吴嘉莘，霍宣辰，张吉岗. 农业新质生产力何以赋能农户生计韧性提升？——基于有调节的中介效应检验［J］. 山西农业大学学报（社会科学版），2026，25（5）：77-92.
Wu Jiaxin，Huo Xuanchen，Zhang Jigang. How new quality productivity in agriculture empowers farmers' livelihood resilience enhancement：an examination based on moderated mediating effects［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2026，25（5）：77-92.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2026.05.008

农业新质生产力何以赋能农户生计韧性提升？
——基于有调节的中介效应检验

吴嘉莘[1]，霍宣辰[1]，张吉岗[2]
（1.昆明理工大学 管理与经济学院，云南 昆明 650504；2.昆明理工大学 城市学院，云南 昆明 650051）

摘 要：农业新质生产力在促进农业农村现代化的同时，也给传统农户生计带来新的挑战，如何实现其可持续发展是推进乡村全面振兴的重点。基于2022年农户微观数据与省份宏观数据，利用多层线性模型实证探究农业新质生产力对农户生计韧性的影响及其作用机制。研究发现，农业新质生产力的发展显著赋能农户生计韧性提升，并且该赋能效果在一产占比较高、经济发展水平较低的地区，以及收入较低、收到政府补助的农户中更为明显。有调节的中介效应检验发现，农业新质生产力可通过提升地区粮食生产潜力，进而增强农户生计韧性，且该机制受到地区城乡分割的影响。研究结果为后续因地制宜发展农业新质生产力，促进农户可持续发展提供了实证依据与决策参考。

关键词：农业新质生产力；生计韧性；多层线性模型；粮食生产潜力；城乡分割
中图分类号：F320.1；F328 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2026）05-0077-16

一、研究背景

党的十八大以来，我国农村居民收入持续增长，城乡收入差距逐步缩小[1]，农户生活水平得到前所未有的改善。然而，受全球经济波动、极端天气事件以及市场不稳定等因素的影响，农村家庭经济受到严重冲击。与此同时，随着农业先进生产力的引入，传统农业生产方式愈发难以为继，多数小农户囿于生计条件落后，在采用现代科技方面存在门槛约束，难以依托资源分配改善家庭生计[2]，其生计发展面临日益复杂的不确定性与脆弱性[3]。农户作为农业经营的基本单位与农业生产的核心主体，直接参与各项农业生产活动，是农业农村现代化的实施者、推动者与创新者，在推动乡村振兴与农业现代化进程中发挥着关键作用。正如舒尔茨在《改造传统农业》中强调，“农民所得到的能力在实现农业现代化中是头等重要的”[4]。因此，提升农户生计韧性、促进其可持续发展，已成为推进农业农村现代化的重要前提[5]。在此背景下，实践层面开始探索依托新技术、新资料、新生产模式等提升农户生计韧性的新动能，尤其是为新质生产力的发展提供了一种基于技术—制度互嵌的更加系统高效的新方案。

作为推动高质量发展的核心驱动力，新质生产力的影响已广泛渗透至消费现代化[6]、旅游业升级[7]、服务创新[8]、低空经济[9]、制造业供应链韧性及农业转型[10]等多个关键领域。从效应特征来看，新质生产力不仅推动经济高质量发展、增强产业韧性，还表现出显著的区域与行业

收稿日期：2026-02-01 **修回日期：**2026-03-02
基金项目：国家自然科学基金项目“数字乡村建设赋能新农人生计韧性提升：机制解析、路径探索与政策优化”（72563020）；云南省哲学社会科学规划社会智库项目“云南民族地区易地搬迁社区居民生计韧性提升路径与策略研究”（SKZK2025303）；昆明理工大学师资培养项目“‘双循环’视角下云南边境县域产业承接能力研究”（SP202408）
作者简介：吴嘉莘，研究方向：三农问题。

异质性、边际递增的非线性特征，以及正向空间溢出与梯度分布并存的空间格局[11]。在作用机制层面，新质生产力通过以下三条路径促进高质量发展：一是以颠覆性技术突破为起点、依托动态能力中介的技术驱动型路径[12]；二是通过要素创新性配置驱动全要素生产率提升的要素重配型路径[13]；三是深度嵌入具体场景、推动治理范式转型的系统嵌入型路径。然而，上述效应的释放普遍面临技术自主性不足、要素错配与绿色转型滞后等共性瓶颈[9]，以及政策执行错位、生态协同缺失等场域特异性障碍[10]。为此，未来需锚定适配性视角，在区域层面关注市场化水平与数字基建的差异化调节，在产业层面构建“创新增量—协同聚能—场景驱动”的动态演进框架[9]，在系统层面借助“四链融合”与概念矩阵模型实现机制协同[14]。这不仅能推动新质生产力在多维场域中实现效能最大化，也为其在农业领域的纵深渗透奠定技术支撑与制度基础。随着农业新质生产力的持续发展与场景落地，其赋能效应将逐步下沉至农户生产末端，通过优化要素配置、提升技术适配性、强化产业关联度，为改善个体生计韧性构筑坚实保障。

此外，农户生计韧性的演化是外部制度政策与内部主体能动性共同作用的结果，二者双向互动、有机耦合，协同影响农户的适应能力与发展路径。具体而言，在政策制度层面，生态补偿政策能通过提高农户收入，精准赋能中低生计韧性群体[15]，体现出政策干预在特定群体中的靶向作用。此外，易地搬迁使农户的生计资本发生系统性重构，对其生计韧性产生复杂且持续的影响[16]。在能动性维度上，农户参与数字经济建设有利于促进其生计韧性的提升[17]；同时，农户使用数字技术，也可增强自身缓冲能力、学习能力与自组织能力，进而提升其生计韧性[18]。也有研究指出，未来有必要构建“类别式—情境嵌入式”整合分析框架[19]，以提升生计韧性理论的解释力与政策干预的适配性。然而，上述研究虽然在既有技术—经济范式下揭示了生计韧性的提升机制，但尚未充分探讨先进生产力介入所引发的深层命题：当以人工智能、生物技术、智慧农业等为代表的先进生产力重构农业生产函数时，农户生计韧性的演化路径将会发生前所未有的变化。

面对上述理论缺口，寻找能够从根本上转变农业发展方式、有效应对风险并激活农户内生动力的新路径，已成为当前农业农村发展的重点议题与公认难题。在此背景下，农业新质生产力的发展为破解上述困境提供了契机。农业新质生产力是新质生产力发展在农业领域的具体体现，是以新发展理念为引领、以高质量发展为目标、以农业科技创新为驱动力，通过引入新技术、新设备、新模式等手段[15]，实现农业劳动者、农业劳动资料、农业劳动对象等生产力要素在农业生产中的全方位跃升。2026年中央一号文件明确提出，“因地制宜发展农业新质生产力”“推进基层农技推广体系改革与建设，推动农业科技成果进村入户”；《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年（2026—2030年）规划纲要》明确提出，要提升农业综合生产能力和质量效益，提高强农惠农富农政策效能。通过发展数字技术、育种技术、农机装备技术以及合成生物技术等[20]，不断激活农业先进生产力潜能[21]，有效提升农业生产效率、保障粮食安全、改善农村人居环境。因此，以发展农业新质生产力为着力点推动农业高质量发展，是加快推进农业现代化、促进“大国小农”迈向“大国强农”的重要战略举措[22]。

