

数字金融、要素配置效率与共同富裕

——基于中介效应、门槛效应和空间溢出效应模型的实证检验

颜廷峰¹, 陈姗姗¹, 颜琦²

(1. 安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233000;
2. 兰州财经大学 金融学院, 甘肃 兰州 730020)

摘 要: 共同富裕作为中国式现代化的本质要求, 数字金融以数字化技术与创新的金融服务, 逐步成为推动共同富裕目标达成的重要动力。文章基于要素配置效率的视角, 以我国地级市 2011-2022 年的数据为样本, 运用中介效应、门槛效应和空间溢出效应模型实证检验了数字金融对共同富裕的影响。研究发现: 数字金融的发展对共同富裕具有显著的直接促进作用, 并且要素配置效率在该过程中存在中介效应, 具体表现为数字金融可以通过提高资本和劳动要素配置效率的途径来促进共同富裕的发展。同时, 在数字基础设施水平这一门槛变量的作用下, 数字金融对共同富裕的影响具有门槛效应和边际效用递增的非线性特征。进一步研究表明: 数字金融可以通过辐射效应和学习效应促进邻近城市共同富裕水平的提升, 存在显著的空间溢出效应。

关键词: 数字金融; 共同富裕; 中介效应; 门槛效应; 空间溢出效应

中图分类号: F830

文献标识码: A

文章编号: 1672-1217 (2024) 06-0069-14

收稿日期: 2024-09-08

基金项目: 国家社会科学基金项目 (24BJY087): 金融高质量发展推动新质生产力发展的内生逻辑、路径拓展与长效机制研究;

安徽省哲学社会科学规划一般项目 (AHSKY2022D064): 安徽金融高质量发展的理论逻辑、现实向度、测度评价与协同监管研究;

安徽省高校科研计划社会科学重点项目 (2022AH050585): 安徽金融高质量发展服务实体经济测度评价与效率提升措施研究。

作者简介: 颜廷峰 (1975-), 男, 山东聊城人, 安徽财经大学金融学院教授;

陈姗姗 (2000-), 女, 安徽六安人, 安徽财经大学金融学院硕士研究生;

颜 琦 (2000-), 女, 山东聊城人, 兰州财经大学金融学院硕士研究生。

DOI:10.16284/j.cnki.cn37-1401/c.2024.06.014

共同富裕不仅是社会主义的本质要求, 更是中国特色社会主义进入新时代的重要发展目标和改革任务。从党的十九届五中全会提出“2035 年全体人民共同富裕取得更为明显的实质性进展”的远景目标, 到党的二十届三中全会进一步强调 2029 年完成上述改革任务, 远景目标与改革任务实现时间的大幅提前, 不仅凸显了该任务的紧迫性, 而且也彰显了远景目标能够提前如期实现的信心和能力。同时, 党的二十届三中全会还明确指出, 健全按要素分配政策制度, 规范财富积累机制, 积极发展数字金融等金融新业态, 加强对重大战略的优质金融服务, 坚持促进城乡要素平等交换、双向流动, 缩小城乡差距, 实现城乡共同繁荣发展^①。共同富裕作为一项长期性且艰巨性的系统工程, 自远景目标提出以来, 我国积极付诸行动, 推进共同富裕进程的实践探索方向逐渐得以明晰, 但长期以来仍然存在城乡差距大、发展不平衡等现实问

①《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定 (二〇二四年七月十八日中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议通过)》, 《人民日报》2024 年 7 月 22 日。

题^①，阻碍着共同富裕目标的有效实现。已有研究表明，数字金融是推进共同富裕目标实现的有效手段^②，而要素配置效率的提高是数字金融促进共同富裕发展的重要实现路径，数字金融可以通过改善要素错配程度、优化要素配置效率，促进资源公平有效地分配^③，进而缩小城乡差距，进一步提升共同富裕水平。因此，如何借助数字金融的快速发展，通过要素配置效率优化渠道，公平有效地提升全体居民的收入水平、缩小城乡差距，推进共同富裕实质性进展是我国目前亟需完成的重要任务。

一、文献综述

既有关于数字金融、共同富裕与要素配置效率的研究成果，为本文的系统综合研究奠定了坚实的基础。具体来看，第一，关于数字金融促进共同富裕发展的研究，学者们发现数字金融是实现共同富裕的有效手段。从理论层面来看，祝嘉良等（2022）认为数字金融通过缓解农村居民的信贷约束来促进共同富裕^④。从实证层面来看，张金林等（2022）和刘心怡等（2022）分别从创业活跃度、缓解融资约束的角度，均发现数字金融的发展对于共同富裕存在促进作用^⑤。第二，关于要素配置与共同富裕的研究，主要围绕城乡差异这一核心议题展开。郭王玥蕊和张伯超（2022）等指出，我国面临的城乡要素配置不匹配问题对共同富裕的实现形成了障碍^⑥。具体到各要素层面，涂圣伟和杨祥雪（2022）认为农业劳动力要素的高效配置对共同富裕具有促进作用^⑦；赵燕（2022）研究发现，城乡土地要素之间的双向流动对提高农民的收入和减少城乡之间的收入差距具有积极作用^⑧；刘明月和汪三贵（2022）强调农村地区薄弱的基础设施建设水平等问题制约着共同富裕进程的实现^⑨。第三，数字金融在提升要素配置效率方面的优势，获得了学术界的广泛关注。李娜（2023）指出数字金融能够有效提升要素配置效率^⑩；Ozili（2018）指出数字金融能够为小微企业提供更为精准的服务，从而有效防止资源错配等问题的出现^⑪。在探讨其作用机理时，张宗新和张帅（2022）认为数字金融可以通过技术进步和产业结构升级等途径，减轻资本要素错配程度^⑫。此外，田杰等（2021）发现数字金融借助大数据等智能化技术，减少信息成本，可以有效改善资源错配现象^⑬；李彦等（2023）还发现数字金融对要素配置效率的影响具有空间外溢效应^⑭。

