

数字新质生产力与农民增收： 理论分析与经验证据

钱力¹,金雨婷¹,马草原²

(1. 安徽财经大学 经济学院,安徽 蚌埠 233030;2. 西安交通大学 经济与金融学院,陕西 西安 710061)

摘要: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,提升数字新质生产力对农民持续增收有着重要影响。基于2012—2022年我国30个省份数据,构建固定效应模型和空间杜宾模型,从理论和实证的角度探究数字新质生产力对农民增收的影响、作用机制和空间溢出效应。研究发现数字新质生产力显著促进农民收入水平提升,经过一系列稳健性检验后依然成立;作用机制检验结果表明,数字新质生产力能通过农民创业活跃度、城镇化水平、非农就业规模三种渠道显著增加农民收入水平;异质性分析显示,数字新质生产力对经济欠发达地区、低物质资本和低人力资本的农民收入水平具有较强的正向促进作用;进一步研究发现,数字新质生产力对农民增收的影响具有空间溢出效应。基于此,提出发展数字农业,推动数字要素赋能数字新质生产力形成;推进“数商兴农”,释放数字新质生产力的增收效应;制定动态差异化发展标准,发挥数字新质生产力空间溢出效应。

关键词:数字新质生产力;农民增收;中介效应;空间溢出效应

中图分类号:F832.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2024)05-0015-16

一、引言与文献综述

近年来,以“三农”为主题的“中央一号文件”连续发布,成为我国农业农村发展的重要指引,农民收入水平实现了快速增长^[1]。然而,随着我国经济增速放缓,农民收入结构失衡问题日益凸显,收入来源不确定性增加,收入增速放缓的趋势也在持续^[2]。党的二十大报告指出实现全面建设社会主义现代化国家的最艰巨最繁重的任务在农村,强调在全面推进乡村振兴的过程中发展乡村特色产业,拓宽农民增收渠道,保持农民收入稳定持续增长。2024年中央“一号文件”进一步明确实施农民增收促进行动,在农民家庭经营项目、农村劳动力多渠道就业、财产性收入和劳务报酬等方面提出农民增收系列举措。因此,需要紧抓“三农”工作,大力促进农民增收,加快缩小城乡收入差距,为实现共同富裕和农业高质量发展提供助力。

提升数字新质生产力是拓宽农户增收渠道的重要路径,对于扎实推进乡村振兴战略和实现

作者简介:钱力,安徽财经大学经济学院,教授。

基金项目:国家社会科学基金重点项目“劳动力要素市场化配置中的效率增进与协同推进共同富裕路径研究”(22AZD119),项目负责人:马草原;安徽省高校科研计划重大项目“劳动力流动对城乡融合发展的影响研究”(2022AH040085),项目负责人:钱力;安徽财经大学科研基金项目“农业碳排放效率测度及空间溢出效应——基于空间杜宾模型的影响分析”(ACYC2022477),项目负责人:金雨婷。

共同富裕具有重要意义。2023年9月习近平总书记提出“整合科技创新资源,引领发展战略性新兴产业和未来产业,加快形成新质生产力”。党的二十届三中全会强调“健全因地制宜发展新质生产力体制机制,深化改革创新,加快形成同新质生产力相适应的生产关系”。推动技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级,催生新产业、新模式、新动能,发展以高技术、高效能、高质量为特征的生产力。在数字技术革命背景下,新质生产力不仅继承了传统生产力,还在其基础上进行了发展,以技术创新作为核心驱动力,形成了一种由高新科技推动发展的新型生产力形态。新质生产力不仅改变了工业和服务业的发展模式,还渗透到农业和乡村领域,为农业现代化发展开辟了全新路径。新质生产力将数字和生物技术等创新性农业科技应用于农业生产,进一步发挥农业规模化和产业化经营对增产增收、提质增效的重要作用^[3]。数字新质生产力是指通过劳动者、劳动资料以及劳动对象的数字化发展实现科技创新,进而推动传统生产力跃迁和升级的新型生产力,是一种先进的生产力质态。数字新质生产力以数字科技为支撑,具有高科技、高效能、高质量等典型特征。作为新质生产力的重要组成部分,数字新质生产力的内涵可以概括为数字技术与其他生产要素的融合,通过对劳动者、劳动资料和劳动对象进行数字化,创造满足社会需求的物质产品和精神产品,从而促进经济高质量发展^[4]。在当前科技革命和数字化浪潮的背景下,农业转向高质量发展和数字化转型的过程中,需要将更多目光聚焦于将数字技术和生物技术等前沿性的农业科技应用于农业生产过程中,以数字新质生产力为乡村经济注入新活力,开拓农业资源和市场,促进农民增收。因此,在全面推进乡村振兴和实现农业高质量发展的背景下,构建数字新质生产力评价体系,探讨数字新质生产力对农民增收的影响、理论机制与空间溢出效应,成为学术界亟待探讨的重要课题,对于缩小城乡收入差距、实现共同富裕具有重要意义。

新质生产力作为新发展阶段先进生产力的具体表现形式,继承和发展传统生产力,推动了生产力和生产关系的深刻变革,是马克思主义生产力理论在中国的具体化和时代化成果。自新质生产力提出后,学界已有不少文献就“新质生产力”的形成逻辑、内涵、发展特征、形成的实践和实践路径等方面做了相关理论探讨。在形成逻辑方面,新质生产力的形成是必然趋势,新一代信息技术与数字经济的交汇为新质生产力的发展提供了技术支持。传统生产力向新质生产力演进的过程中,科技创新作为重要推动力,在传统生产力发展的基础上引入了新科技、新业态及新模式等,从而促进了生产力发展范式的转变^[5]。同时新一轮科技革命和产业变革的深入发展,以及数字经济发展过程中催生出的新产业、新业态及新模式,是新质生产力形成的产业基础和驱动力^[6]。在内涵分析方面,新质生产力包含高素质的劳动者、新介质的劳动资料和劳动对象,是生产力的高级形态^[7]。新质生产力是生产力在新的历史条件下的发展形式,它是由数字技术与传统生产要素结合所构成的,并具备高质量的产业基础和发展动能^[8]。在发展特征方面,生产力的发展是科技创新的体现,新质生产力加速了科技创新成果转化为实际生产力,展现出高科技、高效能、高质量的特点^[9]。同时,在数字经济时代,新一代信息技术如互联网、大数据、云计算、人工智能等推动了生产资源的优化配置,促进了生产流程和管理升级,进一步推动了产业升级,新质生产力呈现出数字化、智能化、网络化、数据化的时代特征^[10]。在新质生产力形成实践方面,发展新质生产力是推动高质量发展的核心驱动力,是实现中国式现代化进程中的关键环节,同时也是构建现代化产业体系、推动新型工业化的必然要求和必由之路。新质生产力的构建与形成,凸显了以创新为发展引擎的核心理念,强化了创新在其中的驱动作用^[11]。新质生产力作为科技进步的产物,在新的科技革命背景下展现出先进的生产力特征,为中国式现代化提供了新的生产

