

新质生产力对乡村振兴的非线性影响及机制分析

聂霞^{1,2},刘立新¹

(1.对外经济贸易大学 统计学院,北京 100029;2.内蒙古财经大学 统计与数学学院,呼和浩特 100070)

摘要:随着我国社会主要矛盾的转变,以科技创新为核心的知识密集型生产力——新质生产力成为驱动我国乡村振兴,应对乡村发展困境的必然选择。文章通过实证分析探讨了新质生产力对乡村振兴的影响:首先,从工业新质生产力、数字新质生产力和农业新质生产力三个维度构建了新质生产力发展水平评价指标体系,基于乡村振兴的内涵构建了乡村振兴发展水平评价指标体系,并利用熵权法进行计算;其次,采用半参数面板数据回归模型验证了新质生产力和乡村振兴之间存在非线性关系;最后,运用面板平滑转换模型分析了新质生产力对乡村振兴的影响机制,结果发现,创新型劳动资料和创新型劳动者会正向调节新质生产力与乡村振兴的关系;迄今为止,我国大部分地区通过创新型劳动资料赋能乡村振兴,仅有少数地区通过创新型劳动者赋能乡村振兴。

关键词:新质生产力;乡村振兴;半参数面板回归;面板平滑转换模型

中图分类号:F222.1

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2025)12-0024-07

0 引言

改革开放以来,中国乡村经济快速增长,2021年我国如期完成了脱贫攻坚目标任务,但是,我国乡村地区仍然面临着发展不平衡问题,如何振兴和发展农村经济?如何提高农民收入水平?如何实现可持续发展?如何促进城乡融合发展?实施乡村振兴战略已成为解决这些问题、实现全体人民共同富裕的必然选择^[1]。乡村振兴应以产业振兴为基础;以整治乡村环境为契机,实现乡村地区生态宜居;以教育宣传为手段,加强乡风文明建设;在村委会民主管理的基石下实现乡村治理有效;并在维持乡村和谐的情况下提升农民的生活水平,实现乡村富裕^[2]。推动乡村振兴的根本在于农业现代化发展,而农业现代化发展全面贯彻了新发展理念,因此,大力发展新质生产力,形成新质生产力与乡村振兴相互促进和良性互动的格局,是解决乡村振兴和农业现代化所面临问题的重要方法^[3]。

新质生产力是一种先进生产力,与传统生产力比较,体现了“新”和“质”两个全新的概念。邓云和逢卉一(2024)^[4]指出,“新”是新质生产力的核心动力,是以新产业、新要素、新科技为驱动力,在科技创新的基础上,大力推动产业转型升级,助力传统生产力实现跃迁;王树斌等(2025)^[5]认为,“质”是新质生产力发展的基本定位,主要表现为以高质量发展为目标,以高科技、高效能、高质量为突出特征,是实现绿色驱动模式的生产力形态。从生产力的三要素出发,新质生产力主要体现为新质劳动者、

新质劳动资料和新质劳动对象。刘震(2024)^[6]将新质劳动者定义为具有先进的认知能力和实践能力,以及更高的创新素养和劳动能力的知识型、技能型、创新型劳动者;薛钦源等(2024)^[7]指出,新质劳动资料是基于尖端科技创新并能够大幅提高生产效率的先进生产工具,如大数据、人工智能、数字技术等具备高精度、高效率特点的智能工具;新质劳动对象是高新技术化的劳动对象,包括以物质形态存在的高科技设备以及具有非物质性的数据等,例如新材料、数据要素等新的劳动对象。从产业发展角度出发,新质生产力发展为数字经济核心产业、战略性新兴产业、高技术产业等领域注入新活力。这些领域具有知识、资源和技术密集度较高的特点^[7]。从生产力系统的创新逻辑角度出发,王树斌等(2025)^[5]指出,理论创新是催生创新型劳动资料的基础,它可以整合数据、技术等资源要素,指导新质生产力系统在创新型劳动资料层面不断进化和发展,为生产力的跃迁提供持续动力,推动新质生产力更加适应和满足市场需求,激发创新活力,为生产力的持续发展提供有力支持。

基于已有研究,本文进行如下拓展:首先,在指标体系构建方面,本文基于新的视角构建了新质生产力发展水平评价指标体系。从生产力的三要素内涵出发,并将其和农业、工业、数字行业相融合,从工业新质生产力、数字新质生产力和农业新质生产力三个维度构建了新质生产力发展水平评价指标体系。其次,在新质生产力与乡村振兴之间的关系方面,本文采用半参数面板数据回归模型揭示新质生产力和乡村振兴之间的非线性关系。最

基金项目:国家社会科学基金重大项目(22&ZD072)

