

数字经济赋能新质生产力发展

——基于长三角城市群的研究

■ 吴文生, 荣义, 吴华清

[摘要] 选取2008—2021年长三角41个城市为样本,从产业创新体系、人才供给体系、经济支撑体系和未来产业发展体系四个维度构建新质生产力水平的评价指标体系,以此探究数字经济对新质生产力的影响机制。研究表明,数字经济可以通过推动技术创新和优化就业结构提高长三角地区新质生产力水平;数字经济发展能促进本地区新质生产力水平,存在显著的空间溢出效应,促使邻近区域的新质生产力水平提升;数字经济发展对新质生产力发展存在着门槛效应,数字经济对新质生产力水平的促进作用呈现出先增加后削弱的趋势。

[关键词] 新质生产力;数字经济;长三角地区;技术创新

[中图分类号] F124.5 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1006-169X(2024)04-0015-13

DOI: 10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2024.04.002

[基金项目] 国家自然科学基金项目“投资组合模型中的数据窥察检验方法及其应用研究”(71801074);国家社会科学基金重大项目“新时代背景下我国经济发展质量动态评价及其政策协同研究”(18ZDA064)。

[作者简介] 吴文生(1988—),安徽枞阳人,合肥工业大学经济学院,博士,副教授,硕士生导师,研究方向为数字经济与公司金融;荣义(1998—),合肥工业大学经济学院,硕士研究生,研究方向为数字经济与区域经济;吴华清(1976—),安徽太湖人,合肥工业大学经济学院,博士,教授,博士生导师,研究方向为效率评价与数字经济。

一、引言

习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调,“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点,必须继续做好创新这篇大文章,推动新质生产力加快发展”。新质生产力的提出是对马克思主义生产力理论的继承与创新,为社会生产方式变革与生产关系改革提供新方向和提出新要求(黄群慧和盛方富,2024)。具体来看,新质生产力是创新起主导作用,由技术革命突破、生产创新要素配置和产业深度转型升级而催生的,特点是创新,关键在质优,本质是先进生产力。

近年来,信息技术迅猛发展,数字经济已成为全球经济的重要组成部分。2024年1月,国家数据局等17部门联合印发《“数据要素×”三年行动计划(2024—2026年)》,推动数据要素高水平应用,推进数据要素协同优化、复用增效、融合创新,数据要素的市场化建设从理念形成深入到实践探索阶段。数据要素作为一种新型的生产要素,已深刻改变了中国社会的生产结构,推动“数据要素×”行动就是要不断拓宽数据的应用场景,数据作为新的生产要素在重构生产力方面体现为依附倍增性和集约替代性,在重构生产关系方面体现为网状共享性和分配特殊性

(周文和叶蕾, 2024)。数字技术改变了知识生产体系、知识扩散体系和知识应用体系,拓宽了知识传播路径和流动效率,为中国创新经济提质增效和新质生产力发展做出了重要贡献。

学界已有不少文献就“新质生产力”的科学内涵(盛朝迅, 2024)、要素特征(黄群慧和盛方富, 2024)等进行了深入探究。但鲜有文献在新质生产力的指标测度和驱动因素层面开展实证研究,而长三角地区位于“一带一路”与长江经济带的交汇地区,作为改革开放的前沿阵地,是中国创新能力最强、最具经济活力、开放程度最高的地区之一。深入分析数字经济对长三角地区新质生产力发展及机制和相关的经济后果,对于如何利用数字经济推动长江三角区域高质量发展具有重要意义。

与现有研究相比,可能的边际贡献体现在以下几个方面:第一,在新质生产力水平的研究视角上,现有文献主要从理论上对新质生产力的科学内涵、形成原因等进行研究,该文构建了城市层面的新质生产力水平评价指标体系,并对长三角城市的新质生产力水平进行了测度。第二,发现数字经济能够通过产业技术创新和就业结构优化显著影响新质生产力水平,丰富了新质生产力的研究。第三,在数字经济促进新质生产力水平的基础上进一步探究了其非线性溢出效应,并发现数字经济对新质生产力水平的影响受数字经济发展水平制约并具有显著的门槛效应。第四,进一步考察了数字经济对新质生产力的空间溢出效应,发现数字经济不仅能够促进本地区新质生产力发展,还能够提高临近地区新质生产力水平。

二、理论分析与研究假设

(一)数字经济对新质生产力的影响机理

数字经济时代,传统生产要素已经无法满足高质量发展的需要,生产要素结构需要也因此发生变化(周文和叶蕾, 2024)。数字化时代,数据、信息、网络作为三大新生产要素,深刻改变着生产方式、生活方式和社会治理方式。人类社会生产力发展进入新阶段的三重特征分别为劳动对象的质变、劳动资料的质变和劳动者

的技能革新。数据作为新质劳动对象,是新质生产力的形成基础,决定了数据要素生产的商品和价值构成与传统生产力下的商品存在重大区别。随着数字技术不断发展,新一代信息技术革命催生出了5G通信、高性能服务器等新质劳动资料,成为新质生产力的重要构成要素和根本特征。在信息时代,计算机、手机等电子设备的运用已然成为劳动者的基本技能,新质劳动技能是发展新质生产力的前提条件(赵峰和季雷, 2024)。因此,由数字技术带来的数据生产力、信息生产力、网络生产力等就是新质生产力(崔云, 2023)。随着人工智能、大数据等数字技术的快速发展和不断应用,劳动生产效率得到大幅提高、生产力得以进一步跃迁,数字经济发展成为了当代社会生产力发展的重要基础(崔云, 2023),因此,数字经济是新质生产力形成和发展的原因也是必然结果(李政和廖晓东, 2023)。

