

数字普惠金融对共同富裕的影响研究

吴柏良, 徐小芳

江苏海洋大学商学院, 江苏 连云港

收稿日期: 2023年2月23日; 录用日期: 2023年3月7日; 发布日期: 2023年4月27日

摘要

共同富裕是中国式现代化的重要特征, 数字普惠金融是中国经济高质量发展的强大推力, 探讨数字普惠金融推动共同富裕成为重要议题。本文首先探讨数字普惠金融促进共同富裕的理论机理, 提出数字普惠金融不仅对共同富裕具有直接影响, 还具有一系列间接影响, 其中包括数字普惠金融对共同富裕影响的空间差异性、空间不均衡性及整体与局部的发展一致性。其次, 通过机制检验的实证模型研究发现: 数字普惠金融数字化水平对共同富裕具有单一门槛效应, 应用深度对共同富裕具有双重门槛的间接促进作用。此外, 不同地区数字普惠金融程度对共同富裕的促进作用还具有地域异质性。结合具体实践, 对全国和长三角地区的发展一致性、区域之间的异质性和阶段性成效展开评价, 最后, 依据研究结论, 对不同省域、全国与长三角地区的实施路径提出了针对性的建议。

关键词

数字普惠金融, 共同富裕, 区域异质性, 区域阶段性

Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on Common Prosperity

Boliang Wu, Xiaofang Xu

School of Business, Jiangsu Ocean University, Lianyungang Jiangsu

Received: Feb. 23rd, 2023; accepted: Mar. 7th, 2023; published: Apr. 27th, 2023

Abstract

Common prosperity is an important feature of Chinese modernization, and digital inclusive finance is a powerful driving force for the high-quality development of China's economy. Discussing digital inclusive finance to promote common prosperity has become an important issue. This paper first discusses the theoretical mechanism of digital inclusive finance promoting common prosperity, and proposes that digital inclusive finance not only has a direct impact on common prosperity, but also has a series of indirect effects, including spatial difference, spatial imbalance and overall and local devel-

opment consistency of the impact of digital inclusive finance on common prosperity. Secondly, through the empirical model research of mechanism test, it is found that the digital level of digital inclusive finance has a single threshold effect on common prosperity, and the application depth has a double threshold indirect promotion effect on common prosperity. In addition, the promotion effect of digital financial inclusion degree on common prosperity in different regions also has regional heterogeneity. Based on the specific practice, the development consistency, inter-regional heterogeneity and phased results of the whole country and the Yangtze River Delta region were evaluated. Finally, based on the research conclusions, the implementation path of different provinces, the whole country and the Yangtze River Delta region was put forward.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Common Prosperity, Regional Heterogeneity, Regional Stage

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

近年来, 数字普惠金融迅猛发展, 将金融服务范围拓展至弱势群体与落后地区, 对缩小收入差距和增进社会公平发挥了关键作用。党的二十大报告提出, 中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化。“富裕”的前提是发展, 要求把“蛋糕”做大做好; “共同”体现公平, 要求把“蛋糕”切好分好[1]。只有紧紧抓住经济建设这个中心, 才能厚植共同富裕基础, 最终实现共同富裕。数字普惠金融作为中国经济发展重要引擎, 正推动生产方式、生活方式和治理方式深刻变革, 推动经济结构与社会结构不断优化, 对切实推动共同富裕具有赋能作用[2]。本文以数字普惠金融促进共同富裕的机理研究为主题, 开展数字普惠金融促进共同富裕的直接影响检验, 检验了不同地区数字普惠金融促进共同富裕的非线性门槛值, 并基于研究发现提出针对性建议。

2. 相关研究文献评述

共同富裕是中国式现代化的重要特征, 数字普惠金融对共同富裕的推动是很重要的一环, 积极探索数字普惠金融助力共同富裕的创新空间和可行路径逐渐引起理论界关注。围绕数字普惠金融促进共同富裕这一主题, 主要有如下研究成果:

第一, 开展数字普惠金融促进共同富裕的理论机理研究。首先, 基于数字普惠金融对于收入差异化影响视角: 数字基础和城镇化水平的提升强化了数字普惠金融对农民收入的促进作用(刘心怡等, 2022) [3], 减少了农户相对贫困的可能性, 并降低了村庄层面相对贫困发生率(薛凯芸, 2022) [1]。基于数字普惠金融作用机制视角: 数字普惠金融发展能够巩固脱贫成果, 增进社会资本积累, 提高信息获取效应, 进而推动农村低收入群体增收(潘锡泉, 2021) [2], 促进共同富裕(强国令、腾飞, 2021) [4]。

第二, 开展数字普惠金融促进共同富裕的机制与路径的实证研究。首先, 基于促进农村居民共同富裕视角: 通过农民增收的直接效应和提升农村地区金融要素的配置效率等间接效应, 直接推动实现农民农村的共同富裕(肖宇等, 2022) [5]。加强顶层设计与政策支持、优化发展环境, 加强普惠金融数字化生态机制建设、推进防返贫金融产品与服务创新, 对畅通乡村经济内循环、赋能乡村振兴和助推共同富裕具有重要意义(杨志萍, 2022) [6]。

综合上述研究发现：第一，大部分学者支持数字普惠金融促进共同富裕的观点，但少数学者指出，国内城乡间“数字鸿沟”问题依然会拉大地区之间收入差距，抑制产业结构优化效率，最终影响收入水平的上升。第二，现有对数字普惠金融促进共同富裕的研究，这为本文的进一步研究提供了探索空间。