作者简介:聂霞(1984—),女,内蒙古呼和浩特人,博士研究生,讲师,研究方向:经济统计。

刘立新(1966—),男,河北安国人,博士,教授,研究方向:金融统计。

后,在作用机制方面,本文运用面板平滑转换模型分析了新质生产力对乡村振兴的影响机制,揭示了创新型劳动资料和创新型劳动者在新质生产力对乡村振兴影响过程中发挥的作用。

1 理论分析与假设提出

新质生产力可赋能乡村振兴。新质生产力通过推动城乡人才、资金、创新技术等新质劳动资料跨界配置实现城乡产业有机融合,从而助力乡村产业振兴;在实现创新技术在城乡间合理配置的同时,其还能引导新质劳动者下乡,提升乡村地区的有效治理水平;新质生产力将绿色创新技术引入农村地区,可助力实现农村地区生态宜居;新质生产力带来的创新要素流入农村地区,可以提高农业生产效率,有效地实现乡村地区生活富裕的目标^[9];新质生产力可利用数字创新平台等提高农民对数字生活的参与度,极大地提高了乡村地区的乡风文明程度。可见,新质生产力对乡村振兴的各个方面都具有促进作用,进而可有效推动乡村振兴。由此,本文提出假设1:

假设1:新质生产力可以有效促进乡村振兴。

新质生产力具有“高科技、高效能、高质量”的特征,“高科技”的特点主要体现在工业部门和新兴领域,“高效能”和“高质量”的特点主要表现在科技和经济领域,其对农业领域的作用主要通过创新技术和知识的扩散效应来实现。新质生产力对乡村振兴的作用具有传导性与不平衡的特点,依据这种传导性与不平衡性,本文认为新质生产力与乡村振兴之间存在非线性关系。由此,本文提出假设2:

假设2:新质生产力与乡村振兴之间存在非线性关系。

创新型劳动资料和创新型劳动者在新质生产力促进乡村振兴的过程中发挥着正向调节作用。创新型劳动者申请的专利充分发挥了知识的“溢出效应”,将创新技术和创新知识扩散到农村地区,推广并强化了新质生产力对乡村振兴的促进作用;创新型劳动者提出的基因技术和农业改良技术可以充分发挥具有绿色特征的新质生产力对乡村振兴的绿色功能,推动农业向绿色、低碳方向发展。创新型劳动资料带来的数字化平台可提升知识储量和加快知识传播速度,降低信息主体之间的信息不对称性,推动农村地区产业链升级,加快了新质生产力推动乡村产业发展的速度^[9];创新型劳动资料中包含的技术研发和个人数字信用平台等可切入乡村大众化数字生活中,有效提高了新质生产力推动乡村治理的效率;创新型劳动资料可加速农业生产向技术密集型方向发展,促进各类创新型劳动者向农村地区集聚。这些因素大大增强了新质生产力对乡村振兴的促进作用。由此,本文提出假设3:

假设3:创新型劳动资料和创新型劳动者正向调节新质生产力与乡村振兴的关系。

2 研究设计

2.1 指标体系构建

2.1.1 乡村振兴发展水平评价指标体系构建

本文参考闫周府和吴方卫(2019)^[10]的研究,结合国内近年来乡村振兴发展状况以及国家乡村振兴战略规划,从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个维度构建了乡村振兴发展水平评价指标体系。产业兴旺是在保障基本农业生产的条件下实现农业产业化发展,体现了农业发展层次和要求的升级;生态宜居是在保护好农村生态禀赋的前提下创造农村宜居环境,强调由静态向动态的升级;乡风文明属于精神文明建设范畴,是一个长期过程,必须坚持和完善;治理有效是从管理向治理的转变,其中,民主是要求,有效是结果;生活富裕进一步凸显了富民为本的基本原则,要求农村地区积极发展农村集体经济,拓宽就业渠道,增加农村公共服务供给,促进农民增收,最终实现共同富裕。基于以上分析,结合我国乡村发展实际,构建包括产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个维度的评价指标体系。具体如下页表1所示。

2.1.2 新质生产力发展水平评价指标体系构建

本文从生产力三要素出发,将生产力和农业、工业、数字产业三个行业相结合,构建新质生产力发展水平评价指标体系。在农业维度,中国农业正向智慧农业迈进。智慧农业的科技创新实践充分体现出农业新质生产力“高科技、高效能、高质量、可持续”的内在特征,这已然成为推进农业新质生产力发展的重要内核与引擎。在工业维度,我国要想实现发展新质生产力的战略目标,就必然要实现工业以及相关产业的智能化、数字化转型,从而跻身世界工业强国行列。因此,发展工业新质生产力对新质生产力的影响重大。在数字产业维度,以数字技术为基础的数字经济是科技革命和产业变革的新引擎,能够为新质生产力提供全新的生产要素、产业环境和增长动能,数字经济可以驱动新质生产力的不断涌现^[9,11]。因此,本文将新质生产力分解为工业新质生产力、数字新质生产力以及农业新质生产力,具体指标体系见下页表2。