通过梳理已有文献发现，既有研究成果往往局限于讨论数字金融、共同富裕与要素配置效率两两之间

①洪俊杰、李研、杨曦：《数字经济与收入差距：数字经济核心产业的视角》，《经济研究》2024年第5期，第116-131页。

②尹志超、文小梅、栗传政：《普惠金融、收入差距与共同富裕》，《数量经济技术经济研究》2023年第1期，第109-127页；王义中、林溪、李振华、吴卫星：《数字普惠金融助力与共同富裕：基于流动性约束视角》，《经济研究》2024年第6期，第49-68页。

③张宗新、张帅：《数字金融提升我国资本要素配置效率研究》，《社会科学》2022年第11期，第129-139页。

④祝嘉良、纪洋、陈少华、赵清华、李振华：《数字经济与共同富裕》，《中国经济问题》2022年第2期，第1-13页。

⑤张金林、董小凡、李健：《数字普惠金融能否推进共同富裕？——基于微观家庭数据的经验研究》，《财经研究》2022年第7期，第4-17页；刘心怡、黄颖、黄思睿、张桃霖：《数字普惠金融与共同富裕：理论机制与经验事实》，《金融经济研究》2022年第1期，第135-149页。

⑥郭王玥蕊、张伯超：《二元经济要素错配的收入分配效应研究》，《现代经济探讨》2022年第6期，第33-46页。

⑦涂圣伟、杨祥雪：《要素市场化配置、城乡收入差距与农民共同富裕》，《贵州社会科学》2022年第9期，第148-159页。

⑧赵燕：《要素配置促进共同富裕？——基于土地城镇化与城乡收入差距视角》，《云南财经大学学报》2022年第11期，第22-41页。

⑨刘明月、汪三贵：《以乡村振兴促进共同富裕：破解难点与实现路径》，《贵州社会科学》2022年第1期，第152-159页。

⑩李娜：《数字普惠金融、要素配置与城乡融合发展》，《管理现代化》2023年第5期，第56-65页。

⑪Ozili, P. K, "Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability", *Borsa Istanbul Review*, Vol. 18, 2018, pp. 329-340.

⑫张宗新、张帅：《数字金融提升我国资本要素配置效率研究》，《社会科学》2022年第11期，第129-139页。

⑬田杰、谭秋云、靳景玉：《数字金融能否改善资源错配？》，《财经论丛》2021年第4期，第49-60页。

⑭李彦、付文宇、王鹏：《数字金融对城市要素配置效率的影响研究》，《经济体制改革》2023年第1期，第145-154页。

的关系,很少有学者将三者结合起来进行综合系统分析。有鉴于此,本文在继承既有研究成果基础上,以我国 279 个城市 2011- 2022 年的面板数据为研究样本,实证检验数字金融影响共同富裕的直接效应、中介效应、门槛效应以及空间溢出效应,以弥补目前理论研究上的不足。本文可能的边际贡献在于:第一,分别从“共享”与“富裕”维度,综合构建共同富裕评价指标,讨论共同富裕在城市层面的实现情况。第二,考虑到要素错配的经济事实,本文基于测度市级的要素配置效率指数,从要素配置效率视角分析数字金融对共同富裕的影响机制。第三,更加深入地探讨数字金融对共同富裕的非线性影响、空间溢出效应及其资本和劳动要素配置效率的中介效应。

二、理论分析与研究假设

(一) 数字金融对共同富裕的直接影响

数字金融凭借其数字化技术与创新的金融服务,已经成为促进共同富裕目标实现的重要途径。一方面,数字金融凭借其普惠性的优势,不仅能公平地向社会各阶层提供更具透明度、更具时效性、更为精确的金融信息,还能够提供更加多元化的金融服务与创业机会,促进居民收入提高,提升地区富裕水平。另一方面,面对容易受到金融服务排斥的农民等弱势群体,数字金融能够有效地解决信息不对称和高交易成本的问题,降低金融服务的门槛效应和排斥效应,缩小城乡之间的收入差距,推动地区共享水平的提升。综上,数字金融既能够提高居民收入水平,促进地区富裕水平提升,也能通过降低城乡收入差距,促进地区共享水平提升。基于此,提出假设 1。

H1:数字金融能够通过提升富裕与共享水平进而促进共同富裕水平提升。

(二) 数字金融对共同富裕影响的中介效应

数字金融可以通过提高要素配置效率,缩小城乡差距,助力共同富裕目标的实现。一方面,数字金融依托普惠性优势,不仅扩大了金融服务的覆盖面,还提供了广阔的融资渠道,从而提高了资本要素的流转效率。另一方面,面对劳动力无法得到有效利用的问题,数字金融的发展可以带动地区就业,吸引剩余劳动力向其它部门转移。而且数字金融可以凭借资源共享优势,有效解决劳动力与企业间匹配成本高、匹配效率低下的问题,助力劳动者找到合适的工作岗位。综上,数字金融的发展不仅能够提高资本利用效率,还有利于优化劳动力的配置效率,进而促进共同富裕水平提升。因此,提出假设 2。

