陈洪昭，王培健．农业新质生产力对农民收入的影响研究［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2025，24（3）：22-36.
CHEN Hongzhao，WANG Peijian. Research on the impact of agricultural new-quality productive forces on farmers′ income［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2025，24（3）：22-36.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2025.03.003

农业新质生产力对农民收入的影响研究

陈洪昭，王培健
（福建师范大学 经济学院，福建 福州 350108）

摘 要：农业新质生产力是符合农业高质量发展的先进生产力，对农民增收具有重要理论意义与实践价值。闽赣黔三省作为国家首批生态文明试验区，是“两山”理论应用于实践的成功体现，利用熵值法与主成分分析法测算各地农业新质生产力发展水平，借助核密度估计方法探究各地农业新质生产力发展水平的动态演进分布，再通过双向固定效应模型与空间杜宾模型，实证检验农业新质生产力对农民可支配收入的影响与溢出效应，研究发现：（1）闽赣黔三省所辖市域城市农业新质生产力对农民可支配收入与工资性收入均具有正向促进作用；（2）农业新质生产力包含的新知识与新思想具有较强的空间溢出效应，对周边区域农民具有一定的辐射作用；（3）良好的金融发展水平可显著增强农业新质生产力的增收效应。

关键词：农业新质生产力；农民增收；乡村振兴；生态文明
中图分类号：F327，F304.5 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2025）03-0022-15

强国必先强农，农强方能国强。农民收入增长一直是“三农”问题的核心内容，关乎农业现代化、农民现代化与农村现代化的整体实现，也是农业高质量发展与乡村产业振兴的直接体现。2024年中央一号文件提出，要建立和健全农民增收保障机制，擘画农业现代化的宏伟蓝图，也将农民增收问题置于农村发展的核心内容。唯有实现农民收入可持续增长，才能真正促进农业高质量发展在中国特色社会主义现代化道路上走深走好。

传统生产力因生产方式单一、科技附加值少与过度依赖资源投入，严重阻碍着农业产业转型升级与农民收入增长，成为实现农业高质量发展的重要挑战。而作为新质生产力与农业领域融合成果，农业新质生产力以数字化“新农人”、科技化劳动资料与智能化劳动对象为显著特征，有效突破传统生产力在构成要素与生产方式等方面的限制，成为推动农民增收的重要驱动力。同时农业新质生产力因更加强调资源的可循环利用与生态环境保护而显著区别于传统生产力。沐浴着改革开放的春风，我国经济发展跃上新台阶，国内生产总值年均增长率高达7.9%，日益成为世界经济增长的新引擎与加速器。然而经济的快速增长却导致日益严峻的环境污染问题，经济发展与生态环境保护的尖锐冲突严重阻碍着高质量发展进程，1985年福建省长汀县水土流失化面积高达9.75万公顷，占全县总面积31.5%，而当时倚山靠海的浙江省也面临着赤潮频发，无水可吃的发展之痛，时任浙江省委书记的习近平创造性地提出“两山”理论，即金山银山（经济高质量）与绿水青山（生态保护），后被纳入“五位一体”总体布局，成为习近平生态文明思想的重要组成部分。实践证明，“两山”理论符合农业高质量发展的客观要求，能有效指导我国生态文明建设与产业绿色发展。2018年浙江省安吉县森林覆盖率、植被覆盖率分别达到70.1%与75.2%，乡村旅游业蓬勃发展，建成农业休闲园区25个，绿色旅游饭店5个，全县生产总值跨越400亿元大关，

收稿日期：2024-12-09 **修回日期：**2025-01-30
基金项目：福建省社科基金项目“现代生态农业产业集群发展与农民持续增收问题研究”（FJ2021B040）
作者简介：陈洪昭，研究方向：人口、资源与环境。

绘制出一幅“山更清、水更绿、天空更蓝、产业兴旺、农民更富”的美丽画卷。当前，在“两山”理论指引下，我国生态文明建设已取得一定成效，因而复刻成功经验并加以推广成为全党全社会的共识与行动。2016年党中央提出，设立福建、江西、贵州三省为首批国家级生态文明试验区，以试点地区探索生态文明建设路径的有效经验，形成可复制可推广的具体做法。2020年11月，国家发展改革委印发推广清单，这表明闽赣黔三省生态文明建设已卓有成效。以福建省为例，2023年全省共完成水土流失治理面积12.33万公顷，水土保持率稳居92.7%以上，森林覆盖率高达65.1%，福州晋安区、漳州华安县等5个县（区）更是获评第七批国家生态文明建设示范区。在生态文明体制改革的深层次推动下，福建省农村居民可支配收入也实现连年增长，2023年农村居民收入为2.7万元，是2016年同期收入的1.8倍，显示出生态保护与资源高效利用对农民增收的强大推动力，是农业新质生产力区别于传统生产力的重要标志。

综上，通过选择福建、江西、贵州三省所辖市域城市，既兼顾到闽赣黔三省作为首批国家生态文明试验区的政策效应，考虑到闽赣黔所辖市域各自处于不同的发展梯队，具有较强代表性，能为全国其余城市提供良好借鉴价值。文章的边际贡献在于，一是在习近平总书记“两山”（金山银山与绿水青山）理论基础上探讨农业新质生产力的发展源泉，从理论上解释闽赣黔三省发展农业新质生产力的比较优势；二是将空间因素纳入农业新质生产力对农民收入的机制分析，将考察对象由二维空间向三维空间拓展，兼顾地区异质性的存在；三是探讨农业新质生产力的动态演进趋势，改变以往静态分析维度，以动态视角考察农业新质生产力的内部地区差异与极化趋势。

一、文献综述

新质生产力以科技创新为核心驱动力，一经提出便得到学术界的广泛研究[1]。目前，学术界研究重心主要集中于新质生产力的丰富意蕴、发展阻滞、实践路径等层面。一方面，部分学者从丰富意蕴角度解读新质生产力，如蒲清平等[2]、苏玺鉴等[3]，李晓华认为新质生产力是富有产业前瞻性的高科技生产力[4]，通过发展高新技术性产业和战略性新兴产业，从而在未来国际竞争中抢占制高点。胡洪彬从历史学角度探究新生产力的发展络脉[5]，得出新质生产力既是对传统生产力的创新性发展，也是对中国共产党百年奋斗史与发展生产力进程的高度概括。肖峰等则基于智能时代生产力发展演进视角[6]，提出新质生产力是以颠覆性技术和新型产业为表征的新质态生产力，以数智化赋能生产力三要素，进而实现人的自由全面发展。有学者就新质生产力发展阻滞展开分析，发现科技转化率低、产业部门协作不足等问题，严重阻碍生产新动能、组织新形态、经营新体系的孕育与形成[7]。还有学者就新质生产力发展路径进行探究，杨广越提出新兴产业为代表的经济端、颠覆性科技为主的科技端和产教融合型教育端，三端发力赋能新质生产力[8]，石建勋等指出增强政策效应、完善法律法规辅以全新的创新氛围是孕育新质生产力的重要保障[9]。周绍东等则基于中国共产党的政治协调功能，认为坚持党的领导、发挥新型举国体制机制能有效实现传统生产力飞跃式前进[10]。不难看出，以上学者皆认为新质生产力是对传统生产力的迭代升级，符合中国特色社会主义理论体系构建的认识，也是中国共产党对新时代生产力与生产关系变革的高度把握。还有不少学者通过构建指标体系对新质生产力进行测度[11-13]，发现我国新质生产力总体呈上升趋势，但区域差异、城乡差距仍然较大，严重阻碍着产业全面振兴与全体人民共同富裕。