相较已有文献研究，本文的边际贡献主要体现在如下方面：一是构建机制检验，从多维度剖析数字普惠金融对共同富裕的促进作用；二是检验数字普惠金融促进共同富裕的非线性关系，其中数字化水平具有单一门槛值，应用深度具有双重门槛值；三是数字普惠金融促进共同富裕的成效评价，有助于深度研判不同地区数字普惠金融助力共同富裕情况。

3. 数字普惠金融促进共同富裕的作用机制分析

3.1. 数字普惠金融对共同富裕的直接影响分析

数字普惠金融依托于大数据、区块链等技术，降低了服务门槛，提高了金融供给能力与服务质效，从而更好地满足了居民的金融需求。从内涵来看，数字普惠金融与共同富裕相辅相成。

数字普惠金融具备推进共同富裕建设的基本属性和主要功能，但其促进作用具有差异性。一是数字普惠金融能够提升劳动生产率，创造更多财富，为企业带来更多利润，实现“先富”带动“后富”，逐步缩小城乡、区域以及个体之间的差距，从而有利于实现全民共同富裕。但是，数字普惠金融对生产效率的提升存在时间滞后性。例如，数字普惠金融创新的滞后性。近年来，传统的金融机构推出自己的数字产品，但由于受制于移动支付领域有效应用场景的缺乏，银行数字普惠金融创新产品滞后，使得客户体验差、黏性不够，从而影响数字普惠金融促进共同富裕的效率。二是数字普惠金融能够通过不断完善收入分配制度，缩小城乡间、区域间的收入差距，从而使全体人民共享经济发展成果。但是，数字普惠金融对共同富裕的促进作用带来了阶段差异性。综上，提出假设 1：数字经济对共同富裕发展水平具有直接影响，并且存在时间滞后效应[5]。

3.2. 数字普惠金融对共同富裕的区域性影响分析

数字普惠金融发展过程中存在明显的区域不平衡效应，即“马太效应”，弱势群体受限于金融素养、数字禀赋等，使其面临新型金融排斥，可能导致贫富差距进一步加大，不利于共同富裕目标的实现(李彦龙、沈艳, 2020) [7]。虽然现在的数字技术可以突破地域和时空等限制，提高金融渗透率，但数字化和个体之间是双向影响的，数字化也对个体提出了更高的要求。目前地域差距使数字普惠金融不能发挥出相同的作用。其次，由于地区差异和经济水平的不同，可能会导致经济水平较低的地区居民面临“数字排斥”，使其所享受的数字普惠金融服务质效大打折扣[1]。虽然数字普惠金融借助数字化技术破除了地区间的金融排斥(靳海红等, 2019) [8]，但区域间居民金融意识水平存在差异，区域居民间存在明显的“知识鸿沟”，这可能导致数字普惠金融对金融知识薄弱地区的提升作用较小。由此提出假设 2：数字普惠金融对共同富裕的影响会受到地域差异影响。

3.3. 数字普惠金融对共同富裕的影响因素分析

应用深度作为数字普惠金融的重要子维度之一，也是推动共同富裕的重要影响因素。有学者发现，省内总体与各市内数字普惠金融的空间差异主要是由覆盖广度与使用深度的不均衡引起的(李侠、宋来敏, 2021) [9]。应用深度如下方面，提升数字普惠金融程度，从而影响共同富裕发展水平：一是加快数字普惠金融体系的完善，加大金融科技在多领域的作用力度，从而能更好地赋能经济高质量发展。二是数字普惠金融与实体经济的深度融合加速了产业结构的升级，提高了生产要素配置效率(朱悦, 2022) [10]。

数字化水平是数字普惠金融推进共同富裕的重要影响因素。一是数字化水平提高能够提高生产效率，

更多地创造财富和利润；二是促进社会公平，助力人民群众的财富共享；三是有利于打破数字鸿沟，抵消收入溢价；综上，提出假设 3：应用深度和数字化水平能够提高数字普惠金融程度，进而提高共同富裕发展水平[11] [12]。

4. 模型设定与指标构建

4.1. 模型设定

考虑数字普惠金融对共同富裕发展可能存在时间滞后效应，构建包括时间滞后效应的基准模型如下：

$$Cmw_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dif_{i,t-m} + \sum_n \beta_n Controls_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中， Cmw 表示共同富裕水平， Dif 表示数字普惠金融水平， $Controls$ 表示控制变量， β_0 是常数项， β_n 是代估参数， γ_i 表示时间效应， ε_i 表示随机扰动项， i 表示地区； t 表示年份； $t-m$ 表示滞后 m 年。

为进一步检验数字普惠金融是否对共同富裕存在非线性促进作用，构建面板门槛模型：

$$Cmw_{i,t} = \varphi_0 + \varphi_1 Dif_{i,t-m} \cdot I(threshold_{i,t-m} \leq \omega) + \varphi_2 Dif_{i,t-m} \cdot I(threshold_{i,t-m} > \omega) + \sum_n \varphi_n Controls_{i,t} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}$$

式中， $threshold_{i,t-m}$ 是门槛变量， ω 是待估门槛值，根据门槛值将数据样本划分为多个区间， $I(\cdot)$ 是指示函数，当符合既定条件时， $I(\cdot) = 1$ ，反之 $I(\cdot) = 0$ 。如果存在多个门槛值，可以在原公式的基础上加以拓展进行检验。