值得注意的是，发展农业新质生产力不仅局限于技术迭代和产业升级，更要提升小农户对先进生产力的适应性与参与度[23]。世界农业强国的发展历程也表明，建设农业强国不仅要在“物”的层面实现农业农村现代化，更要在“人”的层面让广大农民全面发展[24]。若不能有效带动小农户跨越技术鸿沟、共享发展红利，农业现代化进程则难以实现“利泽施于万民”。因此，培育和发展农业新质生产力既要推动农业科技进步，更要提升农户对先进生产力的适应性[25]。如何因地制宜推动农业新质生产力发展，使其不仅成为农业增效、产业升级的引擎，而且转化为广大农户生计韧性提升的坚实后盾，变“鸿沟”为“红利”，是当前推进乡村全面振兴进程中亟待探索的核心命题。

鉴于此，本文旨在探讨如何以农业新质生产力赋能农户生计韧性的提升，边际贡献如下：

第一，在研究方法上，突破传统方法在处理嵌套数据时的局限性，引入多层线性模型（hlm），科学、准确地评估了农业新质生产力对农户生计韧性的影响；第二，在研究视角上，目前关于农业新质生产力的影响研究，多聚焦于农业经济、乡村治理等宏观层面的研究[26]，较少关注对微观个体的影响，本研究实证评估了农业新质生产力对农户生计韧性的影响，在农业新质生产力赋能的微观领域做出探索和总结；第三，在理论机制上，通过识别粮食生产潜力的中介作用与城乡分割的调节作用，不仅验证了粮食单产在促进农户可持续发展方面的关键传导路径，也揭示了城乡二元化对阻碍现代化进程、制约农村经济发展所带来的问题与挑战，为农业新质生产力推动可持续发展提供重要的理论支撑与实证检验。

二、理论分析

（一）农业新质生产力对农户生计韧性的影响

生计韧性是指农户在面对自然、经济、社会等外部冲击时，能够维持其生计稳定、实现生计策略优化与可持续发展的动态适应能力，具体包括缓冲能力、学习能力以及自组织能力三个维度，涵盖农业生产活动、社会关系网络、自然资源存量以及人力资源质量等各个方面[27]。其中，缓冲能力是生计韧性的基础，依托个体或家庭所拥有的物质、金融、收入等资本储备，为农户提供根本保障[28]。学习能力与知识积累、技术应用深度关联，能够显著提升农户面对风险冲击时的市场感知与预判能力，促使其在资源配置与生计投资中做出更优决策，有效降低生计脆弱性与中断风险[29]。自组织能力主要体现为社会网络的构建与维系，能够有效强化社区内部的集体行动与资源共享，促使个体与社区在遭遇外部冲击时快速盘活内部资源，通过互助协作实现风险共担、韧性提升[29]。

农业新质生产力依托技术溢出效应[30]，一方面，在农业生产领域，通过运用新技术实现要素投入、生产流程等物质层面的创新重塑；另一方面，围绕新型生产方式构建与之相适应的乡村社会结构[31]，通过提高生产效率、拓宽收入来源、优化社会网络等途径，增强农户的经济承受能力与风险抵御能力，进而持续提升农户生计韧性[32]。具体的，农业新质生产力能够赋能农户增收[33]，并且催生出农业多样化经营与风险管理策略，为农户提供更多风险规避工具，增强农户缓冲能力。其次，农业新质生产力助推农户自组织能力的提升。随着农业生产向规模化、集约化和市场化方向发展[34]，农户为迎合新的生产模式和市场要求，需要进一步整合资源、共享信息以降低交易成本，促使农户加入农民合作社、农业企业等组织，从而借助组织的庇护有效应对市场变化，提高自身竞争力。最后，发展农业新质生产力对农户的学习能力提出了更高要求。一方面，农业新质生产力的形成与推广需要更高的技能门槛与更多的知识储备[33]，倒逼农户加强自我学习，提升知识内化能力；另一方面，新质生产力通过引入先进的生产技术与经营理念，为农户提供合适的学习与实践平台，从而提升农户的学习能力。依据风险管理理论[35]，尽管技术革新在为农户带来政策性红利与机遇的同时可能会引发既有生产范式的深刻变革，但就农业新质生产力而言，农户在面对外部环境变化和不确定性冲击时，能够有效利用新质生产力的优势识别、分析、处理未知风险，增强生计的适应性和灵活性，进而提高农户生计韧性。因此，结合上述理论分析，提出研究假说1。

H1：农业新质生产力能够有效赋能农户生计韧性的提升。

（二）粮食生产潜力的中介作用

2024年中央农村工作会议提出，“要坚决扛牢保障国家粮食安全重任，持续增强粮食等重要农产品供给保障能力，稳定粮食播种面积，深入推进粮油作物大面积单产提升行动”，明确了粮食生产的主攻方向，也为实现单产提升提供了根本遵循。习近平总书记在湖南常德考察时强调，要“加大良种、良机、良法推广力度，在精耕细作上下功夫，进一步把粮食单产和品质提上去”，揭示了粮食可持续生产的核心在于处理好粮食产量提升与品质保障之间的协调关系，保障粮食稳定生产与高质量供给[36]。

一方面，生产要素增加与技术进步是我国粮食持续增产增收的直接原因[37]。不同于以往以“单点突破”为特征的科技创新，农业新质生产

力作为农业技术进步的重要驱动力，是涵盖人工智能、物联网、生物技术等诸多领域技术的革命性突破与链式突破，有利于带动农业全产业链条的要素创新性配置与农业产业转型升级，并通过科学的空间布局促进耕地资源的合理利用，提高粮食生产的潜在效率。由此可见，新质生产力作为先进生产力质态，能够有效激发粮食生产潜力，是粮食产业高质量发展的核心动能[38]。

另一方面，粮食生产潜力的提升，可以有效改善农户生计韧性。具体而言，随着粮食生产潜力的提高，农户更加主动地借助现代科学技术，从依赖传统经验转向依托精准数据开展生产经营，利用互联网资源获取相关决策信息，灵活应对粮食生产全过程、全时空中的不确定性挑战，从而增强粮食生产系统的稳定性和抗逆性[39]。其次，粮食产能的持续提升需要技术集成、管理创新和政策创设的协同推动①，因此，粮食生产潜力的提升往往伴随着农业生产体系的结构性变革，通过促进农户群体间的紧密合作，提升其自组织能力。最后，粮食生产技术的研发与推广是未来农户增收和农业发展的重点[40]。粮食生产潜力的提升，包括农作物品种改良、灌溉效率提高、抗逆技术应用等措施，这些措施不仅提高了粮食产量[41]，也使农户在遭遇极端气候、病虫害等风险时，能降低产量损失、提高收入水平，从而增强其缓冲能力。基于以上分析，提出假说2。

H2：农业新质生产力能够提高粮食生产潜力，进而提升农户生计韧性。

（三）城乡分割的调节作用

习近平总书记在党的二十大报告中指出，我国“发展不平衡不充分问题仍然突出，推进高质量发展还有许多卡点瓶颈”[42]，严重制约经济社会的高质量发展，其中城乡分割问题便是主要堵点之一[43]。城乡分割是经济社会发展过程中多种因素交织的结果，既受制度性因素的影响，也受技术性因素的制约，迫切需要得到全面解决，特别是要消除城乡间在教育、医疗卫生和社会保障等方面的政策壁垒[44]。此外，城乡劳动者在素质与技能水平上的差异，也进一步加剧城乡分割现象，使农村转移劳动力难以顺利融入城镇的分工体系，不利于城乡融合发展[45]。