力基础要素、新的生产模式,并激发出新的发展动能,推动了中国的现代化进程^[12]。由此,应大力改造传统产业,构建现代化产业体系,并积极推动战略性新兴产业和未来产业的发展,促进形成新质生产力发展的产业基础,进一步推动新型工业化进程。在发展新质生产力实践路径方面,新质生产力的跨越式发展路径要从技术创新、政策制度、生产关系协同体系等多个方面进行探索。强化科技创新能力,特别是原创性和颠覆性的科技创新,以原创性和颠覆性的技术创新培育新质生产力发展的新动能^[13]。基于制度分析的视角,提出在制度层面为新质生产力的形成和发展提供保障,营造新质生产力发展的创新生态^[14]。加快形成与新质生产力相适应的生产关系,构建生产力和生产关系协同发展体系,充分释放新质生产力的发展动能^[15]。有学者提出数字新质生产力概念,并详细阐述了其三个关键要素,包括数字劳动者、数字劳动资料和数字劳动对象。数字新质生产力的核心在于数字技术的整合和创新,它通过数字技术的创新和数据要素的双重驱动,推动生产力的变革,并形成了具备新技术、新要素和新方式的新质生产力^[16]。数字新质生产力在农业经济领域发挥着关键作用,它通过采用创新策略,推动农产品质量的提升,并平衡农村产业与城乡结构。同时,数字新质生产力以绿色发展为导向,致力于实现农业的低碳化。此外,数字新质生产力还通过开放和拓展农业资源和市场来促进农业的高质量发展^[17]。

农民收入问题一直是学术界关注的热点问题,已有文献从不同方面对农民收入问题进行了研究。起初,国内外探究影响农民收入的主要因素,随着研究的不断深入,开始研究数字经济与农民收入增长之间的联系。数字经济不仅增加了农村多余劳动力从事非农工作的可能性和其在非农收入中的份额^[18],而且也推动了农村产业向智能化方向的转变,从而增加了农民收入^[19]。数字经济已逐渐成为促进农村经济发展和助力农民增加收入的重要途径^[20]。数字经济不仅有助于提高当地农民的经济收益,而且对邻近地区的农民也产生了积极的经济影响,表明数字经济的增收效应在空间上具有显著的外溢效应^[21]。在数字经济快速发展的背景下,学者进一步研究数字乡村建设、数字治理、数字技术与农民收入之间的相互关系。数字技术的应用使得农业生产过程更加精确和可控,推动农业生产和经营模式向更加智能化和集约化的方向转变,从而提高农产品的质量和市场竞争力,促进农民收入增加^[22]。数字乡村的发展有助于建立合作机制,促进土地、劳动力等生产要素的整合,并将数据要素纳入生产函数,提高农业生产效率,还能优化资源配置,促进农民增收^[23]。数字技术与乡村治理的结合构建了数字治理模式,农民参与到数字治理中,他们的信息获取能力将得到显著提升,同时也能降低从上到下的信息获取成本,确保农民的经济利益得到真正的保障,提升农民收入水平^[24]。

综上,学界对新质生产力内涵、意义、发展特点和实践路径进行了相关研究,但少数文献研究新质生产力推动农业高质量发展、农业现代化,截至目前还鲜有分析数字新质生产力促进农民增收的文献,更缺乏相关实证分析。基于此,本文的边际贡献如下:第一,尝试在以往数字新质生产力指标体系的构建基础上,创新性地从数字劳动者、数字劳动对象和数字劳动资料三方面构建数字新质生产力指标体系,并利用新改进熵权-topsis法对其进行测度。第二,将数字新质生产力和农民增收放入同一分析框架中,从理论和实证层面研究数字新质生产力对农民增收的影响及作用机制和空间溢出效应。第三,基于农民所在地区经济发展水平、人力资本和物质资本的不同,研究数字新质生产力和农民增收之间关系的异质性。以期更清晰地探明数字新质生产力与农民增收之间的关系,阐释两者间的作用机制、空间溢出效应和异质性机理,以实现多渠道促进农民增收,为农业领域发展数字新质生产力、深入推进共同富裕提供决策依据。

二、理论机制与研究假设

(一)数字新质生产力促进农民增收直接影响分析

数字新质生产力是指通过数字化技术和创新应用,提升生产过程中的效率、质量和创新能力,它涵盖了在数字化时代中,利用先进的互联网、人工智能、大数据分析等信息技术,改进传统产业和生产方式,推动生产要素的整合和优化,提升产品和服务的附加值。首先,数字新质生产力为农民提供了更便捷和广泛的信息获取渠道,使他们能够及时获取市场需求、价格趋势、产品标准等信息。通过互联网、移动应用和数字化平台,农民可以了解到更多的市场机会和销售渠道,更好地把握市场需求,并能够更直接地与买家和供应商进行交流与合作。这使得农民能够更好地决策生产、选择适宜的农产品品种和规模,提高产品质量和竞争力,并进一步提高收入水平^[25]。其次,数字新质生产力提供了农产品流通和营销的新途径。通过电子商务平台、在线市场和移动支付等技术手段,农民可以直接将农产品推向更广阔的市场,打破地域限制,扩大销售渠道。数字化的供应链管理和物流配送系统能够提供更高效率的农产品流通服务,降低物流成本,缩短销售链条,使农产品更快速地送到消费者手中。这使得农民能够获得更多的销售机会和利润空间,直接增加他们的收入^[26]。再次,数字新质生产力为农民提供了农业生产管理和技术支持的工具和服务。通过移动应用、远程监测技术和数据分析,农民可以更精确地进行农业生产管理,包括土壤监测、水肥管理、病虫害预测等。数字化的农业技术支持和农业专家咨询服务使得农民能够更好地利用现代农业技术和科学方法,提高农产品产量和质量,减少生产成本,从而增加收入^[27]。最后,数字新质生产力推动了农村金融和保险服务的创新和发展。通过数字化金融服务,农民可以更方便地获取贷款和信用,支持农业生产和经营。数字化的保险服务为农民提供了农业风险保障,包括灾害保险、收入保险等。这些金融和保险服务的创新使得农民能够更好地规避风险、提高收益,直接促进了农民增收^[28]。

基于以上分析,本文提出研究假设:

H1:数字新质生产力的发展有助于农民收入水平的提高。

(二)数字新质生产力促进农民增收的影响路径

数字新质生产力作为一种基于数字技术的新型经济模式,通过信息获取和知识共享、增加创业机会、缓解融资限制和激发创新创业精神等手段,拓展农民创业活动的发展途径,从而进一步提高了农民创业活动的活跃度^[29]。首先,数字新质生产力为农民创业提供了更多的机会和平台。通过数字技术的应用,农民可以开展电子商务、农业信息服务、农产品加工和农村旅游等各类乡村创业活动。数字化的生产和营销渠道使得农产品能够更广泛地接触市场,创造更多的商机和利润空间。其次,作为数字新质生产力的组成部分,数字金融通过提供更全面的金融服务和便捷的金融工具,成功地突破了创业活动在资金和地理范围上的局限性,大大减轻了创业活动的资金负担,有助于促进农村居民创业机会的均等化。最后,数字新质生产力激发了农民的创新创业精神。数字化技术的应用为农民提供了更多创新的工具和平台,鼓励他们尝试新的农业模式,在农产品加工和农村旅游等领域创业创新。农民创业活跃度的提升不仅推动了农业现代化和农村经济的发展,也为农村地区的就业机会和收入增长提供了新动力^[30]。基于以上分析,本文提出研究假设:

H2:数字新质生产力通过提升创业活跃度来促进农民增收。

数字新质生产力的兴起使得城市成为信息流和数据流的中心,吸引了大量人才和资本的聚

集,促使农村劳动力向城市转移,进一步推动了城镇化的进程。首先,数字新质生产力的发展加速了电子商务、物流配送、在线教育等服务业的兴起,创造了广泛的就业机会。随着城镇化的推进,农民有机会离开传统农业,进入城市从事非农行业。这些职业通常提供更高的工资和福利待遇,提升了农民的收入水平^[31]。其次,数字新质生产力推动了城市产业结构的升级和转型,促进了新兴产业和高技术产业的发展,创造了大量的就业机会,吸引了农村劳动力向城市转移,推动了城镇化进程。农民通过转移能够获得更多的就业机会和更广阔的发展空间,进而促进农民收入的增加^[32]。最后,数字新质生产力的发展推动了农业的数字化转型,提高了农业生产效率,减少了农村劳动力在农业生产中的需求。这促使农民寻求其他就业机会,转移到城市地区从事非农工作,推动了城镇化进程。随着城镇化进程的加快,农产品市场的规模和需求不断扩大。农民通过扩大农产品的销售市场,提高了农产品的附加值和销售价格,能够获得更多的销售机会和利润空间,收入得到提升。

基于以上分析,本文提出研究假设:

H3:数字新质生产力通过提升城镇化水平来促进农民增收。

数字新质生产力促使更多农民获得非农就业机会,提高了收入,从而对农民增收产生影响^[33]。首先,数字新质生产力具有规模效应。当数字经济深入到传统产业中,数字化的生产过程和技术创新能够提高传统产业的生产效率和产出质量,降低产品的生产成本,进而降低产品的售价,从而刺激产品需求的增长和产业规模的扩张,增加农业劳动力的工作机会。其次,数字新质生产力的出现催生了新的商业模式和业态,创造了产品附加值和拓宽了销售渠道,并激发了消费者对产品的多样性需求,从而增加了对劳动力的需求和促进了农民的创新创业活动,实现了农民就业人数倍增的效果^[34],由此实现了农民增收。最后,数字新质生产力的发展与应用改善了农村剩余劳动力就业市场的信息不对称,基于互联网强大的信息检索功能,农民可以更好地获得一手的相关就业信息,并且借助互联网来扩大社会资本,拓宽就业渠道,在缩短找寻工作时间的同时节约搜寻成本,提高非农就业概率,促进工资性收入的增长^[35]。

基于以上分析,本文提出研究假设:

H4:数字新质生产力通过拓宽非农就业规模促进农民收入水平的提升。

(三)数字新质生产力促进农民增收的空间溢出效应分析

数字新质生产力是基于数据要素与技术、资本、土地、劳动力等其他生产要素的融合而产生的,并在农业生产、流通、消费、分配等社会生产过程的各个环节中渗透,从而推动农业生产的提质增效。首先,数据元素因其能在跨时空条件下以极低的成本被复制和传输,呈现出较少受到物理空间限制的流动性特征,表现出显著的空间外溢效应^[36]。数字新质生产力通过其特有的联网和共享特性,消弭了地理距离对不同地区间经济交流的限制,推动了区域间的经济互动,促进了空间外溢效应的产生,进而对邻近区域的农民增收产生积极影响^[37]。其次,随着数字经济和数字技术的快速发展,企业之间的技术交流日益密切。中心城市的前沿信息和数字技术正逐步向周边城市扩散,促使周边城市的企业不断提升劳动效率 and 创新能力,进而促进农民收入提高^[38]。再次,经济发展较好的地区因其拥有较为完善的信息网络、数字技术和数字基础设施等资源,能够吸引大量外来劳动力,从而实现就业岗位与收入之间的良性循环。最后,数字新动能为企业的成长提供了支撑,极大地拓宽了就业渠道,创造了众多工作机会。这促使周边地区的农民迁移到这些地区工作,进而增加了他们的收入,并对周边地区产生了正面的“溢出效应”^[39]。基于以上分析,本文提出研究假设:

H5:数字新质生产力对农民增收具有空间溢出效应。

三、研究设计

(一)变量选取

1. 解释变量

本研究探讨数字新质生产力对农民增收的影响及作用,在以往新质生产力指标体系的构建基础上^[40],结合数字新质生产力的理论内涵,创造性地从数字生产者、数字生产对象以及数字生产资料三个维度构建指标体系,利用新改进的熵权-topsis 方法对数字新质生产力各层次的指标进行赋权测度,各指标均选取正向指标。因此,具体指标体系构建如表 1 所示。

表 1 数字新质生产力指标体系

综合指标	一级指标	二级指标	三级指标	指标解释
数字新质 生产力	数字生产者	数字新质 劳动力	高等院校在校学生结构	高等院校在校生占总人口比重
			数字技术人员比重	信息服务业人数/城镇从业人员比重
		数字劳动 生产意识	机器人数量	机器人安装原始密度
			研发创新理念	专利授权数(件)
			产品创新理念	R&D 经费支出(万元)
			技术创业理念	教育和科学技术支出(亿元)
	数字生产对象	数字生态 生产对象	数字生态产业	人工智能企业数量
			新兴生态产业	高技术产业业务收入
		数字治理 生产对象	数字政府环境	独角兽企业数量
			数字治理环境	新兴战略产业增加值/GDP
	数字生产资料	数字基础发展	数字政府环境	环境规制力度
			数字治理环境	数字知识产权合同数
			传统基础设施	技术合同成交额(万元)
			传统基础设施	互联网宽带接入端口数(万个)
			传统基础设施	互联网宽带接入用户数(万户)
			传统基础设施	每千人拥有域名数(万个)
				移动电话基站密度(个/平方千米)
				IPV4/IPV6 地址数
				移动电话普及率
				单位面积长途光缆长度
				电信业务总量占 GDP 比重
				软件产品收入占 GDP 比重
				信息服务收入占 GDP 比重
				邮电业务总量占 GDP 比重
				企业每百人计算机数(台)
				企业应用互联网比重
				企业电子商务销售额/GDP(亿元)
				数字普惠金融指数
				电子商务交易活动企业比重

2. 被解释变量

本研究的被解释变量为农民增收,用农民人均可支配收入的对数值来衡量。农民人均可支配收入是对一个农村家庭或个人在一定时期内获得的总收入扣除各种费用后的净额,它是反映农民实际购买能力和生活水平的重要指标。