H2:数字金融能够通过提高资本和劳动配置效率的间接路径影响共同富裕。

(三) 数字金融对共同富裕影响的门槛效应

梅特卡夫定律指出,网络的价值与互联网用户数的平方成正比,凸显出互联网外部性逐渐增强的特点。数字金融新业态的构建能够凭借这一定律实现由点到线、由面到网的跨越式发展,进而推动城市间的紧密联系与精细协作^①。由此可见,数字金融对共同富裕的影响效率,主要依赖于数字化基础设施的完备度。考虑到各地区数字基础设施水平存在差异,本文将探讨数字金融对共同富裕的影响,是否存在门槛效应。因此,提出假设 3。

H3:数字金融对共同富裕的影响存在数字基础设施水平的门槛效应。

(四) 数字金融对共同富裕影响的空间溢出效应

数字金融作为传统金融的拓展,其发展轨迹深受地理因素影响,对共同富裕的影响具有空间外溢效应。具体表现为:在辐射效应方面,数字金融不仅有助于实现资金跨地域流动和优化配置,而且数字金融发达地区的技术和信息等要素,会通过各种途径向周边地区扩散,降低信息搜索成本和资金流动风险,提升金融服务的品质和效率。在学习效应方面,一个地区的数字金融发展在促进自身共同富裕的同时,会吸引邻近城市主动学习和借鉴,进而提升整体的共同富裕水平。因此,提出假设 4。

^①王智新、王辰筱、朱文卿、韩承斌:《新发展格局下城市数字金融对外商直接投资的影响——来自我国 256 个地级及以上城市的经验证据》,《统计研究》2023 年第 3 期,第 71-84 页。

H4:数字金融对共同富裕的影响存在空间溢出效应。

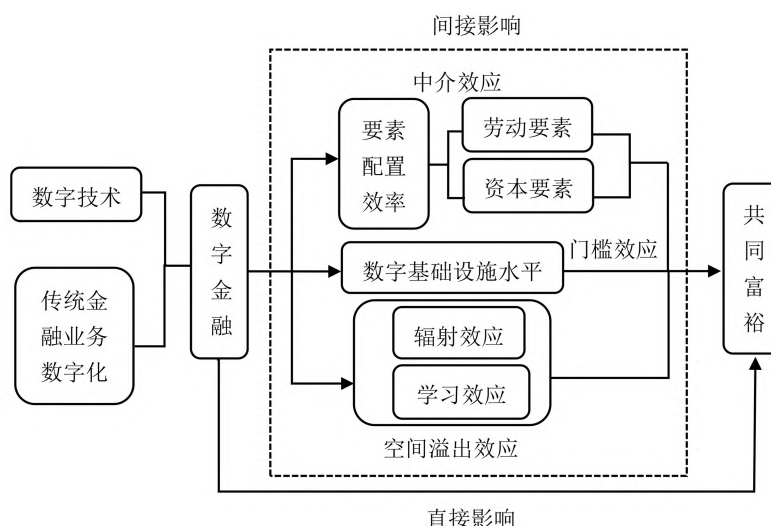


图1 数字金融、要素配置效率与共同富裕技术路线图

三、模型设计与变量选择

(一) 模型设定

为了检验数字金融对共同富裕的作用机制，首先构建基准模型：

$$CP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{i,t} + \alpha_c X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

并参考曾国安等（2023）^①的做法，构建中介效应模型：

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{i,t} + \beta_c X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$CP_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 M_{i,t} + \gamma_c X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$CP_{i,t} = \gamma_2 + \gamma_3 Digital_{i,t} + \gamma_4 M_{i,t} + \gamma_c X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $CP_{i,t}$ 表示城市 i 在 t 时期共同富裕指数值， $Digital_{i,t}$ 表示城市 i 在 t 时期的数字金融发展水平，向量 $X_{i,t}$ 代表本文选取的一系列控制变量。 M 代表中介变量劳动力错配指数 $Taul$ 和资本错配指数 $Tauk$ 。 λ_t 和 u_i 分别控制时间固定效应、个体固定效应； $\epsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

此外，借鉴 Hansen (1999)^② 门限回归方法，以数字基础设施水平为门槛变量，进一步构建如式 (5) 所示的面板门限模型，以及借鉴 Elhorst (2014)^③ 的方法构建如式 (6) 所示的空间计量模型：

$$CP_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 Digital_{i,t} \cdot I(DBF \leq \theta_1) + \varphi_2 Digital_{i,t} \cdot I(\theta_1 < DBF < \theta_2) + \dots + \varphi_n Digital_{i,t} \cdot I(\theta_{n-1} < DBF < \theta_n) + \varphi_c X_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$CP_{i,t} = \lambda WCP_{i,t} + \varphi_0 + \varphi_1 Digital_{i,t} + \varphi_c X_{i,t} + \eta_1 WDigital_{i,t} + \eta_c WX_{i,t} + \lambda_t + u_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\epsilon_{i,t} = \lambda W\epsilon_{i,t} + \mu_{i,t}$$

其中， DBF 代表数字基础设施水平， $I(\cdot)$ 在 DBF 条件满足时，取值 1，反之取值 0； θ 为待估门槛值。 W 代表 $n \times n$ 维的空间权重矩阵， WCP 、 $WDigital$ 和 WX 分别代表共同富裕、城市数字金融和控制变量的

① 曾国安、苏诗琴、彭爽：《企业杠杆行为与技术创新》，《中国工业经济》2023 年第 8 期，第 155-173 页。

② Hansen, B. E, "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93, 1999, pp. 345-368.