2.2 模型设置

2.2.1 半参数模型

在现有的面板数据分析中,通常先假设模型为线性的。然而,由于经济或社会系统的复杂性,对模型进行严格的线性假设往往是不合理的。本文将赋予面板数据模型更大的自由度,放松参数线性假设,使用非线性参数模型进行实证。由于传统的非线性参数模型是根据经济理论和样本数据来设计模型函数关系的,在实证应用中,当模型及参数的假设与实际情况背离时就容易造成模型设定误差。因此,传统的非线性参数模型并不能很好地描述数据的非线性特征。而半参数模型既包含估计设定的回归模型参数,也包含对整个回归函数的估计,更适合研究

表1 乡村振兴发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	指标属性
产业兴旺	农业生产条件	耕地保有率	耕地面积÷耕地保有量×100%	正向
		农作物耕地种收综合机械化率	(0.4×机耕面积占播种总面积比例+0.3×机播面积占播种总面积比例+0.3×机收面积占播种总面积比例)×100%	正向
	农业生产效率	农业保险深度	农业保费收入÷农、林、牧、渔业增加值×100%	正向
		劳动生产率	第一产业增加值÷第一产业从业人员数量	正向
	农业产业化水平	土地生产率	第一产业增加值÷耕地面积	正向
生态宜居	生态禀赋	休闲农业营收占比	休闲农业营业收入÷农业总产值	正向
		农产品加工业产值占比	农产品加工业产值÷农业总产值	正向
	农业生产污染物投放强度	环境空气质量优良率	环境空气质量优良天数÷365×100%	正向
		农村绿化覆盖率	农村绿化覆盖率	正向
	生活污染防治	每公顷化肥施用量	化肥施用量÷耕地灌溉面积	负向
农业节能减排	每公顷农药使用量	农药使用量÷耕地灌溉面积	负向	
乡风文明	厕所革命	生活污水处理水平	生活污水处理达标率	正向
	文明创建	单位能耗创造的农、林、牧、渔业增加值	农、林、牧、渔业增加值÷(农、林、牧、渔业煤炭消费量+农、林、牧、渔业油品消费量)	正向
		无害化厕所建设水平	无害化厕所普及率	正向
	公共教育	文明村镇占比	文明村镇数÷地区行政村镇总数	正向
		平均每个教师负担小学生数	平均每个教师负担中学生数	负向
文娱支出	义务教育学校专任教师本科以上学历比例	义务教育巩固率	正向	
	农村居民教育文化娱乐支出占比	毕业人数÷入学人数(含正常流动生)×100%	正向	
治理有效	人力资本水平	平均受教育年限	(小学文化人口×6+初中文化人口×9+高中文化人口×12+大学文化人口×16)÷6岁及以上人口数	正向
	公众参与	有村规民约的乡村占比	已编制村庄规划行政村个数÷地区行政村总数	正向
生活富裕	农民收入	农村居民收入水平	农村居民人均可支配收入	正向
	消费结构	城乡居民收入比	城镇居民人均可支配收入÷农村居民人均可支配收入	负向
	交通可达性	农村居民恩格尔系数	农村居民最低生活保障标准	正向
	社会保障	村通公路占比	村庄硬化道路长度÷地区公路里程数	正向
		农村居民最低生活保障需求	农村居民人均衣食住行消费支出	负向

表2 新质生产力发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标说明	指标属性
工业新质生产力	工业新质劳动者	规上工业企业 R&D 人员	正向
	工业新质劳动资料	工业新产品开发项目数	正向
		电子通信设备制造业技术改造经费支出	正向
	工业新质劳动对象	有电子商务交易活动的企业数占比	正向
数字新质生产力	数字新质劳动者	规模以上工业企业有效发明专利数	正向
		信息化从业人员占比	正向
	数字新质劳动资料	移动电话普及率	正向
		移动电话基站数量÷省域面积	正向
	数字新质劳动对象	互联网接入端口数量÷该省份总人口数	正向
	光缆线路长度÷省域面积	正向	
农业新质生产力	电信业务总量	正向	
	移动端互联网用户数÷该省份总人口数	正向	
	软件业务收入	正向	
	农业新质劳动者	R&D 人员数×(地区农、林、牧、渔业总产值÷地区生产总值)	正向
农业新质劳动资料	淘宝村数量	正向	
农业新质劳动对象	农村互联网宽带接入用户数÷农村人口数	正向	
	县域数字普惠金融指数均值	正向	
	农业数字化规模 ^①	正向	

① 本文参考已有研究^[12-14],先利用投入产出表的数据构建第一产业数字活动增加值调整系数,然后计算得到第一产业部门数字活动增加值,用以表示农业数字化规模。本文基于投入产出表中第一产业部门对数字产品及服务的中间消耗占总消耗的比重来确定第一产业中数字经济所创造的增加值,其中令C为第一产业数字经济调节系数, I_d为第一产业数字产品和服务中间投入, I为第一产业部门总中间投入, A_{dev}为第一产业数字活动增加值, A为第一产业增加值,可以得到: C=I_d/I, A_{dev}=C×A。