3. 中介变量

在本文实证分析中采用以下中介变量:(1)非农就业规模。非农就业是指除了农业部门以外

的其他行业和领域中的就业机会和就业人口。非农就业规模状况对一个国家或地区的经济发展和就业状况具有重要意义,非农就业水平高时,反映地区经济的多元化和产业结构的转型状况较好。参考王子凤和张桂文的做法进行计算^[41],用第二产业就业人数和第三产业就业人数之和除以总就业人数。(2)农民创业活跃度。农民创业活跃度是指农村地区农民积极主动地参与创业活动的程度和水平。它反映了农民在农村地区开展创新性、创造性经济活动的程度和热情。农民创业活跃度的增加有助于增加农民收入,促进农村地区的可持续发展。本文选用农村个体创业人数和农村私营企业投资者占农村就业总人数的比例衡量农民创业活跃度。(3)城镇化水平。城镇化水平反映了城市化进程的程度和速度,借鉴孙文婷的研究做法,用城镇年末常住人口占总人口之比进行测度。

4. 控制变量

为了全面分析数字新质生产力对农民增收的影响效应,避免由于遗漏控制变量带来的误差,本文选取以下控制变量:(1)劳动力水平,用地区劳动力就业人员取对数进行测度;(2)政府干预水平,采用财政开支与地区生产总值的比例作为评估标准;(3)对外开放程度,用商品进出口总值乘以美元对人民币的汇率,然后除以国内生产总值来表示;(4)城乡差距,用泰尔指数测算城乡收入差距;(5)税负水平,用税收收入/地区生产总值衡量;(6)人口密度,用地区总人口数/地区行政区划面积衡量;(7)受教育程度,用平均受教育年限表示;(8)外商直接投资,用外商直接投资总额*美元对人民币汇率与地区生产总值之比表示。

(二)模型设计

1. 基准回归模型

为了验证研究假设 1,利用个体固定效应模型验证数字新质生产力对农民收入的推动作用,构建如下模型进行分析:

$$\ln Inc_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dnqp_{it} + \alpha_2 control_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示地区; t 表示年份; $\ln Inc_{it}$ 为农民增收的解释变量; $Dnqp_{it}$ 表示解释变量数字新质生产力水平; $control_{it}$ 为控制变量; μ_i 为地点固定效应; ϵ_{it} 表示随机误差项。 α_1 是估计系数,表明数字新质生产力对农民增收的影响效应,其正负性反映作用方向,若估计系数显著为正,则研究假设 H1 成立。

2. 中介效应模型

数字新质生产力可能会通过非农就业、农民创业活跃度和城镇化发展水平等路径间接影响农民收入,为了检验数字新质生产力影响农民增收的作用路径,本研究采用中介效应检验处理方法。在基于式(1)的基础上,构建了中介效应模型,以探究数字新质生产力对农民增收的作用机制。模型设定如下:

$$Med_{it} = b_0 + b_1 Dnqp_{it} + b_2 control_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln Inc_{it} = c_0 + c_1 Dnqp_{it} + c_2 Med_{it} + c_3 control_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式中, Med_{it} 为中介变量; b_0 、 c_0 为截距项; b_1 、 c_1 为数字新质生产力系数;其余变量含义同公式(1)。

3. 空间杜宾效应模型

为了验证研究假设 H5,利用空间杜宾效应模型验证数字新质生产力对农民增收的空间溢出效应,构建如下模型进行分析:

$$\ln Inc_{it} = \theta_0 + \beta_1 w \ln Inc_{it} + \beta_2 Dnqp_{it} + \beta_3 w Dnqp_{it} + \beta_4 control_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, θ_0 为常数项, w 表示空间权重矩阵, β_1 表示空间自相关系数, β_2 、 β_4 为回归系数, β_3 为空间滞后系数, $w \ln Inc_{it}$ 、 $w Dnqp_{it}$ 分别表示农民增收、数字新质生产力的空间滞后项,其余变量

含义如式(2)。

(三)数据来源

本研究选择中国 30 个省份 2012—2022 年的面板数据,由于港澳台地区和西藏地区的农业发展与其他地区存在较大差异,本文未研究分析西藏和港澳台地区。其中,本文的数据来源主要是:《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国电子信息统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和政府工作报告等。采用线性插值和移动平均法对缺失数据进行补充。变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计特征

变量类型	变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农民人均可支配收入	9.501	0.400	8.503	10.590
	解释变量	数字新质生产力	0.143	0.071	0.042
控制变量	劳动力水平	7.601	0.768	5.545	8.864
	政府干预水平	0.249	0.102	0.107	0.643
	对外开放程度	0.243	0.271	0.000	1.441
	城乡差距	0.083	0.037	0.017	0.197
	税负水平	0.081	0.029	0.035	0.200
	人口密度	473.3	704.8	7.864	3 926
	平均受教育年限	9.347	0.883	7.679	12.700
	外商直接投资	0.019	0.015	0.000	0.080
	农民创业活跃度	0.265	0.428	0.018	2.846
	中介变量	城镇化水平	0.600	0.109	0.363
非农就业规模		0.686	0.148	0.243	0.982

四、实证分析

(一)数字新质生产力与农民增收的基准回归结果

在分析数字新质生产力对农民增收的影响效应时,为确保实证结果的科学和准确性,采用逐步添加控制变量、控制固定效应等方法进行研究。下表为数字新质生产力对农民收入增长影响的回归结果模型(1)到(6)显示,在引入控制变量和固定效应前后,数字新质生产力的系数都显著为正,表明数字新质生产力可以显著提升农民收入水平,加强数字新质生产力有助于促进农民增收。因此,本文的回归结果与上文理论分析内容保持一致,从而印证了研究假设 H1。

表 3 数字新质生产力与农民增收的基准模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字新质生产力	2.791*** (0.157)	2.503*** (0.235)	2.175*** (0.120)	0.352** (0.150)	3.671*** (0.261)	1.779*** (0.299)
控制变量	否	是	否	是	否	是
省份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes
时间固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No
常数项	9.146*** (0.025)	10.797*** (0.270)	8.842*** (0.039)	9.029*** (0.161)	9.036*** (0.035)	17.978*** (1.294)
N	330	330	330	330	330	330
R ²	0.481	0.638	0.726	0.893	0.329	0.616
F	316.160	67.461	83.016	150.98	197.684	64.950

注:***、**、* 分别表示系数在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为 t 值。下同

(二)稳健性检验

为了验证研究结论的稳健性,采取了六种研究方法来验证研究结论,具体做法如下。(1)替换解释变量。前文采用新改进的熵权-topsis 方法测算数字新质生产力水平,为确保回归结果的稳健性,采用熵值法重新衡量数字新质生产力,代替原解释变量进行基准回归。(2)替换被解释