③ Elhorst, J. P, "Matlab software for spatial panels", *International Regional Science Review*, Vol. 37, 2014, pp. 389-405.

空间滞后项； λ 代表空间自回归系数。其他设定与基准模型相同。

（二）数据来源与指标设计

本文的研究样本为我国 279 个城市，数据主要来源于《中国城市统计年鉴》和《北京大学数字普惠金融指数（2011-2022）》第五期，对于部分缺失数据，从统计公报中进行了补充。在数据处理阶段遇到的数据空白问题，采用线性插值法进行了科学估算和填补。

被解释变量：共同富裕水平（*CP*）。参考刘培林等（2021）^① 的研究，从“富裕”和“共享”两个维度构建共同富裕评价指标。“富裕”强调民众达到了更高层次的收入阶段，利用人均可支配收入、人均 GDP、人均可支配收入占全国平均人均可支配收入的比重这三个指标衡量；“共享”强调全体人民都能够享有发展成果，利用泰尔指数（城乡收入差距）和省内外人均可支配收入标准差（区域收入差距）这两个指标进行衡量。同时，利用熵值法测度得到共同富裕指数值，为避免异方差影响，对其取自然对数处理。具体指标体系如表 1 所示。

核心解释变量：数字金融（*Digital*）。使用北大数字普惠金融指数来衡量当地数字金融发展水平，该指数进一步细分为覆盖广度（*Breadth*）、使用深度（*Depth*）和数字化程度（*Digitization*）。

表 1 共同富裕评价指标体系

衡量维度	具体指标	指标性质
富裕	人均可支配收入	正向
	人均 GDP	正向
共享	人均可支配收入/全国平均人均可支配收入	正向
	泰尔指数	负向
	省内人均可支配收入标准差	负向

中介变量：要素配置效率。从要素错配角度出发，利用资本要素错配指数（*Tau_k*）与劳动要素错配指数（*Tau_l*）对要素配置效率进行衡量。

门槛变量：数字基础设施水平（*DBF*）。以每百户互联网宽带接入户数来衡量城市数字基础设施水平。

控制变量：教育水平（*ED*），用教育支出占政府财政支出比重衡量；财政收支压力（*FREP*），用地方财政一般预算内收入占一般预算内支出的比重表示；产业结构（*IS*），用第三产业增加值占第二产业增加值的比重衡量；城镇化水平（*URB*），用城镇常住人口占常住总人口的比重表示；传统金融水平（*FD*），用年末金融机构贷款余额占 GDP 的比重衡量；人力资本（*HC*），用中高等学校在校人数占常住总人口比重衡量。

主要变量的描述性统计如表 2 所示。同时，通过对各变量的单位根检验和多重共线性检验，发现各时间序列数据均平稳，没有明显的共线性，从而确保了研究结果的稳健性。

表 2 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
共同富裕	3348	0.334	0.130	0.060	0.974
数字金融	3348	1.936	0.759	0.170	3.611
覆盖广度	3348	1.879	0.805	0.019	3.928
使用深度	3348	1.857	0.719	0.043	3.543
数字化程度	3348	2.264	0.833	0.027	5.812
劳动要素错配指数	3348	1.818	2.872	0.001	30.71

①刘培林、钱滔、黄先海等：《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》，《管理世界》2021 年第 8 期，第 117-127 页。

资本要素错配指数	3348	0.603	0.836	0.000	9.046
数字基础设施水平	3348	24.94	14.15	1.953	125.4
教育水平	3348	0.177	0.0390	0.036	0.356
财政收支压力	3348	0.458	0.221	0.057	1.541
产业结构	3348	1.082	0.611	0.175	5.778
城镇化水平	3348	0.568	0.146	0.182	0.976
传统金融水平	3348	1.069	0.637	0.118	9.622
人力资本	3348	0.029	0.022	0.010	0.149

四、关键变量测度结果与特征事实

（一）要素配置效率

参考白俊红和刘宇英（2018）^①的做法，测算得到 2011-2022 年 279 个城市的资本要素错配指数（ Tau_k ）、劳动要素错配指数（ Tau_l ），并对每一年度各个城市的要素错配指数汇总求均值，以代表当年要素错配的平均程度。从图 2 发现，总体上资本和劳动错配指数均呈现上升趋势。其中，资本要素错配指数上升趋势缓慢，表明资本市场结构稳定，资本配置较为平衡。而劳动要素错配指数呈现波动上升趋势，表明仍需对劳动力市场进行优化，增加劳动资源的流动性。此外，资本要素错配均值较小，说明我国资本要素流动较为透明公平，近几年对资本市场的改革效果显著。

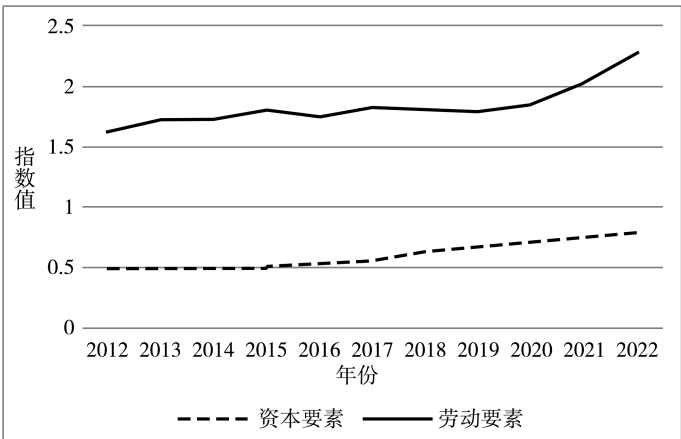


图 2 要素错配指数均值趋势图

（二）共同富裕水平

表 3 汇报了我国共同富裕指数发展趋势。从均值来看，共同富裕指数整体呈上升趋势，说明共同富裕水平稳步上升。从标准差来看，指数波动呈倒“U”型，表明地区间共同富裕水平差距不断拉大，但近年有所改善。从极值来看，最小值和最大值波动稳定，这得益于国家的扶贫战略和对贫困地区扶持力度的加大。