数字经济使得“看不见的手”对资源的配置能力增强(裴长洪等, 2018),这会在一定程度上促进新质生产力发展。在传统的产业模式中,企业内部、产业链上下游、企业与用户之间存在大量信息壁垒,导致企业内部运行效率低下,上下游企业之间信息传递受阻,阻碍了新质生产力形成。数字技术以其数据汇集与处理能力,打破了这种信息壁垒,畅通了企业、产业链和用户各个环节之间的信息联系,使得产业发展更合理、产业配置更完善,有助于产业转型升级,不断塑造新动能新优势,进而实现生产力的跃迁。数字经济通过数据要素投入和促进要素配比来释放技术创新能力,引导要素资源从低生产效率部门向创新效率更高的部门流动(黄大禹等, 2022),促进经济从低质量扩张向高质量发展转型,同时培育更具活力和质量的新质生产力。

数据作为一种新的要素被纳入到生产函数中,拓宽了传统经济增长理论的边界(陈晓红等, 2022)。数字经济是以数据资源为关键要素的新经济形态,数据在最初采集时是零散单一与非结构化的,此时价值量极小,经过了对大量

数据的汇集、运算与处理,逐渐形成标准化和结构化的数据,并通过对数据进行挖掘与分析可以提取出有用的信息,从而实现数据增值。数据价值这一特性,诱导推动了工业互联网平台和共享生产平台等各类平台的发展,促进了数字经济与实体经济深度融合,为新质生产力发展提供了动力来源。数字经济在过去的数十年发展十分迅速,影响力不断提升,显著拓展了产业结构升级的空间(王凯,2021),提高了产业融合效率,为新质生产力发展提供了重要保障。

H1:数字经济可以显著促进长三角地区新质生产力发展。

(二)数字经济对新质生产力的作用机制

数字经济发展中通常会伴随着科技创新,《数字经济分类》从“数字产业化”和“产业数字化”两个方面,确定了数字经济的基本范围。从数字产业化的角度看,近年来数字科技企业发展十分迅速,通过吸纳大量ICT人才实现了科技创新与技术进步,促进了数字产业发展,并进一步形成正向反馈,使得地区创新水平不断跃升。从产业数字化方面看,非数字科技公司利用数字技术对自身产品和生产经营模式进行革新与改进。数字技术具有高渗透性、通用性和可复制性的特点,使得企业可以根据自身需求开展数字化转型,更好地适应市场环境的变化。企业数字化转型后可以实现模式创新与产品创新,其中产品创新表现为企业提供数字化形式的产品和服务;模式创新可以表现为企业利用数字技术改变了自身的经营和服务模式。技术创新水平能够在一定程度上决定生产要素的发展水平,科技创新往往能够带来新模式、新动能和新产业,是发展新质生产力的核心要素和重要保障。随着人工智能、大数据和5G技术的应用和发展,制造业数字化进程不断提速、产业数字化深入推进,数字技术肩负起引领创新的重要使命,成为发展新质生产力的重要力量。

H2a:数字经济可以通过推动技术创新促进新质生产力发展。

数字经济会显著优化社会就业结构。一方面,数字经济发展不仅使得就业市场对劳动力

的需求发生了变化,第三产业逐渐成为中低技能劳动力转移的重要阵地,工业智能化、机械自动化等新模式也将不断加速就业结构转变,且大数据和人工智能也在不断推进高端服务业发展,进而提高高技能劳动者的就业份额。另一方面,数字技术的广泛运用,使得企业能够将分散在不同区域、不同行业 and 不同企业的劳动者链接起来,实现更大规模的协同运作,进而优化就业结构。

本质上看,生产力是具有劳动能力的人和生产资料相结合而形成的征服和改造自然的能力,人是生产力中最活跃和最具决定性的因素,更高素质的劳动者是新质生产力发展的第一要素。就业结构优化在一定程度上能够促进新质生产力的发展。具体来看,就业结构升级意味着从传统的劳动密集型产业向知识密集型和技术密集型产业的过渡。这种升级不仅对劳动力市场造成深远影响,同时也为新质生产力发展创造了有利条件。具体体现在以下几个方面:首先,就业结构升级不仅改变了从业人员的技能需求,也促使不同产业之间更深层次的合作与融合,这是因为随着就业结构升级,不同产业间的壁垒逐渐被打破,高技能和高知识的从业者通常具备更强的跨领域交流和合作的能力,在推动产业内部技术创新的同时,也加速了不同产业之间的知识交流和资源整合(Bessen, 2018),促使不同产业之间更加积极开展合作,培育出更高水平、更具技术且更有活力的新质生产力。其次,就业结构升级引起的产业结构调整往往伴随着价值链的重新配置。高技能和高知识的从业者能够在产业链中更为高端的位置发挥作用,促使不同环节更加协同工作,实现产业价值链的整合,推动产业结构升级。此外,随着就业结构的优化,劳动力市场灵活性和适应性也随之提升。高技能劳动者和交叉型人才更易适应不同产业的需求,这促使劳动力市场更具适应性,有助于不同产业之间交叉融合,促进新质生产力发展。