变量。参考王小华的研究^[42],农民人均可支配收入主要是由工资和经营性收入组成的,因此,我们选择将农民的工资性收入和经营性收入相加,以代替农民人均可支配收入,进行稳健性的检验。(3)考虑滞后性。考虑到数字新质生产力对农民收益的影响可能会有时间延迟,因此,本研究选择了数字新质生产力的滞后一期作为回归模型的检验对象。(4)剔除异常年份。在样本期间内,2020 年后的新冠疫情对企业的发展有非常大的影响,为了减少异常年份对研究结果的不确定性,剔除 2020—2022 年三年数据后回归。(5)缩减样本。为了减少地理位置、国家政策和社 会环境等因素造成的差异对实证结果的影响,我们决定排除新疆、内蒙古、宁夏和广西四个自治 区的数据样本,并重新进行回归分析。这些自治区与其他省、自治区之间存在显著差异,因此 将其剔除可以提高我们的研究结果的准确性和可靠性。(6)缩尾处理。对数字新质生产力和农 民收入数据进行双边缩尾处理,把缩尾处理后的数据带入回归模型中检验,以去除极端值对回 归造成的误差。回归结果如下表 4 所示。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
数字新质生产力	4.924*** (0.250)	3.379*** (0.240)	3.515*** (0.245)	3.778*** (0.299)	3.936*** (0.253)	3.911*** (0.262)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	8.796*** (0.037)	8.742*** (0.033)	9.115*** (0.032)	8.950*** (0.035)	8.985*** (0.037)	9.006*** (0.035)
N	330	330	300	240	286	330
R ²	0.520	0.339	0.370	0.352	0.432	0.370
F	386.655	198.574	205.552	159.916	242.454	223.426

上表列(1)到(6)分别表示用上述六种方法进行稳健性检验,结果显示,数字新质生产力对农民收入的影响效应在系数及显著性水平上都与基准回归模型基本保持一致,表明数字新质生产力能够对农民收入提高产生积极影响,进一步验证研究假设 H1,因此数字新质生产力促进农民增收的结论具有稳健性。

(三)内生性问题处理

本研究采用工具变量估计方法来解决基准回归模型可能存在的内生性问题。数字新质生产力水平的提升对农民收入提升有正向影响,同时农民收入水平的增长也会反过来影响数字新质生产力水平,存在相互影响关系。虽然已经考虑到了关键的控制变量,但结果依然可能出现由未被考虑的变量引发的内生性问题。由于可能存在潜在的反向因果和遗漏重要变量的关系,本研究引入了工具变量,采用工具变量法减小误差,分析数字新质生产力对农民收入的影响效应。具体做法如下:

第一,参考樊轶侠等的方法^[43],以 2001 年各省人均邮电业务量与上年全国互联网接入用户人数的乘积为工具变量。选择该工具变量的原因有两个方面。首先,区域邮政的业务量可以反映该地区电信技术的应用和发展状况,从而间接反映数字新质生产力水平。然而,需要注意的是,区域邮政的业务量本身也会对数字新质生产力产生影响,因此需要进行工具变量分析。其次,在 2001 年,我国在数字信息技术的应用和开发方面相对滞后,并且由于历史数据的滞后,无法准确预测 2012—2022 年农民的收入水平。由于这些原因,难以准确估计未来的收入增长率。因此,在本研究中,选择了一个适合两阶段回归模型的变量作为工具变量,以同时考虑内生性和外生性的影响。第二,参考柏培文等的方法^[44],本研究选择了农村居民的居住地与沿海港口的最近距离作为研究工具变量。从一方面看,数字新质生产力的水平的提升与资本的注入是分不开的,经济较为发达的地区在信息技术基础设施的投资和建设上拥有天然的资金上的优越性。

位于沿海港口附近的地区,其创新潜力和经济增长水平都更为显著;反之,远离沿海港口的区域则相对较弱,甚至处于落后状态。从另一个方面看,港口与沿海港口的接近程度并不会对各个地区的经济收入产生直接的影响。基于此,鉴于空间距离并不会随时间改变,本项目利用它们之间的交互效应构建一个反映数字新质生产力发展状况的工具变量。因此,本文选取了同时满足相关性和外生性条件的工具变量,并对其进行二阶段 OLS 回归分析。第三,本研究选择了数字新质生产力的滞后一期作为研究的工具变量,采用了广义矩估计方法来检验其内生性。一方面,数字新质生产力滞后一阶段与数字新质生产力具有较强的相关性,而数字新质生产力滞后一阶段难以对当前农户收入水平产生影响,满足外生性需求。因此,本文所选择的工具变量满足内生和外生相关性条件,变量选择合理,便于工具变量回归分析。具体检验结果如下表 5 所示。

表 5 内生性检验结果

	(1)	(2)	(3)
	IV-2SLS	IV-2SLS	IV-GMM
数字新质生产力	0.053 ** (0.007)	0.175 * (0.092)	1.124 ** (0.224)
省份固定效应	YES	YES	YES
一阶段 F 值	83.55	32.734	48.531
LM 统计量	42.854 (0.000)	30.421 (0.000)	22.041 (0.000)
样本量	330	330	330

表 5 列(1)和(2)结果显示,一阶段 F 统计量大于 10,说明存在强工具变量,并且拒绝了存在弱工具变量的原假设,这意味着工具变量与解释变量回归具有显著相关性;LM 统计量显著拒绝不可识别原假设。在考虑内生性情况下,回归分析结果显示,数字新质生产力的回归系数在 10%水平上显著为正,数字新质生产力对农民增收依然存在显著的促进作用,基准回归结论的稳健性得以验证。根据列(3)结果得出,选取工具变量显著拒绝不可识别和弱工具变量原假设,说明选择数字新质生产力滞后一期作为 GMM 内生估计的工具变量是准确稳健的。此外,数字新质生产力滞后一期回归系数为 1.124,且在 5%水平上显著,研究假设 H1 得到进一步验证。

五、机制分析

本文接下来将对农民创业活跃度、城镇化水平、非农就业规模三个中介机制进行检验。具体中介效应检验结果如下表 6 所示。

表 6 中介效应检验结果

	(1)		(2)		(3)	
	农民创业活跃度	农民收入	城镇化水平	农民收入	非农就业规模	农民收入
数字新质生产力	1.955 *** (0.151)	2.801 *** (0.305)	0.495 *** (0.046)	1.361 *** (0.153)	0.514 *** (0.062)	2.119 *** (0.189)
农民创业活跃度		0.446 *** (0.093)				
城镇化水平				4.670 *** (0.162)		
非农就业规模						3.022 *** (0.159)
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.017 (0.021)	9.026 *** (0.033)	0.537 *** (0.006)	6.524 *** (0.089)	0.620 *** (0.008)	7.160 *** (0.102)
N	330	330	330	330	330	330
R ²	0.294	0.399	0.203	0.829	0.106	0.706
F	167.294	124.577	113.624	811.034	69.090	411.341

表 6 第(1)列结果显示,数字新质生产力对农民创业活跃度的影响系数显著为正,农民创业活跃度显著正向影响农民收入。在农民创业活跃度的中介机制下,数字新质生产力对农民收入水平的影响系数显著为正,即数字新质生产力通过提升农民创业活跃度,进而促进农民收入增长。表 6 第(2)列结果显示,数字新质生产力对城镇化水平的影响系数显著为正,城镇化水平显著正向影响农民收入。在城镇化水平机制下,数字新质生产力对农民收入水平的影响系数显著为正,即数字新质生产力通过提升城镇化水平,进而促进农民收入增长。表 6 第(3)列结果显示,数字新质生产力对非农就业规模的影响系数显著为正,非农就业规模显著正向影响农民收入水平。在非农就业规模中介效应机制下,数字新质生产力对农民收入的影响系数显著为正,即数字新质生产力通过提升非农就业规模,进而促进农民收入水平提升。