乡村振兴这一类社会问题。因此,本文建立以下半参数模型:

$$xczx_{it} = \alpha_i + \beta_1 child_{it} + \beta_2 fin_{it} + \beta_3 gdpr_{it} + \beta_4 edu + \beta_5 trade + \beta_6 f(xzscI_{it}) + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, α_i 为个体固定效应, $\beta_i (i=1, \dots, 6)$ 为待估参数, $xczx$ 为乡村振兴发展水平, $xzscI$ 为新质生产力发展水平, $child$ 为少儿抚养比, fin 为财政支持, $gdpr$ 为人均 GDP, edu 为平均受教育年限, $trade$ 为贸易开放程度, ϵ_{it} 为随机扰动项。本文将新质生产力与乡村振兴间的关系函数设定为 $f(\cdot)$, 并未指定具体函数形式。

2.2.2 机制分析模型

本文采用 Hansen (1997)^[15] 提出的面板平滑转换模型 (PSTR) 进行机制分析, 模型如下所示。

(1) 以创新型劳动资料作为转换变量
为研究创新型劳动资料 ($htchl$) 在新质生产力赋能乡村振兴的过程中发挥的作用, 采用高技术产业专利申请数作为代理变量, 构建 PSTR 模型, 具体如下所示:

$$xczx_{it} = \mu_i + \beta_0 xzscI_{it} + \beta_1' x + (\beta_2 xzscI_{it}) g(htchl_{it}; \gamma, c)$$

$$+e_{it} \quad (2)$$

其中, μ_i 为不随时间变化的变量, $\mathbf{x}=(child, fin, gdpr, edu, tarde)'$, $\beta'_1=(\beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}, \beta_{15})$, $htchz_{it}$ 为转换变量, e_{it} 为随机扰动项且 $e_{it} \sim NID(0, \sigma^2)$, c 为转换发生的位置参数。

转换函数为:

$$g(htchz_{it}; \gamma, c) = \Phi(\gamma(htchz_{it} - c_j)), \gamma > 0, c_1 \leq \dots \leq c_m \quad (3)$$

其中, $c=(c_1 \leq \dots \leq c_m)$ 为位置参数向量, m 为位置参数个数, $\gamma \geq 0$ 和 $c_1 \leq \dots \leq c_m$ 为识别约束条件。参数 γ 决定了转换函数的斜率。

(2)以创新型劳动者作为转换变量

为研究创新型劳动者 ($RDhuman$) 在新质生产力赋能乡村振兴过程中发挥的作用,采用R&D人员全时当量作为代理变量,构建PSTR模型,具体如下所示:

$$xczx_{it} = \mu_i + \beta_0 xzscl_{it} + \beta'_1 \mathbf{x} + (\beta_2 xzscl_{it})g(RDhuman_{it}; \gamma, c) + e_{it} \quad (4)$$

其中, $RDhuman_{it}$ 为转换变量,其余变量含义同式(2)。

转换函数为:

$$g(RDhuman_{it}; \gamma, c) = \Phi(\gamma(RDhuman_{it} - c_j)), \gamma > 0, c_1 \leq \dots \leq c_m \quad (5)$$

式(3)和式(5)中,不同转换变量对应不同的回归参数。转换函数的取值在0~1连续变化。模型存在两种体制,也就是低体制与高体制。当转换函数 g 取值为0时,新质生产力发展水平的系数为 β_0 ; 当转换函数取值为1时,新质生产力发展水平的系数为 $\beta_0 + \beta_2$ 。 g 的取值在0~1平滑转换,从而体现了上述计量模型系数以 c 为中心随着各自状态变量的变化在 $\beta_0 \sim \beta_0 + \beta_2$ 的平滑转换。

2.3 变量说明

本文以乡村振兴发展水平作为被解释变量,用 $xczx$ 表示;以新质生产力发展水平作为核心解释变量,用 $xzscl$ 表示。控制变量包括少儿抚养比^[16]、人均GDP^[17]、平均受教育年限、贸易开放程度以及财政支持^[18]。少儿抚养比用 $child$ 来表示,人均GDP用 $gdpr$ 表示,财政支持 (fin) 采用地方财政农林水事务支出与地方财政一般预算支出的比值衡量,贸易开放程度 ($trade$) 采用进出口贸易总额占GDP的比重衡量,平均受教育年限 (edu) 的计算方法同表1。

前文分析表明,创新型劳动资料 ($htchz$) 和创新型劳动者 ($RDhuman$) 在新质生产力赋能乡村振兴的过程中发挥调节作用。本文选取的创新型劳动资料的代理变量为高技术产业专利申请数,用研究与试验发展(R&D)人员全时当量作为创新型劳动者的代理变量。

