

数字新质生产力、农业产业链延伸与共同富裕

张 彰

(北京联合大学 马克思主义学院,北京 100101)

摘 要:文章以2011—2022年作为考察区间,选取中国273个地级及以上城市的面板数据,实证检验数字新质生产力对共同富裕的影响效应及作用机制。研究结果表明,数字新质生产力能显著推进共同富裕。异质性分析结果表明,数字新质生产力对长三角、珠三角、京津冀城市群及大规模城市共同富裕的推动作用更强;机制检验结果表明,数字新质生产力能够通过农业产业链延伸助推共同富裕,农业产业链延伸在数字新质生产力与共同富裕的关系中起到部分中介作用;门槛回归结果表明,在全国及东部地区,数字新质生产力对共同富裕呈现边际效益递增的非线性动态影响;而在中部地区及西部地区,则呈现正向“N”型非线性影响。

关键词:共同富裕;数字新质生产力;农业产业链延伸

中图分类号:F061.3;F042.2

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2024)09-00

0 引言

近年来,我国已全面建成小康社会,共同富裕已取得新进展,并向着第二个百年奋斗目标前进。但不容忽视的是,我国面临农村发展不充分问题、城乡发展不平衡的困境^[1],致使与共同富裕目标实现尚存在一定距离。在此形势下,如何快速破解城乡发展不均衡的难题,切实推动共同富裕发展进程已成为学术界研究的重点议题。作为数字经济时代的“助推器”,数字新质生产力是当今时代最先进的生产力之一,可能成为推动共同富裕的崭新动力。一方面,数字新质生产力能够借助数字创新驱动效应,实现生产力的能级跃迁,促进社会财富增长,助推共同富裕。另一方面,数字新质生产力能够促使数据要素嵌入农业产前、产中、产后全产业链各环节中,为农业产业链延伸提供重要支持,继而促进农民增收致富,实现共同富裕。鉴于此,实证检验数字新质生产力对共同富裕的影响效应及作用机制,对破解新时代发展难题、加速共同富裕进程具有重要的借鉴意义。

纵观既有文献,影响共同富裕的因素主要包括乡村振兴、劳动就业及数字经济。乡村振兴有利于实现乡村结构性变革及能级跃迁,推动乡村高质量发展,进而缩小城乡差距,实现共同富裕^[2]。提升就业质量能够提高低收入劳动者收入,继而从总体上缩小收入差距,驱动共同富裕^[3]。数字经济能够实现价值创造与价值分配^[4],在夯实物质基础的前提下,实现分配的合理调节^[5]。放眼于相关研究领域,学术界也逐渐关注到新质生产力与共同富裕之间的关系。一方面,新质生产力能够依托“新动能”“新产业”及“新模式”,为共同富裕提供强大动力。另一方面,共同富

裕蕴含的“富裕性”及“共同性”可以促进新质生产力发展^[6]。梳理上述文献发现,现阶段学术界有关共同富裕与新质生产力的文献较为丰富,并获得了一系列具备现实价值的研究成果。然而,少有文献从实证角度入手,考察数字新质生产力与共同富裕之间的关系,且对于农业产业链延伸与数字新质生产力的讨论较为匮乏。本文将数字新质生产力、农业产业链延伸与共同富裕引入同一模型内,以厘清三者间的逻辑关系和作用渠道。同时,采用门槛面板模型,深入考察全国、东部地区、中部地区、西部地区数字新质生产力对共同富裕的门槛效应,以期为持续推进共同富裕提供理论支持和实践参考。