H2b:数字经济可以通过优化就业结构促进新质生产力发展。

(三)数字经济对新质生产力影响的门槛效应

随着数字技术的发展与应用,各生产部门的经济活动边界得以延伸,数字经济在各生产领域发挥出重要作用,数字经济逐渐成为协同创新、链接资源和产业转型的重要支撑。但是,数字经济发展对地区自身的资源禀赋有着较为严格的要求,基础较差的地区盲目和强行地发展数字经济可能会适得其反;而对于经济实力强劲的地区,较早布局数字经济发展,可以优先掌握数字资源、充分享受数字红利。随着数字经济发展,长三角产业新质生产力发展也并非呈现出线性增加趋势。这是因为长三角地区本身就存在着发展不平衡的问题,有一线城市的同时,也存在着诸多二、三线城市。数字经济的发展差距会随着自身资源禀赋的不平衡而不断扩大,因此形成“数字鸿沟”。“数字鸿沟”导致了数字经济红利分配不均,“马太效应”愈发严重。在这个阶段,数字经济发展开始不平衡,数字经济赋能新质生产力发展的边际效应开始递减。

H3:数字经济对新质生产力的影响具有显著的门槛效应,随着数字经济发展,数字经济对新质生产力的促进作用呈现出先增加后减小的特征。

(四)数字经济对新质生产力影响的空间溢出效应

数字经济的一个重要特征就是高渗透性,这种高渗透性有效压缩了信息传递的时空距离,增加了城市间经济活动联系的广度与深度。一方面,数字技术使劳动力、资金等传统生产要素在各地区之间快速流动,不受地理距离的限制。数字技术还能够促进不同地区之间的企业在技术水平、业务发展等方面深入交流合作。已有研究表明,技术进步不仅能够促进本地区产业结构升级,还能够促进周边地区产业结构升级(段瑞君,2018)。另一方面,数据要素相较于传统生产要素,不受时间和空间的约束,且流通成本较低,这使得数据要素具有较强的流动性,这种流动性能够打破地理距离的约束,

使数字经济影响新质生产力的作用表现出较强的空间溢出效应。因此,数字经济不仅可以促进本地区新质生产力发展,在数字技术跨地区支撑与数据要素快速流动的作用下,还可以对周边地区的新质生产力发展产生正向空间溢出效应。此外,国内外大量研究也支持了数字经济的空间溢出效应,例如Teece(2018)利用美国州际面板数据,首次揭示了信息基础设施建设存在空间溢出效应。因此,数字经济发展对新质生产力发展的影响不仅仅只局限于特定城市,而且对邻近城市的城市新质生产力发展也会产生影响,即存在空间溢出效应。

H4:数字经济在赋能新质生产力发展中存在空间溢出效应。

三、研究设计

(一)变量选择

1.新质生产力水平指标测算

新质生产力体系是一个复杂的系统,涉及技术创新、人才供给、产业发展趋势等多方面。基于此,将新质生产力系统分解为产业创新体系、人才供给体系、经济支撑体系和未来产业发展体系四个子系统。具体表现为:新质生产力发展需要加强政策支持和创新体系建设,创新对于发展新质生产力起到了首要和决定性作用,产业创新有利于生产要素在不同系统中流动,打破行业壁垒与延伸产业边界,促进产业发展。新质劳动技能是发展新质生产力的前提条件,高素质劳动者能够更好地掌握新质劳动技能,赋能产业进步、技术创新和新质生产力发展,人才供给与产业创新是形成和发展新质生产力的基础支撑,所以设定产业创新体系和人才供给体系。此外,市场需求是充分激发各类经营主体创新创造的内生动力,促进了各类新质劳动资料的应用与发展,是新质生产力的内在动能,内外部环境是发展新质生产力的关键基础和重要保障,深化经济改革和全面对外开放能够进一步扫清制约新质生产力发展的各种障碍。所以从需求情况、内部经济环境和外部经济环境来构建经济支撑体系指标。新质生产力以数据为关键生产要素,依靠新一代信

表1 新质生产力评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标描述
产业创新体系	产业创新	科研、技术服务从业人口比重(%)	科研技术从业人员/城镇就业人员
		科学技术支出比例(%)	科学技术支出/地方一般公共预算支出
人才供给体系	人才教育资源	教育支出比例(%)	预算教育支出部分/地方一般公共预算支出
		教育从业人员比重(%)	教育从业人员/城镇就业人员
经济支撑体系	市场需求	地方一般公共预算支出比重(%)	地方一般公共预算支出/GDP
		社会居民消费能力(元/人)	社会消费品零售总额/总人口
		居民人均存款余额(元/人)	居民存款余额/总人口数
	在岗职工人均工资额(万元/人)	在岗职工工资总额/城镇就业人数	内部经济环境
		人均GDP(元/人)	GDP/总人口
	全社会劳动生产率(元/人)	GDP/总就业人数	外部经济环境
		外商直接投资比重(%)	外商直接投资金额/GDP
未来产业发展体系	产业信息化	信息服务业城镇单位就业比重(%)	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人数/城镇单位就业总人数
		城镇居民互联网普及率(%)	互联网宽带接入用户数/常住人口
		城镇居民移动电话普及率(%)	移动电话年末用户数/常住人口
	产业服务化	服务业增加值比重(%)	服务业增加值/GDP
		服务业就业人口比重(%)	服务业就业人口/城镇就业人员
		人均服务业增加值(元/人)	服务业增加值/总人数

息技术形成的一种全新的生产方式,产业信息化是新质生产力的重要支撑;服务成为生产力的重要构成是社会分工深化的结果,大力发展以战略性新兴产业和未来产业为代表的新制造、高附加值生产性服务业能够加快形成更具活力的新质生产力,产业服务化水平是新质生产力的重要构成因素。因此,基于产业信息化和产业服务化设定了未来产业发展体系。新质生产力指标体系设定如表1所示。在指标权重方法的选取上,综合考虑面板数据的适用性、权重计算的客观性以及保障计算结果可比性三个方面,最终采用熵值法计算新质生产力水平(S)。