表 3 共同富裕指数描述性统计

年份	个数	均值	标准差	最小值	最大值
2011	279	0.302	0.113	0.0770	0.736
2012	279	0.330	0.118	0.0770	0.769

①白俊红、刘宇英：《对外直接投资能否改善中国的资源错配》，《中国工业经济》2018 年第 1 期，第 60-78 页。

2013	279	0.286	0.121	0.0640	0.857
2014	279	0.330	0.122	0.0650	0.828
2015	279	0.332	0.122	0.0600	0.835
2016	279	0.327	0.124	0.0600	0.846
2017	279	0.339	0.132	0.0610	0.882
2018	279	0.345	0.137	0.0620	0.900
2019	279	0.353	0.144	0.0650	0.952
2020	279	0.363	0.141	0.0670	0.974
2021	279	0.352	0.133	0.0690	0.929
2022	279	0.345	0.129	0.0710	0.900

表4进一步汇报了共同富裕水平的区域异质性情况。观察发现:各地区呈现“水平越低增长越快”的追赶趋势,东部的共同富裕水平最高,西部最低,但西部却展现出最快的增速。富裕维度与总体指数相似,而共享维度指标性质为负,因此中部共享水平最低,东部共享水平最高。而正的增速意味着共享水平在样本期间下降,不平等现象加剧,尤其是西部地区。

表4 分区域共同富裕水平及其平均值和平均增长速度

地区	共同富裕		富裕维度		共享维度	
	平均值	增速(%)	平均值	增速(%)	平均值	增速(%)
全国	0.334	1.215	0.197	0.734	0.136	1.942
东	0.388	1.020	0.270	0.573	0.118	2.093
中	0.316	1.150	0.160	0.725	0.155	1.610
西	0.290	1.616	0.154	1.085	0.136	2.239

五、基准回归结果分析

(一) 基准回归结果

本文首先利用基准回归模型考察数字金融对共同富裕的总体影响。表5的基准回归列(1)结果显示:数字金融对共同富裕有显著的促进作用。回归列(2)~(4)依次加入各控制变量后,数字金融对共同富裕依然具有显著正向影响,说明数字金融的发展的确可以显著提高共同富裕水平。回归列(5)和(6)的分维度结果显示:数字金融正向作用于富裕维度,能够提高居民收入水平;负向作用于共享维度,考虑到共享维度为负向指标,说明数字金融能够促进地区共享水平提升,验证了假设1。

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CP	CP	CP	CP	富裕维度	共享维度
Digital	0.326*** (0.04)	0.327*** (0.04)	0.278*** (0.04)	0.276*** (0.04)	0.520*** (0.08)	-0.174*** (0.04)
ED		0.095 (0.11)	0.116 (0.10)	0.122 (0.10)	0.629*** (0.21)	-0.249** (0.12)
FREP		0.128*** (0.03)	0.116*** (0.03)	0.104*** (0.03)	0.326*** (0.07)	-0.088*** (0.03)
IS			-0.055*** (0.01)	-0.049*** (0.01)	-0.062* (0.04)	-0.029*** (0.01)

URB			0.388*** (0.09)	0.391*** (0.09)	0.941*** (0.15)	-0.291*** (0.10)
FD				-0.024** (0.01)	-0.045* (0.02)	-0.004 (0.01)
HC				0.468 (0.30)	0.916* (0.53)	-0.358 (0.38)
常数项	-1.434*** (0.02)	-1.514*** (0.04)	-1.638*** (0.05)	-1.633*** (0.05)	-2.840*** (0.11)	-1.870*** (0.06)
观测数	3348	3348	3348	3348	3348	3348
R-squared	0.558	0.566	0.605	0.611	0.260	0.585
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注：***、**、* 分别表示通过 1%、5%、10% 水平下的显著性检验，括号内为城市层面稳健聚类标准误。下同。

此外，在基准回归模型中加入了数字金融的分维度指标：覆盖广度、使用深度以及数字化程度，结果显示：三个维度都对共同富裕产生了积极的促进作用。其中，覆盖广度的影响最显著，而数字化程度的影响相对较小。

（二）内生性检验结果

为了避免反向因果产生的内生性问题，进一步使用两阶段工具变量法对回归结果进行检验。借鉴张勋等（2020）^① 做法，构造本市到浙江省杭州市的球面距离与全国数字普惠金融指数均值（除本市）的交互项作为该市数字金融的工具变量。选择交互项作为工具变量是基于两个方面考虑：一是相关性，即距离杭州市的球面距离越小，该市的数字金融发展得越好；二是外生性，即该交互项不会因为遗漏变量影响共同富裕水平。因此，该交互项与数字金融具备一定的相关性，且与共同富裕是严格外生的，完全符合工具变量的选择标准。