六、异质性分析

前文已验证了数字新质生产力对农民增收的推动作用,但这一影响效应可能因农民所在地区的经济发展水平、人力资本和物质资本水平的异质性而存在差异。本文将从经济发展水平、人力资本和物质资本三个方面进行异质性分析,以探讨不同因素对数字新质生产力与农民收入之间关系的影响差异。

(1)人力资本。不同的人力资本可能导致农民在数字新质生产力能力学习和应用机会方面存在差异,进而影响其收入水平的差异。在回归模型中,人力资本采用农户受教育水平衡量,将农户的受教育水平分为低人力资本(研究样本时间跨度内农户受教育水平均值排名后十五位)和高人力资本(研究样本时间跨度内农户受教育水平均值排名前十五位)两组,在进行异质性分析时,剔除控制变量受教育水平。(2)经济发展水平。按照样本区间内人均 GDP 均值大小衡量区域经济发展水平,在样本区间内人均 GDP 均值排名在前十五位的省、区、市视为经济发达地区,反之则为经济欠发达地区。(3)物质资本。用农民人均可支配收入衡量物质资本,各省份在研究样本期间内农民人均可支配收入均值排在前十五的视为高物质资本,否则即为低物质资本。异质性具体检验结果如下表 7 所示。

表 7 异质性分析

	(1)		(2)		(3)	
	高人力资本	低人力资本	经济发达地区	经济欠发达地区	高物质资本	低物质资本
数字新质生产力	3.108*** (0.282)	4.998*** (0.476)	3.117*** (0.246)	6.205*** (0.621)	3.228*** (0.223)	6.350*** (0.739)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	9.140*** (0.044)	8.867*** (0.054)	9.142*** (0.044)	8.803*** (0.056)	9.124*** (0.042)	8.824*** (0.058)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	165	165	165	165	165	165
R ²	0.394	0.368	0.471	0.341	0.543	0.264
F	121.564	110.470	161.084	99.892	209.920	73.902

表 7 显示,数字新质生产力对高、低人力资本农民的收入水平增长均具有显著的正向影响。然而,不同人力资本的农民在数字新质生产力对其收入水平的影响程度上存在差异,对高人力资本农民的收入水平的影响系数小于对低人力资本农民收入水平的影响系数。数字新质生产力对经济发达和欠发达地区的农民收入水平都具有显著的正向影响,但其影响程度具有差异性,对经济欠发达地区的农民收入水平的影响系数大于对发达地区的农民收入水平的影响系数。数字新质生产力对高物质资本和低物质资本的农民的收入水平都具有显著的正向影响,但影响程度具有差异性,对低物质资本组农民的收入水平的影响系数大于高物质资本组农民的收入水平的影响系数。

七、空间效应分析

随着不同地域间的经济联系逐渐加强,各地区之间的互动和影响也日益明显。因此,一个地区的农民收入可能会受到其他地方农民收入的影响,进而在空间上形成相互关联的关系。在数字化经济的时代背景下,数字新质生产力作为一种新兴的生产力形式应运而生,以数字化和智能化为核心理念,利用数字技术将知识、信息和创新等多种数字化生产元素融合在一起。这一生产力因其特有的渗透性、融合性和协同性而能突破地域的限制,解决优质公共服务资源分布不均的问题。其不仅促进了跨地区的分工和合作,还推动了农业资源要素在不同地区的重组,产生了知识和技术的空间外溢效应。某一地区的数字新质生产力发展不仅对该地区农民收入产生影响,也可能影响到其他地区农民的收入。为了更深入地探讨数字新质生产力与农民收入增长之间的联系,本研究选择了空间计量作为研究方法。

(一)空间依赖性考察

首先要做的是建立一个空间权重矩阵。鉴于地理位置相近的地区在经济层面上存在显著的差异,本研究使用了省与省之间的经济空间权重矩阵来计算空间自相关指数。接着,对 2012—2022 年中国农民收入的空间相关性进行了验证,验证结果如表 8 所示。

表 8 莫兰指数

year	I	Z	P-value
2012	0.163	1.763	0.078
2013	0.117	1.293	0.096
2014	0.230	2.246	0.025
2015	0.231	2.249	0.025
2016	0.286	2.715	0.007
2017	0.341	3.191	0.001
2018	0.324	3.067	0.002
2019	0.285	2.750	0.006
2020	0.258	2.535	0.011
2021	0.209	2.112	0.035
2022	0.185	1.920	0.055

根据上述表格的数据,2012—2022 年,我国各省农民的收入莫兰指数都是正数,并且都在 10% 的显著性水平上。这意味着我国各省农民的收入在空间上呈现出明显的相关性,并在空间上呈现出集中趋势。

为了进一步分析农民收入水平的局部空间自相关性,利用局域 Moran's I 指数对其局域相关性进行了分析,得到了其在 2012 年和 2022 年莫兰指数的散点图,如图 1 所示。

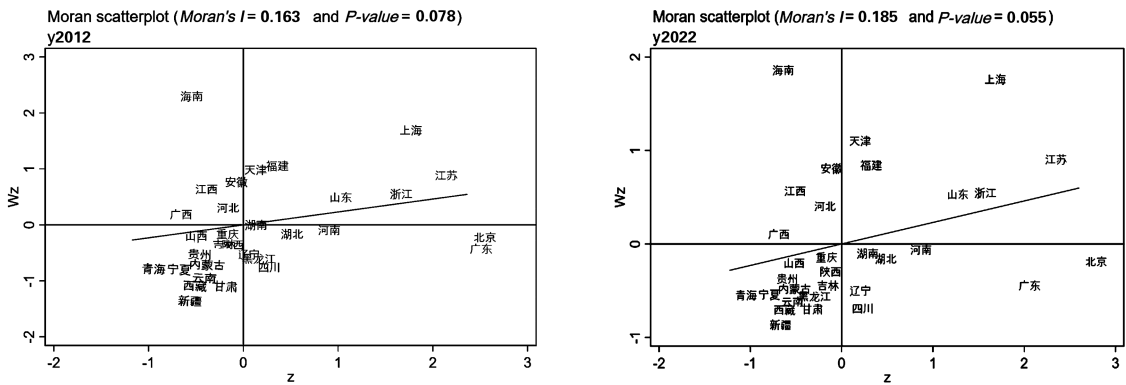


图 1 2012 年和 2022 年各省农民收入莫兰指数散点图

根据图 1 所示,2012 年和 2022 年各省份农民收入水平局部莫兰指数主要落在第一和第三象限,表明农民收入水平主要以同类集聚为主。第一象限包括广东、上海、浙江、江苏和福建等省份,农民收入水平呈现出显著的高度集聚现象。这意味着这些地区农民的收入水平普遍较高,存在明显的“高高型”空间正相关关系,这些省份的农民收入水平较高,能够更好带动周围城市发展,可以充分发挥其正向空间溢出效应。第三象限表现为“低低型”集聚的空间正相关区域,主要有新疆、宁夏、青海和黑龙江等,这些地区农民收入水平较低,对周围城市发挥的空间溢出效应较弱。综合以上分析可得出农民收入水平呈现显著的空间正相关关系,为建立空间计量模型分析奠定了基础。