作为农业领域变革性生产力，农业新质生产力在构成要素、生产方式与生态保护等方面显著区别于传统生产力。首先，传统生产力主要依赖大量的人力劳动，农作物耕种收综合机械化率低，呈现资源密集型与劳动密集型特征，而农业新质生产力作为新质生产力与农业领域交织交融的优秀成果，以科技创新为重要驱动力，通过转变生产工具进而实现知识要素与生产要素的有机结合，促进构成要素的不断升级。农业新质生产力改变传统生产力生产方式、技术推广与转换速度，通过电子商务平台、“互联网＋”有效助力农业产业链和供应链延伸。不仅如此，农业新质生产力摆脱“高投入－低产出”的传统要素投入

模式，更加强调投入要素的可持续利用，兼顾生态保护与绿色发展，如测土配方施肥技术等新型农业技术的应用。当前有学者从农业新质生产力的内涵特征出发探究我国目前农业新质生产力的发展困境[14]。也有部分学者从不同维度构建指标评价体系进行测度。一部分学者着重从劳动者、劳动资料以及劳动对象角度进行考察，如张凤兵等[15]、朱迪等[16]、罗光强等[17]、陈慧卿等[18]，还有部分学者从数字（数智）农业新质生产力、创新农业新质生产力和绿色农业新质生产力角度进行衡量，如李勇斌等[19]、王亚红等[20]，这些学者的研究成果表明我国农业新质生产力水平总体偏低，近年来增长速度逐步放缓，且区域差异较为明显，表现为东部＞中部＞西部。也有学者探究农业新质生产力的实现路径，如贾康等研究数字普惠金融[21]、乔均等检验农业新质生产力赋能农业碳减排的作用机制[22]，李勇斌等检验农业保险促进农业新质生产力发展的效果[23]。

从研究地域层面，当前学者研究重点仍聚焦于省际农业新质生产力发展，很少有文献探讨省所辖市域层面的农业新质生产力水平。从研究视角而言，大多学者关注农业新质生产力对农业高质量发展的正向促进作用，很少有学者检验农业新质生产力对农民增收的正向效应。事实上，农民增收关乎乡村产业振兴与农业农村现代化，是“三农”问题的核心内容，深刻体现农业的“压舱石”与“稳定器”作用。因此检验农业新质生产力对农民收入的影响，是实现乡村全面振兴和确保不发生规模性返贫题中的应有之义。从推广试点政策出发，闽赣黔三省因环境资源承载力较强，被评为国家首批生态文明试验区，三省在习近平生态文明思想指导下，兼顾经济增长与生态环境，实现经济高质量发展（金山银山）与生态保护（绿水青山）协同增效的良好局面，是新质生产力有机组成部分与推动力量。通过测度闽赣黔所辖市域城市的农业新质生产力水平，实证检验其对农民可支配收入的影响，为闽赣黔三省下阶段生态发展与产业转型提供合理建议。

二、作用机理

农业新质生产力作为先进的生产力，是高素质劳动者、新介质劳动资料与非物质化劳动对象的有机组合，具有高科技、知识溢出、区别于工业生产力的鲜明特征，能有效提高农户的可支配收入，是农民增收的重要途径与实践方式。一方面，农业新质生产力所蕴含的科技因素能减少农业生产所消耗的资源要素，有效降低农户的生产成本，缩短农业技术前沿地区与生产技术落后地区的差距，实现分散生产资源的快速整合，提高生产流程的科技化含量。早期农业生产更多依赖传统耕作工具，农业产出需要满足居民的日常所需与工业的生产需求，农业可剩余产出难以支撑耕作工具迭代升级，农业生产更多呈现资源驱动型特征。后随着建成区规模不断扩大，农业也得到来自工业的反哺，表现为工业创新型成果不断加快服务于农业、应用于农业的效率，农业生产资料不再是传统机械工具，而是工业信息化与农业领域深度融合下的优秀成果，更加注重生产过程自动化与智能化，农业生产由物质资源依赖型向科技驱动型突破速度加快，同时涉农领域技术的迭代升级，如智能大棚、测土配方施肥、无人机等技术有效改变传统农业生产的“大水大肥”方式，生产要素组合配置方式得到精准化管理，农业生产呈现数字化与信息化双特征。加之数字农业平台的广泛应用，普通农户足不出村即可向农业专家咨询生产技术问题，涉农领域的最新成果为普通农户所拥有共享，显著地降低小农户生产技术风险，提高农户的生产经营收益，进而多渠道拓展农户收入边界。据此，提出假说 1：

H1：农业新质生产力对农民可支配收入具有正向促进作用。

另一方面，农业新质生产力作为新质生产力与农业的高度融合成果，本质是知识驱动型生产力，以其所呈现的知识外溢带动周边区域农户转变生产方式，积极引进最新农业生产技术，加快生产要素在农业产业内的流通速度，进而提高邻近地区农户的经营效益与收入水平，实现农民现代化、农业现代化与农村现代化的协同发展。近年来，在乡村振兴战略的号召下，不少外出务工人员纷纷返乡创业，可将先进的技术经验与优秀的管理理念应用于回流地。当返乡劳动力将新知识与新理念应用于当地农业生产，本区域知识积累速度将明显提升，知识总量边界得到拓展，形成知识空间溢出效应，改变传统的知识静态流动

局限，继而加速生产要素与研发要素的区际流动。而相邻区域农户受益于新质生产力的空间溢出效应，会接受更为先进的生产理念，进而采用效率更高型生产技术，有效提升区域整体农业产出水平，以更优质的农产品、更先进的生产方式以及更优秀的生产理念促进乡村地区农民增收与产业兴旺。同样，农业新质生产力所蕴含的知识内生会与知识外溢形成良性循环，普通农户因此会更注重知识更新与持续学习，对技术的理解能力也更强，也更愿意参与农业生产分工环节，从而增强与大市场的衔接性，成为数字经济下的“新农人”，有效破解乡村地区劳动力不足与劳动力素质缺乏的困境。基于此，提出假说2：

H2：农业新质生产力所包含的新知识对周边区域具有空间溢出效应，可显著提高邻近区域农民人均收入。

不仅如此，农业新质生产力作为农业领域先进生产力，要求地区具备完善的金融服务组织，进而为农业生产构建齐全的社会化服务体系，实现农产品销售“最初一公里”与“最后一公里”的完美对接，助力小农户与大市场进行有效对接。伴随着地区城镇化进程不断加快，大量生产服务性组织在城区形成集聚规模，而偏远农村地区因交通路线不变，常缺乏相应金融服务组织，难以满足农户的融资需求，导致不少农户面临生产资金短缺的困境，严重阻碍农业经营再生产的正常运行，已成为农业农村现代化与全体人民共同富裕的重要阻塞点。而农业新质生产力可借助非农产业完善的金融服务组织，通过“金融资本进村”“金融服务组织入乡”等方式有效提高乡村地区金融发展水平，及时为普通农户提供生产性资金贷款，继而有效保障小农户的生产经营。此外，改善农村地区金融发展水平也可促进原有基础设施更新换代。相较于城镇地区，乡村基础设施老旧、数字化基础设施不齐全问题日益突出，难以符合农业现代化与农村现代化的要求，而通过发展乡村地区金融服务水平，能明显改善原有产业基础设施，赋能农业高质量发展，进而提高农业产出与农民人均收入。据此，提出假说3：

H3：金融发展水平在农业新质生产力与农民收入间起正向调节作用，即完善金融服务可增强农业新质生产力的增收效应。

三、研究设计

（一）变量选取与说明

1. 被解释变量

被解释变量为农村居民人均可支配收入（*income*），由于2013年国家统计局开展《城乡一体化调查研究》，2013年前农村人均可支配收入为人均纯收入，2014年及以后指标名称变化为农村人均可支配收入，统计口径、统计方法、统计对象与2013年前均不同，因而历史数据不具有可比性。综合考虑选择2014—2022年农村居民人均可支配收入作为被解释变量。