表 6 报告了两阶段工具变量的回归结果，不可识别检验结果为 93.928，对应 P 值为 0，拒绝不可识别的原假设；弱工具变量检验结果为 932.307，远大于 10% 水平上的临界值 16.38，同样拒绝原假设。另外，第一阶段回归中工具变量的系数为负值，即距离杭州市的球面距离越大，该地区的数字金融水平越低，符合预期。第二阶段回归中数字金融的系数显著为正，这说明在考虑内生性的前提下，数字金融水平提升依然能够促进共同富裕，结论与基准回归是一致的。

表 6 两阶段工具变量法回归结果

变量	第一阶段	第二阶段
	Digital	CP
IV	-0.067*** (0.01)	
Digital		0.392*** (0.10)
ED	0.106 (0.10)	0.113 (0.08)
FREP	0.107*** (0.03)	0.002 (0.02)

^①张勋、杨桐、汪晨、万广华：《数字金融发展与居民消费增长：理论与中国实践》，《管理世界》2020 年第 11 期，第 48-62 页。

IS	-0.044*** (0.01)	-0.019** (0.01)
URB	0.388*** (0.08)	-0.014 (0.05)
FD	-0.024** (0.01)	-0.002 (0.01)
HC	0.520* (0.31)	-0.143 (0.28)
观测数	3348	3348
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
不可识别检验	93.928	
弱工具变量检验	932.307	

(三) 稳健性检验结果

1. 替换样本数据检验

首先,对共同富裕指数进行上下1%的缩尾处理,以减少极端值的干扰;其次,由于直辖市具有明显的经济和政治特质,因此在去除了直辖市样本之后,再进行回归;接着,改用主成分分析法,对共同富裕指数重新测算;最后,考虑疫情对中低收入群体造成的冲击,居民增加储蓄而消费需求降低,需求端低迷负向作用于共同富裕的发展,故剔除2021-2022年数据。表7中(1)至(4)列依次汇报上述结果,发现数字金融系数均显著为正,进一步验证了基准回归结果的稳健性。

表7 稳健性检验:替换样本数据

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Digital	0.261*** (0.04)	0.267*** (0.04)	0.087** (0.01)	0.310*** (0.04)
ED	0.144 (0.10)	0.117 (0.10)	0.044* (0.02)	0.220** (0.10)
FREP	0.111*** (0.03)	0.103*** (0.03)	0.020** (0.01)	0.173*** (0.04)
IS	-0.051*** (0.01)	-0.053*** (0.01)	-0.007** (0.00)	-0.060*** (0.01)
URB	0.404*** (0.08)	0.405** (0.09)	0.136* (0.02)	0.312*** (0.10)
FD	-0.022** (0.01)	-0.023** (0.01)	-0.005 (0.00)	-0.020* (0.01)
HC	0.453 (0.30)	0.497 (0.32)	-0.051 (0.09)	0.386 (0.39)
常数项	-1.636*** (0.05)	-1.642*** (0.05)	-0.712*** (0.01)	-1.656** (0.06)
观测数	3282	3300	3348	2790
R-squared	0.630	0.610	0.920	0.638
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

2. DID 检验

进一步考虑在“智慧城市”试点政策外生冲击的情况下，利用多期双重差分模型（DID）来检验数字金融对共同富裕的影响。借鉴张虎等（2023）^① 学者的做法，通过加入数字金融与多期双重差分变量的交互项，构建带有调节效应的多期双重差分模型。表 8 列示了多期双重差分模型的回归结果。回归（1）中 DID 的回归系数正向显著，表明“智慧城市”政策的推行对城市共同富裕水平的积极影响。回归（2）中交互项回归系数正向显著，说明在不同的数字金融水平下，“智慧城市”政策对共同富裕的影响效果存在一定差异。综上，考虑“智慧城市”政策的外生冲击影响后，本研究的基准回归结果依然稳健。

表 8 稳健性检验：考虑外生冲击

变量	(1)	(2)
	CP	CP
DID	0.022** (0.01)	
DID×Digital		0.015*** (2.92)
ED	0.158 (0.11)	0.146 (0.11)
FREP	0.093*** (0.035)	0.094*** (0.034)
IS	-0.063*** (0.01)	-0.061*** (0.01)
URB	0.406*** (0.09)	0.415*** (0.09)
FD	-0.026** (0.012)	-0.026** (0.012)
HC	0.326 (0.31)	0.298 (0.30)
常数项	-1.483*** (0.05)	-1.486*** (0.05)
观测数	3348	3348
R-squared	0.585	0.589
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制

（四）异质性检验结果

为了进一步分析数字金融对不同地区共同富裕水平的异质性影响，参照一般文献的做法将样本城市分为东、中、西三个区域，回归结果表明，数字金融有效作用于东部和中部地区共同富裕的发展，而对西部地区的作用并不显著。依据国务院 2014 年发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》，将样本城市分成小、中、大三种城市类型，回归结果显示，数字金融积极作用于中型和大型城市共同富裕的发展，对小型城市的作用并不显著^②。

^①张虎、高子桓、韩爱华：《企业数字化转型赋能产业链关联：理论与经验证据》，《数量经济技术经济研究》2023 年第 5 期，第 46-67 页。

^②限于篇幅，异质性检验结果可联系第一作者索取。

六、作用机制的进一步分析

(一) 中介效应检验

表 9 汇报了资本、劳动要素配置效率在数字金融对共同富裕影响中的中介效应。回归 (2) 表明数字金融改善了资本要素错配程度,即提高了资本要素配置效率;回归 (3) 表明资本要素错配程度的改善提高了共同富裕水平;回归 (4) 加入中介变量后,数字金融的系数仍显著为正,说明资本要素配置效率在数字金融与共同富裕之间具有中介效应。同样地,观察回归 (5)~(7) 发现劳动要素配置效率在数字金融与共同富裕之间同样具有中介效应。结合 *Sobel* 检验和 *Bootstrap* 抽样检验,进一步验证了假设 2。

