数实融合、要素市场扭曲与共同富裕

申洪源，孙 源，陈 佳，杜 月

（西南科技大学经济管理学院，绵阳 621000）

摘要：共同富裕是中国社会经济发展的重要目标，其中数字经济与实体经济的高度融合已成为实现高质量发展以及加速推进共同富裕的重要因素。基于2011—2020年中国省级数据样本，使用双向固定效应模型、中介效应模型以及门槛模型研究发现：数实融合显著促进了共同富裕，且西部地区的赋能作用最强；数实融合通过改善资本与劳动力市场扭曲进而促进了共同富裕；数实融合对共同富裕的影响效应与自身共同富裕程度成边际效应递增关系，但随着要素市场发育程度增强而减弱；数实融合在资本与劳动力要素配置不足时对共同富裕的赋能作用更强，且劳动力要素配置的变化使其赋能作用的波动更加强烈。

关键词：数实融合；共同富裕；资本市场扭曲；劳动力市场扭曲

中图分类号：F061.5 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)05－0220－12

共同富裕是社会主义的本质要求，也是中国式现代化的重要特征。现有研究多聚焦于数字经济对共同富裕的直接影响，却相对忽略了其在提升实体经济效率方面的具体机制，这一视角局限可能导致对数字经济实际赋能效果的高估。因此，系统探讨数实融合是否及如何促进共同富裕，不仅有助于拓展相关理论视野，也可为制定更有针对性的融合政策提供参考。当前，中国在推进共同富裕进程中仍面临诸多现实挑战，包括要素资源配置扭曲、收入分配制度不完善、城乡区域发展不平衡等[1]。其中，要素市场扭曲尤为关键，它不仅抑制全要素生产率的提升，还通过扭曲要素分配结构加剧收入不平等。在此背景下，探索通过数实融合提升经济发展效率并促进分配公平，具有显著的现实紧迫性与政策意义。

基于省级面板数据构建数字经济、实体经济与共同富裕的省级指标体系，运用耦合协调度模型评估各省数实融合水平，并采用双向固定效应模型检验数实融合对共同富裕的直接影响。进一步通过中介效应模型、广义结构方程模型（generalized structural equation model，GSEM）与平均处理效应分解（average treatment effect，ATE）方法，从资本与劳动力市场扭曲的视角剖析数实融合影响共同富裕的作用机制。最后，利用面板门槛模型考察数实融合对共同富裕的非线性效应，并通过稳健性检验、内生性处理与异质性分析确保结论的可靠性。

预期在以下方面实现创新：①拓展数实融合通过缓解要素市场扭曲促进共同富裕的机制路径；②揭示共同富裕水平与要素市场发育程度在数实融合影响过程中的阶段性特征；③辨析要素市场过剩或不足情形下，数实融合对共同富裕的差异化影响。期望通过研究，为理解数实融合推动共同富裕的内在机制提供扎实的理论与实证支撑，并为政府优化要素配置效率、推动数字经济与实体经济深度融合、促进社会公平和共享发展提供有针对性的政策启示。

1 文献综述及评述

在以大数据、云计算、人工智能等数字技术为基础的数字经济与实体经济的深度融合（后文简称数实融合）的背景下，数实融合正通过促进企业创新驱动、优化产业结构[2]、释放国内市场消费潜力[3]、提升资本与劳动力要素配置效率[4]等方式来“做大蛋糕”，即扩大经济体量，这也是实现共同富裕的前提，数实融合确保了这个前提，让“分好蛋糕”可以在一个增长的、而非静止的甚至萎缩的经济体中推进。共同富裕本质上是一个关乎公平的

收稿日期：2025-09-09

基金项目：国家社会科学基金一般项目（21BGL213）；四川循环经济研究中心重点项目（XHJJ-2201）

作者简介：申洪源（1976—），男，四川遂宁人，博士，副教授，研究方向为资源环境经济与政策、区域经济；孙源（2000—），男，四川巴中人，硕士研究生，研究方向为区域经济学；陈佳（1999—），女，四川成都人，硕士研究生，研究方向为产业经济学；杜月（2000—），女，四川泸州人，硕士研究生，研究方向为区域经济学。

制度性问题,而数实融合则侧重于提升效率。传统经济学通常认为公平与效率之间存在权衡关系[5],如过度追求公平(如高税收)可能抑制企业家积极性,损害经济效率。然而,数实融合在一定程度上重塑了这两者的对立关系。需要强调的是,数实融合对共同富裕的促进作用并非自发实现,必须依靠强有力的制度设计与之协同。具体来说,数实融合的深化对初次、再分配和三次分配均产生积极影响[6]。在初次分配中,其核心是效率和贡献,数实融合通过改变"贡献"的衡量方式赋能这一过程。一方面数实融合通过发挥质量提升效应与创新驱动效应,有效增强了企业在职培训的质量与学习氛围,推动了企业的创新变革与研发支持力度[7]。这不仅帮助劳动者更便捷、低成本地提升技能,进而获得更高报酬,也促进了人力资本的结构升级,使人力资本的增值路径更加清晰和可持续。另一方面,在数实融合的背景下,通过完善数据要素市场建设并提升金融机构的技术应用能力,金融业能够充分发挥数据的乘数效应,推动金融服务实现创新与升级[8]。这一转变有助于缓解资本长期向大企业和有抵押物者倾斜的局面,从而为实体经济提供更加精准、高效的金融支持,最终提升资本配置的效率和公平性。在再分配中,其核心是公平与正义。数实融合从以下 3 方面增强社会公平性:①税收部门可依托人工智能技术,构建数字化税收管理体系,加强对企业及个人资金流与交易流的监管与监测。此举不仅有助于实现涉税信息的高效共享,提升税收风险管理的质量与效能,还能进一步优化纳税服务水平,最终推动税收管理向更加精准、高效和透明的方向发展[9]。这不仅有助于提高税收效率,也有利于扩大税基。②数实融合加快社会保障体系的数字化转型,推动结构性改革与系统集成,助力社会保障部门实现全要素保障、动态化筹资、精准化待遇发放、可持续权益管理以及数字治理共同体的构建,从而进一步提升社会公平性[10]。③数实融合所产生的大规模数据与先进技术,为政府强化数字化治理能力提供了关键支撑,显著提升了中央向地方财政转移支付的效率与透明度。这一变革不仅有效抑制了腐败行为[11],还提高了财政资金的整体使用效益,进而增强了财政支出在调节收入差距方面的政策效果[12]。在第三次分配中,其核心是社会责任与爱心。数实融合通过创新平台与技术应用,以数字化方式推动慈善参与结构扩容提质,促进慈善资源的精准链接,并有效规范慈善监管[13]。这一过程显著降低了公众的参与成本,实现了捐款流向的全流程可追溯,从而大幅减轻了捐助双方的信息不对称,构建起坚实的信任机制,全面激发社会慈善活力。

