

数字普惠金融对于实现共同富裕目标的支持作用

——基于空间计量模型的实证研究

陈莉琪

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2024年2月22日; 录用日期: 2024年3月13日; 发布日期: 2024年4月26日

摘要

共同富裕是社会主义的本质规定和奋斗目标, 也是中国社会主义的根本原则。党的十九大报告指出, 到2035年, 全体人民共同富裕必须迈出坚实步伐; 到2050年“全体人民共同富裕基本实现。而普惠金融的发展, 则为探索共同富裕的实现路径提供了新的思路。本文搜集了我国31个省份2011~2020年共十年的空间面板数据, 以此为基础构建空间计量模型, 借助stata软件进行空间溢出效应分析。本文得出以下结论: 首先, 一个地区普惠金融的发展水平对于这个地区共同富裕目标的实现有着显著的促进作用。其次, 相邻地区的普惠金融发展水平存在着空间溢出效应, 且其效应为正向的空间溢出效应。因此, 普惠金融不仅可以通过提高收入、促进经济增长来促进本地区共同富裕目标的实现, 而且还可以通过空间溢出效应显著促进邻近地区共同富裕目标的实现。

关键词

熵值法, 数字普惠金融, 空间溢出效应

The Supporting Role of Digital Inclusive Finance in Achieving the Goal of Common Prosperity

—Empirical Research Based on Spatial Econometric Model

Liqi Chen

School of Management, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai

Received: Feb. 22nd, 2024; accepted: Mar. 13th, 2024; published: Apr. 26th, 2024

Abstract

Common prosperity is the essential provision and goal of socialism, it is also the fundamental principle of Chinese socialism. The report of the 19th National Congress of the Communist Party of China pointed out that by 2035, solid steps must be taken to achieve common prosperity for all people; by 2050, common prosperity for all people will be basically realized. The development of inclusive finance provides a path for exploring the path to achieve common prosperity. This article collects spatial panel data from 31 provinces in China for a total of ten years from 2011 to 2020, builds a spatial econometric model based on this, and uses stata software to analyze spatial spillover effects. This article draws the following conclusions: First, The development level of inclusive finance in a region has a significant promotion effect on the realization of the goal of common prosperity in the region. Secondly, the development level of inclusive finance in adjacent regions has a spatial spillover effect, and its effect is a positive spatial spillover effect. Therefore, inclusive finance can not only promote the realization of the goal of common prosperity in the region by increasing income and promoting economic growth, but can also significantly promote the realization of the goal of common prosperity in neighboring regions through spatial spillover effects.

Keywords

Entropy Method, Digital Inclusive Finance, Spatial Spillover Effect

Copyright © 2024 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

改革开放使中国大踏步赶上时代，实现了中华民族从站起来到富起来、强起来的伟大飞跃。而共同富裕更是中国现代化的本质要求，是社会主义优越性的集中体现。党的十九大报告提出，2035 年要实现“人民生活更为宽裕，中等收入群体比例明显提高，城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小，基本公共服务均等化基本实现，全体人民共同富裕迈出坚实步伐”；到 2050 年，“全体人民共同富裕基本实现，我国人民将享有更加幸福安康的生活”。提出的 2035 年目标和 2050 年目标，都鲜明地体现了改善人民生活、缩小差距、实现共同富裕的要求。

促进共同富裕，不仅要推进收入分配公平，而且要着力促进基本公共服务均等化，促进机会均等，促进健康公平，促进精神文明建设和文化资源普惠，促进人的全面发展和社会全面进步[1]。共同富裕伟大目标的实现需要社会各界的多方探索，要充分发挥好金融的作用。2016 年，国务院出台了《推进普惠金融发展规划(2016~2020 年)》，从国家战略方面确立了普惠金融发展的重要地位。普惠金融，是指在商业可持续的前提条件下，为各个群体提供所需要的金融服务，它的重点服务对象是小微企业、低收入人群等特殊群体。根据已有的研究，普惠金融不仅可以促进经济的增长[2]，还有着明显的减贫效应[3]。此外，陈银娥等从乡村角度出发，通过实证分析得出，我国农村地区普惠金融的发展存在着明显的时空异质性。其具体表现为，城乡之间的收入差距越大，其对于乡村地区普惠金融发展的推动效应越显著[4]。通过对于上述文献的分析，我们不难发现，在促进经济增长，缩小贫富差距，促进共同富裕方面，普惠金融已经有了相当丰硕的成果。