4.2. 指标构建

4.2.1. 共同富裕评价体系构建

Table 1. Indicator system

表 1. 指标体系

准则层	具体测度指标	符号	功效
发展型	居民人均可支配收入	X1	+
	居民人均消费支出	X2	+
	恩格尔系数	X3	-
	基尼系数	X4	-
	城乡居民收入倍差	X5	-
	城镇化率(%)	X6	+
共享型	人均拥有公共图书馆藏量	X7	+
	平均教育年限	X8	+
	每万人拥有公共交通工具	X9	+
	每百人中移动电话用户数	X10	+
	社会保障支出占 GDP 比重(%)	X11	+
可持续型	RD 投入强度(%)	X12	+
	森林覆盖率(%)	X13	+
	每万人专利授权数	X14	+
	人均 GDP	X15	+
	全社会劳动生产率	X16	+

共同富裕是一个复杂的概念, 衡量共同富裕水平的指标有很多。考虑到影响因素全面, 因此遵循科学性、客观性以及数据的可获得性, 见表 1, 本文主要从发展型、共享型、可持续型三个方向选取了具有代表性的 16 项指标构建评价体系考察共同富裕水平。数据主要来源于《国家统计年鉴》和《各省统计年鉴》。

对共同富裕评价体系采取正规化处理过程中, 需要区分指标大小走向对整个系统的意义。当单个经济指标的值越大对制度体系发展越有利时, 采用正向指标计算方法:

$$x_{ij} = \frac{x_{ij} - \min\{x_j\}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}}$$

而当单个经济指标的值越小对制度体系发展越好时, 则采用负向指标计算方法处理, 即为:

$$x_{ij} = \frac{\max\{x_j\} - x_{ij}}{\max\{x_j\} - \min\{x_j\}}$$

其中, $\max\{X_j\}$ 为所有年份中指标值的最大值, $\min\{X_j\}$ 为所有年份中指标值的最小值, X 为正规化之后的指标值。

计算第 i 年的第 j 项指标值所占的比重, 使用 ϖ 可表示, 其中 $\varpi = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^m x_{ij}}$, 计算指标信息熵及冗余

度。定义指标的信息熵为 e_j , $e_j = -\frac{1}{\ln m} \sum_{i=1}^m \varpi_{ij} \cdot \ln \varpi_{ij}$, $0 \leq e_j \leq 1$ 。

信息熵冗余度为 d_j : $d_j = 1 - e_j$; m 为要评价的年数。

根据信息熵冗余度计算指标的权重 $w_j = \frac{d_j}{\sum_{i=1}^m d_j}$ 。

得到每个指标在总评分中的权重之后, 则单个制度指标在第 i 年的评分就可以通过其权重, 与指标 j 的正规化值乘积得到 j 项指标在 i 年的分值 $S_{ij} = W_j X_{ij}$ 。

4.2.2. 解释变量及控制变量指标体系构建

1) 被解释变量(Cmw)

本文将我国 31 省份的共同富裕水平作为被解释变量。在选取衡量区域共同富裕水平时考虑到涉及的范围广泛, 再考虑到我国数字普惠金融发展的大致情况, 选取了三个方向共有 16 个指标来构建共同富裕评价体系, 主要包括三大方面: 发展、共享、可持续。以此分析被解释变量与解释变量二者之间的联系。

2) 解释变量(Dif)

本文的核心解释变量是数字普惠金融, 采用北京大学数字金融研究中心公布的数字金融普惠发展指数进行分析。通过覆盖广度、运用深度、数字化水平三个方面的金融普惠发展指数对共同富裕水平进行研究。

3) 控制变量

地方政府干预程度(Gov)。地方政府的宏观调控像一把无形的手, 适当的干预能够引导经济发展, 但是过度干预, 也可能会导致经济不稳定。本文选取财政预算支出与 GDP 的比值来代表政府干预程度。

产业结构(Stu)。产业结构是指农业、工业、服务业在一国经济结构中所占的比重。合理的产业结构会使经济系统各部门融合程度加深, 从而促进经济稳定健康发展。产业结构失衡会造成不平衡的资源分配, 从而影响到整个社会的发展。本文用第三产业产值与 GDP 的比值来衡量产业结构。

对外开放程度(Open)。对外开放程度从外部的角度对普惠金融水平有一定的影响。本文选取了 2011~2020 年的数据。数据主要来源于国家统计年鉴以及各省统计年鉴。对外开放程度按当年汇率把进

出口贸易总额转换为以人民币计价, 再除以地区生产总值其中部分的 2011、2012 年数据缺失, 采用灰色预测进行数据补充。

5. 数字普惠金融促进共同富裕机制的检验

5.1. 基准检验

为选取本文基准检验模型方法, 对原数据进行豪斯曼检验, 如表 2 所示, 豪斯曼检验结果 p 值为 0.00 < 0.05, 即拒绝原假设, 即排除解释变量和控制变量以外其他影响因素(时间、空间)作用的影响, 所以选用固定效应模型进行机制检验。

Table 2. Fixed effects test with different lag periods

表 2. 不同滞后期的固定效应检验

变量	cmw	L1.cmw	L3.cmw	L4.cmw
coverage_b~h	-0.001	-0.002**	-0.002**	-0.002***
usage_depth	0.0008***	0.0005**	0.001***	0.001***
digitizati~1	0.0006***	0.0007***	0.0002	0.0001
stu	0.015	0.01	0.029	0.018
open	-0.127**	-0.137*	-0.034	0.024
gov	-0.322**	-0.197	-0.094	-0.002
R ²	0.9661	0.9648	0.9587	0.9587
F-test	0.000	0.000	0.000	0.000
豪斯曼统计值	256.59***	164.74***	77.11***	20.19***