受城乡分割的影响，农业新质生产力在挖掘粮食生产潜力的过程中也会有所式微。究其原因，城乡分割水平直观反映了劳动力市场的分割程度，城乡差距扩大会制约农村劳动力流动，限制农村经济发展，进而影响农民种粮积极性[46]。由于城乡间在人、地、钱、数据等生产要素自由流动和平等交换方面存在诸多壁垒，制约了粮食产业的规模化、集约化与机械化发展，进一步掣肘粮食生产潜力的有效释放。基于上述理论分析，提出假说3与假说4。

H3：农业新质生产力提升粮食生产潜力的作用会受到城乡分割的影响。

H4：农业新质生产力通过提高粮食生产潜力间接赋能农户生计韧性提升，受到城乡分割的影响。

结合理论分析，构建农业新质生产力提升农户生计韧性的理论模型，如图1所示。

三、研究设计

（一）模型设定

1. 零模型

在采用hlm分析前需对样本数据进行零模型检验，旨在验证宏观层面变量解释差异是否大于微观层面变量解释差异，以保证hlm的可行性。零模型如式（1）（2）所示。

个体层面模型（微观层）：

$$Y_{ij}=\beta_{0j}+r_{ij} \tag{1}$$

省级层面模型（宏观层）：

$$\beta_{0j}=\gamma_{00}+u_{0j} \tag{2}$$

其中，Y_{ij}为被解释变量“农户生计韧性”，β_{0j}为因变量的组均值，r_{ij}为个体残差，γ_{00}为截距项，u_{0j}为群体残差。

2. 基准回归模型

hlm能够分解方差成分和引入随机效应，解决传统回归在嵌套数据中的局限性，基准回归模型如式（3）（4）所示。为简化表述，方程中略去控制变量（下同）。

个体层面模型（微观层）：

$$Y_{ij}=\beta_{0j}+r_{ij} \tag{3}$$

省级层面模型（宏观层）：

① 资料来源：《粮食产能提升研究报告2024》。

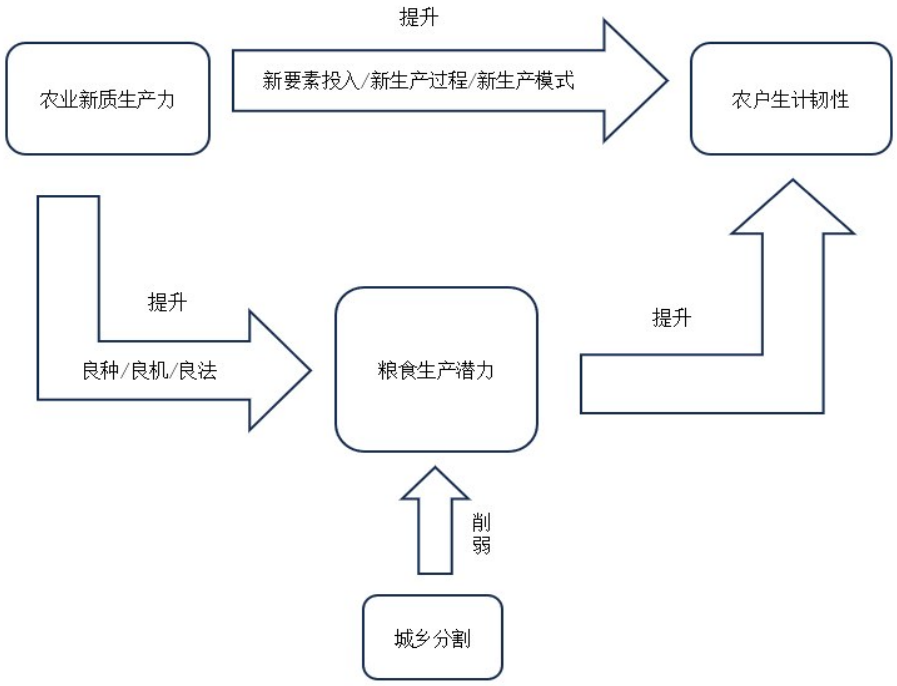


图1 理论模型

$$\beta_{0j}=\gamma_{00}+\gamma_{01}X_j+u_{0j} \quad (4)$$

其中，X_j为核心解释变量“农业新质生产力”，γ_{01}为宏观层核心解释变量对被解释变量的影响系数，其余变量含义与式（1）（2）相同。

3. 中介效应模型

参考方杰和温忠麟对有调节的中介效应研究[47]，在主效应模型基础上，将中介变量“粮食生产潜力”纳入模型。首先验证核心解释变量对中介变量的直接作用，模型如下：

$$M_j=\alpha_0+\theta_1X_j+\mu_i \quad (5)$$

其中，M_j为中介变量“粮食生产潜力”，α_0为截距项，μ_i为随机误差项，θ_1为回归重点关注系数。在回归系数显著的基础上，构建跨层次中介效应模型，如式（6）（7）所示。

个体层面模型（微观层）：

$$Y_{ij}=\beta_{0j}+r_{ij} \quad (6)$$

省级层面模型（宏观层）：

$$\beta_{0j}=\gamma_{00}+\gamma_{01}X_j+\gamma_{04}M_j+u_{0j} \quad (7)$$

其中，γ_{04}为中介变量对被解释变量的影响系数，变量含义与上文相同。

4. 调节效应模型

为验证城乡分割在农业新质生产力对粮食生产潜力影响中的调节作用，设定模型如下。

$$M_j=\gamma_{00}+\gamma_{01}X_j+\gamma_{02}Z_j+\gamma_{03}X_jZ_j+u_{0j} \quad (8)$$

其中，M_j为中介变量“粮食生产潜力”，Z_j为调节变量“城乡分割”，X_jZ_j为核心解释变量“农业新质生产力”与调节变量“城乡分割”交互项，其余变量含义与式（3）（4）相同。

5. 有调节的中介效应模型

基于上述中介效应模型，构建有调节的中介效应模型[47]，如式（9）（10）（11）所示。

个体层面模型（微观层）：

$$Y_{ij}=\beta_{0j}+r_{ij} \quad (9)$$

省级层面模型（宏观层）：

$$\beta_{0j}=\gamma_{00}+\gamma_{01}X_j+\gamma_{04}M_j+u_{0j} \quad (10)$$

$$M_j=\gamma_{00}+\gamma_{01}X_j+\gamma_{02}Z_j+\gamma_{03}X_jZ_j+u_{0j} \quad (11)$$

变量含义与上文相同。

（二）变量说明

1. 被解释变量

基于“能力内涵”理论，从缓冲能力、自组织能力、学习能力三个维度构建农户生计韧性指标体系[48]，如表1所示。其中，缓冲能力由“耐用消费品价值”“居民消费性支出”“家庭人均收入”构成；自组织能力采用“社会地位”“人情

礼支出”测量；学习能力由“教育培训支出”“学历”衡量。此外，相比主观赋权法，熵值法是一种更为客观的指标赋权法，能够有效避免人为主观因素。因此，为避免因主观认识导致偏差，采用熵值法对农户生计韧性进行测度。

表1 农户生计韧性指标体系

维度层	指标层	变量定义或赋值
自组织能力	社会地位	农户对自己所处社会地位评价由低到高：1～5
	人情礼支出	过去12个月里农户在人情礼方面的支出金额
缓冲能力	耐用消费品价值	农户家庭耐用消费品价值总额
	居民消费性支出	过去12个月里农户消费性支出金额
	家庭人均收入	过去12个月里农户家庭人均收入总额
学习能力	教育培训支出	过去12个月里农户在教育方面的支出金额
	学历	农户学历水平从低到高：1～7