2.数字经济指标测算

基于数据的可得性,参考赵涛(2020)的研究,构建城市层面的数字经济指标体系(如表2),并使用主成分分析法测算得到长三角城市群的数字经济指标。

表2 数字经济综合发展水平指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字经济综合发展指数	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数
	互联网普及率	每百人互联网用户数
	互联网相关从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比
	互联网相关产出	人均电信业务总量

3.技术创新和就业结构指标测算

技术创新可以从城市专利产出的角度进行衡量。首先使用每万人专利数量(*Inno*)进行衡量地区的创新产出水平,发明专利较于实用新型专利和外观专利更具创新价值,被称之为“实质性创新”,因此,还选择每万人发明专利授权数量进行稳健性检验。就业结构又被称为社会劳动力的分配结构,是指社会劳动力在国民经

济各个部门所占用的劳动数量、比例和相互关系,借鉴戚聿东等(2020)的做法,按照产业结构对就业结构进行了划分,使用第三产业就业比重衡量地区的就业结构(*Emps*),并且第三产业就业比重越高,说明就业结构优化程度越高。

4. 控制变量

参照已有研究成果,对如下变量进行控制:金融发展水平(*Fin*),用贷款余额与GDP的比重表示;人口规模水平(*Peo*),用常住人口的对数值表示;经济发展水平(*Gdpret*),使用地区GDP的增长率表示;工业发展水平(*Indus*),使用人均规模以上工业企业生产总值表示;全要素生产率(*Tfp*),使用SFA方法计算得出。

(二) 数据说明与处理

根据上述指标体系选取2008—2021年的数据进行了分析,相关数据主要来自于《中国城市统计年鉴》等。在指标体系构建过程中充分考虑到数据的可得性与完整性,所用变量没有数据缺失或缺失较少,对于数据缺失值,使用插值法进行填补,以确保数据规范与完整。

(三) 模型设定

使用双重固定模型研究数字经济对新质生产力的影响。模型设定如式(1)所示,其中*i*表示城市,*t*表示年份,*S_{it}*表示新质生产力水平,*Dig_{it}*代表数字经济发展水平,*β*表示数字经济对新质生产力水平的影响程度。*X_{it}*代表一系列控制变量,还加入年份固定效应*δ_t*和城市固定效应*μ_i*,*ε_{it}*代表随机扰动项。

$$S_{it}=\alpha+\beta Dig_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

为进一步研究数字经济对新质生产力的影响路径,参考温忠麟(2004)关于中介模型的设计思路,构建中介效应模型如下所示。其中*InterVar*表示中介变量。式(2)考察了数字经济与中介变量之间的关系,式(3)考察了中介变量与新质生产力水平之间的关系。此外,还使用了Sobel检验和Bootsrap检验提升中介效应稳健性。

$$InterVar_{it}=\alpha+\beta_1 Dig_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

$$S_{it}=\alpha+\beta_2 Dig_{it}+\beta_3 InterVar_{it}+\gamma X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \tag{3}$$

(四) 描述性统计与分析

描述性统计如表3所示。数字经济发展水平最大值和最小值分别为4.345和-0.343,均值和标准差分别为0.684和0.755,这说明各市数字经济发展并不均衡,差异较大。新质生产力水平最小值为0.033,最大值为0.701,说明不同城市在不同时期的新质生产力发展差距较大,同时新质生产力水平均值为0.106,标准差为0.067,说明新质生产力水平也同样呈现出“均值小,误差标准误差大”的特点。

四、实证分析

(一) 基准回归

使用模型(1)检验了数字经济对长三角新质生产力水平的影响,具体结果如表4所示,其中列(4)为固定效应模型加入控制变量后的回归结果。从中可以发现数字经济(*Dig*)的系数在1%的水平上显著为正,说明数字经济可以促进

表3 描述性统计

指标属性	变量		观测数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新质生产力水平	<i>S</i>	574	0.106	0.067	0.033	0.701
解释变量	数字经济水平	<i>Dig</i>	574	0.684	0.755	-0.434	4.345
中介变量	就业结构	<i>Emps</i>	574	2.494	0.154	2.164	2.909
	技术创新	<i>Inno</i>	574	0.379	0.433	0.001	2.976
控制变量	金融发展水平	<i>Fin</i>	574	6.07	0.609	4.301	7.309
	人口规模水平	<i>Peo</i>	574	508.748	275.4	73.8	1493
	经济发展水平	<i>Gdpret</i>	574	9.348	3.19	-2.1	19.41
	工业发展水平	<i>Indus</i>	574	12.595	9.914	0.324	46.308
	全要素生产率	<i>Tfp</i>	574	1.468	0.746	0.043	2.934

长三角城市群新质生产力发展。此外,人口规模水平和经济增长水平的系数也显著为正,说明人口规模扩张和经济水平提高也能显著促进长三角地区新质生产力发展。

表 4 基准回归结果

变量	S			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.074*** (17.54)	0.080*** (6.88)	0.075*** (9.98)	0.074*** (6.32)
<i>Fin</i>			0.033*** (5.05)	0.003 (0.57)
<i>Peo</i>			0.053*** (2.66)	0.036** (2.18)
<i>Gdpret</i>			0.006*** (5.91)	0.004*** (4.20)
<i>Indus</i>			0.002** (2.54)	0.001 (1.21)
<i>Tfp</i>			-0.009*** (-3.87)	-0.003 (-0.66)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
样本量	574	574	574	574
调整R ² 值	0.318	0.602	0.384	0.613