2 理论分析和研究假说

2.1 数实融合对共同富裕的直接效应

数字经济是继农业经济、工业经济之后的一种新的经济形态,农业经济的基础要素是土地,工业经济的基础要素是机器,而数字经济的基础要素是数据[14]。大量研究表明,数字基础设施建设为数实融合提供了必要的硬件支持和技术平台;数字产业化加快了创新活力的提升[15],促进新产业、新模式的产生,为经济增长注入新动力;产业数字化实现了传统产业的升级转型[16],强化了经济活动的智能化支撑,提升了企业生产的效率和效益[17];而数字化治理则优化了数字政府对市场秩序有效维护分配制度的动态调整与创新,进一步增进市场机能的同时,为数实融合营造了规范有序的发展环境[18]。可见数字经济的蓬勃发展促进了社会经济增速,随着经济水平的提升,共同富裕的目标能够以更快的速度得以实现。基于此,提出如下假设。

H1:数实融合能够促进共同富裕。

2.2 数实融合促进共同富裕的影响机制

数实融合可能通过降低资本要素、劳动力要素的错配程度来改善整体的要素市场扭曲[19],以此来减少城乡要素错配[20]和加速社会总体财富积累,从而推动共同富裕[21]。数实融合改善要素市场扭曲主要集中在以下 3 个方面:①数实融合通过提高信息的透明度并发挥信息的边际收益递增效应,有助于降低要素配置过程中的信息摩擦[22],以此提高要素的配置效率并产生更多发展红利。②数实融合通过数字技术的运用,极大地提升了资源配置的效率,促进了数据要素与传统生产要素的深度融合。这种结合不仅释放了数字经济的强大乘数效应,而且确保了要素能够以更高的速度和精度流向那些具备较强成长潜力和创新实力的企业,从而提高全要素生产率[23],推动经济高质量发展。③数实融合借助大数据、云计算、人工智能等前沿科技,通过普惠金融手段,大大提高了创业行为[24],从而催生了众多新产业、新业态与新模式。这些新兴领域不仅提升了创新效率,还为要素的流动提供了多元化选择,从而缓解了资源供需间的错配问题,最终通过促进经济增长来显著提高城乡居民收入[25]。

2.2.1　改善资本市场扭曲

一个健全的金融体系和合理的资本市场结构对于提高社会资本的配置效率、增强风险管理能力以及促进市场信息的生成和流通至关重要。以数字金融为代表的数字技术与实体经济相结合，以此通过推动技术进步和促进产业结构升级来提升资本配置的效率，并减轻资本错配的问题[26]。这有效降低了资本流动的摩擦成本，确保资本能够流向生产效率最高的部门，以此实现资本的最大化价值。通过提高经济效率，能够扩大经济总量，产生“做大蛋糕”的效果，进而促进共同富裕的实现。基于此，提出如下假设。

H2a：数实融合有利于改善资本市场扭曲，进而促进共同富裕。

2.2.2　改善劳动力市场扭曲

数字经济不仅能够提升城乡劳动力市场的成熟度，还能进一步推动劳动力市场一体化的进程[27]。然而，诸如劳动报酬比重下降、城乡及行业间工资性收入差异等分配问题依然存在，并导致劳动力市场的扭曲。这些扭曲不但降低了劳动力资源的配置效率，也加剧了收入分配不均，阻碍了共同富裕目标的实现。为探究数实融合是否能够通过优化劳动力资源配置、缓解区域间劳动力要素的错配现象、实现更公平的收入分配，进而加速推动社会整体的共同富裕的作用。基于此，提出如下假设。

H2b：数实融合有利于改善劳动力市场扭曲，进而促进共同富裕。

2.3　数实融合对共同富裕的非线性影响

随着信息技术的飞速发展，数字化浪潮重塑了传统的生产、分配和消费模式，同时深刻地触动了劳动力市场、资本流向的根基[28]。在这种背景下，要素市场作为资源配置的核心机制，其深度反映了资本和劳动力等关键生产要素的市场流动性程度和配置效率。鉴于此，数实融合在不同地区和产业条件下对共同富裕的影响效应呈现出显著差异，这种差异在本质上依赖于要素市场的发育程度。基于此，提出如下假设。

H3：数实融合对共同富裕的影响效应因要素市场发育程度不同而存在差异。

在当今经济发展的语境下，共同富裕不仅涉及经济增长的速度和效率，也关乎发展成果的广泛性和公平性。然而，由于地区间、城乡之间以及不同行业和群体间的经济发展水平存在显著差异，数实融合在促进共同富裕方面的作用可能会因这些差异而表现出不同的效果。例如，共同富裕程度高的地区拥有更好的数字基础设施和更高的人力资本水平，能够更有效地利用数实融合带来的机遇。而在欠发达地区，限于资源和技术条件，数实融合的潜力可能未能得到充分释放。基于此，提出如下假设。

H4：数实融合在促进共同富裕方面的成效受到自身共同富裕水平的不同而表现出明显的差异。

3　模型设定、变量选取和数据来源

3.1　模型设定

3.1.1　耦合协调度模型

因为数字经济与实体经济是两个存在差异但又相互关联、相互作用的系统，所以对数字经济和实体经济的融合度采用耦合协调度模型进行测度。

$$C_{ds}^{t}=\frac{2\sqrt{u_{\mathrm{d}}^{t}u_{\mathrm{s}}^{t}}}{u_{\mathrm{d}}^{t}+u_{\mathrm{s}}^{t}} \tag{1}$$

$$T_{\mathrm{ds}}^{t}=au_{\mathrm{d}}^{t}+bu_{\mathrm{s}}^{t} \tag{2}$$

$$D_{\mathrm{ds}}^{t}=\sqrt{C_{\mathrm{ds}}^{t}T_{\mathrm{ds}}^{t}} \tag{3}$$

式中：u_{d}^{t} 为数字经济第 t 期的发展水平；u_{s}^{t} 为实体经济第 t 期的发展水平；C_{ds}^{t} 为第 t 期数字经济和实体经济的融合水平；T_{ds}^{t} 为数字经济和实体经济的综合水平；α 和 β 分别为数字经济和实体经济的权重，且满足 $\alpha+\beta=1$，其中分配系数 α 和 β 采用客观赋权的熵值法来计算更加具备科学性，计算结果为 α 和 β 分别约等于 0.567 和 0.433；D_{ds}^{t} 为耦合协调度，用来表示第 t 年数字经济和实体经济的融合度，且满足 $0\leqslant D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 1$，其中 $D_{\mathrm{ds}}^{t}=1$ 表示两个系统是极度耦合状态，$D_{\mathrm{ds}}^{t}=0$ 则表明两个系统处于无关状态。其他值参考耦合协调度的分级表进行等级分类，见表 1。

表 1　耦合协调度划分区间

耦合协调度	等级标准
$0\leqslant D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 0.2$	濒临失调
$0.2<D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 0.4$	低度耦合
$0.4<D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 0.6$	中度耦合
$0.6<D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 0.8$	高度耦合
$0.8<D_{\mathrm{ds}}^{t}\leqslant 1$	理想耦合