2. 核心解释变量

以新技术嵌入农业生产力三大传统要素，促进农业劳动者、农业劳动资料和农业劳动对象等诸要素发生深刻变革，进而实现对生产力三要素的质性重塑，构成了农业新质生产力的本质内涵。具体而言，人才是技术应用与创新的主体，其素质直接关系到新质生产力的落地效果。发展农业新质生产力必须持续用新技术武装农业劳动者，全面提升其劳动技能、经营能力与综合素质，从而实现农业生产效率和效益的整体跃升。其次，劳动资料的智能化为农业现代化提供了坚实的物质基础，是实现生产效率变革的关键支撑。农业新质生产力通过运用新技术改造传统劳动资料、创造新型劳动资料，推进农业生产设施、机器设备和工具的数字化与智能化升级。第三，劳动对象的拓展为农业发展打开了新的价值空间，推动产业向更高层次迈进。利用基因编辑、动物干细胞、合成生物学等前沿技术，能够培育新型农业品种，挖掘农业发展深度，并催生新的农业增长领域和业态。此外，习近平总书记强调“新质生产力本身就是绿色生产力”，这一重要论断明确了农业新质生产力具有绿色低碳和高质量发展的内在属性，是符合新发展理念的先进生产力形态[49]。农业绿色发展不仅关乎粮食安全保障[50]、农村经济繁荣及生态环境和谐，更是人类社会在资源环境约束加剧、气候变化挑战日益严峻背景下，寻求农业发展模式根本性变革的时代呼唤。因此，发展农业新质生产力必须坚持“技术追‘新’，发展逐‘绿’”，在追求技术先进性的同时，始终秉持可持续发展原则，积极回应全球可持续发展背景下资源环境约束与气候变化带来的现实挑战。鉴于此，本文基于生产力三要素，从农业新质劳动者、农业新质劳动对象、农业新质劳动资料三个维度构建农业新质生产力指标体系[51-52]。其中，农业新质劳动者主要从“劳动者素质”“劳动者意识”“劳动者生产率”三方面衡量；农业新质劳动对象依据农业产业生态化转型以及生态资源产业化发展，从“新质产业”和“绿色生态”两方面进行衡量；农业新质劳动资料从“基础性工具”和“科技创新”两个方面综合衡量，指标体系如表2所示。

3. 控制变量

结合hlm要求，综合考虑指标完整性与可获得性，选取年龄、性别、幸福指数、家庭规模作为个体层面控制变量，设定所处区域、农作物受灾比重、一产占全国比重、镇区及乡村消费品零售额占全社会消费品零售额的比重作为省级层面控制变量[53]。

4. 中介变量

粮食生产潜力指在一定自然环境条件与技术水平下，通过合理利用自然资源与技术手段，实现粮食作物能够达到的最大理论产量。参考已有研究，利用粮食单产水平作为衡量粮食生产潜力的核心指标，通过计算粮食产量与粮食播种面积之比取对数作为各省份粮食生产潜力水平[54]。

5. 调节变量

城乡分割指城市与农村之间在经济发展水平、社会结构、资源配置等方面存在显著差异和分割状态。因此，城乡分割越大，社会不公平感越强，经济发展往往越不平衡。参考已有研究，

表2 农业新质生产力指标体系

目标层	准则层	一级指标	二级指标	三级指标	计量方式	属性
农业新质生产力	农业新质劳动者	劳动者素质	文化程度	受教育程度	人均受教育年限	正
		劳动者意识	就业意识	农村就业人数占比	农村从业人数/农村人口数	正
			创新意识	创新活跃度	农业科技成果数	正
			绿色意识	农药施用量	农药使用量/耕地面积	负
		劳动者生产率	农业生产效益	农林牧渔业生产水平	农林牧渔业人均产值	正
				农村居民收入水平	农村居民人均收入额	正
	农业新质劳动对象	新质产业	企业引领	农业龙头企业发展	国家农业龙头企业数	正
			市场营销流通创新	农村电商发展	行政村中淘宝村占比	正
		绿色生态	生态环境规制	绿化程度	绿化覆盖率	正
				农村卫生建设	环境卫生建设投入占比	正
			绿色农业	绿色农业组织发展	绿色农业合作社存量	正
	农业新质劳动资料	基础性工具	数字基础设施	互联网普及程度		正
			农田水利建设	农田水利设施应用程度	有效灌溉面积	正
		科技创新	农业创新研发投资	R&D投入	R&D经费	正
			农业创新研发产出	农业绿色专利产出	绿色农业专利授权数	正

以城镇人口数、农村人口数、城镇就业人口数以及农村就业人口数作为衡量城乡分割系数的核心指标[43]。具体计算公式如下：

$$城乡分割系数=\left(\frac{城镇人口数}{农村人口数}+\frac{城镇就业人口数}{农村就业人口数}\right)/2 \quad (12)$$

（三）数据来源及描述性统计

基于2022年全国农户微观调查数据与省份宏观数据，实证检验农业新质生产力对农户生计韧性的赋能效果及作用机制。具体而言，农户微观数据来自中国家庭追踪调查数据库（CFPS），涵盖我国共计30个省（自治区、直辖市）的农户家庭数据。省级宏观变量包括农业新质生产力相关指标、省级层面控制变量、中介变量、调节变量等，均来自中国统计年鉴、各省份统计年鉴、EPS等数据平台。在剔除关键数据缺失的样本后，得到共计29个省（自治区、直辖市）的宏观数据以及6451个微观农户样本。

变量描述性统计如表3所示。

表3 主要变量定义与描述性统计结果

变量分类	变量名称	变量定义	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差
被解释变量	农户生计韧性	受访农户生计韧性水平，由熵值法计算得出	6451	0.2041	212.7695	39.8065	19.4936
核心解释变量	农业新质生产力	各省份2022年农业新质生产力水平，由熵值法算出	6451	4.5088	45.2106	14.6112	8.1982
中介变量	粮食生产潜力	用粮食单产水平衡量（吨/公顷）	6451	0.2080	0.6554	0.4057	0.1098
调节变量	城乡分割	以城镇人口数、农村人口数、城镇就业人口数以及农村就业人口数衡量	6451	2.5116	12.8839	3.5334	1.3719
个体层面控制变量	年龄	个人年龄（岁）	6451	16	92	46.2801	16.7421
	性别	男=1，女=0	6451	0	1	0.5196	0.5000
	幸福指数	农户对幸福度感知由低到高：0~10	6451	0	10	7.4147	2.1638
	家庭规模	家庭人口数（人）	6451	1	13	4.3832	2.0736
省级层面控制变量	所处区域	各省份所处我国地理位置	6451	1	7	4.0712	2.0881
	农作物受灾比重	各省份农作物植被受自然灾害影响所占耕地面积比（%）	6451	0.0041	0.1940	0.0821	0.0559
	一产占全国比重	各省份第一产业占全国生产总值比（%）	6451	0.2000	7.8000	4.1512	2.1232
	镇区及乡村消费品零售额占全社会消费品零售额的比重	各省份镇区及乡村消费品零售额占全社会消费品零售额的比重（%）	6451	7.4000	55.4000	42.6160	7.3432