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为 t 值。

(二)机制检验

利用模型(1)–(3)进行机制检验,检验结果如表 5 所示。在列(1)中,数字经济的系数在 1%的水平上显著为正,说明数字经济对新质生产力发展的总效应显著为正。在列(2)中,数字经济的系数在 1%的水平上显著为正,表明数字经济可以显著优化地区就业结构;在列(3)中,数字经济和就业结构的系数均显著为正,同时还发现模型(2)中数字经济的系数比模型(1)有所下降,这说明就业结构在数字经济和新质生产力发展之间发挥了中介作用,即数字经济可以显著改善地区的就业结构,从而提升就业质量、促进新质生产力发展。此外,还采用 Sobel 检验和 Bootstrap 法对中介检验进行了验证。结果显示,Sobel 检验的 Z 值为 2.167,P 值为 0.030,同时就业结构优化的中介效应在总效应中的占比为 6.51%;在 Bootstrap 检验中,置信度为 95%的置

信区间内未包含 0,说明就业结构的中介效应是显著的,整体上呈现出“数字经济–就业结构优化–新质生产力发展”的传导路径。

在列(4)中,数字经济系数显著为正,说明数字经济可以显著促进产业创新和技术变革,在列(5)中,数字经济和技术创新的系数均在 1%的水平上显著为正,说明数字经济可以促进技术创新进而提升产业新质生产力水平。可以发现 Z 值为 4.449,P 值为 0.000,置信度为 95%的置信区间内未包含 0。此外,技术创新对于总效应的贡献率高达 27.03%,说明技术创新是数字经济促进新质生产力发展的重要渠道之一,数字经济赋能地区技术创新、促进产业变革是提升新质生产力水平的重要路径。

(三)稳健性检验

1.工具变量回归

参考田鸽和张勋(2022)使用地区与杭州和上海的球面距离之和作为数字经济的工具变量,检验结果如表 6 所示。在列(1)中,工具变量系数显著为负,说明远离杭州和上海的城市,其数字经济发展水平较低,与前文理论相符,同时根据 Cragg–Donald Wald F 统计量和 Anderson canon.corr.LM 统计量的检验结果,可以认为工具变量显著拒绝了“工具变量识别不足”和“工具变量弱识别”的原假设,工具变量的选择具有合理性。在列(2)中,数字经济系数在 1%的水平上显著为正,说明数字经济促进新质生产力发展在考虑内生性后依旧稳健。此外,也借鉴黄群慧等(2019)的做法,使用各城市在 1984 年的固定电话数据作为数字经济发展水平的工具变量。由于 1984 年各城市的邮电数据为截面数据,借鉴 Nunn & Qian(2014)的做法,将每百人固定电话数与全国互联网用户数的一阶滞后项交乘得到工具变量。在列(3)中,工具变量的系数显著为正,说明各地市的历史邮电发展水平与数字经济水平显著相关。在列(4)中,数字经济水平的系数显著为正,说明数字经济在考虑了内生性之后仍显著促进新质生产力发展。

2.剔除部分样本

首先,剔除了上海和杭州两个数字经济发

展水平在全国名列前茅的城市检验,结果依然显著为正。其次,进一步参考了田鸽和张勋(2022)的研究,剔除了一线和新一线城市样本进行回归,其结果依旧显著。再次,窗口期为2008—2021年,由于在早期数字经济发展较为缓慢,经济效应并不明显,所以剔除2012年之前的样本进行了检验。结果仍在1%的水平上显著为正。最后还参考了黄永春等(2022)的做法,将2015年发布的《国务院关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》作为数字经济发展的分界点,将样本分为2008—2015年和2016—2021年两阶段进行回归,两阶段的分样本回归结果均在1%的水平上正向显著^①。

3. 替换核心变量

目前大量文献使用体系加权方法求得产业结构整体升级指数,借鉴这种做法使用体系加权方法衡量就业结构整体升级指数。具体做法如式(4)所示,其中*Emps*2越接近3,说明就业结构水平发展水平越高;越接近1,说明就业结构

发展水平越低。在机制检验中,使用每万人专利数量衡量地区的技术创新水平,在此使用每万人发明专利授权数量(*Inno*2)衡量技术创新水平,因为发明专利作为“实质性创新”指标,更能体现地区的创新成果。替换核心变量的检验结果显示,数字经济和*Inno*2的系数同样显著为正^②,说明技术创新指标在替换为每万人发明专利授权数量后,技术创新依旧是数字经济作用于新质生产力发展的主要渠道之一。

$$Emps2 = \sum i \text{ 第 } i \text{ 产业劳动力占比} \times i \quad (4)$$

4. “宽带中国”政策的外生冲击试验

考虑到政策冲击的设定可能会忽略城市本身数字经济发展水平的影响,参照吴非等(2021)的做法,以“宽带中国”试点城市这一政策为外生冲击,设定了带有调节效应的多期DID模型如式(5)所示。其中,*du*=1表示在样本期内被选为“宽带中国”试点城市的组别,*du*=0表示未被选为“宽带中国”试点城市的样本。*dt*表示为时期虚拟变量,*dt*在“宽带中国”试点城市入选