注: ***表示 0.01 水平下显著, **表示 0.05 水平下显著, *表示 0.1 水平下显著。下同。

见表 2, 模型 cmw 表示数字普惠金融三个指标对共同富裕当期的直接影响, 模型 L1.cmw 表示数字普惠金融三个指标对共同富裕滞后 1 期的直接影响, 模型 L3.cmw 和 L4.cmw 表示数字普惠金融三个指标对共同富裕滞后 3 期和 4 期的直接影响。经检验发现: 数字普惠金融覆盖广度指标在当期并不能直接影响共同富裕的发展水平, 但当滞后 1 期时, 显著影响共同富裕的发展水平, 且随着滞后期延长, 这种直接影响效应更加明显。但应用深度和数字化水平在当期对共同富裕产生影响不存在时间滞后效应, 且随着滞后期的延长可以大概发现应用深度存在略微的时间滞后效应, 即应用深度的滞后期会给共同富裕带来较小的影响。应用深度加快了数字普惠金融体系的完善, 提升了数字普惠金融程度, 从而影响共同富裕发展水平。数字化水平不存在显著时间滞后。数字化水平提高了生产效率, 创造财富和利润, 促进社会公平, 助力人民群众的财富共享, 利于打破数字鸿沟。即验证了假设 1, 数字经济对共同富裕发展水平具有直接影响, 并且存在时间滞后效应。

5.2. 异质性检验

虽然我国高度重视解决区域发展不平衡不充分问题, 并取得了较大的进展, 但东部、中部、西部和东北地区之间的发展差异性并未完全消融。通过前文数字普惠金融指数和共同富裕指数计算, 可知东部、中部、西部及东北地区在数字普惠金融和共同富裕上均有较明显的发展不平衡性, 因此本文根据四个地区的地理位置异质性进行检验。

Table 3. Heterogeneity test in different regions
表 3. 不同地区异质性检验

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
coverage~h	-0.001*** (0.030)	-0.003** (0.102)	-0.003*** (0.001)	-
usage_de~h	0.1012*** (2.137)	0.021** (0.135)	-	-0.005** (0.002)
digitiza~l	0.001*** (2.042)	-	0.00013** (0.000)	-
控制变量	YES	YES	YES	YES
N	90	36	120	24
R ²	0.948	0.781	0.803	0.886
F-test	0.000	0.000	0.000	0.000

见表 3, 数字普惠金融对东部地区的共同富裕促进作用不存在滞后性。由于东部地区的经济发达, 数字化程度高, 数字鸿沟较小, 所以不产生滞后效应[13]。覆盖广度对中部的促进作用存在 4 期滞后性; 而应用深度对中部地区的促进作用存在 2 期滞后性; 数字化水平对中部地区的共同富裕不产生促进作用。由于中部地区经济较为发达, 滞后期一般较长, 数字化水平发展平稳、差异不大, 所以从整体而言, 没有带来促进作用。西部地区的覆盖广度和数字化水平对共同富裕不存在滞后性。东北地区只有应用深度产生促进作用, 具有二阶滞后性。数字普惠金融对共同富裕具有不同滞后期的促进作用。其中, 覆盖广度对三个地区的检验均呈现显著负相关; 应用深度对东中部地区具有显著正相关, 东北地区呈负相关; 数字化水平对东部和西部也具有正相关关系。其中, 东部地区无需滞后就能显现出显著影响, 这与东部地区自身具备的良好产业环境、经济基础和数字化科技水平有关。中部地区需要滞后 2~4 期才具备显著影响, 证明中部地区作为全国实现共同富裕的中坚力量还有较大的发展潜力。虽然晚于东部地区, 但促进效应也很明显。西部地区在数字化水平和覆盖广度上对共同富裕具有当期影响, 这与西部整体经济水平较东、中部地区有较大差距, 数字化水平较低, 数字金融普及面积较小有关。东北地区在滞后 2 期后才表现出应用深度对共同富裕的促进作用, 说明东北地区具有一定的产业基础, 需要进一步地深化数字经济, 挖掘潜在力量。整体而言, 东部地区的促进作用最明显, 中部和西部地区其次, 东北地区最低。即假设 2 成立, 地域之间的差异性会在某些层面上对数字普惠金融对共同富裕的推动造成影响[14]。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

变量	L.cmw (1)	L2.cmw (2)
coverage	0.003** (0.9181)	0.006** (1.4991)
usage_depth	0.001* (1.2319)	0.002** (2.1654)
digitization	0.000 (0.5824)	-0.001 (-1.4754)
年度固定	YES	YES
省域固定	YES	YES

Continued

Controls	YES	YES
N	311	311
R ²	0.495	0.407
F-test	0.000	0.000

见表 4, 本部分采用固定效应模型对滞后 1 和 2 期的模型数据进行稳健性检验, 由检验可知, 除数字化水平不具有显著性外, 覆盖广度和应用深度相关系数均显著为正, 验证了结论的稳健性。

5.3. 门槛效应检验

前文提出数字普惠金融对共同富裕的促进作用可能存在阶段性不同, 因此本部分检验在控制变量都为当期水平下, 将数字普惠金融滞后 1 期的覆盖广度作为核心解释变量, 分别将应用深度及数字化水平作为门槛变量检验是否对共同富裕的建设存在非线性促进作用。采用 Bootstrap 法(Hansen, 1999)检验单一门槛和多重门槛效应的存在性, 进行 300 次模拟得到门槛效应检验结果[15]。

