地区创新水平能得到不断提升的基础,而资金则是创新的关键性物质基础,所以本研究主要从科研经费投入(INPUT),即采用R&D经费内部支出(亿元)衡量经费投入水平。

外商直接投资(FDI)。外商直接投资是影响创新主体开展创新活动的重要外部环境因素,它从资金、技术等多个维度来对本土创新主体进行支持,所以本文采用外商直接投资实际利用额(亿元)测度。

人力资本水平(HUM)。人力资本带来的技术、知识等溢出直接带动了地区创新能力的提高,本研究以人力资本水平作为控制变量,参考国内学者的主要做法,按照超过6岁的人口受教育程度来评估本地区的人力资本水平。用pri、mid、hig、uni来代表小学、初中、高中和大专及以上学历教育程度的人口占各个省份6岁及以上人口总数的比重,按0、6、9、12和16年分别代表文盲半文盲、小学、初中、高中、大专以上教育程度的人口的平均受教育时间,那么人力资本水平(HUM)可以表示为: $HUM=6pri+9mid+12hig+16uni$ 。

(四)数据来源与描述性统计

西藏自治区因为数据缺失较为严重而将其剔除。因此,基于数据可得性与完整性,本文选取2012—2022年我国30个省(区、市)的面板数据进行研究分析。研究过程中所使用到的数据来源于《中国统计年鉴》、中国经济与社会发展统计数据库、北

京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团。由于取对数后并不会改变变量间的性质和相关关系,为了平滑进一步减少被解释变量、解释变量、控制变量与被解释变量之间的共线性问题,减弱数据的异方差性,除人力资本外,我们选择将其余变量进行对数化处理。变量描述性统计结果见表3。

表3 变量描述性统计结果

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
区域创新能力(lnINN)	330	10.41	1.439	6.219	13.890
数实融合发展程度(lnDE)	330	-2.470	0.956	-5.188	-0.044
经济发展水平(lnPGDP)	330	10.89	0.405	9.849	11.880
外商直接投资(lnFDI)	330	5.448	1.786	-1.220	7.728
科研经费投入(lnINPUT)	330	5.713	1.332	2.449	8.353
人力资本水平(HUM)	330	9.591	1.063	7.514	13.140

数据来源:作者根据各年公开统计资料整年计算。其中数实融合发展程度(DE)数据来源于本文第四部分的测算结果。

五、实证结果分析

本部分通过空间相关性分析、基准SDM回归、稳健性检验和异质性分析得到实证结果并进行探讨。

(一)空间权重矩阵的设定

式(9)中 $n \times n$ 空间权重矩阵中元素 W_{ij} 表示空间单元 i 与空间单元 j 的相关结构和相关程度的强弱,是空间相关分析的重要组成部分。本研究中假设某空间单元和全部单元都存在关联,但两空间单元的关联程度会伴随距离的递增而加速下降,这种降低并非线形的,因此本文参照白俊红等(2017)的处理方式,采用地理距离空间权重矩阵,即利用各省会城市的球面距离平方的倒数来反映不同省份间在空间上的彼此关联随距离而加速衰减的情况,显然这一设置是和实际相符的。利用经纬度来对两省省会城市间的地理距离进行计算,然后利用地理距离的倒数构造地理距离空间权重矩阵 W_d , W_d 中的元素 W_{ij} 即为省份间相应的空间权重系数:

$$W_d = \begin{bmatrix} 0 & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & 0 \end{bmatrix}, W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 (i \neq j) \\ 0 (i=j) \end{cases} \quad (18)$$