2. 核心解释变量

解释变量为农业新质生产力（*nqf*）。作为农业领域优秀生产力，农业新质生产力以高素质劳动力、新介质劳动资料与非物质化劳动对象为优化组合，以促进农业产出与农民收入稳步提升为标志，实现农业高质量发展。参考张凤兵等[15]、朱迪等[16]、罗光强等[17]、陈慧卿等[18]，以劳动者、劳动对象、劳动资料为一级指标构建农业新质生产力指标体系。

农业新质生产力培育的劳动者具备数智化意识，能主动学习数字化知识与持续更新知识内容，相较于普通劳动者，会更积极地采用新型机械化生产工具，并转变传统生产方式，从而提高农业劳动生产率与农业土地生产率，因此二级指标包含劳动者意识、劳动者能力。劳动者意识层面，采用劳动者教育支出进行衡量，即财政支农教育占比与农村居民教育文化娱乐消费支出两项指标合成；劳动者能力层面，采用农业劳动生产率（农林牧渔业总产值/总人口）与农业土地生产率（农林牧渔业总产值/农作物总播种面积）进行测度，四项三级指标属性均为正。

农业新质生产力体系中的劳动对象以传统劳动密集型产业为基础，在数字化生产资料的加持下，呈现科技创新性、产业优化性以及绿色发展性，故利用科技创新、产业优化与绿色发展三项二级指标进行测度。具体而言，科技创新是专利授权数增长、粮食单产水平提升、农业机械化率提高的综合表现；产业优化表现为产业共享化（农林牧渔专业及辅助性活动产值/农林牧渔业总

产值）与产业数智化（淘宝村数量）；而绿色发展则体现为化肥施用强度与农药施用强度降低[24]。十八大以来，党中央高度关注经济高质量发展与生态环境绿色发展协同演进，生态农业、休闲农业等农业新业态频繁出现在政府工作报告中。国务院办公厅2015年8月印发《加快转变农业发展方式的意见》，明确提出到2020年实施化肥、农药零增长，提高农用化肥与主要农作物农药的综合利用率，因此通过农用化肥施用量（折纯）/农作物总播种面积、农药施用量/农作物总播种面积衡量农业产业绿色发展状况。

农业新质生产力蕴含的劳动资料改变传统资源依赖型特征，农业生产工具不仅包含大型农业机械（收割机、播种机、旋耕机等），还涉及数据要素型生产资料，如数字平台、智能气象程序、无人机等。农户可借助数据型生产资料，提高生产过程科技化含量，促进生产流程自动化与智能化。农户也可通过数字生产资料所提供的社会化服务，加强与大市场的紧密衔接性，打通农产品销售的关键堵点，提高新质生产力支农惠农、连农带农的整体效率，因此二级指标采用基础设施、普惠金融服务和科技投入进行合成。具体而言，基础设施以农村地区较为欠缺的支持辅助型组织为依托，利用农林牧渔业家庭农场、涉农产业龙头化企业以及农业专业合作社三类数量综合衡量；普惠金融服务涉及数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、普惠金融数字化程度，是农村地区金融服务体系构建的重要标准，也是新质生产力与农业领域交叉融合的成果评价；农业科技投入关乎农村地区产业发展与产业高级化，是农业新质生产力科技化的重要驱动因素，因此利用农业研发经费投入强度（财政科技支农占比）与农林水财政投入占比进行合成。

考虑到熵值法具有客观赋权重的优势，能有效避免因主观赋权所带来的测量误差，所以农业新质生产力发展指数利用熵值法进行测度。具体测算方式如下：

首先，构建原始矩阵：

$$X=\begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{18} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{221} & \cdots & x_{228} \end{bmatrix}$$

其次，利用各地区各项指标的最值进行无量纲化处理：

$$S_{ij}=\frac{x_{ij}-x_{\min(j)}}{x_{\max(j)}-x_{\min(j)}}$$

然后，计算各项指标的权重与熵值：

$$P_{ij}=\frac{s_{ij}}{\sum_{j=1}^{11}S_{ij}}$$

$$E_{ij}=-\frac{1}{\ln 11}\sum_{i=1}^{11}P_{ij}\ln\left(P_{ij}\right)\qquad E_{ij}\in[0,1]$$

最后通过计算各指标的信息权重，再综合各项权重得到农业新质生产力指数NQF_i：

$$d_j=1-E_{ij}\qquad W_j=d_j/\sum_{j=1}^{5}d_j$$

$$NQF_i=\sum_{j=1}^{8}W_{ij}S_{ij}$$

3. 控制变量

农民收入是“三农”问题的关键内容，具有系统复杂性与影响因素多样性，因此尝试尽可能全面地概括影响农民收入的主要因素。参考林嵩等[25]、孙久文等[26]、郭熙保等[27]、黄祖辉等[28]、熊学振等[29]，将以下变量纳入控制变量中，一是金融发展水平，利用年末金融机构人民币各项贷款余额与地区生产总值的比值进行衡量；二是教育水平，反映当地的人力资本储备量，由普通中学在校学生数占年末常住人口的比例进行表征；三是消费水平，通过社会消费品零售总额与地区生产总值的比值表示；四是通信基础设施水平，由人均固定电话用户数量进行衡量，当地的通信设备越齐全，覆盖范围越广，也就更容易引进数字信息流，农产品销售渠道也越通畅，有效破解农村地区物流体系不健全的困境；五是医疗保障水平，以每万人拥有的医疗机构床位数表示；六是经济城镇化水平，使用第三产业服务业产值占地区生产总值的比例来衡量。

（二）数据来源与样本选择

研究对象为闽赣黔三省所辖市域城市，考虑数据可得性，最终选择22个地级市为样本对象（不含福建的厦门市，贵州的安顺市、黔西南州、黔东南州、黔南州、毕节市、铜仁市）。农业新质生产力中的淘宝村数量来源于阿里研究院2014—2022年淘宝村报告，参考王明杰等[30]，从高德地图API网站获取淘宝村所属经纬度坐标，利用ArcGIS将淘宝村空间数据矢量化，再进行空间坐标点匹配核对，就得到2014—2022年22个地级市淘宝村的汇总数据。从区域分布来看，淘宝村数量主要集中于东部沿海城市，由于

表1 闽赣黔三省市际农业新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
劳动者	劳动者意识	劳动者教育支出	教育支出*（农林牧渔业总产值/地区生产总值）/一般公共预算支出	正向
			农村居民教育文化娱乐消费支出	正向
	劳动者能力	农业劳动生产率	农林牧渔业总产值/总人口	正向
		农业土地生产率	农林牧渔业总产值/农作物播种面积	正向
劳动对象	农业科技创新	农业专利授权数	市级专利授权数*（农林牧渔业总产值/地区生产总值）	正向
		粮食单产水平	粮食总产量/粮食播种面积	正向
		农业机械化水平	农业机械总动力	正向
	农业产业优化	产业共享化	农林牧渔专业及辅助性活动产值/农林牧渔业总产值	正向
		产业数智化	淘宝村数量	正向
	农业绿色发展	化肥施用强度	化肥施用量（折纯）/农作物播种面积	负向
		农药施用强度	农药施用量/农作物播种面积	负向
劳动资料	基础设施	家庭农场	农、林、牧、渔业家庭农场数	正向
		农业产业龙头化企业	农、林、牧、渔业产业龙头化企业数	正向
		农业专业组织	农、林、牧、渔业专业合作社数	正向
	普惠金融服务	数字金融覆盖广度	《北京大学数字普惠金融指数（2011—2021）》第四期	正向
		数字金融使用深度		正向
		普惠金融数字化程度		正向
	农业科技投入	农业研发经费投入强度	科学技术支出*（农林牧渔业总产值/地区生产总值）/一般公共预算支出	正向
		农业财政投入力度	农林水财政支出/一般公共预算支出	正向