综上, 现有研究对于数字普惠金融的研究仅仅把地区作为单个的个体, 分析了各地区之间的时空异质性, 很少考虑到其空间上的相互作用。而在现实中, 根据地理学第一定律, 任何事物都是与其他食物相关的, 同时, 越是相近的事务, 其相互间的关联更为的紧密。因此, 本文将在已有研究的基础上, 从空间的维度讨论数字普惠金融对于共同富裕的影响, 并进一步探究各地区之间的相互作用, 希望可以助力我国共同富裕目标的实现。

2. 理论分析与研究假设

数字普惠金融可以在以下几个方面助力共同富裕目标的实现。一方面, 随着信息技术的发展, 数字普惠金融的实施也得到了海量的、可靠的数据保障。通过引入创新的高科技技术手段, 银行等金融机构得以充分掌握全面、可靠的相关信息, 从而更为精准地评估贷款人群的信用, 减少银行与企业、贷款个人间的信息不对称, 降低获取金融服务的门槛, 使企业、贷款个人受到的融资约束问题得到缓解[5]。另一方面, 数字普惠金融可以补强传统金融服务的短板。传统的金融服务机构受到场地、营业时间的限制, 面对小数额的金融服务需求常常有“力所不逮之感”。而数字普惠金融能够全面突破时空限制, 提高金融服务的可获得性[6]。因为相较于大型企业客户, 交出同样的贷款数目, 金融机构需要投入更多的人力物力, 因此会要求更高的贷款利率来覆盖其所付出的边际成本。而通过数字科技赋能传统金融, 可以有效应对农村金融市场失灵, 及时疏解金融供需衔接堵点[7]。各金融机构可以利用各种新兴技术手段优化业务程序, 优化信贷审批机制, 同时结合互联网, 加强线上操作, 打破时间和空间的限制, 大幅度减少金融机构的网点建设成本和人工服务成本, 从而改善现今“融资难、融资贵”的难题, 促进了居民在信贷市场的参与度, 使得民众信贷水平有所上升[8]。

数字普惠金融和共同富裕有着很大程度上的相似性。首先, 数字普惠金融和共同富裕的主要服务对象都是诸如小微企业、社会低收入者等的弱势群体, 并不是以往金融服务机构的主要客户群体。贫困群体能够从数字普惠金融发展中获益更多[9]。随着数字普惠金融的发展, 农村低收入群体的家庭收入得到了显著的提升[10]。同时, 数字普惠金融则可以触及更偏远的角落, 让小微企业更易得到融资。其具体的作用机制主要是金融普惠属性和信息技术属性[11]。另外, 数字普惠金融和共同富裕都有着较强的空间溢出效应, 不同地区之间存在空间正相关性, 先实现共同富裕的地区, 可以带动周边地区经济的发展, 因此有利于共同富裕目标的实现[12]。分区域看, 数字普惠金融在中西部和东北地区能够显著促进共同富裕, 且西部和东北地区更为明显[13]。也有学者认为, 数字普惠金融在地理分布上呈现区域异质性, 中、东部地区数字普惠金融对共同富裕的促进作用要高于西部地区[14]。

3. 模型、变量与数据来源

3.1. 模型设计

通过上文的研究, 我们可以得出结论, 共同富裕和数字普惠金融都具有一定的空间溢出效应, 因此, 本文参照武戈(2023)等方法, 从空间的视角来探究数字普惠金融对共同富裕的空间溢出效应[15]。其具体模型如下:

$$\begin{cases} Y_{it} = \alpha_i + \rho W * Y_{it} + \beta X_{it} + \gamma W * X_{it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} = \Theta W * \mu_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases}$$

式(1)表达了广义嵌套的空间计量模型, 其中, i 和 t 分别代表地区和年份, 文中选取了 2011~2020 十年间我国 31 个省市自治区, 模型中的自变量是 X_{it} , 因变量是 Y_{it} , W 表示空间权重矩阵, μ_{it} 为误差项, ρ 和 Θ 为空间滞后回归系数, γ 则表示解释变量的空间溢出系数, α_i 为固定效应, 在 ρ 、 γ 和 Θ 中, 当 $\Theta = 0$