Table 5. Existence test of threshold effect

表 5. 门槛效应存在性检验

检验	模型	门槛值	F 值	p 值
digitization 门槛	单一门槛	107.07	8.07	0.03
usage_depth 门槛	双重门槛	281.475	16.22	0.000

Table 6. Regression results of the panel threshold model

表 6. 面板门槛模型回归结果

变量	digitization 门槛	usage_depth 门槛
	M1	M2
Int_1	0.001 ^{***} (5.37)	-0.00043 [*] (-1.64)
Int_2	0.0009 ^{***} (10.04)	0.00017 ^{**} (2.39)
Int_3	-	0.00049 ^{***} (0.37)
Controls	YES	YES
R ²	0.495	0.546
F-test	0.000	0.000

表 5 结果显示: 数字普惠金融的数字化水平存在单一门槛效应, 即作为门槛变量对覆盖广度产生一定的影响进而对共同富裕的促进作用存在不同的门槛效应, 在门槛值前后对促进共同富裕的建设作用存在阶段差异性。应用深度效应存在双重门槛效应, 在门槛值前后对促进共同富裕的建设作用存在阶段差异性。

见表 6, 面板门槛模型回归结果, 模型 M1 显示, 当数字化水平指数位于第一区间, 即小于 107.07 时, 数字普惠金融覆盖广度指数对共同富裕促进的效用系数为 0.001; 当数字化水平指数位于第二区间,

即大于 107.07 时, 数字普惠金融覆盖广度指数对共同富裕促进的效用系数为 0.0009, 与第一门槛值区间的效用系数相比, 这一区间的效用值明显降低, 但仍然保持正向促进作用。可见数字普惠金融数字化水平对共同富裕的促进作用存在两阶段非线性效应。第一阶段数字化水平对共同富裕的促进作用较高, 第二阶段相对较低。即随着数字化水平提高覆盖广度对共同富裕的促进作用有所下降, 这与长三角地区本身高度的数字化水平有关, 当数字化水平达到一定的瓶颈, 受应用深度等条件制约对共同富裕水平促进作用减缓甚至轻微下降。模型 M2 显示, 当应用深度指数位于第一区间, 即小于 174.720 时, 数字化水平对共同富裕促进的效用系数为-0.00043; 当应用深度指数位于第二区间, 即位于(174.720, 281.475)时, 数字化水平对共同富裕促进的效用系数为 0.00017, 与第一门槛值区间的效用系数相比, 这一区间的效用值明显提高, 当应用深度指数位于第三区间, 即大于等于 281.475 时, 数字化水平对共同富裕促进效用系数为 0.00049, 与第二门槛值区间效用系数相比, 这一区间的效用值再度提高, 可见应用深度对共同富裕的促进作用存在明显递增的非线性效应, 即数字化水平达到一定程度时, 随着应用深度的加强数字化得到进一步开发, 共同富裕程度也越高。

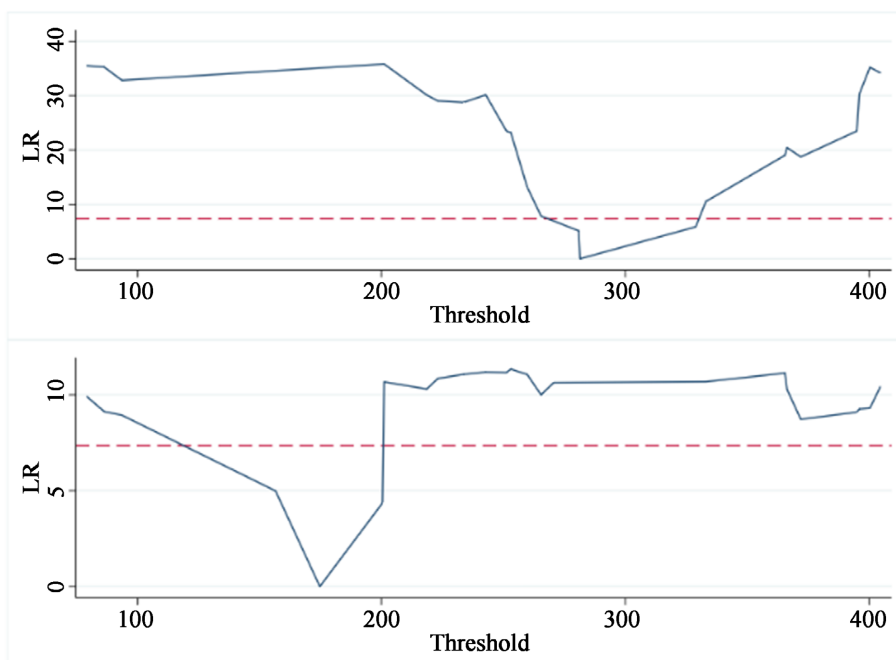


Figure 1. Test diagram of statistical values of the double threshold model

图 1. 双重门槛模型统计值检验图

图 1 是对应用深度作为门槛变量的回归结果检验图, 图 2 为数字化水平作为门槛变量的回归结果检验图, 横坐标为门槛值参数, 纵坐标为似然比统计值, 由图可知, 两个门槛回归的统计值最小值均小于临界值即小于 7.3523, 则不拒绝原假设, 认为两个门槛值的选取是合适的, 即模型是合理的。假设 3 得到验证, 数字普惠金融能够增加应用深度和数字化水平, 进而提高共同富裕发展水平, 应用深度对共同富裕促进具有双重门槛效应, 数字化水平对共同富裕促进作用具有单一门槛效应[16]。