四、农业新质生产力对农户生计韧性的影响

（一）基准回归

hlm的使用需满足两个基本条件：第一，样本变量存在组间效应和组内效应；第二，零模型信度检验大于0.7。利用hlm软件进行回归，零模型检验结果如表4列（1）所示，基于组内方差σ^2=312.1134，组间方差τ_{00}=143.6429，可得组内相关系数ICC（1）$=\frac{\sigma^2}{\sigma^2+\tau_{00}}$=0.6849，远大于最低要求0.059，表明农户生计韧性在不同地区之间存在显著差异，因变量具有高度非独立性，不宜使用普通最小二乘法（OLS）进行回归分析，且可信度结果显示ICC（2）=0.944，远大于最低要求0.7，因此该样本变量需要且适用于利用hlm进行回归分析。

农业新质生产力对农户生计韧性的回归结果如表4第（2）～（4）列所示。其中，第（2）列仅包含因变量“农户生计韧性”与核心解释变量“农业新质生产力”，结果显示农业新质生产力对农户生计韧性有显著促进作用；第（3）（4）列依次加入个体层面控制变量和省级层面控制变量，结果显示农业新质生产力对农户生计韧性影响依然显著为正，发展农业新质生产力可以有效改善农户生计韧性。究其原因，农业新质生产力借助尖端农业技术与科学的管理手段，使农户精准辨识并量化农业生产过程中所面临的多重风险，如自然灾害、市场波动、技术风险等，从而为提高其风险应对能力奠定坚实基础。因此，假设1得证。

表4 基准回归结果

变量	农户生计韧性	农户生计韧性	农户生计韧性	农户生计韧性
	(1)	(2)	(3)	(4)
农业新质生产力		0.8372***	0.8277***	0.5639***
		(0.0958)	(0.1223)	(0.1291)
年龄			−0.1930***	−0.1928***
			(0.0129)	(0.0228)
性别			−1.7721***	−1.7702**
			(0.4214)	(0.6973)
幸福指数			0.7071***	0.7063***
			(0.0982)	(0.0856)
家庭规模			1.7388***	1.7364***
			(0.1074)	(0.2792)
所处区域				−1.5682*
				(0.6361)
农作物受灾比重				17.0020
				(25.5000)
一产占全国比重				0.9600
				(0.7090)
镇区及乡村消费品零售额占全社会消费品零售额的比重				−0.3501
				(0.1847)
常数项	43.9934***	27.6213***	27.6213***	47.1329***
	(2.2504)	(2.9197)	(2.9197)	(9.2098)
个体样本量	6451	6451	6451	6451
省份样本量	29	29	29	29

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

（二）稳健性检验

1. 工具变量法

为避免遗漏变量偏误、测量误差等潜在的内生性问题，选取2007年各省移动电话普及率作为工具变量，利用两阶段最小二乘法（2SLS）进行检验[55]。一方面，移动电话普及率通过改善信息流通和降低技术采用成本，直接影响农业新技术、新要素的配置效率，满足相关性要求；另一方面，其发展主要由通信技术进步和宏观基础设施政策驱动，与影响农业生产的未观测因素无关，满足外生性要求。检验结果如表5所示，工具变量符合相关性要求，且核心解释变量依然显著为正，表明在采用工具变量控制潜在的内生性问题后，农业新质生产力仍显著影响农户生计韧性，故假设1依然稳健。

2. 更换回归模型

由于聚类稳健标准误的OLS回归模型亦能应用于个体数据嵌套在省级层面数据的结构，进一步更换回归模型进行稳健性检验[56]，结果如表6所示，农业新质生产力对农户生计韧性的影响依然显著为正，基准回归结果具有较强的稳健性。

3. 剔除直辖市样本

直辖市往往拥有丰富的科技教育资源，科研实力和科技创新能力较高，与其他省份在发展基础和资源获取上存在明显差异[57]，更容易形成以科技创新为驱动的经济增长模式，其经济结构通常以服务业和高新技术产业为主，第二产业和第三产业较为发达，特别是金融、信息技术、现代服务业等领域。而其他省份产业结构相对多元化，农业、工业以及服务业等均有涉及。基于此，将四个直辖市样本剔除，结果如表7所示。

表5 工具变量法

变量	农业新质生产力	农户生计韧性
	第一阶段	第二阶段
农业新质生产力		0.7749***
		(0.1290)
2007年移动电话普及率	0.0959***	
	(0.0027)	
个体层面控制变量	已控制	已控制
省份层面控制变量	已控制	已控制
常数项	37.6300***	31.0200***
	(0.6580)	(7.4050)
Unidentifiable test LM value	1071.998***	-
Weak instrumental variable test F-value	1283.646	-
10% maximal IV	16.38	-
R^2	-	0.209
样本量	6451	6451

注：10%、5%和1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

表6 更换回归模型检验结果

变量	农户生计韧性
农业新质生产力	0.8028***
	(0.1343)
个体层面控制变量	已控制
省份层面控制变量	已控制
常数项	29.4767**
	(11.2023)
样本量	6451
R^2	0.2087

注：10%、5%和1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

表7 剔除直辖市样本检验结果

变量	农户生计韧性	农户生计韧性	农户生计韧性
	(1)	(2)	(3)
农业新质生产力	0.7900***	0.7780***	0.7932***
	(0.0834)	(0.0853)	(0.1181)
个体层面控制变量	未控制	未控制	已控制
省份层面控制变量	未控制	已控制	已控制
常数项	29.1146***	28.5918***	19.6043
	(1.8649)	(1.9980)	(15.5250)
个体样本量	6297	6297	6297
省份样本量	25	25	25

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

可以发现农业新质生产力对农户生计韧性影响依然显著，基准回归结果具有较强稳健性。

4. 样本缩尾处理

为消除异常值对估计结果的干扰，在样本1%和99%分位数上进行缩尾处理，回归结果如表8所示。结果显示，农业新质生产力的估计系数变化甚微且依然显著，H1得到进一步验证。

（三）异质性分析

1. 省际层面

由于不同地区产业结构各不相同，农业新质生产力对农户生计韧性的赋能作用可能存在差异。以各省第一产业增加值占地区生产总值比重来衡量地区产业结构多元化水平[58]。结果如表9第（1）（2）列所示，可以发现，不论在何种产业结构多元化水平下，农业新质生产力都能显著赋能农户生计韧性的提升。然而，对于一产占比较低的地区，农业新质生产力赋能农户生计韧性提升的效果弱于以第一产业为主导的地区。究其原因，在第一产业占比较低的地区，农户收入来源并不主要依赖于农林牧渔业的发展，而较多受益于第二三产业。相比之下，在第一产业占比较高的地区，农户劳动收入主要来源于农林牧渔业的产出。随着农业新质生产力的提升与普及，此类地区的农业生产效率显著提高，农产品质量也得到优化[59]，进而有效增加了农户的劳动收入，并对其生计韧性的提升发挥了更有效的赋能作用。

表8 样本缩尾处理检验结果

变量	农户生计韧性	农户生计韧性	农户生计韧性
	(1)	(2)	(3)
农业新质生产力	0.8512***	0.8414***	0.6262***
	(0.1119)	(0.1144)	(0.1181)
个体层面控制变量	未控制	未控制	已控制
省份层面控制变量	未控制	已控制	已控制
常数项	28.5108***	27.5600***	45.2847***
	(2.1142)	(2.4364)	(10.4787)
个体样本量	6451	6451	6451
省份样本量	29	29	29