时为空间杜宾模型；当 $\rho \neq 0$ 时为空间滞后模型；当 $\rho = 0$ 时为空间误差模型。

3.2. 变量选取与数据来源

1. 被解释变量——共同富裕(Score)。由于不同学者对于共同富裕这一概念的理解各有偏重，因此，对于共同富裕这一指标的构建也不尽相同。如张挺等(2018)在梳理现有研究成果和实践经验的基础上，从产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效、生活富裕五个方面构建出乡村振兴评价指标体系[16]。陈丽军等(2021)以共同富裕的内涵和特征为逻辑起点，精准识别影响共同富裕进程的重要因素，确定了以发展性、共享性、可持续性作为共同富裕指数模型的三大评价维度[17]。本文则借鉴韩亮亮(2022)等人的研究，从富裕度、共同度两个维度来衡量共同富裕水平，包含 7 个三级指标[18]。

Table 1. The evaluation index system of the common prosperity index

表 1. 共同富裕指数评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属性
共同富裕指数	富裕度	人均可支配收入	+
		人均消费支出	+
		恩格尔系数	-
	共同度	人均 GDP	+
		社保支出	+
		研发投入	+
		森林覆盖率	+

其中恩格尔系数为食品烟酒消费支出占人均消费支出的比例，最后利用熵权法对各个指标进行赋值从而得到共同富裕指数，用 score 表示。

2. 解释变量——数字普惠金融指数。本文选取“北京大学数字普惠金融指数”作为衡量我国普惠金融发展水平的指标，记为 phjr。

3. 控制变量。本文研究的是数字普惠金融对于实现共同富裕目标的支持作用，因此，为了消除解释变量以外的其他影响因素的干扰，本文还将引入以下控制变量。1) 本地区对外开放水平(open)。本地区对外开放水平用以人民币计价的进出口总额与本地区 GDP 的比值来衡量。2) 产业高级化指数(indu)，本文用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量。3) 政府干预程度(gov)，用一般公共预算支出与本地区 GDP 之比来体现政府干预程度。4) 科学发展水平(sci)，一般公共预算支出中科学技术支出所占比重。

本文使用的普惠金融数据全部来自北京大学联合蚂蚁集团推出的北京大学数字普惠金融指数(2011~2020 年)第三期。其他数据均来自于国泰安数据库。变量的描述性统计如表 2 所示。

3.3. 空间权重矩阵

本文将基于邻接距离构建空间权重矩阵，即 01 矩阵。如果两个地区有公共边界取值为 1，如果没有公共边界取值为 0。矩阵 W_{ij} 第 i 行第 j 列元素取值如下

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当地区 } i \text{ 与地区 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{其他} \end{cases}$$

Table 2. Descriptive statistics of variables
表 2. 变量描述性统计

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Score	310	0.375	0.375	0.102	0.106	0.655
phjr	310	2.162	2.235	0.970	0.162	4.320
open	310	0.404	0.211	0.458	0.011	2.397
ind	310	1.004	1.004	0.035	0.857	1.113
gov	310	3.562	3.136	2.111	0.903	18.110
sci	310	0.020	0.013	0.015	0.003	0.068

4. 实证结果及分析

4.1. 空间相关性分析

在进行空间计量之前，首先需要对研究对象进行空间自相关性的检验。本文采用莫兰指数来判断数字普惠金融和共同富裕是否具有空间自相关性。

1. 全局莫兰指数

全局莫兰指数可以判断变量之间是否存在显著的空间依赖性。其公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

上式中， w_{ij} 是地理距离矩阵， \bar{x} 表示所有地区的平均值， s^2 是样本方差。其取值最大为 1，最小为-1，数值为正时，说明指标存在空间正相关性，数值为负时，说明指标存在空间负相关。