表5 数字经济影响新质生产力发展作用机制的检验结果

变量	<i>S</i>	<i>Emps</i>	<i>S</i>	<i>Inno</i>	<i>S</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Dig</i>	0.074*** (6.32)	0.059*** (2.76)	0.071*** (5.99)	0.429*** (6.62)	0.054*** (4.59)
<i>Emps</i>			0.064*** (2.68)		
<i>Inno</i>					0.047*** (6.01)
<i>Sobel</i> 检验	Z 值为 2.167, P 值为 0.030			Z 值为 4.449, P 值为 0.000	
	中介效应/总效应=6.51%			中介效应/总效应=27.03%	
<i>Bootstrap</i> 检验	95%置信区间为[0.0004, 0.0093]			95%置信区间为[0.0079, 0.0320]	
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	574	574	574	574	574
调整 R ² 值	0.613	0.495	0.618	0.552	0.638

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为*t*值。

①受限于篇幅限制未放上该结果,需要可以向作者索取。

②受限于篇幅限制未放上该结果,需要可以向作者索取。

表6 工具变量回归结果

变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	<i>Dig</i>	<i>S</i>	<i>Dig</i>	<i>S</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IV</i>	-0.001*** (-6.05)		0.033*** (4.22)	
<i>Dig</i>		0.039*** (3.85)		0.107*** (4.19)
Cragg-Donald Wald F统计量	69.250 {16.38}		17.823 {16.38}	
Anderson canon. corr. LM统计量	63.778 [0.0000]		17.905 [0.0000]	
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	574	574	476	476
调整R ² 值	0.671	0.671	0.361	0.361

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;小括号内为t值,中括号内为P值,大括号内为Stock-Yogo弱识别检验10%水平上的临界值,其中丽水、亳州和宣城等7个城市缺少1984年每百人电话数量的数据,故样本量有所缺失。

当年及以后年份赋值为1,否则为0。模型检验结果中 $Dig \times du \times dt$ 的系数显著为正^①,说明在试点城市在外生政策冲击后,能够充分发挥数字经济效能,赋能新质生产力发展。

$$S_{it} = \alpha + \beta(Dig_{it} \times du_{it} \times dt_{it}) + \gamma X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

5. 延长观测窗口

数字经济和新质生产力发展之间可能会存在反向因果的关系,延长了数字经济影响新质生产力发展的观测窗口。对核心解释变量分别进行滞后1期和滞后2期处理,结果两个滞后变量系数依旧显著为正^②,说明数字经济对新质生产力发展的促进作用具有稳健性。

(四)异质性分析

1. 区域异质性

将长三角城市样本按照其所在省份,分为了江苏、浙江和安徽三大区域进行异质性检验。检验结果如表7所示。从列(1)可以看出,数字经济水平的系数显著为正,说明在江苏地

区,数字经济可以显著促进新质生产力发展。在列(2),数字经济水平的系数依旧显著为正,这表明在浙江地区,数字经济发展水平也可以促进新质生产力发展。整体上看,江苏与浙江相比,*Dig*的回归系数要低一些,说明浙江地区数字经济对新质生产力的促进作用更强。这可能是由于杭州对浙江其他城市的数字发展起到了辐射作用,从而更好地促进新质生产力发展。在安徽地区,*Dig*的系数显著为正,且系数较高,这是可能是因为安徽近十年经济发展较为迅速,合肥等城市也将产业发展重心移至各类高新技术产业,充分发挥了技术创新和就业结构优化的中介作用,赋能产业高质量融合发展。

2. 产业结构异质性

产业结构升级有利于生产要素在不同的行业间进行流动,进一步促进产业之间融合。所以根据城市产业结构水平高低对样本进行了划分。产业结构水平使用第三产业增加值在地区

①受限于篇幅限制未放上该结果,需要可以向作者索取。

②受限于篇幅限制未放上该结果,需要可以向作者索取。

生产总值中所占的比例衡量。检验结果如表7列(4)所示,在产业结构水平较高的城市,数字经济可以显著促进新质生产力发展,而在产业结构水平较差的城市,数字经济对新质生产力的作用结果则不显著。这可能是由于在产业结构较差的城市中,第一产业和第二产业的占比较高,产业结构不合理,难以发挥技术创新和就业结构优化的渠道作用,从而导致数字经济难以显著促进新质生产力发展。

表7 异质性检验(一)

变量	江苏	浙江	安徽	产业结构 异质性
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.088*** (8.20)	0.139*** (4.13)	0.102*** (8.41)	
产业结构水平高				0.055*** (4.41)
产业结构水平差				0.027 (1.60)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	182	154	224	574
调整R ² 值	0.882	0.822	0.821	0.642

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为t值。

3. 数字经济政策环境异质性

地区数字经济的政策环境对数字经济的经济效果发挥有着重要影响。数字经济政策可以通过提供研发资金支持、税收优惠和创新奖励等措施来促进技术创新,提升地区新质生产力水平。同时,过度的监管或是不明确的政策导向可能限制企业的创新动力。明确和稳定的政策环境可以增强企业的投资信心,促使企业在数字技术上加大投入。此外,数字经济政策对于数字基础设施的建设和升级非常关键。高速互联网、数据中心和云计算基础设施的建设可以大幅提高数字经济的效率和范围,提升数字经济对新质生产力的作用强度。借鉴陶长琪和丁煜(2022)的做法,对各地市政府工作报告中数字进行文本分析,获取数字经济关键词词频数,作为各城市的数字经济政策环境水平(*Pev*),

使用数字经济政策环境水平与数字经济水平交乘项(*Pev*×*Dig*)来检验数字经济政策环境的异质性,检验结果如表8列(1)所示,其中*Pev*×*Dig*的系数显著为正,说明地区数字经济政策环境越好,数字经济对新质生产力的促进作用越强。