1 理论分析与研究假设

数字新质生产力是指依托数字技术与传统生产要素的深度交叉融合,创造满足社会需要的物质和精神产品,从而推动社会不断发展的一种先进生产力质态。根植于上述理论,数字新质生产力能够激发数据要素潜能,驱动数据渗透至生产、分配、流通、消费各环节,提升全要素生产率,在促进经济增长的同时赋能共同富裕。伴随物联网、区块链、虚拟现实等数字技术的广泛应用,数据逐渐成为新的生产要素与关键战略性资源。这些数字技术的应用有助于在海量数据采集、处理、分析的过程中,通过结合大数据、云计算、数字孪生技术等前沿技术,发挥数据要素的“乘数效应”,进一步释放数据要素价值。在此过程中,数据要素在数字新质生产力的驱动下通过解构重组、汇聚融合等方式产生“数据+算法+算力”融合价值,提升社会劳动生产率,从而促进社会总体财富量增长,培育共同富裕新动能。据此,提出如下假设:

基金项目:国家社会科学基金重大项目(2022MZD010)

作者简介:张 彰(1992—),男,河北河间人,博士,讲师,研究方向:马克思主义中国化。

假设1:数字新质生产力对共同富裕的影响呈现正向促进作用。

农业产业链延伸即通过着力推动农产品深加工并提升其附加值,实现农业价值链、企业链、供需链和空间链“四链”向上下游纵深发展。在一定程度上,数字新质生产力不但有助于充分发挥数智化技术赋能效应,而且能够驱动农村三产融合,促使农业产业链延伸,为实现共同富裕筑牢根基。具体而言,其一,数字新质生产力有利于助力基础农业发展,赋能共同富裕。数字新质生产力能够驱使农村劳动者借助农业物联网传感器、数字农业平台、智能灌溉系统等一系列先进数字生产工具,带动农产品转化增值,推动农业产业链延伸,提升农业生产效益,助力实现共同富裕。其二,数字新质生产力有助于推动农产品加工业发展,为共同富裕提供支持。数字新质生产力推动农产品加工、流通、销售、管理、仓储等生产环节数字化转型,借助数据集成提高农产品精深加工水平,构建集农产品加工、物流配送、电商交易为一体的全产业链平台,扩大农产品加工转化增值空间,纵向延伸农业产业链。在此过程中,能够加快重构农业生产体系,增强农业竞争实力,提高农业经济增长效率,拓宽农民增收致富渠道,继而夯实共同富裕基底。其三,数字新质生产力有利于农业与服务业深度融合,凝聚助推共同富裕坚实力量。数字新质生产力能够借助数字平台,串联并整合农业数字文化资源,通过展示农村当地名人、特色历史文化、村史村志等乡村文化,从而带动智慧农业与智慧文旅协同发展,拓宽农民致富新渠道,为共同富裕提供支撑。基于上述分析,提出如下假设:

假设2:农业产业链延伸在数字新质生产力与共同富裕的关系中发挥中介作用。

在不同数字新质生产力水平下,数字新质生产力对共同富裕的影响效应可能存在差异。在数字新质生产力发展初期,由于不同地区资源禀赋、基础条件存在一定差异,因此数字新质生产力在不同地区存在发展不平衡的现象,致使发达地区与落后地区发展差距扩大,使得数字新质生产力对共同富裕的促进作用有限。而当数字新质生产力发展达到一定水平之后,落后地区相关数字基础设施建设趋于完善,促使地区间“数字鸿沟”逐渐缩小。此外,随着相关经济主体需求不断增加,整体社会财富随之增长,数字新质生产力对共同富裕的促进作用得以凸显。基于上述分析,提出如下假设:

假设3:数字新质生产力对共同富裕的影响存在明显门槛特征。当数字新质生产力水平较低时,数字新质生产力对共同富裕的促进效应相对较弱,随着数字新质生产力水平的进一步提

升,数字新质生产力对共同富裕的正向推动作用逐渐增强。

2 研究设计

2.1 变量说明

2.1.1 被解释变量

共同富裕(Cp)。本文借鉴陈丽君等(2021)^[7]、赵丹丹和赵秀凤(2024)^[8]的研究,从充分性、平衡性、共享性及可持续性四大维度构建共同富裕水平测度指标体系(见表1),并运用熵值法进行测度。