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

人均GDP是衡量地区经济发展水平的重要指标，反映了地区经济实力的强弱。高人均GDP意味着有更多的经济资源可以用于提高居民的生活质量，而人均GDP较低的地区，居民物质生活受限，尤其是在一些贫困地区，由于经济资源匮乏，农户难以获得良好的教育和医疗条件。根据各省份人均GDP的高低进行异质性分析，其中人均GDP低于均值的地区视为“经济发展水平低”，人均GDP高于均值的地区视为“经济发展水平高”[60]。结果如表9第（3）（4）列所示。可以发现，在经济发展水平低的地区，农业新质生产力对农户生计韧性的赋能作用更显著，而在经济发展水平较高的地区，尽管农业新质生产力对农户生计韧性存在促进作用，但效果不显著。究其原因，在发达地区，农户收入来源已较为多元，对农业的依赖度较低；而在欠发达地区，传统农业仍是生计主体，生产方式相对单一，抵御风险与维持生计稳定的能力也更为薄弱。新质生产力的下沉，带动资金、技术、服务等资源持续向农村乡镇集聚，为欠发达地区带来了更为明显的补偿效应。通过提升农业生产效率与资源利用水平，有效增强了农户的可持续发展能力，推动其生计模式由“传统型”向“专业型”“粗放型”向“集约型”“单一型”向“多元型”“生存型”向“发展型”转型[61]，从而在提升农户生计韧性方面发挥了尤为突出的作用。

2. 个体层面

基于地区经济发展异质性结果可以看出，发达地区的农业新质生产力赋能农户生计韧性作用较弱，而欠发达地区赋能作用较强。那么，该结

表9 省际异质性分析结果

变量	产业结构多元化		地区经济发展	
	一产占比低	一产占比高	经济发展水平低	经济发展水平高
	(1)	(2)	(3)	(4)
农业新质生产力	0.4982*	1.0697***	0.8146***	0.2908
	(0.1671)	(0.1620)	(0.1197)	(0.1729)
个体层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	54.6948***	21.5998	43.7564	49.9909***
	(10.3362)	(15.6934)	(24.6313)	(7.8218)
个体样本量	2374	4308	4954	1497
省份样本量	14	14	15	14
组间系数差异	−0.381***		0.786***	

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误；组间系数差异采用费舍尔组合检验模拟500次进行

论是否同样对农户适用？即经济条件较弱的农户群体是否更需要农业新质生产力的激励作用，进一步，分别从“收入差异化”与“政府补助”两方面进行异质性分析。

结合农户个体特征与数据可得性，对18～60岁之间的农户进行工资性收入异质性分析，同时参考巩阅瑄等做法[61]，以工资性收入均值为基准，将样本划分为高、低两组；针对“政府补助异质性”，将农户按照“收到补助”和“未收到补助”进行划分。结果如表10所示。结果显示，相比于“高收入”群体，农业新质生产力对“低收入”群体生计韧性的赋能作用更强；在“政府补助异质性”结果中，“收到补助”比“未收到补助”的群体得到新质生产力的赋能效果更显著。究其原因，新质生产力的发展降低了技术应用门槛，使低收入群体更易于接触和应用新技术，从而获得更大的赋能效果。与此同时，政府补助为弱势群体提供了发展资金，与之配套的帮扶措施，如技术培训、信息服务等，进一步放大了新质生产力在该群体中的发展红利，提升了农业新质生产力的普适性。

五、进一步分析

（一）中介效应检验

为验证粮食生产潜力在农业新质生产力赋能农户生计韧性中的中介作用，利用逐步回归法对中介效应进行检验。根据表11第（1）列所示，农业新质生产力对粮食生产潜力具有显著正向影响，第（2）列表明在基准回归中加入中介变量“粮食生产潜力”后，农业新质生产力对农户生计韧性依然具有显著正向影响，且粮食生产潜力在农业新质生产力影响农户生计韧性过程中发挥部分中介效应，即农业新质生产力能够提高粮食生产潜力，进而提升农户生计韧性。因此H2得证。

（二）调节效应检验

为验证城乡分割在农业新质生产力影响粮食生产潜力过程中的调节作用。表12第（2）列结果显示，农业新质生产力与城乡分割交互项的系数为－0.0028，且在1%显著性水平下显著，表明城乡分割会明显降低农业新质生产力对粮食生产潜力的促进效应。具体而言，在较高城乡分割水平下，农业新质生产力每提高1%，粮食生产潜力便会减少0.28%。因此，在推动农业新质生产力促进粮食生产潜力的过程中，城乡分割带来不可避免的负向调节作用，随着城乡分割程度的降低，农业新质生产力对粮食生产潜力的正向提升作用更显著，H3得到验证。

（三）有调节的中介效应检验

结合前文中介效应与调节效应检验，进一步利用Mplus软件检验在城乡分割高、低两种情形下，粮食生产潜力在农业新质生产力与农户生计韧性之间的中介效应。如表13所示，当城乡分割水平较高时，粮食生产力潜力的间接效应系数为

表10 个体层面异质性分析结果

变量	工资收入异质性		政府补助异质性	
	低收入	高收入	收到补助	未收到补助
	（1）	（2）	（3）	（4）
农业新质生产力	0.6668***	0.4318*	0.6392***	0.5143**
	（0.1056）	（0.1924）	（0.1601）	（0.1483）
个体层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
省份层面控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	25.4299**	56.2637**	26.7495*	53.7176***
	（6.6596）	（13.1173）	（9.6296）	（9.9055）
个体样本量	3840	2611	3302	3149
省份样本量	28	28	27	29
组间系数差异	0.300*		－0.143*	

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误；组间系数差异采用费舍尔组合检验模拟500次进行

表11 中介效应检验

变量	粮食增长潜力	农户生计韧性
	(1)	(2)
农业新质生产力	0.0067***	0.5373***
	(0.0003)	(0.1002)
粮食增长潜力		2.2254**
		(0.6472)
个体层面控制变量	已控制	已控制
省份层面控制变量	已控制	已控制
常数项	−0.1428***	40.3454***
	(0.0201)	(6.1950)
个体样本量	6451	6451
省份样本量	29	29

注：5%、1%和0.1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

表12 调节效应检验

变量	粮食增长潜力	粮食增长潜力
	(1)	(2)
农业新质生产力	0.0007***	0.0102***
	(0.0003)	(0.0003)
城乡分割	0.0815***	0.1626***
	(0.0014)	(0.0019)
农业新质生产力* 城乡分割		−0.0028***
		(0.0001)
个体层面控制变量	已控制	已控制
省份层面控制变量	已控制	已控制
常数项	−0.7666***	−0.8274***
	(0.0195)	(0.0162)
样本量	6451	6451
R^2	0.4719	0.6371

注：10%、5%和1%的水平显著分别用*、**、***来表示，括号内数值为标准误

0.135（p>0.05）；当城乡分割水平较低时，粮食生产力潜力的间接效应系数为0.257（p<0.05）；两种情况下的间接效应差异显著，系数为−0.001（p<0.05）。以上结果表明，无论在何种城乡分割水平下，农业新质生产力对粮食生产潜力都具有正向影响。然而，在高城乡分割水平下，该正向影响并不显著，并且间接效应弱于低城乡分割水平下的影响。这进一步说明，缩小城乡分割是农业新质生产力提高粮食生产潜力，进而改善农户生计韧性的必要条件。政府有关部门在推动农业新质生产力提升粮食生产潜力的同时，要加大城乡一体化建设力度，有效促进城乡融合，最大限度发挥农业新质生产力赋能农户生计韧性的效果，H4得到验证。

表13 有调节的中介效应检验

状态	间接效应系数B	标准误 S.E.	t	p
高城乡分割水平	0.135	0.078	1.719	0.086
低城乡分割水平	0.257	0.118	2.180	0.029
组间差异(diff)	−0.001	0.048	−2.529	0.011