4. 人才资源异质性

数字经济作为一类新型经济形态,技术密集度高、技术更迭快,其开发与应用都需要人才的推动,人才资源是数字经济发挥经济效应的重要保障。在数字经济时代,高素质人才能够更好地掌握新质劳动技能,进一步强化数字经济对新质生产力的促进作用。使用地区高等院校在校大学生与人口的比重衡量地区人才资源(*Hum*)。异质性检验结果如表8列(2)所示,其中*Hum*×*Dig*的系数在1%的水平上显著为正,说明人才资源越丰富的地区,数字经济对新质生产力的促进作用越显著。

5. 经济水平异质性

按照地区经济发展水平(*Econ*),将其分为经济水平低、经济水平中等和经济水平高三个子样本,并对在每个子样本中使用经济发展水平与数字经济的交乘项(*Econ*×*Dig*)进行异质性检验。检验结果如表8所示。可以发现,在经济水平较低和较高的地区中,*Econ*×*Dig*的系数显著为正,说明随着经济水平增长,数字经济对新质生产力的促进作用进一步提升,而在经济水平中等的地区中,经济水平无法在数字经济对新质生产力的作用中产生影响。这可能因为在经济较差的地区中,随着经济水平提高,数字经济的应用场景能够不断扩宽,呈现出对新质生产力的边际效应,从而能够提升新质生产力水平。在经济水平中等的地区,随着经济水平提升,此时数字经济的边际效应下降,对新质生产力发展的影响也不断降低。在经济发展水平较高的地区,其凭借经济、资本和政策等优势,此时能够充分享受数字经济红利,随着经济水平提升,“马太效应”更加明显,能够提升对新质生产力的正向促进作用。

五、进一步讨论

(一) 门槛效应分析

表8 异质性检验(二)

变量	政策环境	人才资源	经济水平低	经济水平中等	经济水平高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Pev \times Dig$	0.001*** (7.30)				
$Hum \times Dig$		0.007*** (14.43)			
$Econ \times Dig$			0.017*** (2.86)	0.001 (0.32)	0.004* (1.85)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	540	369	168	210	196
调整R ² 值	0.628	0.749	0.778	0.842	0.719

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为t值。

表9 数字经济影响新质生产力发展的门槛效应回归结果

变量	调节变量	
	Dig	
	(1)	(2)
	门槛值	P值
单门槛值 $q1$	1.535	0.000
双门槛值 $q2$	1.598	0.000
$Dige \cdot I(Th \leq q1)$	0.056*** (4.31)	
$Dige \cdot I(q1 < Th < q2)$	0.125*** (7.41)	
$Dige \cdot I(Th \geq q2)$	0.071*** (5.00)	
控制变量	是	
时期数	14	
城市数量	41	
调整R ² 值	0.602	

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号内为t值。

首先,使用Bootstrap(自助法)进行了抽样,结果表明:以数字经济发展水平为门槛变量未通过三重门槛检验,通过了双重门槛和单一门槛检验。以此为基础设定门槛回归模型并进行回归检验,检验结果如表9所示,可以发现数字

经济水平无论处于什么区间,都能显著促进新质生产力发展。具体来看,当数字经济发展水平较低时,数字经济的回归系数为0.056,而当数字经济发展到第一门槛和第二门槛之间时,此时数字经济对新质生产力的促进作用大幅度增加,为前者的2倍。这说明此时“数字鸿沟”尚未形成,大部门地市可以充分享受数字红利,促进新质生产力发展。在数字经济发展水平超过第二门槛值时,此时数字经济对新质生产力的促进作用有所下降,说明随着“数字鸿沟”形成,数字经济难以对新质生产力发展保持较高的推动作用。

(二)空间溢出效应分析

1.空间相关性检验

数字技术在一定程度上缩短了各主体的空间距离,减少了要素流动的空间约束,这有效推动了产业跨区跨市场发展,从而提高了邻近区域的新质生产力水平,这说明数字经济对新质生产力发展可能还会有空间溢出效应。目前,已有学者从数字平台和共享开放数据等视角开展研究,并发现数字经济对于产业结构升级具有显著的空间溢出效应(Goldfarb & Tucker, 2019)。选择全局Moran's I指数进行空间相关性检验,检验结果显示数字经济和新质生产力水平的全局Moran's I指数均显著为正^①,这表明

①限于篇幅限制未放上该结果,需要可以向作者索取。

数字经济和新质生产力都存在空间集聚性。

2. 空间计量模型构建与结果分析

参考 Elhorst (2014) 的检验思路,依次进行 LM 检验、LR 检验,以此选取挑选理想的空间计量模型,同时进行了 Hausman 检验,结果显示双重固定下的固定效应的空间滞后(SAR)模型最合适。表 10 汇报了空间计量模型的回归结果,可以发现空间自回归系数和数字经济的系数均显著为正,这说明数字经济和新质生产力发展均存在空间溢出效应,即邻近地区的新质生产力水平发展会提高本地区的新质生产力水平,数字经济可以推动本地区和邻近地区的新质生产力水平。此外,模型的直接效应、间接效应和总效应均显著为正,说明数字经济发展不仅会促进本地区新质生产力水平,也会提升周边地区的新质生产力水平,这表明数字经济对新质生产力发展存在着空间溢出效应。

表 10 空间计量模型回归结果

变量	SAR			
	主效应	直接效应	间接效应	总效应
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dig</i>	0.069*** (6.14)	0.070*** (6.03)	0.014** (1.99)	0.084*** (5.59)
ρ	0.172** (2.54)	0.172** (2.54)	0.172** (2.54)	0.172** (2.54)
控制变量	是	是	是	是
R ² 值	0.410	0.410	0.410	0.410
Log-likelihood	1176.948	1176.948	1176.948	1176.948
样本量	574	574	574	574