3.1.2　双向固定效应模型

通过 Hausman 检验结构分析，采用省份和年份层面的双向固定效应模型进行实证检验，检验回归方程为

$$\mathrm{CP}_{i,t}=\eta_0+\eta_1\mathrm{DS}_{i,t}+\sum\eta_j\mathrm{Control}_{i,t}+\alpha_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

式中:$DS_{i,t}$为i省份第t时期的数实融合水平;$CP_{i,t}$为时期i省份第t时期的共同富裕水平;$Control_{i,t}$为控制变量;η_0为回归截距项;η_1为在其他条件不变的情况下,数实融合对共同富裕的影响水平,且η_1如果大于0,则表示数实融合对共同富裕具有积极的影响作用;η_j为变量系数;α_i为不能被观测且不随时间变化的个体固定效应;δ_t为不随个体而改变的时间固定效应;$\varepsilon_{i,t}$为随机误差项。

3.1.3 中介效应模型

为检验数实融合是否通过研发投入和技术市场有效途径来促进共同富裕水平,以此构建中介效应模型进行检验,回归方程如下:

$$mediate_{i,t}=\beta_0+\beta_1 DS_{i,t}+\sum\beta_j Control_{i,t}+\alpha_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$CP_{i,t}=\theta_1+\theta_2 DS_{i,t}+\theta_3 mediate_{i,t}+\sum\theta_j Control_{i,t}+\alpha_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式中:$mediate_{i,t}$为中介变量,文本包括资本要素市场扭曲(CMD)和劳动力要素市场扭曲(LMD);β_i、β_j、θ_1、θ_2、θ_3、θ_j为系数。若β_1、θ_2和θ_3在一定显著性水平上显著,则表示中介效应显著,即解释变量能够通过影响中介变量从而影响被解释变量。

3.1.4 面板门槛模型

为探究数实融合对共同富裕的非线性影响,在双向固定效应模型的基础上进行缩尾处理后,再对门槛变量进行Bootstrap法抽样1 000次来确定门槛值,并进行多重门槛效应检验[29]。回归方程为

$$CP_{i,t}=\eta_0+\eta_1 DS_{i,t}\times I_{i,t}(Threshold_{i,t}\leqslant\varphi)+\eta_2 DS_{i,t}\times I_{i,t}(\varphi<Threshold_{i,t}\leqslant\theta)+\eta_2 DS_{i,t}\times I_{i,t}(Threshold_{i,t}>\theta)+\sum\eta_j Control_{i,t}+\alpha_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中:$Threshold_{i,t}$为门槛变量;$I(\cdot)$为指示函数,满足括号内要求则为1,否则取0;φ为第一门槛值;θ为第二门槛值。

3.2 变量选取

3.2.1 被解释变量:共同富裕(CP)

采用的共同富裕水平测度指标体系参考韩亮亮等[30]的指标体系研究成果,该共同富裕水平测度指标体系由3个一级指标、10个二级指标和21个三级指标构成,见表2。并在此基础上通过熵值法测度模型来测度共同富裕水平(CP),并将其中的恩格尔系数采用混合恩格尔系数表示,计算方法参考刘呈军等[31]的做法,即混合恩格尔系数=(城镇食品支出×城镇人口比例+农村食品支出×农村人口比例)/(城镇消费性支出×城镇人口比例+农村消费性支出×农村人口比例)。

表2 共同富裕水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
发展性	富裕度	居民人均可支配收入	元/人	正向
共享性	共同度	居民人均消费支出	元/人	正向
		混合恩格尔系数	—	负向
		基尼系数	—	负向
	文化教育	城乡居民收入差距	—	负向
		城镇化率	%	正向
	医疗健康	人均拥有公共图书馆藏量	册/人	正向
		平均教育年限	年/人	正向
	基础设施	每万人拥有执业(助理)医师数	人/万人	正向
		每万人医疗机构床位数	床位/万人	正向
		每万人拥有公共交通车辆	标台/万人	正向
可持续性	信息化水平	每万人拥有公共厕所	座/万人	正向
		每百人中互联网宽带接入用户数	户/百人	正向
	社会保障	每百人中移动电话用户数	户/百人	正向
		社会保障和就业支出/一般预算支出	%	正向
	科技创新	R&D投入强度	%	正向
		每万人专利授权数	件/万人	正向
	生态环境	森林覆盖率	%	正向
		碳排放强度	百万t/亿元	负向
	发展质量	人均GDP	元/人	正向
		全社会劳动生产率(元/人)=GDP/总就业人数	—	正向

3.2.2 核心解释变量:数实融合(DS)

数字经济测度指标体系在参考王军等[32-33]和赵涛等[34]研究成果的基础上,同时考虑到数据的可得性及其学术价值,参考潘为华等[35]的关于数字经济指标体系的维度划分。从数字经济基础设施、数字产业化、产业数字化和数字化治理4个维度出发,构建由4个一级指标、11个二级指标以及26个三级指标构成的数字经济测度指标体系(表3),在此基础上,采用熵值法测度地区数字经济发展水平。在测度实体经济发展水平方面,采用史丹和孙光林[36]的实体经济测度指标体系(表4),并使用熵值法测度地区实体经济发展水平。地区数实融合程度采用耦合协调度模型来测度。

3.2.3 中介变量:资本市场扭曲(MD)和劳动力市场扭曲(LMD)

为科学合理地测度中介变量,参考Gao和Yuan[37]

表 3　地区数字经济发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	属性
数字经济基础设施	传统基础设施	每百人拥有移动电话用户数量	户/百人	正向
		互联网用户数占常住人口比重	%	正向
		域名数	万个	正向
数字产业化	新型数字基础设施	互联网宽带接入端口密度	个/km²	正向
		光缆线路密度	km/km²	正向
	邮电业	移动电话基站密度	个/km²	正向
		人均信息传输、计算机服务和软件业固定资产投资	元/人	正向
	电子信息制造业	人均电信业务总量	元/人	正向
		人均邮政业务总量	元/人	正向
	软件和信息技术服务业	快递量	万件	正向
		电子信息制造业收入	万元	正向
产业数字化	企业数字化发展	电子信息制造业企业个数	个	正向
		软件业务收入	万元	正向
		信息传输、软件和信息技术服务业从业人数	万人	正向
	数字普惠金融	企业拥有网站数	个	正向
		有电子商务交易活动企业比重	%	正向
		电子商务交易额	亿元	正向
	R&D 投入强度	信息传输、计算机服务和软件业法人单位数	个	正向
		数字金融覆盖广度指数	—	正向
数字化治理	专利申请授权数量	数字金融使用深度指数	—	正向
		数字金融数字化程度	—	正向
		R&D 经费内部支出/GDP	%	正向
	人才教育程度	研究与试验发展(R&D)人员全时当量	人年	正向
		发明、实用新型和外观 3 种专利授权数量	件	正向
	政府财政科技支出	平均受教育年限＝(文盲人数×1＋小学学历人数×6＋初中学历人数×9＋高中和中专学历人数×12＋大专及本科以上学历人数×16)/6 岁以上人口总数	—	正向
		政府财政科技支出/GDP	%	正向