2.4 样本选取及数据来源

本文研究的时间跨度为2014—2021年,样本包括我国30个省份(不包括西藏和港澳台),相关数据来源于历年《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国保险年鉴》《中国农

产品加工业年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国城乡建设统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国教育统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》、国家统计局官方网站、阿里研究院、中国文明网、各省份统计年鉴及《全国土地利用总体规划纲要(2006—2020年)调整方案》。

3 实证结果分析

3.1 乡村振兴发展水平及新质生产力发展水平的测度结果分析

本文采用熵权法计算新质生产力发展水平和乡村振兴发展水平,并进一步描述了乡村振兴发展水平和新质生产力发展水平的特征(见表3)。

表3 各省份乡村振兴发展水平和新质生产力发展水平均值及排名

省份	乡村振兴发展水平	排名	新质生产力发展水平	排名
北京	0.5200	2	0.2728	4
天津	0.4209	4	0.0880	17
河北	0.2306	23	0.1078	14
山西	0.2284	24	0.0404	26
内蒙古	0.2267	25	0.0426	25
辽宁	0.2781	15	0.1113	12
吉林	0.2419	19	0.0560	21
黑龙江	0.2250	26	0.1006	16
上海	0.6379	1	0.2064	6
江苏	0.4403	3	0.3822	2
浙江	0.3905	5	0.3261	3
安徽	0.3499	9	0.1206	10
福建	0.3824	6	0.1642	7
江西	0.3073	13	0.0658	19
山东	0.3575	8	0.2323	5
河南	0.2550	18	0.1139	11
湖北	0.3015	14	0.1356	9
湖南	0.2679	16	0.1099	13
广东	0.3188	11	0.5130	1
广西	0.2592	17	0.0608	20
海南	0.3275	10	0.0509	23
重庆	0.3700	7	0.0798	18
四川	0.2333	22	0.1560	8
贵州	0.2061	27	0.0492	24
云南	0.1841	29	0.0539	22
陕西	0.2369	21	0.1011	15
甘肃	0.1977	28	0.0351	27
青海	0.1797	30	0.0225	30
宁夏	0.3145	12	0.0277	29
新疆	0.2418	20	0.0315	28

如表3所示,上海的乡村振兴发展水平最高,其后依次为北京、江苏、天津、浙江等。这些水平较高的省份多数位于东部沿海地区,其村庄受到工业建设带动和城镇扩张辐射,属于人口流入地,可吸引外来人口就业创业,并给当地带来了充裕的发展机会,有利于乡村振兴。乡村振兴发展水平较低的省份为甘肃、内蒙古、云南、青海、陕西、黑龙江、吉林。这些省份多数位于西部和东北地区,这里的农村多数属于农业型村庄,难以享受产业资本要素集聚、区域资源开发和基础设施及配套设施建设带来的土地增值。在农业型地区,大量青壮年劳动力流失,农村经济不

活跃,呈现“空心化”特点,因此,这些地区乡村振兴发展水平相对较低。

如表3所示,新质生产力发展水平最高的省份为广东,其后依次为江苏、浙江、北京等。这些水平较高的省份也多数位于东部地区,由于东部地区聚焦新兴领域的前沿技术,已经成为新质生产力发展的重要区域,因此东部地区的新质生产力发展水平相对较高。新质生产力发展水平较低的省份为新疆、宁夏、甘肃、陕西、青海等西部地区省份,由于边疆地区缺乏高级的人才队伍,在科技研发与转化过程中缺乏优势,造成新质生产力的发展缺乏内生动力和基础支撑,因此西部地区新质生产力的发展相对落后。

3.2 乡村振兴与新质生产力的非线性关系检验

3.2.1 半参数面板数据回归

依据半参数模型,将新质生产力发展水平作为一个未知函数来呈现,将其对乡村振兴产生非线性影响的部分包含在这个未知函数中。表4列出了采用半参数模型所得参数估计值、显著性及相关指标结果,可以发现,少儿抚养比、人均GDP和财政支持均在1%的水平上呈现显著影响。

表4 半参数模型回归结果

	系数	标准差	t值	P值	方差膨胀因子
child	0.0017	0.0007	2.3300	0.0210	1.5500
edu	0.0051	0.0081	0.6300	0.5280	1.9100
gdpr	0.0000	0.0000	11.8200	0.0000	2.5300
trade	0.0449	0.0379	1.1900	0.2370	1.2600
fin	-0.4489	0.1572	-2.8600	0.0050	1.9700

非参数部分,也就是函数 $f(\cdot)$ 可以通过式(6)估计:

$$\hat{\mu}_{it} = xczx_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_1 child_{it} - \hat{\beta}_2 fin_{it} - \hat{\beta}_3 gdpr_{it} - \hat{\beta}_4 edu_{it} + \hat{\beta}_5 trade_{it} = f(xzscl_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在半参数回归结果中(如表4所示),各个控制变量的方差膨胀因子均小于5,因此半参数回归模型的参数部分不存在多重共线性。