表 9 要素配置效率的中介效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	CP	Tauk	CP	CP	Taul	CP	CP
Digital	0.276** (0.04)	-1.521*** (0.35)		0.193*** (0.04)	-2.437** (0.65)		0.224*** (0.04)
Tauk			-0.067** (0.01)	-0.055** (0.01)			
Taul						-0.026** (0.00)	-0.022*** (0.00)
ED	0.104*** (0.03)	0.740 (0.54)	0.197 (0.10)	0.163* (0.10)	2.148 (1.18)	0.209* (0.10)	0.169 (0.10)
FREP	-0.049** (0.01)	-0.446* (0.18)	0.070** (0.03)	0.079** (0.03)	-1.346** (0.46)	0.064** (0.03)	0.075* (0.03)
IS	0.391*** (0.09)	-0.080 (0.05)	-0.063*** (0.01)	-0.054*** (0.01)	-0.041 (0.09)	-0.061*** (0.01)	-0.050*** (0.01)
URB	-0.024** (0.01)	0.431 (0.34)	0.423*** (0.09)	0.414*** (0.08)	1.263* (0.70)	0.429*** (0.09)	0.418*** (0.08)
FD	0.468 (0.30)	0.052 (0.05)	-0.022** (0.01)	-0.021** (0.01)	0.074 (0.10)	-0.023** (0.01)	-0.023** (0.01)
HC	-1.633*** (0.05)	-0.590 (1.30)	0.352 (0.30)	0.436 (0.30)	2.645 (2.51)	0.444 (0.30)	0.526* (0.30)
常数项	0.122 (0.10)	1.186*** (0.19)	-1.458*** (0.05)	-1.568*** (0.05)	2.338*** (0.35)	-1.456*** (0.05)	-1.582*** (0.05)
Sobel Z		11.087***			8.941***		
Bootstrap (1000 次) 检验置信区间		[0.1486, 0.2376]			[0.1762, 0.2710]		
观测数	3348	3348	3348	3348	3348	3348	3348
R-squared	0.611	0.222	0.622	0.635	0.151	0.613	0.630
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

(二) 门槛效应检验

表 10 汇报的是以数字基础设施作为门槛变量,分析数字金融对共同富裕的非线性影响。首先,门槛效应的检验结果显示数字金融对共同富裕的影响存在双重门槛效应。此外,观察结果发现:随着数字基础设施水平的优化,数字金融作用于共同富裕的回归系数不断增大,影响效应表现出递增的曲线式边际效益,假设 3 得到验证。

表 10 以数字基础设施为门槛变量的回归结果

变量/参数	回归系数	t 值	标准误
Digital (DBF $\leq$ 9.6480)	0.012**	1.77	0.0067
Digital (9.6480< DBF $\leq$ 22.3919)	0.033***	7.94	0.0042
Digital (DBF >22.3919)	0.043***	11.76	0.0037
常数项	-1.410***	-56.54	0.0249
样本量	3348		
R-squared	0.3654		

此外,以门槛值为划分标准对样本分组后发现:数字基础设施水平低于 9.6480 的城市个数到 2018 年已减至 0 个;介于 9.6480 和 22.3919 之间的城市个数呈先上升后下降的趋势;大于 22.3919 的城市个数保持快速增长的趋势。因此,各地区应依据数字基础设施水平情况,采取合适的发展政策,以有效发挥数字金融对共同富裕的积极影响。

(三) 空间溢出效应检验

基于地理学第一定律的核心理念,相近的事物往往更为关联,本文合理推测共同富裕水平在空间分布上可能表现出集聚性。因此,使用 Moran's I 指数分析共同富裕水平的空间集聚特征,该指数的范围为 $[-1, 1]$,大于 0 表明存在空间正相关,小于 0 表明存在空间负相关。

表 11 分别为以经济地理嵌套矩阵和反距离平方矩阵为权重计算得到的全局莫兰指数,均显著为正,呈现出明显的空间正相关性,表明共同富裕发展水平相近的城市存在集聚效应,且指数呈逐年增大的趋势,城市之间的空间聚集性逐渐增强。

表 11 全局莫兰指数检验结果

年份	经济地理莫兰指数	Z	反距离平方莫兰指数	Z
2011	0.120***	20.087	0.287***	9.909
2012	0.117***	19.610	0.282***	9.731
2013	0.122***	20.343	0.301***	10.400
2014	0.100***	16.730	0.261***	9.023
2015	0.103***	17.350	0.265***	9.180
2016	0.111***	18.551	0.272***	9.428
2017	0.118***	19.672	0.282***	9.759
2018	0.123***	20.583	0.289***	9.979
2019	0.131***	21.845	0.300***	10.366
2020	0.131***	21.857	0.300***	10.377
2021	0.131***	21.843	0.304***	10.524
2022	0.132***	21.937	0.308***	10.637