表 4　地区实体经济发展水平测度指标体系

一级指标	二级指标	单位	属性
农业	农林牧渔业总产值绝对数	亿元	正向
	农林牧渔业增加值	亿元	正向
	规模以上工业企业单位数	个	正向
工业	规模以上工业企业利润总额	亿元	正向
	规模以上工业企业资产总计	亿元	正向
	工业增加值	亿元	正向
建筑业	建筑业增加值	亿元	正向
	建筑业企业单位数	个	正向
	建筑业企业资产	亿元	正向
运输邮电业	建筑业总产值	亿元	正向
	公路里程	万 km	正向
	交通运输、仓储和邮政业增加值	亿元	正向
	邮政业就业人员数	人	正向
	批发和零售业增加值	亿元	正向
	批发业法人企业单位数	个	正向
批发零售业	批发业商品销售总额	亿元	正向
	批发和零售业城镇单位就业人员	万人	正向
	住宿和餐饮业增加值	亿元	正向
住宿和餐饮业	住宿业法人企业数	个	正向
	住宿业企业营业额	亿元	正向
	住宿和餐饮业城镇单位就业人员	万人	正向

的测度方式，采用 C-D(柯布-道格拉斯)生产函数来测量，其是一种描述产出与投入之间关系的数学模型，能够清晰地反映出不同生产要素对产出的贡献程度。具体计算步骤如下。

(1)计算输出弹性系数 a 与 b。如式(8)所示，将其两边取自然对数后通过双向固定模型来计算输出弹性系数 a 与 b。其中 Y_{it} 为产值，用实际地区生产总值(GDP)表示；K 为地区资本存量，这里采用永续盘存法将实际固定资产投资折算为资本存量；L 为从业人数(万人)，以年末总就业人数表示；A 为综合技术水平。

$$Y_{it} = AK_{it}^{a}L_{it}^{b} \tag{8}$$

(2)计算资本的边际产出 MPK_{it} 与劳动的边际产出 MPL_{it}。如式(9)和式(10)所示，首先计算出实际地区生产总值(GDP)分别与地区资本存量和年末从业人数的比值，并与资本和劳动各自的输出弹性系数相乘得到资本与劳动的边际产出。

$$MPK_{it} = aAK_{it}^{a-1}L_{it}^{b} = aY_{it}/K_{it} \tag{9}$$

$$MPL_{it} = bAK_{it}^{a}L_{it}^{b-1} = bY_{it}/L_{it} \tag{10}$$

(3)计算资本市场扭曲 CMD_{it} 与劳动力市场扭曲 LMD_{it}。如式(11)和式(12)所示，其中 r 为资产价格，将其设定为 10%，代表 5%的折旧率与 5%的实际利

率;w 为劳动价格,用实际平均劳动报酬来衡量,即名义平均劳动报酬与居民消费水平指数的比值。

$$CMD_{it} = |Distk_{it}| = |MPK_{it}/r - 1| \quad (11)$$

$$LMD_{it} = |Distl_{it}| = |MPL_{it}/w - 1| \quad (12)$$

式中:Distk 和 Distl 分别为未取绝对值的资本要素市场扭曲和劳动力市场扭曲,当 Distk 和 Distl 大于 0 时,为资本和劳动力要素配置不足,当 Distk 和 Distl 小于 0 时,为资本和劳动力要素配置过剩。

3.2.4 控制变量

在参考徐慧琳等[38]研究成果的基础上选取控制变量,同时对控制变量进行方差膨胀因子(VIF)检验,结果显示均小于 10,即排除变量间的共线性问题,最终采用以下控制变量:①外商直接投资(FDI),用外商直接投资与美元对人民币汇率的乘积与地区生产总值的比值来衡量;②对外开放度(Open),用对外贸易进出口总额与当年 GDP 的比值衡量;③创新水平(RIC),用发明专利申请受理量取自然对数;④人力资本水平(HC),用高等学校在校生人数作为高等教育的主要载体,将其与总人口的比值来衡量人力资本水平;⑤制度质量(IQ),参考王小鲁等[39]关于市场化指数的相关成果,将市场化指数划分为政府与市场关系、非国有经济发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织的发育和法律制度环境 5 个维度来测算,以此来衡量各省份的制度质量。

3.2.5 门槛变量

选取共同富裕(CP)和要素市场发育程度(EMDD)作为门槛变量,以此来分析其中的阶段性特征。其中要素市场发育程度(EMDD)数据来源于樊纲等[40]的相关研究成果。

3.3 数据来源及描述性统计

选取 2011—2020 年中国 30 个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区)的面板数据进行分析,最终获得 300 个样本观测值,表 5 中报告了主要变量的描述性统计结果。所需变量的数据均来源于国家统计局官网、《中国统计年鉴》《中国信息年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》,其中数字普惠金融发展水平的相关数据来自北京大学数字金融研究中心。

4 实证分析

4.1 基准回归及其结果分析

通过对面板数据进行 Hausman 检验,结果表明,采用省份和年份层面的双向固定效应模型来对数实融合与共同富裕进行定量研究。基准回归结果见表 6。表 6 列(1)可直观反映出地区数实融合程度能在 1%的显著水平上对共同富裕水平具有积极的正相关关系;列(2)显示了未加入控制变量但进行省份和时间固定效应的回归结果;列(3)则显示了只加入控制变量但不进行省份和年份固定效应的回归结果;列(4)在列(3)的基础上控制了省份和时间固定效应,其回归结果表明影响系数变小但显著性不变,且数实融合程度每增加 1 个单位,共同富裕水平将增加 0.305 1 个单位,说明数实融合能显著促进共同富裕。为进一步考察其赋能作用的滞后效应以及结论的稳健性,采用数实融合和控制变量滞后 1 期变量进行回归分析,见列(5),其赋能作用依然显著为正,从而验证了假设 H1。

表 6 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	CP	CP	CP	CP	CP
DS	0.573 2***	0.379 9***	0.636 6***	0.305 1***	0.337 6***
	(0.030 6)	(0.043 3)	(0.058 9)	(0.056 2)	(0.072 1)
常数项	0.080 9***	0.283 6***	0.572 1***	0.424 7**	0.615 3***
	(0.011 5)	(0.020 7)	(0.045 5)	(0.200 7)	(0.224 6)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制
省份/年份	未控制	控制	未控制	控制	控制
样本数	300	300	300	300	270
R^2	0.540 7	0.978 6	0.757 5	0.980 8	0.980 9