3.2.2 非参数部分“倒U”型关系检验

为进一步验证乡村振兴与模型(1)中非参数部分中新质生产力的非线性关系,本文采用Lind和Mehlum(2010)^[10]提出的两变量“U”型关系检验法检验乡村振兴和新质生产力之间是否存在非线性关系,且本文将其细化为“倒U”型关系。

H_0 : 不存在“倒U”型关系; H_1 : 存在“倒U”型关系。

经检验,新质生产力对乡村振兴影响的Utest统计量为1.85,检验的P值为0.0325,拒绝“不存在‘倒U’型关系”的原假设,说明新质生产力和乡村振兴之间存在非线性的“倒U”型关系。具体关系见图1。

3.3 新质生产力对乡村振兴的影响机制分析

3.3.1 形式及位置参数个数选择

PSTR模型是一种具有非线性特征的模型,估计前需要进行模型的识别和评价。

对式(3)和式(5)进行非线性检验,即原假设为“ $H_0: \gamma = 0$ ”,但模型中含有未知参数 γ 、 c ,不能直接对模型进行非线性检验,所以对式(3)和式(5)在 $\gamma = 0$ 处进行

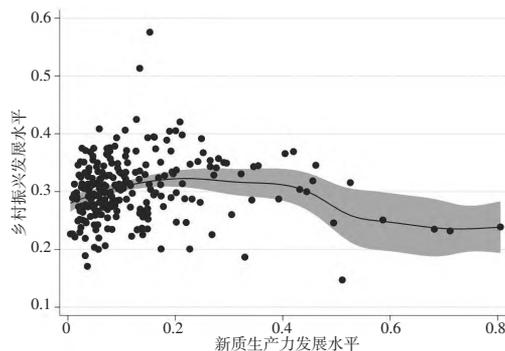


图1 新质生产力发展水平与乡村振兴发展水平关系的拟合结果四阶泰勒展开,得到以下辅助回归模型:

$$xczx_{it} = \mu_i + \beta_0 xzscl_{it} + \beta_{11} child_{it} + \beta_{12} fin_{it} + \beta_{13} gdpr_{it} + \beta_{14} edu_{it} + xzscl_{it} (b_1 htchz_{it} + b_2 htchz_{it}^2 + b_3 htchz_{it}^3 + b_4 htchz_{it}^4) + e_{it} \quad (7)$$

$$xczx_{it} = \mu_i + \beta_0 xzscl_{it} + \beta_{11} child_{it} + \beta_{12} fin_{it} + \beta_{13} gdpr_{it} + \beta_{14} edu_{it} + xzscl_{it} (b_1 RDhuman_{it} + b_2 RDhuman_{it}^2 + b_3 RDhuman_{it}^3 + b_4 RDhuman_{it}^4) + e_{it} \quad (8)$$

检验“ $H_0^*: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$ ”等同于检验“ $H_0: \gamma = 0$ ”,结果如表5所示。由表5可知,式(3)和式(5)具有非线性特征。

表5 非线性检验结果

	原假设	F统计量	第一自由度	第二自由度	P值
式(3)	$b_1 = 0$	0.17	2	203	0.84
	$b_1 = b_2 = 0$	1.84	2	201	0.16
	$b_1 = b_2 = b_3 = 0$	6.27	3	199	0.00
	$b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$	13.94	4	197	0.00
式(5)	$b_1 = 0$	3.32	2	203	0.04
	$b_1 = b_2 = 0$	16.13	2	201	0.00
	$b_1 = b_2 = b_3 = 0$	14.61	2	199	0.00
	$b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$	12.78	2	197	0.00

表6中展示了在PSTR模型中选择 m 数值的结果——即选择 $m = 1$ 还是 $m = 2$ 。如果原假设中的P值均显示出显著性,那么就会选择 $m = 1$,因此在式(3)和式(5)中选择了 $m = 1$ 的PSTR模型。

表6 模型形式选择

	原假设	F统计量	第一自由度	第二自由度	P值
式(3)	$b_1 = b_3 = 0$ (HoL)	25.37	2	197	0.00
	$b_2 = b_4 = 0$ (HoE)	22.23	2	197	0.00
式(5)	$b_1 = b_3 = 0$ (HoL)	12.78	2	197	0.00
	$b_2 = b_4 = 0$ (HoE)	10.43	1	197	0.00

注:HoL表示拒绝LSTR,HOE表示拒绝ESTR。

3.3.2 参数估计

针对式(3)和式(5)采用非线性最小二乘法进行参数估计,得到的估计结果如表7所示。

表7 PSTR模型估计结果

	创新型劳动资料		创新型劳动者	
	线性部分	非线性部分	线性部分	非线性部分
xzscl	0.42*** (4.85)	-0.30*** (-5.39)	0.42*** (4.65)	-0.36*** (-5.11)
控制变量	是	是	是	是
位置参数	15387.4***		178617***	

