

数字普惠金融对共同富裕的影响研究

张哲睿

长春理工大学经济管理学院, 吉林长春, 130000;

摘要: 本文利用 2013 年到 2022 年省级面板数据, 构建科学合理的共同富裕指标体系, 测度中国各省份共同富裕水平水平, 构建固定效应模型考察了数字普惠金融对共同富裕的影响及其内在机制。通过实证检验发现, 第一, 数字普惠金融对共同富裕具有显著的正向促进作用。第二, 数字普惠金融能够通过创新水平和人力资本水平进而促进共同富裕。第三, 数字普惠金融对共同富裕的促进作用在城市规模较大地区效果更为显著。基于以上研究结论提出相应政策建议。

关键词: 数字普惠金融; 共同富裕; 机制分析

DOI: 10.69979/3029-2700.25.01.002

1 引言及文献综述

党的二十大报告提出, 要加快建设数字中国, 将数字与普惠金融结合能更有效公平地惠及百姓。同时, 中国式现代化有着独特内涵, 其核心要义便是全体人民共同富裕的现代化。如今, 消除绝对贫困与全面建成小康社会的宏伟目标均已顺利达成, 在新展阶段, 如何推进全体人民迈向共同富裕, 已成为当下至关重要的战略任务。因此, 深入探究数字普惠金融在实现共同富裕进程中的作用与影响, 对于推动发展成果由全体人民共同创造、共同享有, 进而促进共同富裕, 具有重大意义。

近年来学术界对共同富裕的测度有着广泛深入的探讨。有学者认为共同富裕是一个复合词, 将其分为共同和富裕两个维度进行剖析(程承坪和孙佩雯, 2023); 有学者认为共同富裕是一个动态概念, 应该考虑发展性、共享性、可持续性三个维度(何文彬和王珂凡, 2023)。现有文献对数字普惠金融经济效益的研究主要集中于减贫增收方面。多数学者认为, 数字普惠金融是减少贫困、促进繁荣的重要工具(Franklin A. 等, 2016); 也有学者认为, 数字普惠金融的发展使得金融发展水平较低地区可能面临新型金融排斥, 抑制了减贫效应(Mingo I. 和 Bracciale R., 2018)。对于两者关系的研究, 一部分学者认为, 数字普惠金融的“普”与“惠”使得创业成本降低, 进而提升创业活跃度, 从而对共同富裕产生显著正向作用(严卿文等, 2023); 另有学者指出, 数字普惠金融对共同富裕的影响呈现出“边际效应”递增的非线性变化趋势(韩亮亮等, 2023)。

2 共同富裕指数的测度

2.1 共同富裕指数评价体系的构建

正确认识共同富裕是实现共同富裕的前提。共同富裕既要求实现社会分配的公平正义, 又要求实现人的全

面发展。基于以上分析, 从共同富裕内涵出发, 本文将共同富裕分解为发展性、共享性和可持续性 3 方面, 并构建出包含 3 个一级指标、9 个二级指标和 18 个三级指标的共同富裕评价指标体系。

2.2 共同富裕水平测度

共同富裕的测度包括指标权重确定和综合指数计算, 本文尝试运用熵权法进行测度分析。熵权法通过数据本身来计算指标的重要性, 减少了主观因素的干扰, 确保了评估结果的客观性。同时, 该方法通过熵值反映指标的信息量, 能够有效识别出对整体评价影响显著的指标。该方法在理论上有着较为完善的基础, 广泛应用于经济、环境、社会等领域的多指标评价中, 具有较高的科学性和可靠性。

步骤 1: 计算指标比重。设 p_{ij} 为第 j 个指标下第 i 个研究对象占该指标的比重, 计算公式为:

$$p_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{k=1}^n x_{kj}}$$

步骤 2: 计算指标信息熵。计算公式为:

$$E_j = -k \sum_{i=1}^m (p_{ij} \ln p_{ij})$$

步骤 3: 计算各指标熵权, 计算公式为:

$$w_j = \frac{E_j}{\sum_{j=1}^n E_j}$$

步骤 4: 计算综合指数。其中 x_{ij} 是第 i 个样本的第 j 个指标值, 计算公式为:

$$S_i = \sum_{j=1}^n w_j x_{ij}$$

3 理论分析与研究假设

3.1 数字普惠金融对共同富裕的影响

首先，基于公平维度审视，数字普惠金融在推动社会共享层面成效显著。一方面，凭借数字技术赋能，金融服务得以突破地理空间束缚，拓宽服务边界，使得不同地区无论基础设施建设水平高低，均能平等获取金融服务。另一方面，数字普惠金融削减了金融服务准入门槛，伴随互联网与移动通信技术的广泛普及，金融服务场景得以多元化拓展，弱势群体以及知识储备相对薄弱群体被纳入金融服务覆盖范畴，能够便捷享用基本金融服务。此外，数字普惠金融可有效削减信息不对称程度，切实缓解弱势群体、民营企业以及中小企业因多重因素遭受的金融排斥困境，将传统金融模式下易被忽视的“长尾客户”纳入服务体系，为其创造平等的投资机遇与资本积累条件，助力实现机会公平。

其次，从效率视角剖析，数字普惠金融对资本配置效率的提升以及社会富裕、可持续发展具有推动作用。第一，借助移动通信、大数据、云服务前沿创新技术，数字普惠金融大幅削减金融服务成本，促使资本流动加速，流向更为精准高效。第二，依托大数据、云计算等技术，数字普惠金融在数据处理、风险管理等环节展现出相较于传统金融的显著优势，能够更为精准地洞察市场需求、把控风险，进而优化资源配置。综上所述，数字普惠金融可以凭借自身特点和技术优势促进共同富裕，故本文提出假设 H1。

H1: 数字普惠金融能够促进各地区的共同富裕。

4 数字普惠金融对共同富裕的间接影响

4.1 技术创新在数字普惠金融影响共同富裕的中介作用

在推动共同富裕的进程中，创业活跃度的提升至关重要，已成为实现高质量发展、迈向共同富裕目标的关键路径之一。创业具备显著的减贫效能，它能够突破贫困者面临的资源瓶颈，打破地域限制的禁锢，助力贫困者提升自身素质，并为其创造更丰富的发展契机，进而切实降低贫困程度。BOP 理论（融入数字技术要素）、平台赋能理论、学习改变理论等在内的六个维度的创业减贫理论体系，为创业减贫实践构筑了坚实的理论根基。

与此同时，创新能力的提高是推动共同富裕不可或缺的力量源泉。创新活动的推进对数字普惠金融存在刚性需求。鉴于创新活动通常具有研发周期漫长、前期投入高昂且后期收益不确定性强等特征，数字普惠金融依托自身技术专长，依据企业过往的信用表现，能够更精准地评估企业的资信状况，引导更多资源向创新项目汇聚，极大程度上降低因资金匮乏致使创新项目中途夭折的

风险，为创新驱动共同富裕注入动力，故本文提出假设 H2。

H2: 数字普惠金融会通过提高创新水平来促进共同富裕。

4.2 人力资本在数字普惠金融影响共同富裕中的中介作用

数字普惠金融可以提高人力资本：第一，数字普惠金融可以提供灵活的教育贷款和奖学金，帮助更多人，特别是低收入群体，获得教育和技能培训，从而促进共同富裕。通过在线平台，数字普惠金融能够提供技能培训课程，增强劳动力的适应能力和竞争力。这种技能提升使得个人和企业能够更好地发展，从而促进共同富裕。数字普惠金融为创业者提供了低成本的融资渠道，尤其是针对那些开发创新型的企业。这种支持鼓励更多人提高就业水平，增强人力资本的多样性和创造力。数字平台可以促进社区内的合作与网络建设，让不同背景的人共享资源和经验。这种协作不仅提升了个体的技能和知识，还推动了企业项目的实施，从而实现共同发展。数字普惠金融利用互联网技术，可以设计专门的激励机制，鼓励个人和企业投资于技能的提升和人力资本的积累。通过提供补贴或奖励，激励更多人参与经济建设。

H3: 数字普惠金融会通过提高人力资本促进共同富裕。

5 模型构建

5.1 基准模型构建

1. 双向固定效应面板模型。构建双向固定效应面板模型分析数字普惠金融对共同富裕的影响，基准回归模型如下：

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中， Y_{it} 为被解释变量共同富裕指数；核心解释变量为 X_{it} ，即数字普惠金融指数； Z_{it} 表示控制变量； μ_i 为个体固定效应， λ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为扰动项， i 和 t 分别表示地区和时间。