式(18)中 d_{ij} 代表省份 i 和省份 j 这两省省会城市的地理距离,原始数据来源于国家基础地理信息中

心。限于篇幅,本文未列出空间权重计算结果,备索。

(二)空间相关性分析

本文使用式(18)的地理距离矩阵分别检验基于专利授权数来衡量的区域创新能力与数实融合水平这两个指标历年来在各省份之间的空间相关性(见表4)。

表4 区域创新能力与数实融合发展的Moran's I值

年份	区域创新能力		数实融合水平	
	Moran's I值	P值	Moran's I值	P值
2012	0.280	0.001	0.214	0.007
2013	0.271	0.001	0.171	0.026
2014	0.278	0.001	0.192	0.014
2015	0.272	0.001	0.205	0.010
2016	0.260	0.001	0.184	0.018
2017	0.249	0.002	0.208	0.009
2018	0.255	0.002	0.213	0.007
2019	0.262	0.001	0.223	0.005
2020	0.277	0.001	0.218	0.006
2021	0.284	0.001	0.210	0.008
2022	0.287	0.000	0.200	0.011

数据来源:作者分析整理。

从表4检验结果可知:在地理距离矩阵下,区域创新能力和数实融合程度两个指标的Moran's I值均为正且都在5%的水平显著,说明存在正空间相关性。

进一步利用式(5)一式(7)绘制数实融合水平与区域创新能力二者的莫兰散点图,由于受到篇幅

限制,本文仅对2012年与2022年两年的数据进行对比,图中数字1—30代表中国的30个省(区、市)(因数据缺失不含西藏),分别是1(北京)、2(天津)、3(河北)、4(山西)、5(内蒙古)、6(辽宁)、7(吉林)、8(黑龙江)、9(上海)、10(江苏)、11(浙江)、12(安徽)、13(福建)、14(江西)、15(山东)、16(河南)、17(湖北)、18(湖南)、19(广东)、20(广西)、21(海南)、22(重庆)、23(四川)、24(贵州)、25(云南)、26(陕西)、27(甘肃)、28(青海)、29(宁夏)、30(新疆)。

由图3—图6的比较可知,大部分省份在数实融合发展综合得分与区域创新能力的莫兰散点图中分布基本一致,说明数实融合与区域创新能力之间确实存在较强的相关性,这是本文进行二者间影响效应研究的基础。从图中可以看出,大部分省份数实融合水平及区域创新能力的莫兰散点主要落在第一象限和第三象限,说明自身水平高的省份其周边地区也有具有较高发展水平;反之,自身水平低的省份其周边地区发展水平也较低。落在第一象限的省份主要集中在东部沿海和北京周边地区,其数实融合水平与区域创新能力都显著高于平均水平,空间聚集效应较明显;落在第四象限的省份主要集中在中西部地区,其指标数值均低于全国平

均水平。局部莫兰散点图和全局莫兰指数显著为正的结果保持一致,都说明各省份在数实融合水平与区域创新能力这两个指标上均呈现较明显的空间正相关性,因此也说明选择空间计量模型进行二者间影响效应的实证分析的必要性。

(三)基准SDM回归结果及效应分析

本文利用Stata15.0基于式(18)的地理距离空间权重矩阵 W_d 估计式(17)的地区时间双固定效应下的SDM模型。

模型回归结果见表5。从表5可以看出,空间自相关系数 ρ 的估计值为在1%水平上显著,证实了区域创新能力存在正的空间相关性,而且核心解释变量 $\ln DE$ 及其空间滞后项 $W \times \ln DE$ 的回归系数均在1%的水平上显著,这表明区域创新能力($\ln INN$)在任何给定省份中的观测值不仅取决于该省数实融合发展水平($\ln DE$)及其他控制变量的取值,而且受相邻省份数实融合发展水平的影响。但正如前文式(15)和式(16)所示空间杜宾模型中所隐含的变量间复杂的数量关系,为了进一步了解核心解释变量数实融合发展水平对区域创新能力的影响,需要进一步利用式(17)中回归系数 ρ 、 β_i 及 θ_i 的估计值及空间权重矩阵 W_d 对数实融合发展水平的影响效