六、结论与建议

（一）研究结论

本文利用2022年省级宏观数据与农户微观调查数据，采用熵值法测度各省份农业新质生产力与农户个体生计韧性水平，构建多层线性模型分析农业新质生产力对农户生计韧性的跨层次影响，并基于有调节的中介效应模型检验粮食生产潜力与城乡分割的作用机制。主要结论如下：（1）发展农业新质生产力赋能农户生计韧性提升的成效明显；（2）农业新质生产力对农户生计韧性的赋能作用受到地区产业结构、经济发展与农户经济状况的影响，当一产占比高、地区经济发展较弱，或农户收入较低、需要政府补助时，农业新质生产力对农户生计韧性的赋能效果更强，这进一步说明发展农业新质生产力可以改善农村弱势群体的生计韧性，间接缩小生计差距，有利于推进共同富裕；（3）农业新质生产力对农户生计韧性的赋能作用可以通过提高粮食生产潜力间接实现，但该中介效应在不同城乡分割水平下存在差异，在较高城乡分割水平下，粮食生产潜力的作用有限，而在较低城乡分割水平下，粮食生产潜力的间接效应明显。

（二）政策建议

基于研究结论，提出如下政策建议：

第一，以发展农业新质生产力作为增强农户生计韧性的关键动能。培育农业新质生产力，应加大对农业科技创新投入力度，促进农业生产方式由传统向现代化转变。具体而言，应鼓励和资

助农业科研机构进行技术研发，推广适应性强、效率高的农业生产技术，以提升农业产出和农户的抗风险能力。同时，注重提升农户对新技术、新方法、新模式的采纳能力，通过教育、培训等项目，增强农户对农业新质生产力的认知和应用水平，使更多农户共享发展红利。

第二，结合区域与个体特征落实差异化发展策略，实现因地制宜发展农业新质生产力。一方面，针对不同地区需要实施差异化政策支持，增加政策倾斜和资源投入，以促进欠发达地区农业新质生产力的提升和农户生计韧性的改善。同时，鼓励产业结构多元化地区与产业结构单一化地区之间建立区域合作机制，通过技术转移和资源共享，帮助地区之间提升农业竞争力。另一方面，针对不同类型的农户个体，政府应实施精准帮扶政策，为经济条件困难的农户提供培训和技术支持，提高其对农业新质生产力的适应性和应用能力。同时对于收到政府补助的农户，要加强补助资金的监管和效果评估，确保补助资金落到实处。鼓励高收入农户通过合作社等形式带动低收入农户共同发展，实现资源共享和技术交流，提升社区整体的生计韧性。

第三，充分激发粮食生产潜力，推动城乡融合发展，打破城乡分割带来的壁垒。一方面，通过加强高标准农田建设，推广优良品种和绿色生产技术，完善农田水利设施，提升土地综合产能和资源利用效率，夯实粮食稳产增产的基础。同时，强化粮食产业链和价值链建设，支持产地初加工、仓储物流和品牌营销体系建设，使粮食生产潜力有效转化为农户收入增长和生计改善的实际收益。另一方面，要依靠改革激发内生动力和活力，打破城乡间利益固化的藩篱，推动各领域要素市场化配置改革举措相互配合、相互促进。同时，完善户籍和土地流转制度，降低劳动力流动的制度性障碍，鼓励城市人才与技术向农村地区流动。均衡城乡公共服务供给，特别是在教育和医疗领域，以提高农村地区的公共服务水平，缩小城乡差距，提升农村居民的生活质量和种粮积极性，最大限度激发农业新质生产力对农业稳产增产、农民稳定增收、农村稳中求进的赋能效应。

参 考 文 献

[1] 罗荷花，覃洋溢. 数字金融对农村家庭生计韧性的影响及其机制——基于CFPS数据的实证分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版)，2025，26（3）：103-113.

[2] 田蓬鹏，潘子纯，朱玉春. 新质生产力对城乡融合发展的影响[J]. 华中农业大学学报(社会科学版)，2024（6）：12-24.

[3] 苏艺. 发展农业新质生产力的逻辑基点、内涵阐释与着力重点[J]. 农村经济，2024（5）：1-14.

[4] 洪银兴，杨玉珍. 现代化新征程中农业发展范式的创新——兼论中国发展经济学的创新研究[J]. 管理世界，2023，39（5）：1-8，53，9.

[5] Jiang W，Yang S. The dynamic impact of digital village development and inclusive finance development on the livelihood resilience of rural households：empirical evidence based on a multi-period difference-in-differences model [J]. Finance Research Letters，2025：108315.

[6] 陈天辉. 新质生产力、数据要素市场与中国式消费现代化[J]. 统计与决策，2026（3）：12-17.

[7] 王兆峰，彭雯. 长江经济带新质生产力对旅游全要素生产率的影响机理及效应[J]. 地理学报，2026，81（2）：387-406.

[8] 吴若航，茆意宏. 新质生产力赋能图书馆的理论逻辑、框架与未来进路[J]. 图书情报工作，2026，68（1）：34-44.

[9] 梁爽，谭清美. 新质生产力赋能低空经济现代化产业体系建设的实践路径[J]. 江苏社会科学，2026（1）：89-97.

[10] 崔雪锋，孟泽，张朝，等. 农业新质生产力赋能农业现代化的理论逻辑、现实困境与实践路径[J]. 中国农村经济，2025，41（4）：56-68.

[11] 马克卫，尤亮，任晴. 农业新质生产力赋能产业韧性的机理与效应[J]. 宏观经济研究，2025（2）：18-40.

[12] 丁玉龙. 新质生产力与中国式现代化的内在逻辑及作用机制研究[J]. 统计与决策，2026，42（3）：1-6.

[13] 米俊，董丹琪，王迪，等. 新质生产力驱动应急供应链韧性提升的组态路径研究[J]. 科技管理研究，2026，46（2）：45-53.

[14] 陆林，花玉莲，陈劼绮，等. 新质生产力赋能旅游业高质量发展的概念矩阵模型与研究展望[J]. 地理科学，2026，45（1）：234-246.

[15] 李文龙，徐芮，林海英，等. 草原生态保护补助奖励对牧户生计韧性影响机制与政策优化[J]. 中国人口·资源与环境，2025，35（8）：154-164.