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为稳健标准误。

表 5 变量描述性统计

变量	最小值	最大值	平均值	中位数	方差	样本数
共同富裕	0.091 0	0.667 5	0.280 7	0.259 1	0.107 9	300
数实融合	0.090 6	0.847 0	0.348 5	0.320 4	0.138 5	300
数字经济	0.008 0	0.685 1	0.115 4	0.079 5	0.105 9	300
实体经济	0.008 5	0.762 1	0.194 1	0.158 8	0.146 0	300
外商直接投资	0.000 1	0.079 6	0.019 3	0.016 9	0.015 0	300
对外开放度	0.007 6	1.548 2	0.266 5	0.140 9	0.296 3	300
地区创新水平	5.318 1	12.285 2	9.570 1	9.592 9	1.404 2	300
人力资本水平	5.808 1	10.103 2	8.514 9	8.562 7	0.834 7	300
制度质量	3.359 0	11.934 0	7.940 9	8.118 0	1.892 2	300
资本市场扭曲	0.032 0	15.375 0	1.429 2	0.695 5	2.603 0	300
劳动市场扭曲	0.012 2	0.094 1	0.042 0	0.040 0	0.015 4	300
要素市场发育程度	0.951 0	16.713 0	8.948 3	8.473 0	3.182 2	300

4.2　中介机制检验

4.2.1　作用机制分析

中介效应模型的检验结果见表 7。由表 7 列(1)和列(2)可以得出,数实融合能通过改善资本市场扭曲来推动共同富裕,同时通过 Sobel 检验得出间接效应为 0.070,且显著为正,即假设 H2a 成立。同时,列(3)和列(4)的回归结果揭示了劳动力市场扭曲在数实融合对共同富裕的影响中存在中介作用,即数实融合通过降低劳动力市场扭曲间接促进了共同富裕。然后进一步进行 Sobel 检验,结果显示,间接效应为 0.034,且在 10%的显著性水平上显著,其结果与假设 H2b 一致。最后为进一步检验作用机制的有效性,参考 Guo 等[41]的研究思路考察上述两条作用机制的联合显著性。首先采用 Wald 检验联合显著性,检验结果为 6.270,且在 1%显著性水平上显著。其次采用 Bootstrap 检验,检验结果为 0.104,且在 1%显著性水平上显著。最后采用更加高效的结构方程模型(GSEM)直接估计联合效应,检验结果为 12.920,且在 1%显著性水平上显著。以上关于作用机制的联合显著性的检验使其结论更具有稳健性,并为后续进行作用路径分析提供了基础。

4.2.2　政策作用机制的因果路径分析

为了进一步考察数实融合对共同富裕的具体作用路径,借鉴 Zhou 和 Yamamoto[42]提出的平均处理效应分解思路(ATE),采用逐步回归法对数实融合通过改善资本与劳动力市场扭曲进而促进共同富裕的作用路径进行分析。分析结果见表 8,数实融合对共同富裕的直接效应占主导,约占总效应的 65.80%。而在间接效应中,通过改善资本市场扭曲的路径效应(约 23.00%)强于改善劳动力要素市场扭曲的路径效应(约 11.20%)。上述路径分析说明,数实融合的间接效应大部分通过改善资本要素市场扭曲来促进共同富裕。

表 7　中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	CMD	CP	LMD	CP
DS	−2.047 1***	0.234 7***	−3.623 2***	0.270 7***
	(0.302 7)	(0.060 7)	(0.606 3)	(0.059 1)
CMD		−0.034 4***		
		(0.012 6)		
LMD				−0.009 5**
				(0.004 2)
常数项	−0.642 6	0.402 6**	2.996 3*	0.453 1**
	(1.020 2)	(0.193 4)	(1.646 7)	(0.199 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份/年份	控制	控制	控制	控制
样本数	300	300	300	300
R^2	0.769 3	0.981 3	0.868 8	0.981 0
直接效应	0.235***		0.271***	
间接效应	0.070***		0.034*	
Sobel	0.070***		0.034*	
Wald	6.270***			
Bootstrap	0.104***			
GSEM	12.920***			

注:*、**、***分别表示 $P<0.10$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为稳健标准误。

表 8　作用路径分解

作用路径	系数	占比/%
平均总效应	0.305 1***	100
数实融合→改善资本要素市场扭曲→共同富裕	0.070 0***	23.00
数实融合→改善劳动力要素市场扭曲→共同富裕	0.034 0*	11.20
直接效应:数实融合→共同富裕	0.201 0***	65.80

注:*、**、***分别表示 $P<0.10$、$P<0.05$、$P<0.01$。

4.3　门槛特征结果分析

考虑到变量数据的平稳性,首先对样本数据进行面板单位根检验(LLC),结果显示为显著,即该数据为平稳数据,同时将样本中小于 1%和大于 99%分位数的数据作为异常值剔除。对要素市场发育程度(EMDD)与共同富裕(CP)使用 Bootstrap 法的 1 000 次抽样来检验门槛重数,结果见表 9,表明要素市场发育程度只通过单一门槛检验,而共同富裕通过了双重门槛检验,说明数实融合对共同富裕的影响会因其要素市场发育程度和共同富裕的不同而呈现阶段性特征,即假设 H4 和假设 H5 得到验证。表 10 则进一步表明了门槛模型的回归结果。

表 10 列(1)表明当要素市场发育程度不高于第一门槛值 4.359 0 时,数实融合对共同富裕的影响系数为 0.380 4,且在 1%的水平上显著,当要素市场发育程度超过第一门槛值 4.359 0 时,数实融合对共同富裕的影响系数变小为 0.268 1,且在 1%的水平上显著。可能的原因:在要素市场不成熟时,初步的技术和模式创新易于实现,从而快速提升生产力,推动制度环境改善,并享受“后来者优势”,进而短期内显著促进共富。相比之下,在要素市场成熟

表 9　门槛自抽样检验结果

门槛变量	门槛类型	P	门槛值	BS	下限	上限
EMDD	单一门槛	0.011	4.359 0	1 000	1.684 0	4.434 0
CP	单一门槛	0.084	0.453 1	1 000	0.448 9	0.455 6
	双重门槛	0.021	0.231 9	1 000	0.229 0	0.232 1

表 10　门槛模型回归结果

变量	(1)	(2)
	EMDD	CP
$DS_{i,t}\times I_{i,t}(Threshold_{i,t}\leqslant\varphi)$	0.380 4***	0.169 9***
	(0.057 4)	(0.057 3)
$DS_{i,t}\times I_{i,t}(\varphi<Threshold_{i,t}\leqslant\theta)$	0.268 1***	0.215 0***
	(0.054 8)	(0.054 5)
$DS_{i,t}\times I_{i,t}(\theta<Threshold_{i,t})$		0.257 0***
		(0.052 9)
常数项	0.203 8	0.276 0*
	(0.168 9)	(0.163 6)
控制变量	控制	控制
省份/年份	控制	控制
样本数	300	300
R^2	0.937 0	0.940 9