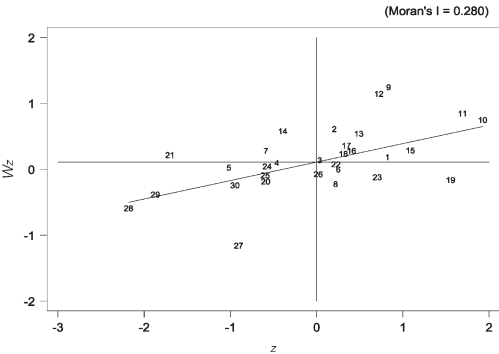


图3 2012年区域创新能力的局部莫兰图

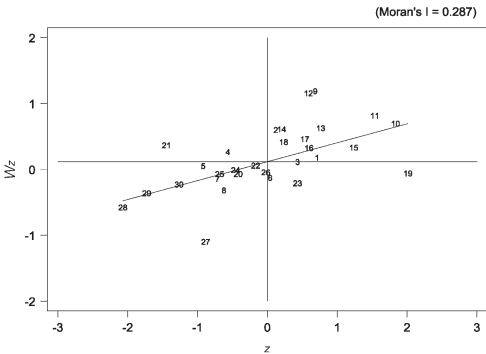


图4 2022年区域创新能力的局部莫兰图

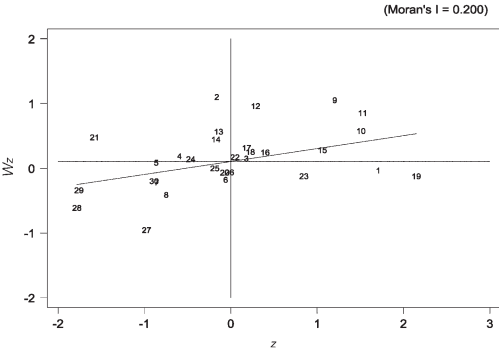


图5 2012年数实融合发展的局部莫兰图

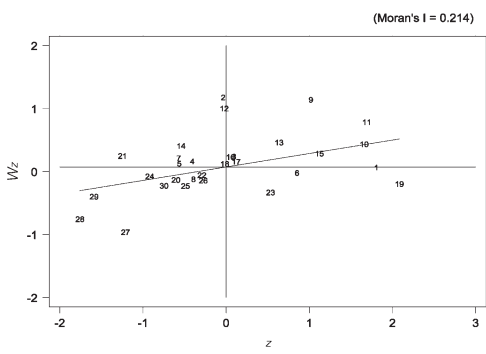


图6 2022年数实融合发展的局部莫兰图

数据来源:作者根据测算结果绘制。

应进行分解,具体各解释变量的直接效应、间接效应和总效应估计结果见表6。

表5 SDM模型的回归系数估计结果

被解释变量:区域创新能力(lnINN)		
	回归系数	Z统计量
核心解释变量		
lnDE	0.305***	3.610
W×lnDE	1.528***	5.477
控制变量		
lnPGDP	0.071	0.180
lnFDI	-0.036	-1.487
lnINPUT	0.223**	2.414
HUM	0.124***	2.742
W×lnPGDP	-7.198***	-5.665
W×lnFDI	-0.021	-0.376
W×lnINPUT	-0.153	-0.809
W×HUM	0.147	1.224
空间自相关系数ρ	0.301***	3.174
随机标准误σ _{ε2}	0.027***	12.734
双固定效应	控制	
观测值个数	330	
拟合优度R ²	0.769	

数据来源:作者分析整理。
注:***、**分别表示在1%、5%的显著性水平上统计显著。

表6 直接效应、间接效应和总效应估计结果

	平均直接效应	平均间接效应	平均总效应
lnDE	0.395*** (4.339)	2.253*** (5.491)	2.648*** (5.907)
控制变量			
lnPGDP	-0.335 (-0.813)	-9.937*** (-4.544)	-10.272*** (-4.362)
lnFDI	-0.036 (-1.479)	-0.045 (-0.616)	-0.081 (-0.966)
lnINPUT	0.217** (2.455)	-0.104 (-0.385)	0.112 (0.374)
HUM	0.134*** (3.065)	0.255 (1.587)	0.389** (2.340)