[16] 贾卓，娜赫雅，陈麒，等. 西宁都市圈移民搬迁型城乡融合对搬迁户生计韧性的影响路径[J]. 人文地理，2024，39（2）：44-53，95.
[17] 项雯，高建中，李晨璐. 人地系统视域下大遗址区农户参与经济数字化驱动生计韧性提升研究[J]. 西北农林科技大学学报（社会科学版），2026，26（4）：147-160.
[18] 张心仪，杨建科. 农民个体资本、数字技术使用与生计韧性[J]. 西安交通大学学报（社会科学版），2024，44（3）：145-155.
[19] 李淑娟，梁欢，隋玉正，等. 国家公园建设背景下生态旅游对海岛居民生计韧性的影响——以山东长岛为例[J]. 经济地理，2025，45（8）：219-229.
[20] 毛世平，张琛. 以发展农业新质生产力推进农业强国建设[J]. 农业经济问题，2024（4）：36-46.
[21] 谢文帅. 建设农业强国：内涵要义、衔接机理与实践路径[J]. 经济学家，2023（9）：108-118.
[22] 魏后凯，吴广昊. 以新质生产力引领现代化大农业发展[J]. 改革，2024（5）：1-11.
[23] 姜长云，杨易. 推进乡村全面振兴的“十四五”回顾与“十五五”展望[J]. 农业经济问题，2025（8）：4-21.
[24] 高鸣，种聪. 依靠科技和改革双轮驱动加快建设农业强国：现实基础与战略构想[J]. 改革，2023（1）：118-127.
[25] 罗必良. 新质生产力：颠覆性创新与基要性变革——兼论农业高质量发展的本质规定和努力方向[J]. 中国农村经济，2024（8）：2-26.
[26] 王超，王晓华，梁禹淇. 新质生产力赋能农业经济发展的迭代裂变[J]. 山西财经大学学报，2025，47（S2）：120-122.
[27] Barrett C B，Constas M A. Toward a theory of resilience for international development applications[J]. Proceedings of the National Academy of Sciences，2014，111（40）：14625-14630.
[28] Quandt A. Measuring livelihood resilience：the household livelihood resilience approach（HLRA）[J]. World Development，2018，107：253-263.
[29] Speranza C I，Wiesmann U，Rist S. An indicator framework for assessing livelihood resilience in the context of social - ecological dynamics[J]. Global Environmental Change，2014，28：109-119.
[30] 王建. 新质生产力赋能出口贸易高质量发展的机制与路径[J]. 当代财经，2024（10）：113-122.
[31] 高原，马九杰. 农业新质生产力：一个政治经济学的视角[J]. 农业经济问题，2024（4）：81-94.
[32] 杨颖. 发展农业新质生产力的价值意蕴与基本思路[J]. 农业经济问题，2024（4）：27-35.
[33] 黄斌，孔祥智. 农业新质生产力赋能农民增收：理论机制与实践路径[J]. 中国农业大学学报（社会科学版），2025，42（2）：200-212.
[34] 王海飞，钱茜. 数字经济赋能我国农村三次产业融合发展研究[J]. 甘肃社会科学，2024（2）：196-205.
[35] 王旭东. 基于风险管理理论的莫高窟监测预警体系构建与预防性保护探索[J]. 敦煌研究，2015（1）：104-110.
[36] 李琳，韩继良，朱玉春. 高标准农田建设政策对粮食可持续生产能力的影响[J]. 长江流域资源与环境，2024，33（11）：2499-2512.
[37] 甘林针，钟钰. 财政分权、粮食安全省长责任制与粮食生产[J]. 当代经济科学，2024，46（4）：112-123.
[38] 罗必良. 论农业新质生产力[J]. 改革，2024（4）：19-30.
[39] 罗光强，彭丽鹏. 数字素养对农户粮食生产脆弱性的影响——基于CRRS的微观证据[J]. 湖南农业大学学报（社会科学版），2024，25（5）：38-45.
[40] 闵锐，胡卓辉，谢雨濛，等. 中国粮食生产技术进步偏向指数测度及其时序演进[J]. 统计与决策，2024，40（11）：98-102.
[41] 杨鑫，穆月英. 灌溉水压力、供给弹性与粮食生产结构——基于变系数Nerlove模型[J]. 自然资源学报，2020，35（3）：728-742.
[42] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[J]. 党建，2022（11）：4-28.
[43] 苏群，邢怀振. 农村地区数字技术对农民增收的影响研究[J]. 科研管理，2025，46（3）：170-180.
[44] 万广华，罗知，张勋，等. 城乡分割视角下中国收入不均等与消费关系研究[J]. 经济研究，2022，57（5）：87-105.
[45] 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.
[46] 佟德志，黄佳雯. 现代化进程中贫富分化与共同富裕的世界意义[J]. 理论探讨，2024（4）：70-80.
[47] 方杰，温忠麟. 有调节的多层中介效应分析[J]. 心理科学，2023，46（1）：221-229.
[48] 吴诗嫚，黎子阳，卢新海，等. 农旅融合型土地综合整治对农户生计韧性的影响研究[J]. 中国农业资源与区划，2024，45（12）：139-150.
[49] 孙博文. “两山”理念与新质生产力：塑造中国式现代化绿色特质[J]. 生态经济，2025，41（8）：42-51.
[50] 万凌霄，彭珈祺. 新质生产力赋能低碳农业发展：理论逻辑、现实困境及突破路径[J]. 生态经济，2025，41（8）：152-158.
[51] 余志刚，崔钊达. 发展农业新质生产力：逻辑目标、

现实困境与突破路径[J]. 山西农业大学学报(社会科学版)，2026，25（1）：11-21.
[52] 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.
[53] 张应良，龚燕玲. 高标准农田建设参与对农民种粮收益的影响——基于农业新质生产力的中介作用[J]. 南京农业大学学报(社会科学版)，2024，24（3）：110-124.
[54] 张柯贤，黎红梅. 水权交易政策对粮食综合生产能力的影响[J]. 系统工程理论与实践，2025，45（11）：3750-3767.
[55] 田云，廖华. 数字经济对农业碳排放的影响及作用机制研究[J]. 改革，2024（9）：84-99.
[56] 杨开峰，王璐璐，仇纳青. 营商环境建设、主观治理绩效评价与溢出效应——来自中国29省的经验证据[J]. 公共管理学报，2023，20（1）：106-120，174.
[57] 宋潇，刘克，张龙鹏. 政府介入对基础研究发展的影响研究——基于专项政策的准实验分析[J]. 科研管理，2024，45（7）：1-10.
[58] 康晨，李代悦，程名望. 人工智能、城乡收入差距与共同富裕[J]. 系统工程理论与实践，2025，45（10）：3168-3185.
[59] 赵连阁，霍艺嘉. 新质生产力赋能农业经济韧性提升：机制分析与推进路径[J]. 湖北大学学报(哲学社会科学版)，2025，52（1）：164-173.
[60] 汤临佳，张婕雯，蒋子燕. 数字乡村与乡村共同富裕——数字孪生的调节作用[J]. 科研管理，2025，46（5）：182-192.
[61] 巩阅瑄，王河欢，丁从明，等. 跨文化流动经历与家庭储蓄率——基于“南稻北麦”视角的研究[J]. 数量经济技术经济研究，2025，42（2）：47-68.

How new quality productivity in agriculture empowers farmers´ livelihood resilience enhancement： an examination based on moderated mediating effects

Wu Jiaxin[1]，Huo Xuanchen[1]，Zhang Jigang[2]

（1. *Faculty of Management and Economics*，*Kunming University of Science and Technology*，*Kunming* 650504，*China*；2. *City College*，*Kunming University of Science and Technology*，*Kunming* 650051，*China*）

Abstract：The emergence of new quality productivity in agriculture，while advancing the modernization of rural areas，also poses fresh challenges to traditional farmers′ livelihoods. Achieving sustainable development in this context is pivotal to advancing comprehensive rural revitalization. Drawing upon 2022 micro-level household data and provincial macro-level data，this study employs a hierarchical linear model to empirically examine the impact of new quality productivity in agriculture on farmers′ livelihood resilience and its underlying mechanisms. Findings reveal that developing new quality productivity in agriculture significantly enhances farmers′ livelihood resilience. This effect is more pronounced in regions with higher primary industry shares and lower economic development levels，as well as among lower-income households receiving government subsidies. Mediating effect tests indicate that new quality productivity in agriculture strengthens farmers′ livelihood resilience by elevating regional grain production potential，a mechanism influenced by urban-rural segmentation. These findings provide empirical evidence and policy guidance for tailoring the development of new quality productivity in agriculture to local conditions，thereby promoting sustainable farmers′ livelihoods.

Keywords：New quality productivity in agriculture；Livelihood resilience；Hierarchical linear model；Grain production potential；Urban-rural segmentation