表1 共同富裕水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量方式	指标属性
充分性	物质富裕水平	居民人均可支配收入	居民可支配收入与地区总人口的比值(元/人)	正向
		居民人均消费支出	居民消费支出与地区总人口的比值(元/人)	正向
		居民人均存款余额	居民存款余额与地区总人口的比值(元/人)	正向
		人均社会消费品零售总额	社会消费品零售总额与地区总人口的比值(元/人)	正向
		居民恩格尔系数	食品支出总额与家庭或个人消费支出总额的比值(%)	负向
	精神富裕水平	人均拥有公共图书馆藏书量	公共图书馆藏书量与地区总人口的比值(册/人)	正向
		人均教育文化娱乐消费支出	教育文化娱乐消费支出与居民总消费支出的比值(%)	正向
平衡性	城乡平衡性	城乡居民人均可支配收入比	城乡居民人均可支配收入的比值(%)	负向
		城乡居民消费支出比	城乡居民人均消费支出的比值(%)	负向
		城乡恩格尔系数差距	城乡恩格尔系数的比值(%)	负向
	区域平衡性	区域居民可支配收入倍差	区域人均可支配收入差异系数(%)	负向
		区域居民消费倍差	区域居民人均消费支出差异系数(%)	负向
		区域人均生产总值倍差	区域人均生产总值差异系数(%)	负向
共享性	公共服务	医疗水平	每千人医疗卫生机构床位数(张/千人)	正向
		高等学校在校人数占比	高等学校在校人数与总人口比值(%)	正向
	民生保障	养老保险参保比例	社会养老保险参保人数与总人数的比例(%)	正向
		住房保障支出	住房保障支出与财政支出总额的比值(%)	正向
	基础设施	每万人拥有公共交通工具	公共交通工具数量与总人口比值(辆/万人)	正向
		每万人拥有公共厕所数	公共厕所数量与总人口比值(个/万人)	正向
可持续性	生态环境	森林覆盖率	森林覆盖面积与总面积的比值(%)	正向
		空气质量优良率	空气质量二级以上的天数与一年总天数的比值(%)	正向
	节能减排	单位GDP能耗	能源消耗量与地区GDP的比值(吨标准煤/万元)	负向
		城市污水处理率	城市集中处理污水量与所产生污水量的比值(%)	正向

2.1.2 核心解释变量

数字新质生产力 (*Dignqp*)。数字新质生产力通过数字技术与生产力三要素深度融合,进而驱动科技创新,特别强调数字技术对生产力的赋能效应^[9]。参考既有研究^[10-12],分别从数字劳动者、数字劳动对象与数字生产资料三个维度构建数字新质生产力测度指标体系(见表2),并采用熵值法进行测度。

表2 数字新质生产力测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标衡量方式	指标属性
数字劳动者	数字劳动者数量	数字服务从业人数占比	信息传输、软件和信息技术就业人员数与总就业人数比值(%)	正向
	数字劳动者质量	人均受教育程度	人均受教育年限(年/人)	正向
数字劳动对象	数字新质产业	数字战略性新兴产业占比	数字战略性新兴产业增加值与地区GDP的比值(%)	正向
		机器人数量	机器人数量与总人口的比值(个/人)	正向
	数字业务	电信业务占比	电信业务总量与地区GDP的比值(%)	正向
		软件业务占比	软件业务总量与地区GDP的比值(%)	正向
		邮政业务占比	邮政业务总量与地区GDP的比值(%)	正向
		电商交易额占比	电子商务销售额与地区GDP的比值(%)	正向
数字生产资料	有形生产资料	光缆线路长度	单位面积长途光缆线路长度(千米/平方千米)	正向
		人均互联网宽带接入端口数	互联网宽带接入端口数与地区总人数的比值(个/人)	正向
		移动电话普及率	移动电话用户数与地区总人数的比值(个/人)	正向
		移动电话基站密度	移动电话基站数与地区面积的比值(个/平方千米)	正向
	无形生产资料	人均专利数量	专利授权数量/总人口(个/人)	正向
		R&D投入	R&D经费支出/GDP(万元)	正向
		数字金融水平	数字普惠金融指数	正向