地理位置优势，沿海城市相较于内陆城市，产业发展基础和物流体系更完善，也更容易发展以电商为特色的淘宝镇、淘宝村。

农林牧渔业家庭农场、专业合作社与涉农龙头企业信息从天眼查、爱企查以及国家企业信用信息公示系统获得。首先，根据《国民经济行业分类》（GB/T 4754—2017）和《国家统计局关于修订＜三次产业划分规定（2012）＞》，利用模糊搜索方式，在爱企查与天眼查上输入“家庭农场”“合作社”“龙头企业”“A类”“农、林、牧、渔业”等字段，统计符合相关条件的个体或企业注册信息，包括统一社会信用代码、注册名称、登记机关、经营范围等。然后借助国家企业信用信息公示系统获取该企业的成立日期、经营状态、注销日期等信息。再结合该企业的经纬度确定企业所在地，以企业和当地部门公布的年报财务信息进行筛选，保留符合相关条件的企业信息。最后以该企业所在的当地机关网站查询企业的变更信息和行政处罚决定书文号，排除经营范围变更为工业和服务业的企业，删去被当地市场监督管理局吊销营业执照的企业信息，以及删除总部和分支机构均注销营业的企业信息。通过经纬度匹配城市信息，汇总得到2014—2022年闽赣黔三省所辖市域的家庭农场、农民专业合作社以及涉农龙头企业数量。数据显示，2022年三类农业组织总数高达14.3万个，总体呈快速增长态势，2018年后虽增速放缓，仍呈现稳步增长趋势。

数字普惠金融指数来源于《北京大学数字普惠金融指数（2011—2022年）》第四期，参考郭峰等[31]，以数字金融覆盖广度、使用深度以及普惠金融数字化程度3个维度33个指标构建指标体系，《北京大学数字普惠金融指数（2011—2022年）》第四期指数还兼顾地区横向可比性和时间纵向可比性，体现地区金融服务的多样性与多层次，能较好反映地区数字普惠金融发展水平。

其余数据来源于《福建统计年鉴》《福建农村统计年鉴》《江西统计年鉴》《贵州统计年鉴》《福建省生态环境状况公报》《江西省环境统计年报》《贵州省生态环境状况公报》《贵州科技统计年鉴》《江西省科技经费投入统计公报》《福建省专利申请和授权统计》《贵州省研究与试验发展（R&D）经费投入统计公报》《中国城市建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国县域统计年鉴》以及2014—2022年相应地级市统计公报与统计年鉴。

（三）农业新质生产力测度结果与变量描述性统计

1. 农业新质生产力分布动态演进

为更好展现各地区农业新质生产力发展水平的动态演进趋势，参考陈明华等[32]，由于Kernel密度估计方法能形象展现各地级市农业新质生产力指数的各项分布趋势，借此深入分析各区域农业新质生产力发展的绝对差异态势，表2总结各区域分布特征的动态演进趋势。

闽赣黔三省所辖22地级市全体区域、东部区域、中部区域及西部区域均呈现农业新质生产力发展稳步提高趋势。相较于东部区域，中西部区域新质生产力发展增长趋势较为凸显，可能由于东部区域城市多为沿海经济发达城市，工业体系发展较为完善，农产品上下游产业链均得到延伸，而中西部资源禀赋、经济发展水平整体上弱于东部地区，因此在农业新质生产力的引导下产业发展态势强于东部地区。更进一步，就中西部地区内部而言，中部地区的农业新质生产力发展明显优于西部地区，考虑到中部地区在地理距离上更接近东部产业发达地带，既能承接发达地带的产业转移，又能受知识溢出效应影响，采纳新型劳动资料进行农业生产的速度明显快于西部地区，表现为中部区域的主峰移动尺度高于西部地区的移动尺度。

整体而言，东部区域城市内部新质生产力发展的绝对差异在扩大，体现为东部区域城市主峰峰值先上升后快速下降，宽度呈现“减少—扩大”趋势，主峰旁的侧峰宽度也表现为缓慢增长态势。可能由于农业新质生产力所蕴含的强大科技化因素加快东部沿海区域城市的分异发展，城市间产业发展的差距被进一步拉大，工业体系较完善地区能迅速利用新质生产力的创造力提高本区域的产业协同发展能力，而欠缺技术创新能力的地区只能追赶技术前沿地区，加之东部区域部分城市“强强联合”组成城市群，加快资源和要素在城市群间的流动速度，为农业产业发展增添强劲动力，最终导致东部区域内部新质生产力发展绝对差异不断扩大。而中西部城市内部的农业新质生产力发展绝对差距明显缩小，表现为主峰峰值呈现“下降—上升—下降”趋势，宽度稍有所扩大，尤其2016年整体趋势更加明显，可能由于江西和贵州成为国家首批生态文明试验区，政策规制促使赣黔两省主动转变农业发展方式，加快淘汰高污染、高能耗、低效能产业，从源头遏制住大气环境、水环境、土壤环境等污染。再借助试验区改革政策从东部沿海发达地区引进先进技术与优秀人才，将农业与农村发展紧密结合，在“两山”理论的指导下，源源不断释放绿水青山的经济红利，实现地区农业发展与农村现代化的协同推进。

不仅如此，除中部区域外，整体区域、东部区域与西部区域农业新质生产力发展曲线均存在明显的右拖尾现象，说明各自区域内均有发展水平更高地区，能对本省其余地区产生良好的拉动作用，也表明上述区域的城市发展水平在研究期内有着显著提高，正如前文所述，“领头羊”效应会激励其余农户的生产热情，也更愿意投入新设备与新资金，从而促进新质生产力支农惠农、连农带农的整体效率。

此外，整体区域与东部区域的农业新质生产力发展体现为多极分化态势，而中部区域与西部区域的农业新质生产力发展则主要表现为两极分化。整体区域、东部区域的发展曲线始终存在多个侧峰，围绕主峰右侧呈波动式分布，其数值与宽度有所分异；中部区域与西部区域总体分化为两极，间或有侧峰存在，且相隔主峰数值高度差异显著，高度差远大于东部区域和整体区域。西部区域还有一侧脊线角度变化明显，收敛值也高于其余区域的相应值。

2. 变量描述性统计

利用Stata 17.0进行变量描述性统计，结果如表2所示。

（四）模型构建

首先，进行多重共线性检验，结果显示各变量间VIF值均小于10，表明无严重多重共线性问题存在。其次，假设面板数据为截面数据，且每位个体拥有相同的回归方程，进行混合回归，统计结果依然显著拒绝存在混合效应的原假设。然后利用豪斯曼检验和聚类稳健标准误进行辅助回归，确定固定效应模型。最后，通过生成时间虚拟变量，检验时间虚拟变量的联合显著性，统计结果强烈表明应包含时间效应（上述所有回归结果均在附录）。因此，最终选择双向固定效应模

表2 变量描述性统计表

变量名	单位	样本	均值	标准差	最小值	最大值
农民人均可支配收入（income）	千元	198	14.820	3.484	6.791	23.670
农业新质生产力水平（nqf）		198	0.297	0.092	0.112	0.548
金融发展水平（fdl）		198	1.154	0.636	0.567	3.915
教育水平（el）		198	0.060	0.012	0.039	0.088
消费水平（cl）		198	0.398	0.087	0.256	0.639
通信基础设施水平（mcl）	户/人	198	0.134	0.049	0.048	0.265
医疗保障水平（hsl）	百张/万人	198	0.568	0.117	0.272	0.888
经济城镇化水平（eul）		198	0.433	0.063	0.308	0.606