5.2 中介效应模型构建

上述研究表明，数字普惠金融显著促进了共同富裕。基于此，结合前文理论机制分析，对数字普惠金融促进共同富裕的作用机制进行验证，设定中介效应模型如下

$$M_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta_2 M_{it} + \beta_3 X_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

其中, Mit 作为中介变量, 包括创新水平和人力资本, 其余变量与基础回归的公式保持一致。

5.3 变量选取与描述性统计

5.3.1 被解释变量

共同富裕指数 (CP)。这一变量本文通过构建指标体系进行拟合, 拟合过程在第二章中已经进行详细的阐释。

5.3.2 解释变量

数字普惠金融 (DIF)。参照李平, 李伯楷 (2023) 的研究, 采用北京大学数字普惠金融指数衡量数字普惠金融, 该指数基于详细的金融行为大数据, 确保了其数据的准确性和时效性。

5.3.3 传导机制变量

传导机制变量包括创新水平 (IT) 和人力资本 (HC)。采用人均受教育年限来衡量人力资本水平, 依据受教育年限划定人力资本水平的高低。利用专利申请数来衡量创新水平, 专利申请数反映了地区技术创新活动水平。

5.3.4 控制变量

以国民生产总值 (GDP)、所在地出口额 (EI)、对外开放水平 (DEKF) 作为控制变量。

5.3.5 数据来源及说明

考虑到数据的可得性, 本文选取 2013-2022 年我国 30 个省 (因数据缺失, 未包括西藏地区和港澳台地区) 作为样本, 相关数据来源于国家统计局、各省份统计年鉴、《北京大学数字普惠金融指数》, 部分缺失数据采取插值法补齐。

5.4 实证分析结果

5.4.1 基准结果分析

表 4.1 基准回归结果

VARIABLES	(1) CP
DIF	0.001*** (4.23)
GDP	0.000*** (2.97)
EI	0.000*** (2.14)
DEKF	0.044** (2.13)
Constant	0.742*** (17.56)
Observations	300
Number of id	30
Year FE	Yes
Ind FE Yes	Code FE

Yes

z-statistics in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

根据表 4.1 中的估计结果可知, 数字普惠金融显著促进了共同富裕, 通过了 1% 的显著性水平检验。这表明, 数字普惠金融的发展对共同富裕有积极的推动作用。控制变量中, GDP 和所在地出口额也都对共同富裕产生显著的正向影响, 且在 1% 的显著性水平上显著。这说明更高的经济产出和出口水平有助于共同富裕的实现。对外开放水平系数为 0.044, 在 5% 的显著性水平上显著, 表明开放政策有助于推动共同富裕。此外, 回归模型包括了年份和行业的固定效应, 进一步提高了模型的解释力。

5.5 数字普惠金融对包容性绿色增长的中介效应分析

对模型 (2) 进行估计, 回归结果如表 4.2 所示。

表 4.2 中介效应模型结果: 创新水平的中介作用

	(1) CP	(2) IT	(3) CP
DIF	0.001*** (0.000)	126.029*** (15.821)	0.001*** (0.000)
GDP	0.007*** (0.001)	-483.826*** (79.702)	0.007*** (0.001)
EI	0.000*** (0.000)	4.514*** (0.374)	0.000** (0.000)
DEKF	0.000** (0.000)	0.001** (0.000)	0.000** (0.000)
IT			0.002** (0.000)
_cons	-0.657 (0.496)	20387.947 (29708.354)	-0.659 (0.498)
Id	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	300.000	300.000	300.000

Standard errors in parentheses

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

在中介效应模型中, 创新能力 (IT) 作为中介变量, 通过了 5% 的显著性水平检验, 对共同富裕产生显著的正向影响, 说明创新能力在数字普惠金融和共同富裕之间起到了部分中介作用。

表 4.3 中介效应模型结果: 人力资本的中介作用

	(1) CP	(2) HC	(3) CP
DIF	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.001*** (0.000)
GDP	0.007*** (0.001)	0.001 (0.007)	0.007*** (0.001)
EI	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)
DEKF	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000** (0.000)
HC			0.007** (0.012)
_cons	-0.657 (0.496)	12.693*** (2.389)	-0.749 (0.522)
Id	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
N	300.000	300.000	300.000