6. 数字普惠金融促进共同富裕成效评价

6.1. 数字普惠金融具备空间差异性

如下图 3 所示, 显示的是 2020 年全国 31 个省市的数字普惠金融三个维度指数变化图。在 2020 年,

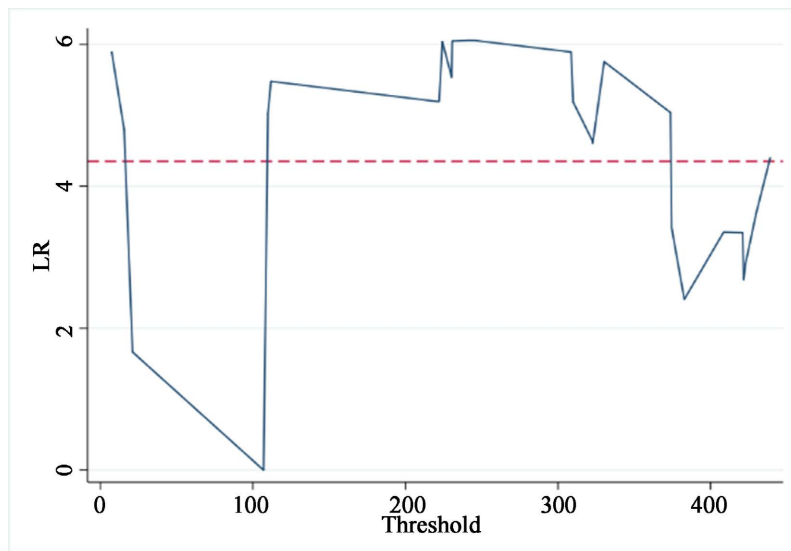


Figure 2. Test diagram of the statistical values of the single threshold model
 图 2. 单一门槛模型统计值检验图

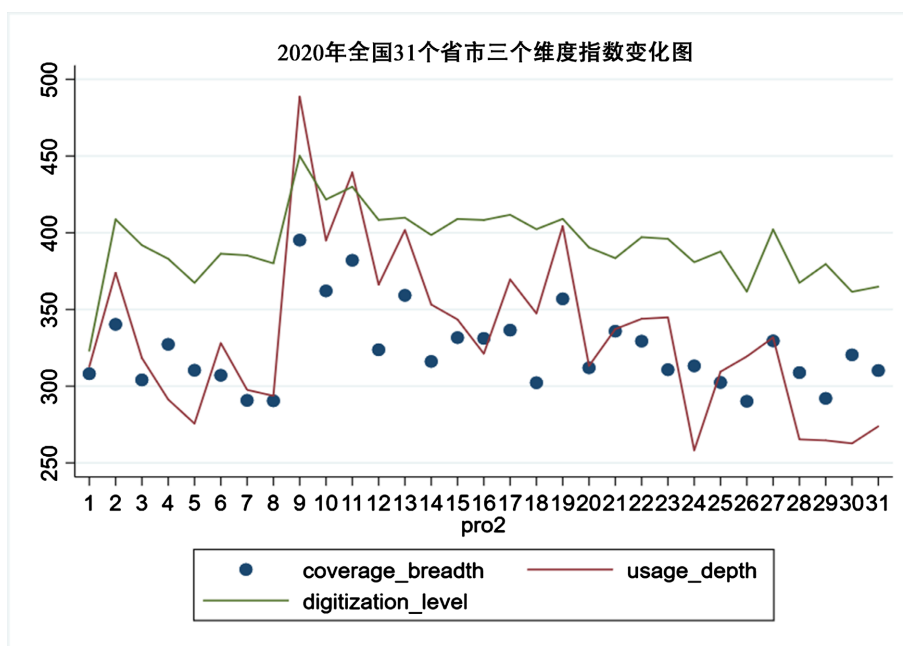


Figure 3. Changes of the three-dimensional index of 31 provinces in mainland China in 2020
 图 3. 2020 年中国内地 31 个省的三维度指数变化图

上海市的数字金融覆盖广度指数最高，江苏省和浙江省相较于全国水平较高仅次于上海市；吉林、黑龙江、西藏和青海的数字金融覆盖广度指数最低。整体来看，大多保持在 325 的水平线上上下波动，除去长三角地区整体差异不很明显。对于应用深度来说，全国范围内的差异较大，呈现大起大落的趋势。东部、中部和西部都有较大差异，其中最高的仍然是长三角地区；贵州、陕西、甘肃、青海和内蒙古最低。对于数字化水平相对于覆盖广度和应用深度最为平缓，整体保持在 400 的水平线上，略微的上下波动。其中显而易见的长三角地区在全国范围内仍然是最高的，北京市的数字化水平最低，其次就是西藏和宁夏。综上，东部和西部地区的差异有但不显著，西部地区整体落后，需要重点关注。长三角地区在全国

范围内遥遥领先。

由门槛效应回归可发现各省域在数字普惠金融建设上的成绩存在一定的差异性：一是以浙江省、江苏省、福建省、上海市为代表的“领头羊”取得了较高的数字普惠金融发展水平，东、中部地区整体水平较高。二是黑龙江、吉林省、甘肃、青海省、山西省等西部地区和部分中部地区表现出较低的数字化水平影响了数字普惠金融的发展。三是不同省域的数字普惠金融发展水平根据门槛效应结果划分为三个阶梯：第一阶梯包括江苏省、上海市、浙江省、福建省、重庆市、天津市和广东省，其中，天津市、上海市和福建省已经达到数字普惠金融促进共同富裕的第一个阶段，超出第二个门槛值，其余接近第二个门槛值。第二阶梯是江西省、山东省、河南省及湖北省等 14 个省(市)，数字化水平指数位于第一门槛值和第二门槛值区间，处于数字普惠金融高质量赋能共同富裕建设的发展阶段。第三阶梯包括河北省、吉林省、辽宁省、甘肃省、西藏自治区和新疆省等 10 个省的数字化水平指数距离第一个门槛值尚有一定差距或较为接近，数字经济建设仍有较大提升空间[16] [17]。