注:***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平(双尾),括号中的数值为t值。下同。

当以创新型劳动资料为转换变量时,在低体制区间下,新质生产力发展水平的系数为0.42;在高体制区间下,新质生产力发展水平的系数为0.12(即0.42-0.30)。创新型劳动资料在新质生产力对乡村振兴的影响中发挥了负向调节作用。当以创新型劳动者为转换变量时,在低体制区间下,新质生产力发展水平的系数为0.42;在高体制区间下,新质生产力发展水平的系数为0.06(即0.42-0.36),创新型劳动者在新质生产力对乡村振兴的影响中发挥负向调节作用。这两种情况均与实际不符,原因可能源于模型的内生性问题。

3.3.3 内生性讨论

本文采用面板平滑转换模型工具变量法(IV-PSRT)对式(3)和式(5)重新进行估计以解决模型内生性问题,所选取的工具变量为工业新产品开发项目,此变量和新质生产力发展水平高度相关,但是与乡村振兴发展水平的相关性较弱,可以作为新质生产力发展水平的工具变量。如表8列(1)和列(3)所示,利用IV-PSRT估计的参数结果与表7的结果差异较大,表明式(3)和式(5)存在内生性问题。本文采用IV-PSTR估计方法得到消除内生性后的新质生产力对乡村振兴的影响效应结果(见表8列(1)和列(3)),即创新型劳动资料和劳动者在新质生产力对乡村振兴的影响中发挥正向调节作用,但创新型劳动者仅仅是减弱了新质生产力对乡村振兴的负向影响。可见,我国仍然需要继续提高创新型劳动者的数量和质量,充分发挥其正向调节作用,释放新质生产力对乡村振兴的正向影响效应。

表8 稳健性检验及内生性讨论结果

	创新型生产资料		创新型劳动者	
	IV-PSRT	截尾1%	IV-PSRT	截尾1%
	(1)	(2)	(3)	(4)
线性部分	-496.28*** (-11.36)	-492.81*** (-9.41)	-1.00*** (-4.70)	-1.00*** (-4.74)
非线性部分	496.32*** (11.36)	492.84*** (9.41)	0.98*** (4.79)	0.98*** (4.84)
控制变量	是	是	是	是
位置参数	-14108.60***	-14280.41	72741.46	72741.91

3.3.4 稳健性检验

本文采用核心解释变量截尾法进行讨论,即对核心解释变量进行双侧1%截尾后再利用IV-PSTR回归方法进行估计,以对表8列(1)和列(3)的回归结果进行稳健性检验,结果如表8列(2)和列(4)所示。可见,两个模型的核心解释变量的线性和非线性部分的参数估计结果与表8列(1)和列(3)的结果相一致,表明IV-PSTR回归结果具有稳健性。

4 结论及建议

通过分析新质生产力对乡村振兴的影响效应及具体机制,可以得到以下结论:

第一,新质生产力对乡村振兴的影响呈现“倒U”型特点,到目前为止,我国新质生产力发展水平仍然普遍处于

偏低的状态,其对乡村振兴的促进作用仍然有较大的提升空间。

第二,机制分析结果显示,创新型劳动资料和劳动者在新质生产力对乡村振兴的影响中发挥正向调节作用。现阶段,在新质生产力对乡村振兴的影响过程中,创新型劳动资料已经在多数省份发挥了巨大作用,仅在部分西部地区省份的作用不明显。但是,创新型劳动者在新质生产力对乡村振兴的影响过程中发挥的作用仍然没有被充分挖掘。

基于以上结论,本文提出以下建议:

(1)提升工业新质生产力发展水平,带动乡村振兴发展。充分发挥工业新质劳动者创新主体的作用,推进城乡融合发展,强化新技术向农村地区的溢出效应,提高农业知识在农村地区的成果转化率,有效推进乡村产业发展、生态治理和农民生活富裕。培育龙头创新企业,建立农业产业示范区,依靠科技创新提高劳动生产率和绿色发展水平,促进乡村绿色发展。

(2)推动乡村数字人才培养,提高农村数字新质生产力发展水平,赋能乡村振兴。利用大数据、人工智能、移动互联网等新技术驱动乡村地区数字平台经济发展,培养农村地区数字人才,精准对接乡村公共需求,实现农村地区生活宜居。此外,利用数字技术实现农村智慧生活,助力乡村地区实现有效治理。

(3)提升农业人才数字素养,推动农业新质生产力发展,助推乡村振兴。加强农民获取、处理、创造农业及相关资源的能力,这有助于提高农民农业专业技能和农业劳动生产率。鼓励农民提高使用多元化信息的能力,提高他们获取、分析、评价信息的能力。这不仅有助于提高农民自身素质,也有益于农村地区乡风文明发展。