型进行实证检验，具体形式如下：

$$lnincome_{it}=\beta_0+\beta_1 nqf_{it}+\beta_2 controls_{it}+\delta_i+\gamma_i+\mu_{it}$$

其中，β_0为常数项，β_1为农业新质生产力发展水平的系数，$controls_{it}$为各控制变量集合包括金融发展水平、教育水平、消费水平、通信基础设施水平、医疗保障水平与经济城镇化水平，nqf_{it}表征农业新质生产力发展水平，δ_i、γ_i分别代表地区固定效应与时间固定效应，μ_{it}为随机误差项。

四、实证分析

（一）基准回归分析

采用双向固定效应模型进行回归检验，得到结果如表3所示。在10%显著性水平上，农业新质生产力发展水平对农村居民人均可支配收入具有正向促进作用，且增收效果达到18.6%，假说1得到验证，表明农业新质生产力是符合农业现代化、农村现代化与农民现代化的先进生产力，成为推动“三农”问题中农民收入增长的重要动力。地区金融发展水平在5%置信水平上强烈拒绝原假设，说明金融发展对农村居民人均可支配收入的提升率高达4.5%，2017年乡村振兴战略的提出，为广大偏远农村地区提供政策性支持，部分城市资本开始进入乡村地区，通过为农户提供生产性资金贷款，进而有效填补乡村地区金融服务缺失的空白，保障农民人均收入的稳步增长。教育水平在10%显著性水平上接受原假设，即与农村居民人均可支配收入无关，可能由于教育水平是通过普通中学在校学生数与年末常住人口的比值进行衡量，一方面农村青壮年劳动力纷纷选择进入城市从事二三产业，普通中学在校学生数所表征的人力资本难以对农民人均收入产生明显影响；另一方面，虽然近年来教育资源不断向乡村地区倾斜，其师资力量、学生数量、基础设施都有所改善与提高，但乡村地区仍面临着教育发展资金不足、适龄儿童入学人数少等困境，教育发展稍显薄弱，因而对农村居民人均可支配收入并未产生明显效应。消费水平在10%显著性水平上并未对农村居民人均可支配收入产生正向效应，可能由于该指标统计口径为全市范围内社会消费品零售总额占地区生产总值比重，数值越高反映城市消费市场的规模性越大，尤其后疫情时代，乡村地区的消费市场恢复韧性稍低于城镇地区消费市场，因而消费水平对农民人均收入的效应并不突出。通信基础设施水平在1%显著性水平上有效促进农村居民人均收入，且回归系数高达0.3，强烈表明增加固定电话普及率能显著提高农村居民人均收入。相较于城镇地区，农村地区居民移动电话普及率并不高，大多数农民仍依靠固定电话进行信息沟通与传递，而完善的基础设施如固定电话、邮政通信、乡村公路均可对农村居民人均收入产生强大拉动作用。医疗保障水平回归系数为正，尽管在10%显著性水平上无法拒绝原假设，可能由于地区经济发展越高，医疗资源大多往城区或市辖区集聚，农村地区医疗机构包括医院、卫生诊所等数量难以满足乡村居民的医疗需求，还需政府出台相应政策引导部分医疗资源往乡镇地区集中。最后经济城镇化水平在5%置信水平上对农村居民人均收入产生负向效应，这与已有研究得出的结论一致[33]，只有当农业已高度实现现代化发展时，新型城镇化才能有效缩减城乡收入差距，然而样本对象涉及东部沿海城市、中西部部分城市，城乡内部收入水平分异明显，区域发展不平衡现象突出，加之新质生产力所表征的智能制造又会削减经济城镇化的

促进作用[34]，诸多因素交叠最终导致对农村居民人均收入的弱化作用。

表3 基准回归结果

lnincome	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf. interval]	
nqf	0.186	0.092	2.020	0.056	−0.005	0.377
fdl	0.045	0.021	2.140	0.044	0.001	0.089
el	−0.227	0.519	−0.440	0.666	−1.306	0.851
cl	−0.094	0.073	−1.290	0.212	−0.247	0.058
mcl	0.310	0.110	2.810	0.010	0.081	0.539
hsl	0.006	0.047	0.130	0.898	−0.091	0.103
eul	−0.242	0.105	−2.310	0.031	−0.460	−0.025
year						
2015	0.085	0.003	26.390	0.000	0.078	0.092
2016	0.159	0.005	29.190	0.000	0.148	0.170
2017	0.238	0.008	29.810	0.000	0.221	0.254
2018	0.309	0.010	30.460	0.000	0.288	0.330
2019	0.374	0.011	34.790	0.000	0.351	0.396
2020	0.413	0.011	37.200	0.000	0.390	0.436
2021	0.502	0.012	42.450	0.000	0.477	0.527
2022	0.547	0.013	42.180	0.000	0.520	0.574
_cons	2.379	0.043	54.990	0.000	2.289	2.469
sigma_u	0.169					
sigma_e	0.014					
rho	0.994					

（二）稳健性检验

一是参考汪延明等[35]，近年来随着地区城镇化不断推进，农民收益结构已由家庭经营净收入为主导转变为多元化收入格局，工资性收入在可支配收入中所占比例越发提高，因而以工资性收入替换可支配收入进行双向固定效应检验，统计结果如表4所示，核心解释变量仍在10%显著性水平上强烈拒绝原假设，表明发展农业新质生产力能有效提高农民的可支配收入，改善农民收入结构。

二是利用主成分分析法重新测度核心解释变量。主成分分析法基本原理是使用降维方法将多个变量替换成较少的新变量，以确保新变量能基本保留原来变量的储存信息，从而准确实现农业新质生产力发展水平的测度[36]，具体计算方式如下：

首先，假设为的矩阵，存在矩阵分解：

$$A = USV$$

其中，U是m阶正交矩阵，V是n阶正交矩阵，S是$m \times n$阶对角矩阵。

记标准化后的矩阵A为X，X的协方差阵为$\sum = \frac{1}{n-1} XX^T$，即为$X$的$SVD$分解，因此可得$X = USV$。再将$X = USV$带入$\sum = \frac{1}{n-1} XX^T$，即可求得相关系数矩阵对应的特征值：

$$\sum = \frac{1}{n-1} XX^T = \frac{1}{n-1} US^2U^T$$

再结合已有累计贡献率即的协方差矩阵，可计算得到的主成分。通过SPSS Statistics 27.0测算2014—2022年闽赣黔三省所辖22地级市的农业新质生产力发展指数。首先，首先，度量各三级指标间的相关性，结果显示19个二级指标间具有较强的相关性；其次，通过KMO检验和巴特利特检验，p=0.000表明变量具有强相关性，且KMO检验结果为0.7，再一次说明19个二级指标已降维为相应的主成分。然后总方差解释表显示，前6个成分的方差贡献度达到86.0%，超过85.0%的水平，满足主成分分析法的要求，因此以成分1−成分6为主成分，进而测算农业新质生产力发展水平；接着结合总方差解释表和成分矩

阵表，得到主成分1—主成分6的合成系数；最后利用主成分系数表的系数值加权合成农业新质生产力发展总指数，再重新进行双向固定效应模型估计，具体结果见表5，核心解释变量农业新质生产力发展水平在1%置信水平上对农民增收具有正向促进效应，说明前文结论具有强稳健性。