(二)空间计量结果分析

考虑到农民收入具有空间自相关性,且在数字新质生产力发展过程中呈现出典型的跨区域分工协作特征,本文提出农户收入不仅受邻省农户收入影响,也可能受到周边区域数字新质生产力水平的影响。经 Hausman 检验发现,需要采用固定效应模型来进行实证分析,且 LM 检验发现,空间杜宾模型更适用于本文的研究,参照 Elhorst 等的研究^[45],通过 Wald 和 LR 检验,我们发现 SDM 不能退化为 SAR 和 SEM 两种模型,所以下面以空间相邻矩阵和经济地理矩阵为基础进行空间实证分析,得到了如下结果。

表 9 检验结果和空间杜宾模型结果

变量	相邻矩阵	经济地理矩阵
<i>Dnqp</i>	0.288 *** (3.09)	0.147 * (1.66)
<i>W * Dnqp</i>	0.002 * (0.01)	0.938 *** (3.11)
<i>rho</i>	0.063 0 ** (0.84)	0.037 3 *** (0.35)
<i>Huaman</i>	115.000 ***	80.020 ***
<i>LR-lag</i>	56.010 ***	58.246 **
<i>LR-error</i>	65.840 **	60.031 ***
<i>Wald-SLM</i>	68.582 ***	54.567 **
<i>Wald-SEM</i>	76.853 ***	56.788 ***
控制变量	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes

从表 9 中的估算数据可以看出,在两种不同的空间权重矩阵中,数字新质生产力的回归系数都在 10% 的范围内显著为正,这意味着数字新质生产力的增长将有助于提高该地区农民的收入,这表明区域间不仅存在农户增收的内生性互动效应,也存在着数字新质生产力的空间溢出效应。周边地区的数字新质生产力水平对本地区农户收入增长具有正向传导作用。

在此基础上,进一步研究数字新质生产力对农民增收的空间影响,将其影响效应进行分解。检验结果如下表 10 所示。

表 10 空间杜宾模型检验结果

变量	空间相邻矩阵			经济地理矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>Dnqp</i>	0.284 *** (2.95)	0.010 ** (0.05)	0.294 ** (1.19)	0.150 ** (1.63)	0.771 *** (2.58)	0.921 *** (3.04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	330	330	330	330	330	330
<i>R</i> ²		0.099			0.190	

研究结果显示,数字新质生产力对农民增收的总效应系数显著为正,表明数字新质生产力的发展有助于农民增收;数字新质生产力对农民收入的直接效应影响系数分别为 0.284 和 0.150,并且通过了统计检验。此外,数字新质生产力对农民收入的间接效应系数在两种空间矩阵下分别为 0.010 和 0.771,通过了正向显著性检验。总的来说,在两种空间矩阵下,数字新质生产力对农民收入都具有显著的正向影响,包括直接效应、间接效应和总效应。这表明数字新质生产力的发展不仅对本地区农民收入的提升起到积极作用,同时也对邻近地区的农民收入水平有促进效果,即数字新质生产力的发展存在着空间溢出效应。

八、结论与建议

本文利用 2012—2022 年中国 30 个省份的面板数据,从数字生产者、数字生产对象和数字生产资料三个维度构建数字新质生产力综合指标体系,并使用熵权-topsis 法来进行计算;运用固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型深入分析数字新质生产力对农民增收的影响、作用机制和空间溢出效应。研究发现,东部地区数字新质生产力水平高于中部地区,西部地区最低;数字新质生产力的发展显著促进农民收入水平提升,经过一系列稳健性检验后依然成立;作用机制检验结果表明,数字新质生产力能通过农民创业活跃度、城镇化水平、非农就业规模三种渠道显著增加农民收入水平;异质性分析显示,数字新质生产力对经济欠发达地区,低物质资本和低人力资本农民的收入水平具有较强的正向促进作用;进一步研究发现,数字新质生产力对农民增收的影响具有空间溢出效应。基于上述研究结论,本文提出以下建议:

(1)发展数字农业,推动数字要素赋能数字新质生产力形成。在数字劳动者的层面上,加强农业科技人才和经营主体的培养,创新和研发前沿的农业科学技术,充分发挥新型劳动者作为创新主体的作用。在数字劳动资料层面,致力于开发农业尖端技术,积极采纳数字技术的最新成果,并将其整合到农业生产中,利用高科技的新型劳动工具进一步提高农业生产的效率。在数字劳动对象层面,从传统的农业生产模式逐渐转变为主要依赖智能化和信息化手段参与农业生产的新模式。通过数字化和信息化的手段,构建现代农业产业体系,并加速农业产业的数字化进程。

(2)推进“数商兴农”,释放数字新质生产力的增收效应。首先,提高非农就业机会,制定产业转型政策,鼓励和支持传统农业劳动力向制造业、服务业等非农领域转移;改善创新创业环境,支持创业企业和初创企业的发展,创造更多的就业机会。其次,推进城镇化进程,完善城市规划和土地利用政策,促进城市的合理扩张和发展,为新兴产业和创业提供充足的用地资源;加强城市基础设施建设,提高城市的吸引力和竞争力。最后,提升农民创业活跃度,制定创业扶持政策,提供金融支持,包括创业贷款、创业补贴、创业培训等,鼓励农民积极参与创业活动。建立创业孵化器和创业服务中心,为农民提供创业指导、技术支持和市场信息等。

(3)制定动态差异化发展标准,发挥数字新质生产力的空间溢出效应。首先,各个地区因地制宜探索数字助农发展策略,通过为低收入家庭、教育水平较低的人群以及偏远农民提供数字技术培训、数字设备和网络、数字创业和农产品电商平台等,减少数字鸿沟,促进农民增收。特别是在数字化生产力相对滞后的地区,充分利用其“后发优势”,以吸纳数字新质生产力发展的红利,促进农民增收。其次,建立数字网络,促进各地区之间的协同发展,确保关键的信息、技术和人才资源能够流通并得到最大化的利用,发挥空间溢出效应。借助发达地区数字经济的强大影响力,有效提高欠发达地区农民的收入水平,使数字新质生产力成为解决地区发展不平衡问题的新动力。

参考文献:

- [1] 宋洪远,江帆,张益.新时代中国农村发展改革的成就和经验[J]. 中国农村经济,2023(3):2-21.
- [2] 程国强,朱满德.2020年农民增收:新冠肺炎疫情的影响与应对建议[J]. 农业经济问题,2020(4):4-12.
- [3] 张震宇.新质生产力赋能数字乡村建设:转型逻辑与实施路径[J]. 学术交流,2024(1):93-107.
- [4] 任保平,王子月.新质生产力推进中国式现代化的战略重点、任务与路径[J]. 西安财经大学学报,2024(1):3-11.
- [5] 魏崇辉.新质生产力的基本意涵、历史演进与实践路径[J]. 理论与改革,2023(6):25-38.
- [6] 蒲清平,黄媛媛.习近平总书记关于新质生产力重要论述的生成逻辑、理论创新与时代价值[J]. 西南大学学报(社会科学版),2023(6):1-11.
- [7] 周文,许凌云.论新质生产力:内涵特征与重要着力点[J]. 改革,2023(10):1-13.
- [8] 李政,崔慧永.基于历史唯物主义视域的新质生产力:内涵、形成条件与有效路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024(1):129-144.
- [9] 胡莹.新质生产力的内涵、特点及路径探析[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024(2):1-10.
- [10] 周绍东,胡华杰.新质生产力推动创新发展的政治经济学研究[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2024(2):1-9.
- [11] 洪银兴.发展新质生产力建设现代化产业体系[J]. 当代经济研究,2024(2):7-9.
- [12] 张林.新质生产力与中国式现代化的动力[J]. 经济学家,2024(3):15-24.
- [13] 杨丹辉.科学把握新质生产力的发展趋向[J]. 人民论坛,2024(2):31-33.
- [14] 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.
- [15] 徐政,郑霖豪,程梦瑶.新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J]. 当代经济研究,2023(11):51-58.
- [16] 王琴梅,杨军鸽.数字新质生产力与我国农业的高质量发展研究[J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2023(6):61-72.
- [17] 任保平,王子月.数字新质生产力推动经济高质量发展的逻辑与路径[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版),2023(6):23-30.
- [18] 孙文婷,刘志彪.数字经济、城镇化和农民增收:基于长江经济带的实证检验[J]. 经济问题探索,2022(3):1-14.
- [19] 李怡,柯杰升.三级数字鸿沟:农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J]. 农业技术经济,2021(8):119-132.
- [20] LIU Y, HE Z C. Synergistic industrial agglomeration, new quality productive forces and high-quality development of the manufacturing industry[J]. International review of economics & finance, 2024(94):103373.
- [21] 宋葛龙.加快培育和形成新质生产力的主要方向与制度保障[J]. 人民论坛·学术前沿,2024(3):32-38.
- [22] EVANS O. Digital agriculture: mobile phones, internet and agricultural development in Africa[J]. Actual problems of economics, 2018(7):76-90.
- [23] 谢文帅,宋冬林,毕怡菲.中国数字乡村建设:内在机理、衔接机制与实践路径[J]. 苏州大学学报(哲学社会科学版),2022(2):93-103.
- [24] 张震宇.新质生产力赋能数字乡村建设:转型逻辑与实施路径[J]. 学术交流,2024(1):93-107.
- [25] 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(2):97-109.
- [26] 周洁.以新质生产力保障粮食安全:内在逻辑、机遇挑战与对策建议[J]. 经济纵横,2024(3):31-40.
- [27] 张岳,张博,周应恒.数字乡村建设对农民收入的影响——基于收入水平与收入结构的视角[J]. 农林经济管理学报,2023(3):350-358.
- [28] 张良,徐志明,李成龙.农村数字经济发展对农民收入增长的影响[J]. 江西财经大学学报,2023(3):82-94.
- [29] 何宜庆,熊子怡,张科,等.数字经济发展、非农就业与农民增收[J]. 统计与决策,2023(16):111-115.
- [30] 罗爽,肖韵.数字经济核心产业集聚赋能新质生产力发展:理论机制与实证检验[J]. 新疆社会科学,2024(4):1-17.
- [31] 孙文婷,刘志彪.数字经济、城镇化和农民增收——基于长江经济带的实证检验[J]. 经济问题探索,2022(3):1-14.
- [32] 王鹏飞,彭虎锋.城镇化发展影响农民收入的传导路径及区域性差异分析——基于协整的面板模型[J]. 农业技术经济,2013(10):73-79.
- [33] 吴雪萍,邱文海.用能权交易制度的减污降碳协同效应分析[J]. 环境科学,2014(2):1-13.
- [34] 吴文生,荣义,吴华清.数字经济赋能新质生产力发展——基于长三角城市群的研究[J]. 金融与经济,2024(4):15-27.
- [35] 任保平,王昕.新质生产力形成中建设高标准数据要素市场的框架与路径研究[J]. 西北工业大学学报(社会科学版),2024(4):1-9.
- [36] 郑建.以新质生产力推动农业现代化:理论逻辑与发展路径[J]. 价格理论与实践,2023(11):31-35.
- [37] 张森,温军.数字经济赋能新质生产力:一个分析框架[J]. 当代经济管理,2024(2):1-12.

- [38] 邓晓军,吴淑嘉,邹静. 数字经济、空间溢出与农民收入增长[J]. 财经论丛,2024(3):5-15.
- [39] 苏群,邢怀振,刘晨. 数字技术赋能农民增收:作用机制与影响效应[J]. 山西财经大学学报,2023(12):72-86.
- [40] 任宇新,吴艳,伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J]. 财经理论与实践,2024(1):1-8.
- [41] 王子凤,张桂文. 数字经济如何助力农民增收——理论分析与经验证据[J]. 山西财经大学学报,2023(2):16-28.
- [42] 王小华. 中国农民收入结构的演化逻辑及其增收效应测度[J]. 西南大学学报(社会科学版),2019(5):67-77.
- [43] 樊轶侠,徐昊,马丽君. 数字经济影响城乡居民收入差距的特征与机制[J]. 中国软科学,2022(6):181-192.
- [44] 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(5):18.
- [45] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels[J]. International regional science review,2014(7):389-405.

Digital New Quality Productivity and Increasing Farmers' Income: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

QIAN Li¹, JIN Yuting¹, MA Caoyuan²

(1. School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China;
2. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China)

Abstract: Promoting new quality productivity is an inherent requirement and important focus for high-quality development, and enhancing the productivity has an important impact on the sustainable increase of farmers' income. Based on the data of 30 provinces in China from 2012 to 2022, this paper constructs a fixed effect model and a Spatial Dubin model to explore the impact, mechanism and spatial spillover effect of digital new quality productivity on farmers' income increase from theoretical and empirical perspectives. It is found that the digital new quality productivity can significantly promote the improvement of farmers' income level, and it still holds after a series of robustness tests. The results of the mechanism test show that digital new quality productivity can realize the great increase through three channels: farmers' entrepreneurial activity, urbanization level and non-agricultural employment. Heterogeneity analysis shows that digital new quality productivity has a positive effect on farmers' income level in economically underdeveloped areas, with low material capital and low human capital. Further research shows that the effect of digital new quality productivity on farmers' income increase has spatial spillover effect. Based on this, it is proposed to develop digital agriculture and promote the formation of digital new quality productivity enabled by digital elements. In addition, promote "digital business to develop agriculture", and release the income increasing effect of digital new quality productivity; What's more, formulate dynamic and differentiated development standards, and leverage the spatial spillover effect of digital new quality productivity.

Key words: digital new quality productivity; increase of farmers' income; mediation effect; spatial spillover effect

责任编辑 江娟丽
网 址: <http://xbbjb.swu.edu.cn>