(4)推进农业科技进步,提高新质劳动资料现代化水平,促进乡村振兴。推广先进的农业科学技术,以适应未来农业向规模化、集约化、生态化、产业化方向发展的趋势。建立农业科技试验田,提高农业科技成果转化效率。实现物联网技术在农业中的应用和推广,全面推进农业信息化建设。不断促进农业科技进步,提高农业信息化水平,实现农业现代化治理,促进乡村振兴。

(5)培养高端农业科技人才,提高新质劳动者创新能力,赋能乡村振兴。不仅要培养高端农业科技人才,还要完善科技人才流动机制和评价体系,提升新质劳动者创新能力,以推动乡村振兴。加大对农村科研人才队伍的资金投入,实施农村人才引进和培养的优惠政策,在农村地区营造良好的工作氛围和环境,为建设农村人才队伍打下良好基础。

参考文献:

- [1]王芳,胡立君.乡村振兴对城乡均衡发展影响的实证检验[J].统计与决策,2024,40(11).
- [2]张军.乡村价值定位与乡村振兴[J].中国农村经济,2018,(1).
- [3]王静华,刘入境.乡村振兴的新质生产力驱动逻辑及路径[J].深圳大

- 学报(人文社会科学版), 2024,41(2).
- [4]邓云,逢卉一.新质生产力助力乡村文化建设发展探析[J].重庆社会科学,2024,(6).
- [5]王树斌,侯博文,李彦昭.新质生产力要素机制、创新逻辑与路径突破——基于系统论视角[J].当代经济科学,2025,47(1).
- [6]刘震.如何培育和壮大新质生产力[J].经济科学,2024,(3).
- [7]薛钦源,史丹,史可寒.新质生产力的形成逻辑、新质特征和理论要素[J].当代财经,2024,(7).
- [8]俞鹏,朱小玲,姚清.创新要素配置赋能农民农村共同富裕的实证检验[J].统计与决策,2024,40(12).
- [9]顾乐琼,牛丽娟.数字化赋能城乡融合发展:内在机理与实证检验[J].统计与决策,2024,40(21).
- [10]闫周府,吴方卫.从二元分割走向融合发展——乡村振兴评价指标体系研究[J].经济学家,2019,(6).
- [11]高培培.新质生产力与数字经济核心产业出口韧性:影响效应及作用机制[J].统计与决策,2024,40(23).
- [12]康铁祥.中国数字经济规模测算研究[J].当代财经,2008,(3).
- [13]许宪春,张美慧.中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J].中国工业经济,2020,(5).
- [14]慕娟,马立平.中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异[J].华南农业大学学报(社会科学版),2021,20(4).
- [15]Hansen B E. Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J].Journal of Econometrics,1997,93(2).
- [16]刘厚莲,张刚.乡村振兴战略目标下的农村人口基础条件研究[J].人口与发展,2021,27(5).
- [17]王永瑜,徐雪.中国新型城镇化、乡村振兴与经济增长的动态关系研究[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2021,(4).
- [18]李占凤,曾炬.新质生产力对乡村振兴的影响效应检验[J].统计与决策,2024,40(21).
- [19]Lind J T, Mehlum H. With or Without U? The Appropriate Test for a U-shaped. Relationship [J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2010,72(1).

(责任编辑/张高琼)

Nonlinear Impact of New Quality Productivity on Rural Revitalization and Its Mechanism Analysis

Nie Xia^{1,2}, Liu Lixin¹

(1.School of Statistics, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China;

2.School of Statistics and Mathematics, Inner Mongolia University of Finance and Economics, Hohhot 100070, China)

Abstract: With the transformation of the principal contradiction in Chinese society, the knowledge-intensive productivity centered on scientific and technological innovation—the new quality productivity has become an inevitable choice to drive rural revitalization in China and deal with the predicament of rural development. This paper conducts an empirical analysis of the impact of new quality productivity on rural revitalization. Firstly, an evaluation index system for the development level of new quality productivity is constructed from three dimensions: industrial new quality productivity, digital new quality productivity and agricultural new quality productivity. Based on the connotation of rural revitalization, an evaluation index system for the development level of rural revitalization is constructed, and the entropy weight method is adopted for measurement. Secondly, the semi-parametric panel data regression model is used to verify the nonlinear relationship between new quality productivity and rural revitalization. Thirdly, the panel smoothing transformation model is employed to analyze the impact mechanism of new quality productivity on rural revitalization. The results show that innovative means of labor and innovative workers will positively regulate the relationship between new quality productivity and rural revitalization. So far, most regions in China have empowered rural revitalization through innovative labor materials, and only a few areas have empowered rural revitalization through innovative workers.

Key words: new quality productivity; rural revitalization; semi-parametric panel regression; panel smoothing transformation model