2.1.3 中介变量

农业产业链延伸 (*Aicei*)。农业产业链延伸即通过实现农产品深加工并提高农产品利用率,从而促进传统农业功能拓展与结构优化,驱动农村三产融合,为农业纵深发展提供支持。本文参考谷城和张树山(2023)^[13]、孟维福和任碧云(2023)^[14]、李杰义和胡静澜(2024)^[15]的研究,以基础农业、农产品加工、服务业融合三个维度刻画农业产业链延伸(见表3),并采用熵值法进行测度。

表3 农业产业链延伸测度指标体系

一级指标	二级指标	指标衡量方式	指标属性
基础农业	农林牧渔业GDP占比	农林牧渔业GDP与地区GDP的比值(%)	正向
	第一产业增加值占比	第一产业增加值与地区GDP的比值(%)	正向
	设施农业覆盖率	温室设施面积与耕地面积的比值(%)	正向
	农业机械总动力	农业机械总动力(千瓦)	正向
农产品加工	农产品加工主营业务占比	农产品加工主营业务收入与地区第一产业GDP的比值(%)	正向
	涉农企业数量	地区国家级农业产业化企业数量(个)	正向
服务业融合	农业服务业发展水平	农林牧渔专业及辅助性活动产值与第一产业增加值之比(%)	正向
	休闲农业与乡村旅游水平	地区休闲农业与乡村旅游示范点、点数量占比和中国美丽休闲乡村数量占比的均值(%)	正向

2.1.4 控制变量

为减少因遗漏变量而引致的结果偏误,本文在实证考察中纳入如下控制变量:人口规模(*Pop*)。采取人口数量与行政区域面积的比值表征;政府干预(*Gov*),利用政府公共财政支出占GDP的比重进行衡量;对外开放程度(*Open*),根据进出口总额与地区GDP的比值进行刻画;基础设施水平(*Inf*),采用对数化处理后的城市道路面积表

示;城镇化率(*Urb*),以地区城镇常住人口在总人口中所占比例进行测度。

2.2 模型设定

为研究数字新质生产力对共同富裕的影响,构建如下计量模型:

$$Cp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dignqp_{it} + \sum \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,*Cp*代表被解释变量共同富裕,*Dignqp*表示核心解释变量数字新质生产力,*Control*为控制变量集合, α_0 为截距项, α_1 、 γ 为待估系数, μ 和 λ 分别表示城市固定效应和时间固定效应, ε 为误差项,城市和年份以下标*i*和*t*进行表征。

基于前文理论分析与研究假设,为进一步检验数字新质生产力能否通过促进农业产业链延伸助推共同富裕,构造以下模型:

$$Aicei_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dignqp_{it} + \sum \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,*Aicei*代表中介变量农业产业链延伸,公式中其余变量定义与式(1)保持一致。

为检验数字新质生产力对共同富裕是否存在门槛效应,本文借鉴Hansen(2000)^[16]的研究思路,构建下述门槛面板模型:

$$Cp_{it} = \phi_0 + \phi_1 Dignqp_{it} I(Dignqp_{it} \leq \eta_1) + \phi_2 Dignqp_{it} I(\eta_1 < Dignqp_{it} \leq \eta_2) + \dots + \phi_{n+1} Dignqp_{it} I(Dignqp_{it} > \eta_n) + \sum \gamma Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, η 为门槛变量数字新质生产力的具体数值; ϕ 代表数字新质生产力对共同富裕的差异化影响系数;*I*(·)表征指示函数,当*I*=1时,满足括号内条件,反之则*I*=0;其余变量定义与式(1)保持一致。

2.3 数据来源

本文以2011—2022年作为考察区间,选取中国273个地级及以上城市的面板数据为研究样本。本文主要变量数据来自《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国电子信息产业统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国社会统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》、各城市统计年鉴、各城市统计局官网、相关统计公报及Wind数据库。数字普惠金融指数主要来源于