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为稳健标准误。

度高的地区,数实融合的边际改进作用有限,技术更新和市场创新面临更多挑战,因此其对共同富裕的正向影响相对较弱。因此,假设 H3 得到验证。除此之外,表 10 列(2)表明当自身的共同富裕水平不高于 0.231 9 时,数实融合对共同富裕的影响系数为 0.169 9,当自身的共同富裕水平高于 0.231 9 且不高于 0.453 1 时,数实融合对共同富裕的影响系数为 0.215 0,当自身的共同富裕水平高于 0.453 1 时,数实融合对共同富裕的影响系数增加为 0.257 0。可见数实融合在促进共同富裕方面的成效随自身共同富裕水平的增加而渐渐增加。这种趋势形成的原因可能是较高的共同富裕水平意味着更多的资本积累、更完善的教育资源、更成熟的市场体系、更稳定的制度环境和更全面的社会保障机制。这些因素共同作用,为数实融合提供了良好的基础和条件,使其能够更有效地推动技术创新、扩大经济活力、满足多元化需求,并确保转型过程中的社会稳定,从而在逐渐实现共同富裕的过程中发挥出越来越大的正向效应。

4.4　内生性处理

基准回归结果显示,数实融合程度能够显著促进共同富裕水平,但仍需检验数实融合程度对共同富裕水平影响过程中的内生性问题,即可能存在的双向因果关系及其遗漏变量问题。在使用双向固定效应模型基础上,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验。①采用滞后 1 期的数实融合程度作为工具变量(IV1),再参考刘家旗等[43]的处理方法,采用滞后 1 期的每万户互联网用户数作为数实融合的工具变量(IV2);②考虑到地区数实融合程度可能与数字基础设施发达程度有关,所以参考 Nunn 和 Qian[44] 的方法选择以 1984 年的每万人固定电话数与滞后 1 期的每万户互联网用户数的交互项作为数实融合工具变量(IV3);③考虑到不同省份的数实融合程度的差异可能跟自身所处的地理因素有关,所以参考谷城和张树山[45]的处理方法,采用地形起伏度与滞后 1 期的每万户互联网用户数的交互项作为数实融合的工具变量(IV4)。同时考虑到可能存在的弱工具变量和过度识别问题,对其工具变量进行外生性检验,计算得出 Robust F 值均大于 10,即排除该类问题。从表 11 的工具变量法(2SLS)回归结果可看出,与基准回归的结果相一致,均显著正相关。

表 11　工具变量法(2SLS)

变量	CP	CP	CP	CP
	IV1	IV2	IV3	IV4
DS	0.346 1***	0.222 7***	0.272 5**	0.779 0***
	(0.070 6)	(0.071 2)	(0.128 6)	(0.246 6)
常数项	0.767 1***	0.442 7**	0.431 8**	0.321 0
	(0.213 2)	(0.187 3)	(0.187 0)	(0.208 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份/年份	控制	控制	控制	控制
Robust F	1 015.59	157.531 0	19.724 1	16.324 5
样本数	270	300	300	300
R^2	0.980 4	0.980 6	0.980 8	0.975 2

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为稳健标准误。

4.5　稳健性检验

4.5.1　替换被解释变量

熵值法也存在容易忽略指标本身重要程度的缺点,有时候确定的指标权重与预期的结果相去较远。为了检验基准回归结果的稳健性,利用变异系数测度模型对各省份的共同富裕水平再次进行测度并进行基准回归,表 12 列(1)显示,仍然强烈支持地区数实融合程度对共同富裕水平具有显著积极效应的结论。

表 12　稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	增加控制变量	缩尾处理
DS	0.261 9***	0.353 4***	0.344 9***
	(0.058 2)	(0.053 9)	(0.059 0)
常数项	0.278 9**	0.523 1***	0.484 5**
	(0.199 8)	(0.184 5)	(0.217 5)
控制变量	控制	控制	控制
省份/年份	控制	控制	控制
F	361.45	349.54	308.02
样本数	300	300	273
R^2	0.982 8	0.984 1	0.982 8

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;括号内为稳健标准误。

4.5.2　增加控制变量

数实融合可能会造成系统性宏观经济环境变化，特别是对金融业的影响尤为明显，因此在模型中添加各省地形起伏度与金融发展水平（FDL）的交互项作为控制变量以减缓环境因素对回归结果产生影响，其中金融业发展水平（FDL）由金融业增加值与当年GDP的比值来衡量。表12列（2）汇报了加入该控制变量的回归结果，表明在控制固定效应缓解宏观系统性变化之后，数实融合促进共同富裕的结论依然成立。

4.5.3　缩尾处理

为避免样本中异常值的影响，将样本中小于1%和大于99%分位数的数据作为异常值，剔除异常值后对剩余样本数据重新回归，结果见表12列（3），其回归结果与基准回归相一致。

4.6　异质性分析

4.6.1　区域异质性

已有研究表明中国区域间存在“数字鸿沟”，省域数字经济发展水平呈现较为明显的阶梯分布特征[46]。因此，将研究样本按照中国经济区域划分为东、中、西部地区来进行基准回归。表13列（1）、列（2）和列（3）显示，数实融合对共同富裕的影响在东、中、西部地区均为正向，但在东部和西部地区回归系数的显著性和数值均超过中部地区，且赋能效果最强的为西部地区，可能是因为西部地区基础设施和信息化水平起步较晚、较低，因此数实融合初期的投入和应用带来的边际效益显著，同时受益于政策倾斜和内部潜力挖掘，技术溢出与起步效应明显。

4.6.2　要素错配异质性

为使研究结论更具有稳健性，参考白俊红和刘宇英[47]关于资本与劳动要素错配的测度方法来替换中介变量资本市场扭曲与劳动市场扭曲，并根据资本与劳动要素错配情况，将样本划分为资本与劳动要素配置过剩组（资本要素错配指数大于零）与资本要素配置不足组（资本要素错配指数小于等于零）。回归结果见表13列（4）～列（7）。结果表明相比在资本与劳动要素配置过剩的情况下，资本与劳动要素配置不足时，数实融合对共同富裕的赋能作用更强。同时，当资本要素从不足到过剩时，数实融合对共同富裕的影响效应减少了4.21%，而当劳动要素从不足到过剩时，数实融合对共同富裕的影响系数绝对值减少了25.19%，表明相较于资本要素，劳动要素配置的变化对数实融合促进共同富裕的影响系数具有更大的变化幅度。这意味着优化劳动要素配置可能是提高数实融合效益、推动共同富裕的关键因素。

5　结论与建议

5.1　结论

全面构建了数字经济、实体经济和共同富裕指数在省级层面的指标体系，并运用耦合度协调模型来评估各省数实融合的程度。在此基础上，通过实证分析探讨了数实融合对共同富裕的影响作用，并从资本与劳动市场扭曲的角度剖析了数实融合促进共同富裕的潜在机制。此外，研究还通过了稳健性检验、内生性检验和异质性分析等方法来验证结论的可靠性，得到以下结论。

（1）数实融合可以显著促进共同富裕。经过理论分析和双向固定效应模型的实证分析发现，数实融合可以显著促进共同富裕。经过内生性检验、变量替换、增加控制变量以及样本调整等一系列稳健性检验后，结论始终不变。同时通过区域异质性发现西部地区的赋能作用最强。