数据来源:作者分析整理。
注:()内为z统计量;***、**分别表示在1%、5%的显著性水平上统计显著。

表6中核心解释变量lnDE的直接效应、间接效应和总效应估计结果均在1%显著性水平上通过检验。其中,平均直接效应反映了一省数实融合程度

的变化对本省份区域创新能力(lnINN)变化的直接影响;平均间接效应反映了本省数实融合发展水平的变化对其他各省创新能力的影响,是数实融合发展水平空间溢出效应的衡量;平均总效应等于直接效应和间接相应相加,反映了一省数实融合发展程度的变化对本省和周边省份区域创新能力产生的总影响。

控制变量中外商投资(lnFDI)对区域创新能力的影响效应没有通过显著性检验,反映出外商直接投资用在科学研究支出部分的比例相对来说较低,因此外商投资对区域创新能力的提升并没有显著影响;人力资本水平(HUM)的总效应显著为正,说明基于平均受教育时间测算的人力资本水平达到较高的程度,人力资本红利得到充分释放,对区域创新能力的提升具有显著的正向影响;科研经费投入(lnINPUT)直接效应显著为正说明加强科技投入对创新有积极促进作用,但间接效应为负,反映出一地科技投入对周边省份区域创新有一定的抑制作用,可能原因在于当地的科研投入越多,有利于创造良好的创新氛围,会吸引周边地区人才流入,进而抑制周边地区的创新水平的提升。人均国内生产总值(lnPGDP)对区域创新能力的直接效应和溢出效应都为负,反映出经济增长为主要目标的背景下具有长期性以及较高风险的创新项目可能得不到有效资金和政策支持,导致市场创新活力不足,同时也凸显了保障经济增长的同时高质量发展程度有待进一步提升的迫切性。

进一步比较本文的核心解释变量数实融合发展水平lnDE的回归系数和影响效应系数,可以看到表6中数实融合发展水平lnDE的直接影响效应系数估计值0.395大于表5中回归系数估计值0.305,是数实融合发展水平通过循环反馈最终对本地区域创新能力产生的总影响,但我们 also 发现回归系数和直接效应系数值间的差距大概仅为0.09,说明反馈作用并不明显,因此模型式(17)中lnDE的回归系数基本体现了本省数实融合发展水平对本省区域创新能力的直接影响。

再通过比较SDM模型中核心解释变量空间滞后项W×lnDE的回归系数和间接效应系数估计值能够发现,两者也并不相同,表6中lnDE的间接效应影响系数值为2.253,如果错误地将表5中数实融合发展水平空间滞后项W×lnDE的系数估计值1.528

解读为间接效应,则将低估数实融合对区域创新能力的总影响。表6中显示一省数实融合发展水平(lnDE)的平均总效应估计值为2.648,说明数实融合发展水平有很强的空间溢出效应,一省数实融合发展水平每提高1%,预计平均会带动各省区域创新能力提高2.648个百分点。

综上,数实融合发展水平(lnDE)的直接影响效应和间接影响效应(空间溢出效应)都显著,说明本地区数实融合发展水平的提高有助于提高本地区区域创新能力并且可推动周边地区区域创新能力的提升,同时通过比照数实融合发展水平的直接效应与间接效应回归系数可知,数实融合发展水平对区域创新能力的间接效应为2.253,是直接影响效应的近6倍,空间溢出效应显著。因此,基准回归结果验证了前文研究假设H1和研究假设H2所述的观点,即说明数实融合发展水平在促进区域创新能力提升的同时具有显著的空间溢出效应。