《北京大学数字普惠金融指数》。针对个别缺失数据,采用线性插值法进行补齐。

3 实证分析

3.1 基准回归结果分析

采用前文式(1)实证检验数字新质生产力对共同富裕的影响效应,选取逐步回归法将控制变量依次纳入模型,回归结果见表4。列(1)结果显示,数字新质生产力的影响系数在1%的水平上显著,表明数字新质生产力能够正向影响共同富裕,假设1得到初步证实。列(2)至列(6)表明,在逐步增加控制变量的过程中,数字新质生产力的回归系数逐渐降低,但仍保持在1%的水平上显著为正。

表4 基准回归结果

	(1) <i>C_p</i>	(2) <i>C_p</i>	(3) <i>C_p</i>	(4) <i>C_p</i>	(5) <i>C_p</i>	(6) <i>C_p</i>
<i>Dignqp</i>	0.5372*** (3.57)	0.5358*** (3.27)	0.3418*** (4.67)	0.3298*** (4.88)	0.3165*** (5.43)	0.2969*** (5.87)
<i>Pop</i>		0.0271** (2.17)	0.0262** (2.51)	0.0311*** (3.41)	0.0254** (2.53)	0.0283*** (3.44)
<i>Gov</i>			0.2409*** (3.53)	0.2864** (2.13)	0.2383** (2.08)	0.2143*** (3.76)
<i>Open</i>				0.0025* (1.77)	0.0026* (1.66)	0.0030* (1.81)
<i>Inf</i>					0.1187** (2.11)	0.1179** (2.22)
<i>Urb</i>						0.0008* (1.71)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	3276	3276	3276	3276	3276	3276
R ²	0.9651	0.9643	0.9729	0.9738	0.9744	0.9762

注:括号内为t值,*、**、***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。下同。

3.2 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性,本文选用以下方式进行检验:(1)工具变量法。借鉴赵涛等(2020)^[17]的思路,运用两阶段最小二乘法,并采用1984年每百人固定电话数量作为数字新质生产力的工具变量。表5列(1)显示,在2SLS第二阶段,数字新质生产力的系数通过1%水平上的显著性检验,依旧正向促进共同富裕。(2)更换模型。考虑到仅使用固定效应模型难以消除历史行为误差,采用两阶段广义矩估计法(GMM),增加被解释变量滞后一期项,将静态面板模型转化为动态面板模型,由列(2)可知,数字新质生产力对共同富裕的影响系数通过1%水平上的显著性检验,回归结果具有稳健性。

3.3 异质性检验

3.3.1 城市群异质性

借鉴姚树洁和张小倩(2023)^[18]的研究方法,将样本城市按照长三角、珠三角、京津冀、长江中游、成渝五大城市群进行划分,探讨不同城市群数字新质生产力对共同富裕

表5

稳健性检验结果

	(1) 工具变量法	(2) GMM估计法
<i>Dignqp</i>	0.3166*** (4.37)	3.4863*** (2.72)
<i>L.C_p</i>		1.7383*** (4.84)
AR(1)		-4.3175***
AR(2)		0.1312
Hansen		34.9743
Cragg-Donald Wald F statistic	46.2954***	
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	13.8384***	
控制变量	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
N	3276	3276
R ²	0.6514	

注:L表示滞后一期的被解释变量。

的影响效应。根据表6列(1)至列(5)的实证结果,数字新质生产力在长三角、珠三角、京津冀三个城市群的回归系数至少通过5%水平上的显著性检验。此外,数字新质生产力的系数在长江中游及成渝城市群则在10%的水平上显著。

3.3.2 城市规模异质性

参考国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》,将城市样本分为小规模城市(50万人以下)、中等规模城市(50万~100万人)及大规模城市(100万人以上)进行分组回归,具体结果见表6列(6)至列(8)。可以发现,大规模城市数字新质生产力的系数大于中小规模城市数字新质生产力的系数,且通过1%水平上的显著性检验。