表4 稳健性检验—工资性收入统计表

lnincome	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf. interval]	
nqf	0.754	0.382	1.980	0.061	−0.040	1.548
fdl	0.142	0.103	1.380	0.183	−0.073	0.357
el	0.637	2.068	0.310	0.761	−3.663	4.937
cl	−0.111	0.316	−0.350	0.728	−0.769	0.546
mcl	−0.426	0.304	−1.400	0.176	−1.059	0.207
hsl	0.270	0.268	1.010	0.326	−0.288	0.828
eul	0.025	0.561	0.040	0.965	−1.142	1.192
year						
2015	0.077	0.012	6.140	0.000	0.051	0.102
2016	0.144	0.025	5.760	0.000	0.092	0.196
2017	0.209	0.035	5.950	0.000	0.136	0.282
2018	0.284	0.044	6.410	0.000	0.192	0.376
2019	0.340	0.042	8.010	0.000	0.252	0.428
2020	0.344	0.044	7.780	0.000	0.252	0.435
2021	0.440	0.053	8.270	0.000	0.330	0.551
2022	0.469	0.060	7.790	0.000	0.343	0.594
_cons	1.135	0.193	5.870	0.000	0.734	1.537
sigma_u	0.276					
sigma_e	0.061					
rho	0.954					

表5 稳健性检验—主成分分析法统计表

lnincome	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf. interval]	
nqf	0.067	0.023	2.900	0.009	0.019	0.116
fdl	0.061	0.023	2.650	0.015	0.013	0.109
el	−0.297	0.542	−0.550	0.590	−1.424	0.830
cl	−0.075	0.067	−1.110	0.278	−0.214	0.065
mcl	0.277	0.137	2.030	0.056	−0.007	0.562
hsl	0.022	0.046	0.480	0.637	−0.073	0.117
eul	−0.221	0.097	−2.280	0.033	−0.422	−0.019
year						
2015	0.070	0.004	16.470	0.000	0.061	0.079
2016	0.133	0.008	16.590	0.000	0.117	0.151
2017	0.199	0.013	15.450	0.000	0.172	0.226
2018	0.267	0.015	17.210	0.000	0.234	0.299
2019	0.327	0.017	18.720	0.000	0.290	0.364
2020	0.362	0.021	17.340	0.000	0.319	0.406
2021	0.447	0.023	19.730	0.000	0.399	0.494
2022	0.491	0.024	20.630	0.000	0.442	0.541
_cons	2.435	0.036	67.870	0.000	2.360	2.509
sigma_u	0.150					
sigma_e	0.013					

（三）内生性检验

通过双向固定效应模型，尽可能将影响农民可支配收入的因素容纳进去，然而依然会有遗漏变量未被考虑，导致模型产生严重的内生性问题，影响模型系数估计的正确性。因此，参考王亚红等[20]、乔均等[22]，由于农业新质生产力发展水平滞后一期与当期农业新质生产力水平有较强相关性，而又可看作前定变量，与被解释变量农民可支配收入不相关，满足工具变量的基本要求，可进行二阶段最小二乘检验。各项检验结果如表6所示，首先DWH检验统计量为9.5，相应的p值为0.002，远小于0.050，可强烈拒绝农业新质生产力水平为外生变量的原假设，即农业新质生产力水平为内生变量。其次通过Kleibergen-Paap rk LM检验，其统计量为71.312，相应p值为0.000，以及Kleibergen-Paap rk Wald F检验统计量远大于其10%阈值，表明工具变量通过了弱工具变量和不可识别检验，即核心解释变量滞后一期为有效工具变量。然后，在控制地区固定效应与时间固定效应后，农业新质生产力滞后一期的回归系数在1%置信水平上显著为正，核心解释变量农业新质生产力发展水平在1%显著性水平上对农民收入具有正向促进作用，前文所述结论依然成立。最后，利用广义矩估计工具法重新回归，结果依旧一致，再次表明结论的稳健性。

五、进一步分析

农业新质生产力富含新知识和新思想，以知识内生性为显著特征，通过知识外溢效应能有效提高邻近地区的农业生产效率，进而增加当地农业产出，改善农民收入。相应地，知识、资本、技术、土地等要素改变传统的要素组合方式，以新要素的流动为契机，加快多种生产要素的有机组合，形成符合农业高质量发展的先进生产要素，继而成为农业现代化、农村现代化与农民现代化的重要表现。客观而言，农业作为传统产业，绝不是被迫接受战略性新兴产业与未来产业改造，而是借助农业新质生产力所蕴含的知识溢出效应，通过培育更多数字化“新农人”，主动拥抱新产业与未来产业，实现产业转型升级与农民增收致富双重目标。为考察农业新质生产力的知识溢出效应对当地农户与周边农民人均收入的影响效应，利用空间计量模型完成机制检验。

首先，以2014—2022年闽赣黔所辖22地级市农村居民可支配收入为样本对象，计算其莫兰指数，历年农民可支配收入的莫兰指数均处于0.3～0.5区间，表明农民可支配收入具有较强的空间分散性，且历年农民可支配收入莫兰指数均通过1%的显著性水平检验。结合上述分析可知，农村地区居民的收入呈现空间集聚现象，不会随着时间变化而改变，表明空间因素的影响效应不可忽略，应进行空间计量分析。然后，通过LM检验、Wald检验、LR检验等多种检验方式，检验结果如表7所示，LR检验再次表明不可退化为空间误差模型与空间滞后模型，因此选择空间杜宾模型。最后，由前文基准回归的豪斯曼检验与辅助性回归结果可知，双向固定效应既兼顾横向因素（地区），又包含纵向研究维度（时间），最

表6 内生性检验统计表

变量	IV_2SLS	IV_GMM
农业新质生产力水平滞后一期	0.968*** （45.121）	0.968*** （45.121）
农业新质生产力	0.698*** （3.891）	0.698*** （3.892）
控制变量	控制	控制
地区固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
R^2	0.949	0.949
样本量	176	176
Kleibergen－Paap rk LM 检验	71.312 ｛0.000｝	
Kleibergen－Paap rk Wald F 检验	2036.257 ［16.380］	
DWH检验	9.519 ｛0.002｝	

注：*、**、***分别代表10%、5%与1%的显著性水平；小括号内为z值，大括号内为p值，中括号内为Stock－Yogo 10%弱工具变量检验阈值

终选择包含地区与时间因素的双向固定效应模型。

利用空间经济距离构建权重矩阵，进行量化分析后，得到表8统计结果可知，农业新质生产力的直接效应、间接效应与总效应均通过了1%显著性水平检验，且系数值显著为正，说明发展农业新质生产力不仅能有效促进本区域农户人均收入，还能对邻近区域产生空间溢出效应，溢出效应值达到总增长效应的50%以上，假说2得到验证，农业新质生产力的主体部分也在1%置信水平上达到0.1，证明固定面板模型回归结果的稳健性。农业新质生产力与金融发展水平的交互项直接效应与总效应均通过1%显著性水平检验，系数值分别达到0.1与0.2，表明金融发展水平在农业新质生产力与农民可支配收入的关系中起调节效应，假说3得到验证，且交互项的主体部分回归系数值在1%置信水平上高达0.1，说明提高地区金融发展水平可明显提升农业新质生产力的增收效应。通信基础设施水平的直接效应与总效应也显著为正，其系数值分别为0.2、0.4，说明完善的通信基础设施能充分改善农村居民人均收入，主要由于农村地区缺乏如固定电话、固定宽带等基础设施，通过增加配套通信基础设施，农户更易于从外界获取新信息与新知识，也更利于采用新技术与新方法。