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为 t 值。

(三)数字经济要素对新质生产力的影响

吴非等(2021)对数字化转型的衡量方式中涉及人工智能(AI)、区块链(BD)、云计算(CC)和大数据(DT)4 个子指标,所以利用各地区企业的子指标均值衡量该地区的某项数字要素水平,以探究各数字经济要素对新质生产力的影响。结果如表 11 所示,发现除云计算(CC)指标外,其余数字经济要素都能够显著促进新质生产力水平。其中,区块链技术对于新质生产力

的提升最为显著,远超于其他数字经济要素的系数弹性,表明区块链网络可能会对加速要素信息共享等新质生产力模式起到重要促进作用,能够在保障隐私安全的前提下充分释放数据活力,进而提升新质生产力。

表 11 数字经济要素对新质生产力的回归解结果

变量	S			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>AI</i>	0.046*** (4.07)			
<i>BD</i>		0.507*** (3.98)		
<i>CC</i>			0.009 (1.04)	
<i>DT</i>				0.015* (1.81)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	574	574	574	574
调整 R ² 值	0.596	0.596	0.584	0.586

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;括号内为 t 值。

六、结论与对策建议

(一)研究结论

第一,数字经济可以促进长三角地区新质生产力发展。第二,数字经济可以促进技术创新和优化就业结构,打破行业技术壁垒,为长三角地区新质生产力发展提供内在驱动力。第三,数字经济对新质生产力的影响存在区域异质性。第四,数字经济对新质生产力水平的影响受数字经济发展水平制约,具有显著的非线性溢出效应。最后,数字经济和新质生产力水平都存在正向的空间集聚性,并且数字经济发展对新质生产力发展存在显著的空间溢出效应。

(二)对策建议

第一,加快数字信息基础设施的建设步伐。积极推动以 5G、区块链、人工智能、大数据等为代表的新一代信息技术向更深层次、更广领域发展,大力推进数字人才队伍的建设,加速新质生产力形成。

第二,加快全产业链数字化发展,不断提升数实融合的经济效应。加快推动制造业数字化转型,通过数字赋能、管理创新、工艺升级等,让传统制造产业焕发新生。进一步聚焦底层基础技术和关键核心技术,在工业软件、高端芯片等“卡脖子”领域实现突破,推动传统产业与新兴产业协同发展。加快农业数字化进程,不断夯实农业新质生产力的基础,实现农产品的智能化、精准化、绿色化生产。加快推进服务业数字化,不断发展以高附加值生产性服务业为代表的新服务,并依托数字手段推动现代服务业同先进制造业、现代农业深度融合。

第三,应当创新相关机制体制,不断释放数字经济创新活力。加快推进数据市场化建设,统筹推进数据产权、数据要素流通与交易、数据要素收益和分配等基础体系建设。

[参考文献]

[1]陈晓红,李杨扬,宋丽洁,等.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022(2):208-224+13-16.

[2]崔云.数字技术促进新质生产力发展探析[J].世界社会主义研究,2023(12):97-109+120.

[3]段瑞君.技术进步、技术效率与产业结构升级:基于中国285个城市的空间计量检验[J].研究与发展管理,2018(6):106-116.

[4]黄大禹,谢获宝,邹梦婷.数字化转型提升了企业的要素配置效率吗?:来自中国上市企业年报文本分析的经验证据[J].金融与经济,2022(6):3-11.

[5]黄群慧,盛方富.新质生产力系统:要素特质、结构承载与功能取向[J].改革,2024(2):15-24.

[6]黄永春,宫尚俊,邹晨,等.数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J].中国人口·资源与环境,2022(10):77-87.

[7]李政,廖晓东.发展“新质生产力”的理论、历史和现实“三重”逻辑[J].政治经济学评论,2023(6):146-159.

[8]裴长洪,倪江飞,李越.数字经济的政治经济学分析[J].财贸经济,2018(9):5-22.

[9]戚聿东,刘翠花,丁述磊.数字经济发展、

就业结构优化与就业质量提升[J].经济学动态,2020(11):17-35.

[10]盛朝迅.新质生产力的形成条件与培育路径[J].经济纵横,2024(2):31-40.

[11]陶长琪,丁煜.数字经济政策如何影响制造业企业创新:基于适宜性供给的视角[J].当代财经,2022(3):16-27.

[12]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022(5):72-84.

[13]王凯.数字经济、资源配置与产业结构优化升级[J].金融与经济,2021(4):57-65.

[14]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

[15]吴非,胡慧芷,林慧妍,等.企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J].管理世界,2021(7):130-144.

[16]赵峰,季雷.新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J].学习与探索,2024(1):92-101+175.

[17]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(10):65-76.

[18]周文,叶蕾.新质生产力与数字经济[J/OL].浙江工商大学学报,1-11[2024-04-01].<http://kns.cnki.net/kcms/detail/33.1337.C.20240301.1525.002.html>.

[19]Bessen J. AI and jobs: The role of demand [R]. National Bureau of Economic Research, 2018.

[20]Elhorst J P. Matlab software for spatial panels[J]. International Regional Science Review, 2014, 37(3): 389-405.

[21]Goldfarb A, Tucker C. Digital economics[J]. Journal of Economic Literature, 2019, 57(1): 3-43.

[22]Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.

[23]Teece D J. Profiting from innovation in the digital economy: Enabling technologies, standards, and licensing models in the wireless world[J]. Research policy, 2018, 47(8): 1367-1387.