3.4 机制检验

下页表7汇报了机制检验的结果,列(1)为数字新质生产力对农业产业链延伸的影响系数,列(2)则是引入农业产业链延伸中介变量后的回归结果。可以发现,在加入农业产业链延伸这一变量之后,数字新质生产力对共同富裕的影响系数在1%的水平上显著,且影响系数与未纳入中介变量时相比有所减小,证明农业产业链延伸存在部分中介效应。综合上述检验结果,本文假设2成立,即数字新质生产力可通过农业产业链延伸,进而助推共同富裕。

表6

异质性检验结果

	(1) 长三角	(2) 珠三角	(3) 京津冀	(4) 长江中游	(5) 成渝	(6) 大规模城市	(7) 中等规模城市	(8) 小规模城市
<i>Dignqp</i>	1.6734*** (5.43)	1.1098*** (4.28)	1.3560** (2.45)	0.5496* (1.75)	0.1865* (1.81)	0.6821*** (6.25)	0.3286* (1.77)	0.2765* (1.68)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	451	99	165	341	176	1155	1670	451
R ²	0.8423	0.9697	0.9677	0.9287	0.7263	0.9164	0.9215	0.8613

3.5 门槛效应检验

结合刘鑫鑫和韩先锋(2023)^[19]的做法,将样本划分为全国、东部地区、中部地区及西部地区分别进行门槛检验。采用Bootstrap法迭代500次,从而选出合理门槛值。根据下页表8数据可知,全国、东部地区、中部地区及西部地区数字新质生产力的F值均通过三重门槛检验,这表明

表7 影响机制检验结果

	(1) <i>Aice</i>	(2) <i>Cp</i>
<i>Dignqp</i>	0.2811*** (3.39)	0.1932*** (6.76)
<i>Aice</i>		0.1597*** (5.29)
控制变量	YES	YES
城市固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
N	3276	3276
R ²	0.2584	0.9842

数字新质生产力与共同富裕存在非线性关系。

表8 门槛存在性检验结果

	门槛模型	F值	P值	门槛值	BS次数	临界值		
						10%	5%	1%
全国	单一门槛	23.1844***	0.0000	5.2178	500	2.6843	4.1964	7.1488
	双重门槛	15.7515***	0.0000	7.2612	500	2.1258	4.1123	6.8912
	三重门槛	8.2457***	0.0008	8.6447	500	2.8651	4.0944	6.7959
东部地区	单一门槛	24.7613***	0.0000	5.0689	500	2.8124	4.0289	6.8695
	双重门槛	10.2187***	0.0007	7.5186	500	2.5937	3.8169	7.2855
	三重门槛	7.1685**	0.0126	8.5022	500	2.5366	3.5975	5.7337
中部地区	单一门槛	7.2967***	0.0000	3.4935	500	2.9718	4.0594	7.0426
	双重门槛	4.0115**	0.0156	3.8169	500	2.5642	3.8568	7.0311
	三重门槛	3.9469**	0.0138	5.0947	500	2.6498	3.9118	6.1207
西部地区	单一门槛	9.7159***	0.0000	3.8458	500	2.4715	3.4617	5.6212
	双重门槛	6.1054**	0.0232	4.1726	500	2.6509	4.0589	7.5025
	三重门槛	5.7814**	0.0091	5.5147	500	0.4278	1.7312	4.3943

表9汇报了数字新质生产力的三重门槛回归结果,其中, *Dignqp_1*、*Dignqp_2*、*Dignqp_3* 及 *Dignqp_4* 分别代表不同门槛区间数字新质生产力的系数。