依据理论分析,共同富裕呈现出显著的空间正相关,借鉴 Elhorst (2014) 的方法,选择双固定效应的空间杜宾模型,回归结果如表 12 列 (1) 所示。同时,为了增强回归结果稳健性,第 (2) 和 (3) 列分别汇报的是空间滞后模型和空间误差模型的回归结果。观察发现三种空间模型中解释变量回归系数大致相同,且空间效应系数 $W \times Digital$ 在 5% 的水平下显著为正,表明一个城市数字金融的进步能积极促进其周边地区共同富裕进展,验证了假设 4。

表 12 三种空间面板模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	SDM	SAR	SEM
Digital	0.163*** (0.04)	0.235*** (0.03)	0.255*** (0.04)
W×Digital	0.493** (0.20)		
ED	-0.138 (0.09)	0.015 (0.09)	-0.019 (0.09)
FREP	0.087*** (0.03)	0.102*** (0.03)	0.099*** (0.03)
URB	0.502*** (0.07)	0.409*** (0.08)	0.469*** (0.08)
HC	0.575** (0.29)	0.493* (0.29)	0.468 (0.29)
sigma2_e	0.003*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.003*** (0.00)
λ/ρ	0.949*** (0.01)	0.960*** (0.00)	0.958*** (0.01)
观测数	3348	3348	3348
Log-likelihood	5204.5501	5080.9387	5092.3427
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制

七、研究结论及政策建议

(一) 研究结论

本文以 2011-2022 年我国 279 个地级市的数据为研究样本，在测算样本城市劳动和资本要素错配指数以及共同富裕指数基础之上，基于要素配置效率的视角，综合运用中介效应、门槛效应和空间溢出效应模型实证检验并分析了数字金融对共同富裕的影响机制。研究发现：第一，数字金融的发展对共同富裕目标的实现具有显著的直接促进作用，已经逐渐成为推动共同富裕发展的重要动力，且该作用效果对于东部和中部地区以及大型和中型城市更加明显。第二，根据机制分析结果，要素配置效率在该作用过程中存在中介效应。具体而言，数字金融可以优化资本和劳动要素的流动与配置，通过提高要素配置效率的途径，有效促进共同富裕的发展。第三，随着数字基础设施水平的不断提升，数字金融对共同富裕的促进作用逐渐增强，表现出门槛效应和边际效用递增的非线性特征。第四，数字金融具有显著的空间溢出效应，不仅促进了本地区共同富裕的发展，还可以通过辐射效应和学习效应带动邻近城市共同富裕水平的提升。

(二) 政策建议

第一，进一步提升数字金融水平，扩大覆盖广度，增强数字化程度。不仅要改善我国农村和偏远地区的数字金融覆盖不足问题，积极设立服务网点、普及数字金融知识，还要不断鼓励金融机构开展跨地域合作，共享资源、技术和经验，以及有针对性地创新数字金融产品和服务。第二，提高要素配置效率，使要素自由、有序地流动。在资本要素配置方面，要深化金融体制改革，促进多层次资本市场的发展，同时加强对金融风险的防范，确保金融市场的稳定与安全。在劳动要素配置方面，可以推动城乡户籍制度一体化，促进我国农村和城市之间的劳动力公平竞争，形成统一开放、良好的劳动力市场环境。第三，不断提高数

字基础设施建设水平。在基础设施方面，要加大 5G、物联网等建设力度，为数字金融发展提供高效、稳定的网络环境；在技术方面，要加大对大数据、云计算等的研发和应用力度，为金融机构提供高精准的服务；在人力资源方面，提高相关人员的职业素养和技术水平，为行业发展提供强有力的人才支持。第四，充分利用数字金融对共同富裕的空间溢出效应，加强城市间数字金融交流合作，促进协调发展。各地区需要明确数字金融交流合作的原则和措施，为区域间合作提供政策保障。此外，要鼓励各地区金融机构之间加强信息共享，打破限制人才、技术和知识流动的壁垒。第五，提高数据资产促进共同富裕水平的提升作用。“智慧城市”试点政策能促进共同富裕水平提升，因此，相关部门需要根据地区差异制定适宜的数据资产管理政策，建立数据共享与开放机制，打破信息壁垒。在交通、医疗、教育等领域推广数据智慧应用，提高公共服务的智能化水平，尤其是促进数据智慧应用与金融服务的有机融合和双向互动，更好地发挥数字金融的共同富裕促进效应。

Digital Finance, Factor Allocation Efficiency, and Common Prosperity

——Empirical Testing Based on Mediation Effect, Threshold Effect, and Spatial Spillover Effect Models

YAN Tingfeng¹, CHEN Shanshan¹, YAN Qi²

(1. School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233000, China;

2. School of Finance, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: As the essential requirement of Chinese path to modernization, digital finance, with digital technology and innovative financial services, has gradually become an important driving force for achieving the goal of common prosperity. The article is based on the perspective of factor allocation efficiency, using data from prefecture level cities in China from 2011 to 2022 as samples, and empirically testing the impact of digital finance on common prosperity using mediation effect, threshold effect, and spatial spillover effect models. Research has found that the development of digital finance has a significant direct promoting effect on common prosperity, and there is a mediating effect of factor allocation efficiency in this process. Specifically, digital finance can promote the development of common prosperity by improving the efficiency of capital and labor factor allocation. Meanwhile, under the threshold variable of digital infrastructure level, the impact of digital finance on common prosperity exhibits non-linear characteristics of threshold effect and increasing marginal utility. Further research shows that digital finance can promote the improvement of common prosperity levels in neighboring cities through radiation and learning effects, with significant spatial spillover effects.

Key words: digital finance; common prosperity; mediating effect; threshold effect; spatial spillover effects

[责任编辑 如初]