6.2. 数字普惠金融对共同富裕空间不均衡性

中国数字普惠金融水平和共同富裕发展水平均呈现持续增长态势，但这种增长态势存在着空间差异性。将东部、中部、西部和东北部地区内各省域 2020 年的数字普惠金融指数及近 10 年增速、2020 年的共同富裕指数及近 10 年增速进行均值计算，得到 2020 年数字普惠金融与共同富裕指数区域均值图。

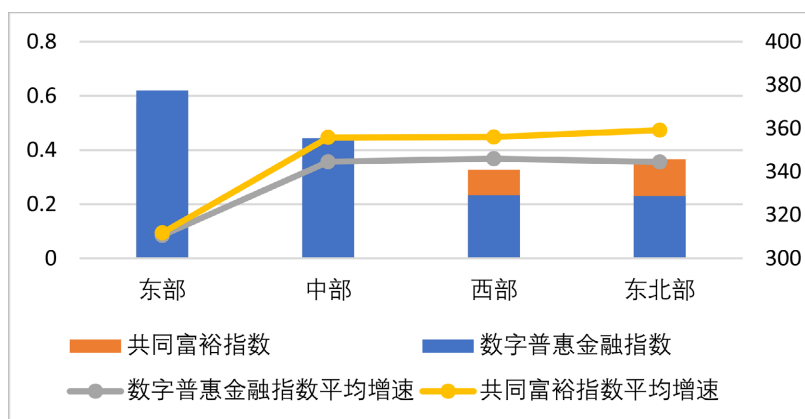


Figure 4. Regional mean diagram of digital inclusive finance and common prosperity index in 2020

图 4. 2020 年数字普惠金融与共同富裕指数区域均值图

由图 4 看出：东部地区呈现两个指数双高态势：东部地区、中部地区和西部地区的两个指数逐渐降低，西部与东北部地区两指数差异不大，但两个指数的增速在四个地区中东部地区处于最低水平，而其余三个地区具备较强增长潜力；西部地区数字普惠金融指数位居末位，共同富裕指数也位居末位，但两个指数的增速都较高。整体而言，东部地区具备领先优势，但处于瓶颈时期，两指数增长态势趋于平缓，需要正确开拓新路径，突破发展屏障[18]。中部地区发展态势最好且处于高速增长阶段。东北地区 and 西部地区具备较高增长潜力，亟需提升两个指数的发展增速。这种空间差异性和不均衡性与前文异质性检验结果一致[19]。

7. 结论与建议

7.1. 主要结论

本文在探讨数字普惠金融直接和间接促进共同富裕的理论机理基础上，开展基准检验、异质性检验

和门槛效应检验,并结合具体实践对全国不同省域及长三角地区以数字普惠金融推进共同富裕建设的成效开展评价。由此得到如下主要结论:一是数字经济对共同富裕具有直接促进作用,但具有时间滞后性、区域异质性、效用非线性三个主要特征[20]。其中,时间滞后性表现为大部分省域滞后 2~4 期才能切实提升共同富裕发展水平;效用非线性表现为长三角地区数字普惠金融对共同富裕的促进效用具备单一门槛和双重门槛效应;区域异质性具体表现为东部地区的促进作用最明显,中部和西部地区其次,东北地区位居最后。二是实践中数字普惠金融指数与共同富裕指数具备空间差异性、局部与整体发展一致性和空间不均衡性,这与前文理论机理分析和实证研究结论保持一致。

7.2. 对策建议

基于前文数字经济对共同富裕的直接影响和异质性的检验,结合不同省域的发展优势及劣势,提出如下几点对策建议:一是通过数字技术提升普惠金融可得性,深度运用大数据、区块链、人工智能等新技术提高融资效率尽快消除“信息鸿沟”[21]。二是探索应用替代性数据,整合挖掘结算流水等银行内部信息加快金融机构与数字技术的融合,弥补传统网点不足问题。三是通过数字技术提升普惠金融便利性。推进数字普惠金融精细化和多元化,统筹实体和数字两种方式下沉服务,优化数字普惠金融资源配置[22]。

结合各省自身情况开展差异化、特色化建设,缩小区域发展差异。天津市、上海市和福建省等已经超过数字普惠金融效用的第二门槛值,与前文的两指标平均增速研究结论一致,数字经济对共同富裕的赋能已经趋于平缓,这类省域应侧重于挖掘间接影响因素的潜能,提高赋能效用[23]。重点提升数字化水平和应用深度,提高数字普惠金融的赋能效用。河北省、吉林省、辽宁省、甘肃省等主要位于西部和东北地区的十省尚未达到第一门槛值,推动这些省的共同富裕程度是实现全国共同富裕的关键点,可以通过提升覆盖广度指标,借助长三角等东部沿海地区的数字化优势来带动发展,寻找建设薄弱点和可突破点,力争尽快超过数字普惠金融效用的第一门槛值,以期更好地发挥数字普惠金融的“共享”、“发展”和“可持续”作用[24]。其他大多位于中部地区 14 个省域,处于数字普惠金融效用门槛值的第二区间,位于超过第一门槛值但未达到第二门槛值,正处于数字普惠金融高度赋能共同富裕的发展阶段,这是实现全国共同富裕的中坚力量。建议对标福建省和上海市及长三角地区,对本省数字普惠金融的直接赋能效用和间接传导效用进行深入挖潜,继续大力发挥优势指标,弥补显著性不强的劣势指标,做到两手抓[25]。