表9 门槛回归检验结果

	(1) 全国	(2) 东部地区	(3) 中部地区	(4) 西部地区
<i>Dignqp_1</i>	0.2845*** (5.32)	0.1458 (0.61)	0.2459 (1.17)	0.0478 (0.38)
<i>Dignqp_2</i>	0.4731*** (7.31)	0.2662* (1.81)	0.4751** (2.44)	0.2253* (1.67)
<i>Dignqp_3</i>	0.5112*** (8.12)	0.4227* (1.75)	0.2136 (1.26)	0.1148 (1.23)
<i>Dignqp_4</i>	0.6518*** (8.77)	0.4839** (2.19)	0.3616** (2.36)	0.2144** (2.23)
控制变量	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
N	3276	1100	1331	845

从全国层面数据来看,当数字新质生产力变量小于第一门槛值时,其回归系数在1%的水平上显著为正;当数字新质生产力变量处于第一门槛值与第二门槛值之间时,数字新质生产力的系数有所增大,且仍旧通过1%水平上的显著性检验;当数字新质生产力变量处于第二门槛值与第三门槛值之间时,数字新质生产力的系数进一步增大,并在1%的水平上通过显著性检验;当数字新质生产力变量大于第三门槛值时,数字新质生产力对共同富裕的促进作用进一步增加。基于全国层面门槛回归检验结果,数字新质生产力对共同富裕的影响呈现边际递增效应,假设3得以验证。

从地区层面数据来看,列(2)至列(4)分别显示了东部地区、中部地区、西部地区不同门槛区间数字新质生产力

的回归系数。就东部地区而言,当数字新质生产力变量小于第一门槛值时,数字新质生产力对于共同富裕的影响系数未通过显著性检验。随着数字新质生产力跨过第一门槛值、第二门槛值及第三门槛值,数字新质生产力对共同富裕呈现边际效益递增的非线性影响。就中部地区及西部地区而言,当数字新质生产力低于第一门槛值时,数字新质生产力的系数为正但不显著。当数字新质生产力跨过第一门槛值时,数字新质生产力的系数显著为正。当数字新质生产力继续跨过第二门槛值时,数字新质生产力对于共同富裕的促进作用变为不显著。当数字新质生产力跨越第三门槛值后,数字新质生产力对共同富裕的促进作用再次显著,但此时影响强度与第二阶段相比有所减小。总体上来看,西部地区与中部地区影响规律基本一致,具体表现为“不显著—显著—不显著—显著”的正向“N”型非线性关系。

4 结论与建议

本文以2011—2022年作为考察区间,选取中国273个地级及以上城市的面板数据,通过实证检验得出如下结论:其一,数字新质生产力可显著推动共同富裕。其二,在大规模城市以及长三角、珠三角、京津冀城市群,数字新质生产力对共同富裕的促进作用更为突出。其三,数字新质生产力可通过农业产业链延伸路径,有效赋能共同富裕。其四,数字新质生产力对共同富裕的影响效应存在正向非线性关系。在全国及东部地区,呈现边际效益递增的非线性动态规律;而在中部地区及西部地区,呈现正向“N”型非线性关系。

基于以上结论,提出如下对策建议:第一,构筑数字新质生产力新生态。有关部门须以“以数强实”作为驱动数字新质生产力的重要战略举措,加快形成以高水平算力中心、数字工厂为代表的数实融合生态,发挥数字经济与实体经济双轮驱动作用,激活数实融合引擎动力,以数字新质生产力“加速器”有效赋能共同富裕。第二,实现农业全产业链数字化转型。有关部门可构建数字化全产业链平台,实现农产品以生产计划、调度操作、生产绩效管理为一体的全生产业务一体化管控。这能够推动农产品加工全流程数据自动精准采集、精确计算及可视化表达,加强全产业链内部资源协同优化,提升农业产业链资源配置效率,在降低成本的同时提高整体产业效益,实现农业全产业链数字化转型,进而驱动农业产业链延伸,扎实推进共同富裕。第三,因地制宜构建区域发展新格局。对于东部地区,有关部门需在示范区重点培育深度智能、云宇宙、量子计算等先进产业,形成数字新质生产力发展“高地”,继而发挥其示范效应与辐射效应,带动数字新质生产力相对落后的地区蓬勃发展,推动共同富裕提质增效。对于中部地区及西部地区,相关部门需落实“东数西算”工程,在中西部地区布局边缘数据中心、超算中心、云计算中心,将东部地区算力需求引入中西部地区,从而提升中西