Standard errors in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

人力资本作为中介变量，在表中对共同富裕的影响显著为正，系数为 0.007，说明人力资本能够在数字普惠金融对共同富裕的影响中起到重要的中介作用。也就是说，数字普惠金融通过提高人力资本，进一步促进了共同富裕的发展。这表明提升金融可得性，特别是提高人力资本，对实现共同富裕具有重要意义。

稳健性检验

为了检验数字普惠金融对共同富裕的影响是否稳健，我们进行了显著性检验，通过改变样本周期，从 2017 年到 2022 年来观察结果的一致性。

表 4.4 稳健性检验结果

VARIABLES	(1) CP
DIF	0.001** (2.37)
GDP	0.007*** (3.56)
EI	0.000*** (3.76)
DEKF	0.000** (2.14)
Constant	0.083 (0.19)
Observations	210
R-squared	0.895
Id	Yes
Year	Yes

Robust t-statistics in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

根据表 4.5 的估计结果可知，在不同样本周期下的回归分析中，我们观察到数字普惠金融对共同富裕的影响系数保持一致。在 2013—2022 年的样本中，数字普惠金融对共同富裕的影响显著为正，在 1% 的水平下显著；而在 2017—2020 年的样本中，数字普惠金融对共同富裕的影响同样显著为正，在 5% 的显著性水平下显著。本研究的稳健性检验表明，数字普惠金融在不同样本周期内对共同富裕的积极影响是显著的，验证了数字普惠金融促进共同富裕这一结果的稳健性。

6 结论及政策建议

6.1 结论

文章基于我国部分 30 个省、市、自治区的 2013—2022 年面板数据，通过构建固定效应模型和中介模型，探讨数字普惠金融对共同富裕的影响，得出以下结论。

一是数字普惠金融能够促进全体人民共同富裕进程；二是数字普惠金融可以通过促进创新水平和提高人

力资本来促进共同富裕。

6.2 政策建议

首先，应加大对数字普惠金融基础设施的投资，特别是在偏远和欠发达地区，确保金融服务的可得性和普及性。这包括推动数字支付、贷款等技术的广泛应用，降低金融排斥现象，使更多人参与经济活动，缩小城乡和地区差距，助力共同富裕。

1) 充分发挥创新作用

应进一步通过数字普惠金融来激励创新发展，特别是在绿色创新领域。政府可以设立创新引导基金，利用数字金融平台为中小企业提供便捷的融资渠道，降低企业创新门槛。此外，通过数字技术赋能创新型企业，使其能更便捷地获取市场信息、拓展业务，从而推动绿色技术应用，促进可持续发展和共同富裕。

2) 政府提供政策支持

提高人力资本是数字普惠金融发挥作用的关键。政策制定者应加强应对区域之间的人力资本发展不平衡问题。对落后地区提供更多的教育资源和职业培训机会，弥合区域间的差距，促使全国范围内的人力资本均衡发展。同时，还应在落后地区和弱势群体集中区域，加大对宽带网络、数字终端设备等的投入，大力发展线上教育。

参考文献

- [1] 程承坪, 孙佩雯. 共同富裕的涵义与测度方法[J]. 江汉论坛, 2023, (01): 46-53.
- [2] 王珂凡, 何文彬. 数字普惠金融赋能共同富裕的实证检验[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 132-137.
- [3] 严卿文, 达潭枫, 杜笑妍. 数字普惠金融与共同富裕——来自创业活跃度的经验证据与分析[J]. 武汉金融, 2023, (05): 70-81.
- [4] 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(03): 18-24.
- [5] 李平, 李伯楷. 数字普惠金融发展与居民消费升级[J]. 统计与决策, 2023, 39(13): 144-149.
- [6] 庞婉玉, 朱金鹤. 数字经济发展是否有助于区域共同富裕水平的提升——基于“宽带中国”战略试点的准自然实验[J]. 阅江学刊, 2023, 15(06): 110-123+172.

作者简介：张哲睿（1997.12.13），男，汉族，吉林白山人，硕士研究生，长春理工大学经济管理学院，数字普惠金融。