表7 LM检验、Wald检验与LR检验

检验名称	检验分项	统计量
LM检验	空间误差模型LM检验	52.150***
	空间误差模型稳健LM检验	18.520***
	空间滞后模型LM检验	114.157***
	空间滞后模型稳健LM检验	80.527***
Wald检验	系数联合显著性	147.750***
	空间滞后项系数联合显著性	68.840***
LR检验	退化为空间滞后模型	130.110***
	退化为空间误差模型	130.701***

注：*、**、***分别代表10%、5%与1%显著性水平

表8 空间杜宾模型回归结果统计表

变量	主体部分	空间滞后项	直接效应	间接效应	总效应
nqf	0.130*** (3.810)	0.252*** (3.730)	0.117*** (3.160)	0.178*** (3.201)	0.294*** (5.511)
nqf×fdl	0.122*** (2.981)	0.173** (2.000)	0.110*** (2.690)	0.115* (1.640)	0.225*** (3.110)
fdl	0.030*** (3.690)	0.087*** (4.310)	0.025*** (3.130)	0.063*** (4.330)	0.088*** (6.160)
el	0.746*** (4.090)	2.121*** (4.920)	0.616*** (3.470)	1.588*** (3.880)	2.204*** (5.170)
cl	−0.067* (−1.910)	0.062 (0.650)	−0.072** (−1.970)	0.064 (0.820)	−0.008 (−0.110)
mcl	0.231*** (4.070)	0.268* (1.820)	0.220*** (3.910)	0.163 (1.430)	0.384*** (3.050)
hsl	−0.072*** (−3.180)	−0.030 (−0.500)	−0.073*** (−2.910)	−0.007 (−0.130)	−0.080* (−1.670)
eul	−0.244*** (−4.640)	0.433*** (3.280)	−0.282*** (−5.180)	0.424*** (3.820)	0.142 (1.201)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：*、**、***分别代表10%、5%与1%显著性水平；括号内为z值

六、结论与建议

（一）结论

农业新质生产力作为新质生产力与农业领域的优秀融合成果，是数字化“新农人”、科技化劳动资料与智能化劳动对象的有机组合，突破传统生产力的局限，是符合高质量发展的先进生产力，能有效赋能农业生产与农民增收。而作为首批国家生态文明试验区的闽赣黔三省，一方面资源禀赋与环境承载力均处于全国前列，有利于打造独特的生态文明示范样板；另一方面，三省经济发展水平处于不同梯队，具有较强的地区异质性，因此探究三省农业新质生产力对农民收入的影响，能够为同梯队的其余省份提供良好的参考价值。基于此，以2014—2022年闽赣黔三省所辖22地级市为研究样本，利用熵值法与主成分分析法测算农业新质生产力发展水平的时空演变，在借助双向固定效应模型与空间杜宾模型，实证检验农业新质生产力对农民可支配收入的影响与溢出效应，得出以下结论：（1）闽赣黔三省所辖22地级市农业新质生产力对农民可支配收入具有正向促进作用，且增收效应达到18.8%，在进行稳健性检验后，农业新质生产力依旧能促进农民工资性收入增长，所形成的增收效应较高于可支配收入的增收效应；（2）农业新质生产力包含的新知识与新思想具有较强的空间溢出效应，直接效应与总效应的回归系数分别为0.1与0.3，且农业新质生产力的间接效应回归系数为0.2，对周边区域农民具有一定的辐射作用，能促进相邻地区农民增收；（3）良好的金融发展水平可显著增强农业新质生产力的增收效应，其与农业新质生产力的交互项通过显著性水平检验，且增收效应高达12.2%。

（二）建议

一是因地制宜发展农业新质生产力。实证结论表明闽赣黔三省农业新质生产力发展能有效促进农民增收，因此三省需要重点发展农业新质生产力，但由于各自经济发展水平、农业资源禀赋、农业产业结构均有所不同，因而闽赣黔三省需要因地制宜发展农业新质生产力。贵州地处西部地区，经济发展落后于江西和福建，产业结构仍以一产为主，二三产业发展较为缓慢，因此贵州可以从江西、福建引进先进生产技术与优秀的管理理念，在发展二三产业的同时不断提升科技对农业生产的贡献度，同时贵州位于长江上游地区，生态环境较为脆弱，产业发展不可避免受到限制，可以借助农业新质生产力的数字化劳动资料的优势，在“不搞大开发，共抓大保护”的基础上兼顾农业发展与资源循环利用。而江西位于中部地域，紧邻东部经济发达省份，可充分利用东部地区产业的空间溢出效应发展高效农业与绿色农业，转变传统农业“高投入—低效率”的生产模式，实现地区农业高质量发展。福建地处东部沿海，农业发展与涉农技术利用效率均高于贵州与江西，但其独特的“八山一水一分田”资源分布格局严重限制当前农业新质生产力发展，因此福建可加快战略性新兴产业和未来产业的发展速度，适当增加科技研究经费，提高涉农尖端科技成果转化效率，在有限资源的基础上发展现代化农业，实现农业新质生产力的高效发展。

二是提高地区金融发展水平，加强农业新质生产力的增收效应。空间计量模型回归结果说明地区金融发展水平可有效增强农业新质生产力的增收效应，因此闽赣黔三省需提高地区金融发展水平，进而增强农业新质生产力连农带农效应，实现农民增收与农业高质量发展。具体而言，贵州地区金融发展水平较低于福建、江西，且贵州省内主要的支持性金融机构均分布于贵阳、遵义等市区，导致其余地区农户难以享受到完善的金融服务，当面临生产资金短缺，当地农户倾向于选择高利息的民间借贷，严重影响农业生产环节的正常运行，所以贵州地区需要转变金融机构分布格局，以多点式代替单点式，真正让偏远乡村地区也能享受到金融服务，从而促进农业新质生产力的增收效应。而江西地区的金融发展强于贵州，金融服务机构等支持性组织分布也较为均匀，但整体金融服务水平与福建等东部沿海省份还有一定的差距，因此江西需要在原来金融服务发展基础上，加强省内各地市金融服务的互联互通性，努力简化农业生产性资金贷款手续，以更灵活的金融服务程序增强省内各地市农业新质生产力的增收效应。相较于贵州和江西地区，福建金融发展水平和金融活跃度位居全国前列，省内分布着大量中小型金融服务机构，然而大多数金融服务单一，趋于同质化，无法满足省内农民对

于多样化金融服务的需求，因此福建需要拓展金融服务的多功能属性，积极转变传统单一的金融服务，加快多样化金融服务应用于农业生产与产品加工等环节，进而提高地区金融综合发展水平，打造独特的农业金融发展样板。

三是促进农业规模化经营，充分利用农业新质生产力溢出效应。空间量化分析表明农业新质生产力具有一定的空间溢出效应，不仅对本地区农民收入有正向促进作用，也会提高临近地区农民收入水平。而溢出效应受地理距离与市场分割影响，呈现距离衰减特征。当地通过转变传统农业分散化特征，实行农业规模化经营，可有效吸收邻近地区先进产业的空间溢出效应，进而加快当地农业构成要素升级与生产方式多元化进程，实现本地区农业增产与农民增收。分地区而言，贵州地区表现为以家庭农场为主要形式的小农生产经营，省内城市如安顺、毕节、铜仁等农业规模化经营水平较低，因而受贵阳的农业新质生产力溢出效应影响有限，导致当地农民难以实现持续增收，因此贵州需要优化省内各地市的农业生产经营布局，提高各地市的农业规模化经营水平，加快整合各地市尤其经济发展落后地区的各种生产要素，以便充分利用省内先进地区的农业新质生产力溢出效应。而江西作为粮食主产区，农业发展条件较好，有一定的农业规模化经营基础，但省内各地市的规模化水平差异较大，靠近东部省份的南昌、九江等发展水平强于景德镇、上饶、宜春等地，因此江西需要制定合适的农业规模化发展政策，以政策引导景德镇、上饶、宜春等地发展农业规模化经营，进而充分利用农业新质生产力溢出效应。与贵州、江西地区相比，福建因独特的地理空间格局而形成较高的农业规模化经营水平，连农带农效应较强，但带动周围省份农业规模化的效果并不明显，因此福建可加强与江西、贵州的产业联系，充分发挥本地较高的农业规模化优势，积极带动江西与贵州的农业规模化经营水平，以实现区域发展的协同演进。

参 考 文 献

[1] 饶旭鹏，赫英强．农业新质生产力：内涵特征、困境检视及发展对策[J]．山西农业大学学报(社会科学版)，2024，23（6）：37-47，125.