部地区数字新质生产力水平,为共同富裕提供政策支持。

参考文献:

- [1]张远新.全方位拓宽农民增收致富渠道[J].人民论坛,2024,(3).
- [2]张静坤,张旺.数字经济、乡村振兴与共同富裕[J].统计与决策,2023,(20).
- [3]石薇,王诗勇,王洪卫.互联网发展、就业质量提升与共同富裕——效应识别与经验证据[J].上海财经大学学报,2023,25(3).
- [4]李海舰,李真真.数字经济促进共同富裕:理论机理与策略选择[J].改革,2023,(12).
- [5]曾祥明.数字经济推进共同富裕的理论机理、现实困境与路径优化[J].湖北大学学报(哲学社会科学版),2023,50(5).
- [6]燕连福,牛刚刚.新质生产力赋能共同富裕的内在逻辑与推进路径[J].马克思主义理论学科研究,2024,10(2).
- [7]陈丽君,郁建兴,徐银娜.共同富裕指数模型的构建[J].治理研究,2021,37(4).
- [8]赵丹丹,赵秀凤.产业数字化赋能共同富裕:理论机制与实证分析[J].江汉论坛,2024,(2).
- [9]张文武,张为付.加快形成新质生产力:理论逻辑、主体架构与实现路径[J].南京社会科学,2024,(1).
- [10]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).
- [11]杨军鸽,王琴梅.数字技术与农业高质量发展——基于数字生产力的视角[J].山西财经大学学报,2023,45(4).
- [12]田径,周鹏亮,李文俊,等.中国产业数字化水平的区域差异及分布动态演进[J].统计与决策,2023,(24).
- [13]谷城,张树山.数字经济发展与产业链韧性提升[J].商业研究,2023,(5).
- [14]孟维福,任碧云.数字金融对农村产业融合的影响机制和空间效应[J].西南民族大学学报(人文社会科学版),2023,44(3).
- [15]李杰义,胡静澜.数字普惠金融、农业产业链延伸与农民增收[J].统计与决策,2024,(3).
- [16]Hansen B E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J].Econometrica,2000,68(3).
- [17]赵涛,张智,梁上坤.数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J].管理世界,2020,36(10).
- [18]姚树洁,张小倩.经济集聚、市场消费能力与数字经济发展[J].兰州大学学报(社会科学版),2023,51(6).
- [19]刘鑫鑫,韩先锋.人工智能与制造业韧性:内在机制与实证检验[J].经济管理,2023,45(11).

(责任编辑/程韵秋)

Digital New Quality Productive Forces, Extension of Agricultural Industry Chain and Common Prosperity

Zhang Zhang

(School of Marxism, Beijing Union University, Beijing 100101, China)

Abstract: Based on the panel data of 273 cities at prefecture level and above in China from 2012 to 2022, this paper empirically tests the impact and mechanism of digital new quality productive forces on common prosperity. The results show that digital new quality productive forces can significantly promote common prosperity. Heterogeneity analysis shows that digital new quality productive forces have a stronger promoting effect on common prosperity in the Yangtze River Delta, Pearl River Delta, Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration and large-scale cities. Mechanism test results show that digital new quality productive forces can boost common prosperity through the extension of agricultural industry chain, and the extension of agricultural industry chain plays a partial intermediary role in the relationship between digital new quality productive forces and common prosperity. Threshold regression results show that digital new quality productive forces show a nonlinear dynamic law of increasing marginal benefits for common prosperity in the whole country and the eastern region, that in the central region and the western region, it shows a positive “N” type nonlinear relationship.

Key words: common prosperity; digital new quality productive forces; extension of agricultural industry chain