(四)稳健性检验

上述基准回归结果是基于地理距离矩阵估计得到,为了检验数实融合发展水平对区域创新能力的正向作用及空间溢出效应的稳健性,本文同时将经济因素纳入衡量省份之间空间相互作用的权重矩阵,参照袁华锡等(2019)的做法,采取嵌套经济距离权重矩阵 W_e 来对式(17)的SDM模型重新进行估计,经济距离权重矩阵 W_e 构造如下:

$$W_e=W_d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, \cdots, \bar{Y}_i/\bar{Y}) \tag{19}$$

式(19)中: $\bar{Y}_i=\sum_{t_0}^{t_1} Y_{it}/(t_1-t_0+1)$ 为样本考察期内第*i*省国内生产总值的年均值; $\bar{Y}=\sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it}/n(t_1-t_0+1)$ 为考察期内所有省份国内生产总值均值;*t*为考察期; W_d 仍为上文式(18)构建的地理距离权重矩阵,diag是除了主对角线元素外其他元素为0的主对角阵。最终经济距离权重矩阵 W_e 计算结果备索。

基于嵌套经济距离权重矩阵 W_e 的主要回归结果如表7所示。

表7中通过更换空间权重矩阵构造方法后,空间自相关系数 $\rho=0.310$ 在1%水平下显著且与基准回归估计结果差别不大,所得到的核心解释变量影响效应依旧显著,同时通过比照数实融合发展水平的直接效应与间接效应回归系数,结果跟上文的估计结果没有较大变化,依旧是空间溢出效应显著。稳健性结果表明,数实融合发展水平在促进当地区域创新能力提升的同时具有显著的空间溢出效应,

表7 嵌套经济地理距离矩阵下SDM双固定模型核心解释变量估计结果

	系数估计值	直接效应	间接效应	总效应
lnDE	0.146*	0.237***	2.242***	2.480***
W×lnDE	1.546***	—	—	—
控制变量	YES	—	—	—
空间自相关系数ρ	0.310***	—	—	—

数据来源:作者分析整理。
注:***、*分别表示在1%、10%的显著性水平上统计显著。

这一研究结论具有较强的稳健性。

(五)异质性分析

为了进一步探讨数实融合发展水平对区域创新能力的影响是否存在地区异质性,本文根据各省份所处的地理区域不同,利用国家统计局分类标准将各省(区、市)划分为东部地区、中部地区和西部地区三大区域进行分组回归,具体回归结果如表8所示。从表中可以看出,在直接效应估计结果上,数实融合发展水平对于东部地区和西部地区的区域创新能力都有显著的正向影响且都通过了1%的显著性检验,中部地区回归结果虽然不显著,但是系数为正;从间接效应来看,数实融合发展水平的间接效应在东部地区显著为正,说明东部地区数实融合发展水平具有较强的空间溢出效应,对周边地区的区域创新能力的提升具有显著的促进作用,数实融合发展水平的间接效应在中部地区为正但不显著,虽然西部地区数实融合发展水平的间接效应并不显著,但是从回归系数来看,估计结果为负数,说明数实融合发展对在中西部是不利于周边地区创新能力的提升与发展。导致这种现象产生的原因,本文分析是东部地区、中部地区、西部地区的数实融合发展不均衡,所以导致数实融合发展的直接效应以及间接效应也呈现出一定的梯度差异:由于东部地区经济发展水平、产业集聚程度、区域一体化程度较高,故而数实融合发展水平对本地区的区域创新能力具有促进作用且能产生正向的空间溢出效应;而在西部地区,经济发展水平较低,技术与人才资源稀缺,基础设施建设不完善以及周边地区所采用的产业发展策略都较为类似,形成了一种同质化的竞争格局,从而使得当地数实融合发展水平