（2）数实融合能够通过改善资本与劳动力市场扭曲来促进共同富裕。通过作用机制的理论分析和中介效应模型分析、Sobel检验以及3种关于机制路径的联合显著性检验的实证分析得出，在数实融合促进共同富裕的过程中，资本与劳动力市场扭曲扮演了显著的中介角色。即虽然资本与劳动力要素市场扭曲本身对共同富裕具有抑制作用，但数

表13　异质性分析结果

变量	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）
	东部	中部	西部	资本要素配置不足	资本要素配置过剩	劳动要素配置不足	劳动要素配置过剩
DS	0.190 1** (0.078 3)	0.190 0 (0.160 1)	0.285 6* (0.156 6)	0.273 2*** (0.094 5)	0.261 7*** (0.088 0)	0.262 8*** (0.097 5)	0.196 6** (0.076 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	110	80	110	178	122	187	113
R^2	0.983 6	0.957 6	0.929 9	0.964 1	0.980 7	0.948 3	0.982 6

注：*、**、***分别表示$P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$；括号内为稳健标准误。

实融合能够有效改善此类扭曲,从而间接推动了共同富裕的提升。

(3)数实融合对共同富裕的赋能作用存在阶段性特征。门槛效应分析表明,数实融合对共同富裕的赋能作用呈现出阶段性变化特征。一方面,该作用随要素市场发育程度的提高而减弱,另一方面,其与共同富裕自身发展水平之间则表现出边际效应递增的特征。

(4)数实融合对共同富裕的赋能作用存在显著的要素配置状态异质性。通过分组回归发现,相比在资本与劳动要素配置过剩时,数实融合对共同富裕的赋能作用在资本与劳动要素配置不足时更强,且劳动要素配置的变化使其赋能作用的波动更加强烈。

5.2 建议

(1)推动数字经济基础设施以及区域间均衡发展。推动数字经济基础设施及区域间均衡发展,关键在于强化顶层规划与协调,致力于构建紧密的区域间联系与合作网络。这要求政府层面制定全面、前瞻性的战略蓝图,明确数字经济基础设施建设的优先级和方向,确保交通、通信网络等关键领域的投资既满足当前需求,又能预见并适应未来发展趋势。通过这些基础设施的升级与完善,能够显著缩短城乡及各地区之间的物理距离和心理距离,打破地域限制,提升区域间的互联互通水平,为信息流、资金流、人才流的自由流动创造条件。在此基础上,鼓励东部、中部与西部地区之间开展多层次、宽领域的合作,是实现资源共享、优势互补的有效途径。东部地区凭借其先发优势和丰富经验,可以向中西部输出技术、资本和管理经验;中部地区作为桥梁,能够促进东西部资源的对接与融合;西部地区则可依托自身特色资源,吸引外部投资,加快数字经济发展步伐。这种跨区域合作模式有助于缩小“数字鸿沟”,让更多地区共享数字经济发展的红利。

(2)优化劳动力市场以及加强资本市场监管。优化劳动力市场与加强资本市场监管,是实现经济社会高质量发展、促进共同富裕的关键举措。在劳动力市场方面,核心在于消除就业歧视与壁垒,确保劳动要素的自由流动和高效配置。这需要从多个维度入手:①推动教育公平,特别是加大对偏远和欠发达地区的教育投入,通过提升基础教育质量和职业教育水平,从根本上增强劳动力的整体素质和竞争力,为数实融合提供坚实的人才支撑;②创造平等的就业机会,通过立法保障、政策引导等手段,确保不同性别、年龄、种族及社会经济背景的人群都能享有平等的就业权利,减少就业市场中的隐性歧视;③构建全国统一的劳动力市场信息平台,利用大数据、云计算等现代信息技术手段,打破信息孤岛,降低求职者与用人单位之间的信息搜寻成本,提高劳动力资源配置效率。在资本市场层面,强化监管的目的在于营造一个公平、透明、高效的市场环境,引导资本流向最需要的领域,尤其是实体经济部门。最后能够有效促进资本与实体经济的深度融合,为数实融合提供充足的资金支持,降低其赋能作用的波动性,确保经济发展的稳定性和可持续性。

(3)重点关注较低富裕地区以及调控要素市场发育。在推进数字经济与实体经济深度融合的过程中,必须重点关注共同富裕水平较低的地区和弱势群体,通过实施精准的政策倾斜和资源配置来缩小数字鸿沟。一方面,要加大对偏远山区、资源枯竭型城市等低发展地区的支持力度,加快 5G 网络、数据中心等数字基础设施建设,设立专项基金推动特色产业数字化转型,并建立发达地区与欠发达地区的协作机制;另一方面,要着力提升低收入群体、老年人等弱势群体的数字素养,开展普惠性数字技能培训,优化数字公共服务的适老化和无障碍改造,鼓励平台企业创造灵活就业机会。同时,要进一步完善要素市场的培育和监管机制,推动数据要素跨区域流通共享,健全资本、技术等要素向欠发达地区流动的激励机制,加强对平台垄断和不正当竞争的监管,确保数实融合在促进经济增长的同时,能够真正实现发展成果的普惠共享,让数字化红利更公平地惠及全体人民。

(4)优先聚焦要素配置不足地区以及激活过剩资源。针对区域发展不均衡的现实挑战,需要构建差异化的数实融合推进策略。在资本与劳动要素相对匮乏的地区,优先布局数字新基建等新型基础设施,配套实施税收减免、专项补贴等财税激励政策,并重点开发符合当地特色的应用场景,通过数字化手段盘活本地特色资源禀赋,突破传统要素短缺的发展瓶颈。与此同时,在资本和劳动力相对过剩的发达地区,应着力打造数字化要素流通枢纽,依托区块链、人工智能等技术构建全国性的要素交易平台,实现闲置资本与剩余劳动力的智能匹配和跨区域调度,推动数实融合从简单的规模扩张向技术创新、价值链重构等高质量发展阶段转型。这种

双轨并进的策略设计，既能强化欠发达地区的数字化基础能力，又能破解发达地区的要素配置低效问题，形成“补短板”与“优结构”的良性互动。最终实现数实融合在经济增长效率提升、区域发展差距缩小、社会福祉普惠共享等多个维度对共同富裕的协同驱动，构建更加包容、更可持续的数字经济发展新格局。

参考文献

[1] 余思新，黄骏腾. 新时代共同富裕：科学内涵、现实挑战及路径探析[J]. 中共青岛市委党校. 青岛行政学院学报，2025(1)：39-46.

[2] 田秀娟，李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展：基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J]. 管理世界，2022，38(5)：56-73.

[3] 马玥. 数字经济对消费市场的影响：机制、表现、问题及对策[J]. 宏观经济研究，2021(5)：81-91.

[4] 李天宇，王晓娟. 数字经济赋能中国“双循环”战略：内在逻辑与实现路径[J]. 经济学家，2021(5)：102-109.

[5] 文正邦. 公平与效率：人类社会的基本价值矛盾[J]. 政治与法律，2008(1)：55-61.

[6] 李实，朱梦冰. 推进收入分配制度改革促进共同富裕实现[J]. 管理世界，2022，38(1)：52-61.