基金项目

连云港市社会科学基金项目“连云港市县域经济发展现状与高质量发展的对策研究”,项目编号:22LKT0061。

参考文献

- [1] 薛凯芸,王越,胡振.共同富裕视角下数字普惠金融对农户收入的影响——来自黄河流域中上游地区的证据[J].农业现代化研究,2022,43(6):971-983. <https://doi.org/10.13872/j.1000-0275.2022.0075>
- [2] 潘锡泉.金融支持我国农村精准脱贫效应研究——基于 2014-2020 年省域贫困县数量变化视角的经验分析[J].金融教育研究,2021,34(4):43-49.
- [3] 刘心怡,张伟,陈小知.数字普惠金融对不同区域农户收入的差异化影响研究——基于数字基础与城镇化的视角[J].农业现代化研究,2022,43(6):984-994. <https://doi.org/10.13872/j.1000-0275.2022.0087>
- [4] 强国令,滕飞.共同富裕视角下数字普惠金融巩固脱贫成果的作用机制研究[J].价格理论与实践,2021(12):94-97+200. <https://doi.org/10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2021.12.462>
- [5] 肖宇,李博文,田侃.数字普惠金融促进农民农村共同富裕的机制与路径研究[J].农村金融研究,2022(10):3-12. <https://doi.org/10.16127/j.cnki.issn1003-1812.2022.10.006>

- [6] 杨志萍. 数字普惠金融助力乡村防返贫的作用机理与现实路径[J]. 区域金融研究, 2022(8): 83-92.
- [7] 李彦龙, 沈艳. 数字普惠金融与区域不平衡[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(5): 1805-1828.
<https://doi.org/10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.17>
- [8] 靳海红, 张帅, 杜铭铭, 牛明月. 数字普惠金融发展的区域差异及协调发展研究[J]. 商场现代化, 2019(18): 181-182. <https://doi.org/10.14013/j.cnki.scxdh.2019.18.086>
- [9] 李侠, 宋来敏. 安徽省数字普惠金融发展水平的时空动态差异性研究[J]. 蚌埠学院学报, 2021, 10(1): 55-59+89.
<https://doi.org/10.13900/j.cnki.jbc.2021.01.012>
- [10] 朱悦. 数字普惠金融对产业结构升级的影响机制研究[D]: [硕士学位论文]. 南昌: 江西财经大学, 2022.
<https://doi.org/10.27175/d.cnki.gjxcu.2022.001225>
- [11] 葛和平, 张立. 数字普惠金融发展对产业结构升级的影响[J]. 财会月刊, 2021(9): 135-141.
- [12] 王晶晶. 数字普惠金融对产业结构升级的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 青岛: 青岛大学, 2021.
- [13] 郭峰, 王靖一, 王芳, 孔涛, 张勋, 程志云. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(4): 1401-1418.
- [14] 吴昌嵘. 数字普惠金融对城乡居民消费水平的影响——基于社会保障调节效应的异质性分析[J]. 中国集体经济, 2023(1): 13-19.
- [15] 周春喜, 王威, 韦宏耀. 中国城市数字普惠金融时空异质性及驱动机制[J]. 浙江金融, 2022(11): 7-19.
- [16] 范建红, 王冰, 闫乐, 瞿皎皎. 数字普惠金融对高技术制造业创新韧性的影响——基于系统 GMM 与门槛效应的检验[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(17): 51-61.
- [17] 蓝天. 数字普惠金融发展、居民债务与居民消费——基于中介效应和门槛效应的经验分析[J]. 金融发展评论, 2022(10): 1-15. <https://doi.org/10.19895/j.cnki.fdr.2022.10.001>
- [18] 杜宏巍. 数字经济促进共同富裕的机制检验与成效评价[J/OL]. 价格理论与实践: 1-6.
<https://doi.org/10.19851/j.cnki.CN11-1010/F.2022.08.333>, 2023-01-26.
- [19] 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[J]. 财经研究, 2022, 48(7): 4-17.
- [20] 余江龙, 周建, 崔敏. 数字普惠金融与地区间共同富裕——理论逻辑和经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(10): 1-15. <https://doi.org/10.13781/j.cnki.1007-9556.2022.10.001>
- [21] 陈治国, 白凤娇. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响效应研究[J]. 金融教育研究, 2021, 34(5): 26-35+80.
- [22] 王正新, 琚悦琦. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响——基于 282 个城市面板数据的实证分析[J]. 金融发展, 2021(2): 1-13.
- [23] 杨虹, 王乔冉. 数字普惠金融对产业结构升级的影响及机制研究[J]. 投资研究, 2021, 40(9): 4-14.
- [24] 韩磊, 张生太. 农村普惠金融之发展现状、问题及应对[J]. 财会月刊, 2020(7): 148-153.
<https://doi.org/10.19641/j.cnki.42-1290/f.2020.07.024>
- [25] 李牧辰, 封思贤, 谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(3): 132-145. <https://doi.org/10.19714/j.cnki.1671-7465.2020.0046>