对相邻地区的区域创新能力产生抑制作用,从而间接效应呈现出负向关系。

表8 不同地区数实融合发展水平(lnDE)影响效应分解

地区	直接效应	间接效应	总效应
东部地区	0.427*** (3.058)	1.375*** (3.326)	1.802*** (3.543)
中部地区	0.433 (1.052)	0.300 (0.681)	0.733** (2.442)
西部地区	0.389*** (2.760)	-0.283 (-0.433)	0.106 (0.147)

数据来源:作者分析整理。

注:()内为z统计量;***、**分别表示在1%、5%的显著性水平上统计显著。

异质性分析验证了第三个研究假设H3:数实融合发展水平对区域创新能力存在较为明显的区域异质性特征。

六、结论与政策建议

本文基于国家统计局《数字经济及其核心产业统计分类(2021)》根据数据的可获得性重点选取对区域创新能力有影响作用的数字产业化和产业数字化指标构建数实融合发展水平指标体系,并基于熵权法测度各省数实融合发展水平作为核心解释变量,构造空间杜宾模型研究数实融合发展对区域创新能力的直接影响效应和间接影响效应。

从公共政策的角度来看,掌握核心解释变量变化所产生的直接影响效应和间接影响效应对不同政府部门的政策制定有不同的参考作用:直接影响效应估计涉及当地政府主要关注的影响,而溢出效应和总效应则反映了整个社会的更广泛视角。因此根据本文的实证分析结果,结合具体的效应分析给出以下政策建议:

第一,推进数字产业不断发展壮大。数实融合发展水平对区域创新能力具有积极的促进作用,很大程度上归功于大数据、AI、云计算等信息技术的广泛使用,改变了人民生活方式,成为提高创新能力的重要手段。为了加快建设创新型国家,必须聚焦发展重点,解决制约数字产业化发展的核心难题。一方面,加强数字核心技术攻关,数字核心技术包括5G、物联网技术、数据库、人工智能等,是数字化发展的重要基础和核心支撑;另一方面,加强

数字基础设施,对5G、数据中心等这些新型数字基础设施进行合理布局,防止地区间新基础设施的盲目建设以及过度竞争,不断提高新基础设施单位产出,为数字产业发展打下坚实基础,通过这一系列措施进而推动数字产业的不断发展壮大,加速与实体经济的融合发展,进而促使数实融合发展成为推动区域创新能力提升的关键力量。

第二,推进电子商务以及数字普惠金融等产业的数字化转型。本文验证了基于数字产业化和产业数字化两部分指标综合而成的数实融合发展水平对区域创新能力的促进作用,其中电子商务以及数字普惠金融作为产业数字化指标的重要构成,必然成为推动区域创新能力的重要因素。政府部门应坚持全局视野,深入实施“智改数转”,有效促进大数据与相关产业更深层次的融合发展,从而进一步推动产业数字化不断向前发展,同时基于数字技术的发展来逐步推动传统产业智能化升级,延长产业链,拓展产业集群,充分发挥电子商务以及数字普惠金融以及其他相关产业对创新主体的支持作用,使得区域创新能力得以进一步提升。

第三,推动本地区与周边地区技术创新协同发展。实证分析表明,数实融合发展对区域创新能力有明显的正向空间溢出效应,故应强化数实融合发展对不同区域之间的信息交流,使沟通跨越时间与空间限制,充分发挥出其溢出效应红利作用。在数字化时代,任何一个区域的发展都离不开合作,因此区域间的信息技术壁垒不利于区域创新发展,必须要破除壁垒加快人才在区域间的流动,推动各类资源与技术的交换,力求抓住数实融合的发展机遇,实现区域协调可持续发展。

第四,优化区域间数字经济资源配置。针对数实融合发展水平对区域创新能力的溢出效应在东、中、西部地区存在较为明显的异质性的实证分析结论,政府应该在不同区域间合理分配数字经济资源,使其得到最优分配:在确保东部沿海地区数实融合发展水平能够维持现有的良好态势下,继续释放出它的数实融合发展红利以及溢出效应不断带动周边地区的继续发展;同时加大对中部地区以及西部地区相关基础设施的投入以及政策倾斜力度,提升数字化人才的集聚,充分发挥数实融合对各类资源的优化配置和引导功能,打造中西部地区数实融合发展新优势,在缩小与东部地区间的发展差距