[2] 蒲清平，向往．新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径——推进中国式现代化的新动能[J]．新疆师范大学学报(哲学社会科学版)，2024，45（1）：77-85.

[3] 苏玺鉴，孙久文．培育东北全面振兴的新质生产力：内在逻辑、重点方向和实践路径[J]．社会科学辑刊，2024，32（1）：126-133.

[4] 李晓华．新质生产力主要特征与形成机制[J]．北京石油管理干部学院学报，2023，30（6）：70-71.

[5] 胡洪彬．寻找新质生产力发展的历史路径[J]．兰州学刊，2024，43（7）：18-30.

[6] 肖峰，赫军营．新质生产力：智能时代生产力发展的新向度[J]．南昌大学学报(人文社会科学版)，2023，54（6）：37-44.

[7] 王克冬，曾维忠，武佩佩．以新质生产力引领农业农村现代化：内在逻辑、机遇挑战与实现路径[J]．四川农业大学学报，2024，38（3）：1-12.

[8] 杨广越．新质生产力的研究现状与展望[J]．经济问题，2024，42（5）：7-17.

[9] 石建勋，徐玲．加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究[J]．财经问题研究，2024，36（1）：3-12.

[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)，2024，45（5）：26-35.

[11] 王珏，王荣基．新质生产力：指标构建与时空演进[J]．西安财经大学学报，2024，37（1）：31-47.

[12] 韩文龙，张瑞生，赵峰．新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]．数量经济技术经济研究，2024，41（6）：5-25.

[13] 李松霞，吴福象．我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J]．技术经济与管理研究，2024，38（3）：7-12.

[14] 卫龙宝．“大国小农”背景下中国农业现代化之路——兼论培育农业领域新质生产力的内在逻辑与实现路径[J]．人民论坛·学术前沿，2024，45（10）：47-54.

[15] 张凤兵，王会宗．中国农业新质生产力：水平测度、时空分异与收敛性[J]．经济论坛，2024，46（7）：80-97.

[16] 朱迪，叶林祥．中国农业新质生产力：水平测度与动态演变[J]．统计与决策，2024，40（9）：24-30.

[17] 罗光强，宋新宇．中国农业新质生产力：生成机理、时空特征与区域差异[J]．中国农业资源与区划，2024，42（6）：1-14.

[18] 陈慧卿，曾福生．农业新质生产力对农业现代化发展的影响研究[J]．农业经济与管理，2024，45（3）：27-41.

[19] 李勇斌，魏春华，刘殿国．农业新质生产力对我国农业高质量发展的影响研究——基于农业生产技术

效率中介效应和农业保险调节效应的分析[J]. 西南金融，2024，38（7）：1-13.
[20] 王亚红，韦月莉. 农业新质生产力对农民增收的影响[J]. 农林经济管理学报，2024，23（4）：446-455.
[21] 贾康，郭起瑞. 数字普惠金融对农业新质生产力的影响研究[J]. 华中师范大学学报（人文社会科学版），2024，63（4）：1-13.
[22] 乔均，台德进，邱玉琢. 农业新质生产力赋能农业碳减排的机理与效应[J]. 当代经济管理，2024，46（12）：42-55.
[23] 李勇斌，刘殿国. 农业保险促进农业新质生产力发展的作用机制研究[J]. 金融与经济，2024，45（7）：38-49.
[24] 丁宝根，赵玉，邓俊红. 中国种植业碳排放的测度、脱钩特征及驱动因素研究[J]. 中国农业资源与区划，2022，43（5）：1-11.
[25] 林嵩，谷承应，斯晓夫. 县域创业活动、农民增收与共同富裕——基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究，2023，58（3）：40-58.
[26] 孙久文，张静，李承璋. 我国集中连片特困地区的战略判断与发展建议[J]. 管理世界，2019，35（10）：150-159，185.
[27] 郭熙保，罗知. 贸易自由化、经济增长与减轻贫困——基于中国省际数据的经验研究[J]. 管理世界，2008，32（2）：15-24.
[28] 黄祖辉，宋文豪，叶春辉. 政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察[J]. 中国农村经济，2022，30（1）：24-43.
[29] 熊学振，连宏萍. 农村宅基地制度改革的农民增收效应——基于准自然实验的证据[J]. 农村经济，2024，41（7）：22-33.
[30] 王明杰，颜梓晗，余斌，等. 电子商务专业村空间格局演化及影响因素研究——基于2015—2020年中国淘宝村数据[J]. 地理科学进展，2022，41（5）：838-853.
[31] 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）：1401-1418.
[32] 陈明华，刘玉鑫，张晓萌，等. 中国城市群民生发展水平测度及趋势演进——基于城市DLI的经验考察[J]. 中国软科学，2019，28（1）：45-61，81.
[33] 李靖，廖和平，刘愿理，等. 四川省新型城镇化与城乡收入差距时空演化及关联性分析[J]. 地理科学进展，2023，42（4）：657-669.
[34] 张晖，李明昕. 新型城镇化模式对城乡收入差距的影响研究：异质性效应与机制分析[J]. 南京财经大学学报，2023，43（1）：33-43.
[35] 汪延明，樊厚. 乡村特色产业新内源式发展与农民增收——基于演化博弈的分析与实证[J]. 中国农业资源与区划，2014，24（10）：1-16.
[36] 魏倩茹，江礼松，张圆新，等. 基于主成分分析的居民消费水平模型[J]. 统计学与应用，2022，11（3）：487-492.

Research on the impact of agricultural new-quality productive forces on farmers´ income

CHEN Hongzhao，WANG Peijian

（*School of Economics*，*Fujian Normal University*，*Fuzhou* 350108，*China*）

Abstract：Agricultural new-quality productive forces is advanced productive forces of high-quality development of agriculture，which has important theoretical significance and practical value for increasing farmers′ income. As first batch of national ecological civilization pilot zones，Fujian，Jiangxi，and Guizhou provinces exemplify the successful application of the "Two Mountains" theory. By theoretically analyzing and summarizing the development stages of new agricultural productive forces in Fujian，Jiangxi and Guizhou provinces，and then using the entropy method and principal component analysis method to measure the development level of new agricultural productive forces in various places，the impact and spillover effect of new agricultural productive forces on farmers′ disposable income are empirically tested by means of two-way fixed effect model and spatial Durbin model. The results show that agricultural new-quality productive forces in the prefecture-level cities under the jurisdiction of Fujian，Jiangxi and Guizhou provinces has a positive effect on farmers′ disposable income and wage income；the new knowledge and new ideas contained in the new- quality productive forces of agriculture have a strong spatial spillover effect，and have a certain radiation effect on farmers in the surrounding areas；improved financial development level can significantly enhance the income increase effect of new agricultural productive forces

Keywords：Agricultural new-quality productive forces；Farmer income；Rural revitalization；Ecological civilization

（编辑：武云侠）