[7] 徐玉德，程东，范亚辰. 筑巢引凤来：数实融合与人力资本结构升级[J]. 财经论丛，2024(11)：3-12.

[8] 韩乾，李婉芳. 数实融合背景下“数据要素×”金融服务的创新发展路径与策略[J]. 科技与金融，2025(1)：7-14.

[9] 倪娟，李彦璋，周睿. 人工智能助力税收管理数字化转型的对策分析[J]. 税务研究，2021(4)：92-96.

[10] 翟绍果. 数字化转型中社会保障的结构改革与制度创新[J]. 社会保障评论，2025，9(2)：15-31.

[11] HUANG S F，ZHENG G L. The influence of fiscal transparency on corruption：evidence from China[J]. Finance & Trade Economics，2015，400(3)：30-42.

[12] MONTES G C，BASTOS J C A，DE OLIVEIRA A J. Fiscal transparency，government effectiveness and government spending efficiency：some international evidence based on panel data approach[J]. Economic Modelling，2019，79：211-225.

[13] 刘洋，张广利. 数字化驱动慈善合作治理的价值逻辑与优化路径[J]. 北京社会科学，2024(6)：90-99.

[14] TAPSCOTT D. The digital economy：promise and peril in the age of networked intelligence[M]. Newyork：McGrawHill，1996：2-8.

[15] 李兴锋，王斌，王力. 数字经济对共同富裕的影响效应与机制检验[J]. 统计与决策，2024，40(6)：16-20.

[16] 刘阳，修长百. 数实融合对产业结构转型升级的研究[J]. 科学管理研究，2022，40(3)：123-129.

[17] 徐慧琳，杨望，谭小芬. 数字经济对共同富裕的影响：基于省级面板数据的实证[J]. 统计与决策，2023，39(19)：5-10.

[18] 徐梦周，吕铁. 赋能数字经济发展的数字政府建设：内在逻辑与创新路径[J]. 学习与探索，2020(3)：78-85，175.

[19] 刘永文，李睿. 数实融合能否改善要素市场扭曲[J/OL]. 软科学，1-14[2024-05-04]. http：//kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20231204.1731.004.html.

[20] 黄永春，宫尚俊，邹晨，等. 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(10)：77-87.

[21] 张春华，王乾坤，侯冠宇. 数字经济、要素配置与共同富裕[J]. 统计与决策，2023，39(22)：5-10.

[22] 李三希，王泰茗，武玙璠. 数字经济的信息摩擦：信息经济学视角的分析[J]. 北京交通大学学报(社会科学版)，2021，20(4)：12-22.

[23] 黄漫宇，王孝行. 数字经济、资源错配与企业全要素生产率[J]. 宏观经济研究，2022(12)：43-53.

[24] 琚琼. 数字普惠金融发展的创业效应研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版)，2023，44(3)：45-53.

[25] 杨伟明，粟麟，王明伟. 数字普惠金融与城乡居民收入：基于经济增长与创业行为的中介效应分析[J]. 上海财经大学学报，2020，22(4)：83-94.

[26] 张宗新，张帅. 数字金融提升我国资本要素配置效率研究[J]. 社会科学，2022(11)：129-139.

[27] 赵新宇，蔡佳怡，万孟泽. 数字经济对劳动力市场一体化影响研究：基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 商业研究，2024(1)：82-90.

[28] 赵峰，赵芫源. 数字经济时代劳资关系的新变化[J]. 理论学刊，2025(3)：104-112.

[29] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels：estimation，testing，and inference[J]. Journal of Econometrics，1999，93(2)：345-368.

[30] 韩亮亮，彭伊，孟庆娜. 数字普惠金融、创业活跃度与共同富裕：基于我国省际面板数据的经验研究[J]. 软科学，2023，37(3)：18-24.

[31] 刘呈军，聂富强，任栋. 我国人类发展水平的测度研究：基于新发展理念的HDI拓展研究[J]. 经济问题探索，2020(3)：58-73.

[32] 王军，朱杰，罗茜. 中国数字经济发展水平及演变测度[J]. 数量经济技术经济研究，2021，38(7)：26-42.

[33] 王军，刘小凤，朱杰. 数字经济能否推动区域经济高质量发展?[J]. 中国软科学，2023(1)：206-214.

[34] 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)：65-76.

[35] 潘为华，贺正楚，潘红玉. 中国数字经济发展的时空演化和分布动态[J]. 中国软科学，2021(10)：137-147.

[36] 史丹，孙光林. 数字经济和实体经济融合对绿色创新的影响[J]. 改革，2023(2)：1-13.

[37] GAO K，YUAN Y. Does market-oriented reform make the industrial sector “Greener” in China? fresh evidence

from the perspective of capital-labor-energy market distortions[J]. Energy, 2022, 254: 12418.

[38] 徐慧琳, 杨望, 谭小芬. 数字经济对共同富裕的影响: 基于省级面板数据的实证[J]. 统计与决策, 2023, 39(19): 5-10.

[39] 王小鲁, 胡李鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.

[40] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2012.

[41] GUO X, LI R, LIU J, et al. High-dimensional mediation analysis for selecting DNA methylation loci mediating childhood trauma and cortisol stress reactivity[J]. Journal of the American Statistical Association, 2022, 117: 2053136.

[42] ZHOU X, YAMAMOTO T. Tracing causal paths from experimental and observational data [J/OL]. (2020-01-10) [2025-08-10]. https://doi.org/10.31235/osf.io/2rx6p.

[43] 刘家旗, 薛飞, 付雅梅. 数字经济的产业结构升级效应研究: 基于供给与需求双重视角[J]. 统计与决策, 2023, 39(18): 125-128.

[44] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1630-1666.

[45] 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): 1-11.

[46] 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): 23-41.

[47] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.

Digital-real Integration, Factor Market Distortions, and Common Prosperity

SHEN Hongyuan, SUN Yuan, CHEN Jia, DU Yue

(School of Economics and Management, Southwest University of Science and Technology, Mianyang 621000, China)

Abstract: Common prosperity is a crucial goal for China's socio-economic development, and the deep integration of the digital and real economies has become a significant factor in achieving high-quality development and accelerating the advancement of common prosperity. Based on panel data from 30 Chinese provinces from 2011 to 2020, this study employs two-way fixed effects models, a mediating effects model, and a threshold model to investigate the relationship. The findings are as follows the integration of the digital and real economies significantly promotes common prosperity, with the most substantial empowering effect is observed in the western region. This integration fosters common prosperity by alleviating distortions in both the capital and labor markets. The impact of digital-real economy integration on common prosperity exhibits an increasing marginal effect relative to the existing level of common prosperity itself, but diminishes as the degree of factor market development increases. The empowering effect of digital-real economy integration on common prosperity is stronger when there is under-allocation of capital and labor factors, and fluctuations in labor factor allocation lead to more pronounced variations in this empowering effect.

Keywords: digital-real integration; common prosperity; capital market distortions; labor market distortions