同时减弱“数字鸿沟”问题,为共同富裕提供内生动力。

参考文献

- [1] THOMPSON P, WILLIAMS R, THOMAS B. Are UK SMEs with active web sites more likely to achieve both innovation and growth? [J]. Journal of small business and enterprise development, 2013, 20(4): 934—965.
- [2] CLIFF A, ORD. J. Spatial Autocorrelation [M]. London: Pion, 1973.
- [3] ANSELIN L. Local Indicators of Spatial Association—LISA [J]. Geographical analysis, 1995(27): 93—115.
- [4] ANSELIN L. Spatial Econometrics: Methods and Models [M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1998.
- [5] LESAGE L, R. KELLEY PACE. Introduction to Spatial Econometrics [M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- [6] ANSELIN L. Modern Spatial Econometrics in Practice [M]. Chicago: GeoDa Press, 2014.
- [7] 温珺, 阎志军, 程愚. 数字经济与区域创新能力的提升 [J]. 经济问题探索, 2019(11).
- [8] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展: 来自中国城市的经验证据 [J]. 管理世界, 2020, 36(10).
- [9] 俞伯阳. 数字经济、要素市场化配置与区域创新能力 [J]. 经济与管理, 2022, 36(2).
- [10] 徐辉, 邱晨光. 数字经济发展提升了区域创新能力吗: 基于长江经济带的空间计量分析 [J]. 科技进步与对策, 2022, 39(13).
- [11] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率: 基于中国企业专利信息的研究 [J]. 中国工业经济, 2023(11).
- [12] 焦勇, 齐梅霞. 数字经济赋能新质生产力发展 [J]. 经济与管理评论, 2024, 40(3).
- [13] 陆敏, 任潇洒, 周雪含. 数实融合推进新质生产力发展的逻辑机理和传导路径研究 [J]. 工业技术经济, 2024, 43(10).
- [14] 庄赞, 曾五一. 新经济地理视角下中国大陆区域经济差异影响因素研究 [J]. 现代经济探讨, 2020(12).
- [15] 刘乃全, 吴友, 赵国振. 专业化集聚、多样化集聚对区域创新效率的影响: 基于空间杜宾模型的实证分析 [J]. 经济问题探索, 2016(2).
- [16] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征 [J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4).

Research on the Spatial Effect and Heterogeneity of Digital and Real Integration Development on Regional Innovation Capacity

Zhuang Yun Lin Xincheng Liu Naiquan Zhou Minjun

Abstract: By using the Statistical Classification of Digital Economy and Its Core Industries (2021) formulated by the National Bureau of Statistics, core industry indicators that measure the basis of digital and real integration development and industrial digitalization indicators that are theoretically related to measuring regional innovation ability are selected to fully reflect the level of integration of digital technology and the real economy. On this basis, standardized statistical comprehensive evaluation technology is used to estimate the comprehensive scores of real integration development in 30 provinces, regions and municipalities in China over the years, and a spatial Durbin model is constructed to test the impact of real integration on regional innovation ability. The conclusion is drawn; on the whole, the development of digital–real integration not only has a relatively obvious positive promoting effect on the regional innovation ability of the region, but also has a significant positive spatial spillover effect on the innovation ability of the surrounding region, and the degree of such spillover effect is significantly higher than the direct effect on the innovation ability of the region. Further analysis shows that the influence of digital–real fusion on regional innovation capability in the east, central and western regions has obvious heterogeneity.

Key Words: Digital Real Fusion; Regional Innovation Ability; Entropy Weight Method; Spatial Durbin Model (SDM); Spatial Spillover Effect

(责任编辑: 平 萍)