Table 3. Global Moran index test results

表 3. 全局莫兰指数检验结果

年份	共同富裕指数		数字普惠金融指数	
	莫兰指数	P 值	莫兰指数	P 值
2011	0.469***	0	0.492***	0
2012	0.483***	0	0.487***	0
2013	0.514***	0	0.457***	0
2014	0.512***	0	0.453***	0
2015	0.544***	0	0.418***	0
2016	0.432***	0	0.438***	0
2017	0.489***	0	0.498***	0
2018	0.530***	0	0.543***	0
2019	0.544***	0	0.544***	0
2020	0.494***	0	0.562***	0

根据表 3 的结果，我们可以看出，2011~2020 年共同富裕指数与数字普惠金融指数均在 1% 的水平上显著，这说明我国各地区的共同富裕水平和数字普惠金融指数具有显著的空间正相关性，即当一个地区

的共同富裕水平较高，其相邻地区往往有着较高的共同富裕水平。这体现了我国各省市自治区之间数字普惠金融指数和共同富裕水平在空间上具有较强的集聚效应。

2. 局部莫兰指数

为了进一步我国各省市自治区之间数字普惠金融发展水平和共同富裕指数的空间相关性，本文绘制了 2020 年共同富裕指数和普惠金融发展水平的局部莫兰散点图。以共同富裕为例，在四个象限中，第一象限表示高高聚集，指本省和邻近地区共同富裕水平都比较高；第二象限表示低高聚集，指本省的共同富裕水平较低，但其临近地区共同富裕水平较高；第三象限表示低低聚集，指本省与临近地区共同富裕水平都较低；第四象限表示高低聚集，指本省的共同富裕水平较高，而临近地区共同富裕水平较低。

本文绘制了 2020 年各省份共同富裕指数和数字普惠金融指数的莫兰散点图，如图 1 所示。从图 1(a) 中可以发现，我国大部分省份分布在第一和第三象限内，说明我国各省份共同富裕水平存在着一定的空间聚集性。其中，共同富裕水平高高聚集的省份主要集中在东部地区，分别为上海、江苏、浙江、广东、福建等地区，而共同富裕水平低低聚集的省份主要集中在西部地区，主要有新疆、青海、宁夏、西藏等地区。

由图 1(b) 可知，我国大多数省份的数字普惠金融指数同样分布在第一、三象限，这与全局莫兰指数的检验结果相同，且其分布与聚集情况与共同富裕指数大体一致。

4.2. 空间面板回归结果分析

4.2.1. 模型检验与识别

上文已经构建了三种常见的空间计量模型，本文采用 LM 检验来决定模型的选择。

从表 4 的结果可以看出，无论空间滞后模型还是空间误差模型，其 P 值均小于 0.01，因此认为空间杜宾模型更优。本文最终选择时间固定的空间杜宾模型。

4.2.2. 模型估计与结果分析

由表 5 的回归结果可知，拟合优度 = 0.641，说明模型拟合效果较为理想，构建的空间杜宾面板模型比较合理。同时，空间自回归系数 $\rho > 0$ ，且通过 1% 的显著性水平检验，说明数字普惠金融发展水平会影响邻近地区的数字普惠金融发展水平，数字普惠金融具有显著的空间溢出效应。从被解释变量来看，共同富裕的空间相关系数 $\rho = 0.483$ ，并且通过了 1% 水平上的显著性检验，说明各省间的共同富裕水平具有显著的正向空间溢出效应。

其次，从核心解释变量数字普惠金融的回归结果来看。其系数为 0.232，表明本地区数字普惠金融水平的提高会促进共同富裕水平。

最后，就控制变量而言。政府行为和科学技术水平的回归系数为正，说明政府行为和科学技术水平的提升促进了本地区的共同富裕水平。

4.3. 稳健性检验

前文研究数字普惠金融对于共同富裕目标的支持作用的空间溢出效应的分析中，本文使用的是 01 矩阵，为确保结论的可靠性，本文将 01 矩阵替换为经济距离矩阵再次回归。结果如表 6 所示，数字普惠金融系数显著为正，解释变量作用方向与前文结论一致，表明本文的实证结论具有稳健性。

5. 实证结果及分析

本文以 2011~2020 年我国 31 个省市自治区十年间的面板数据为研究样本，运用空间计量模型实证分析了数字普惠金融发展对共同富裕水平的影响。本文主要得出以下结论：第一，一个地区数字普惠金融

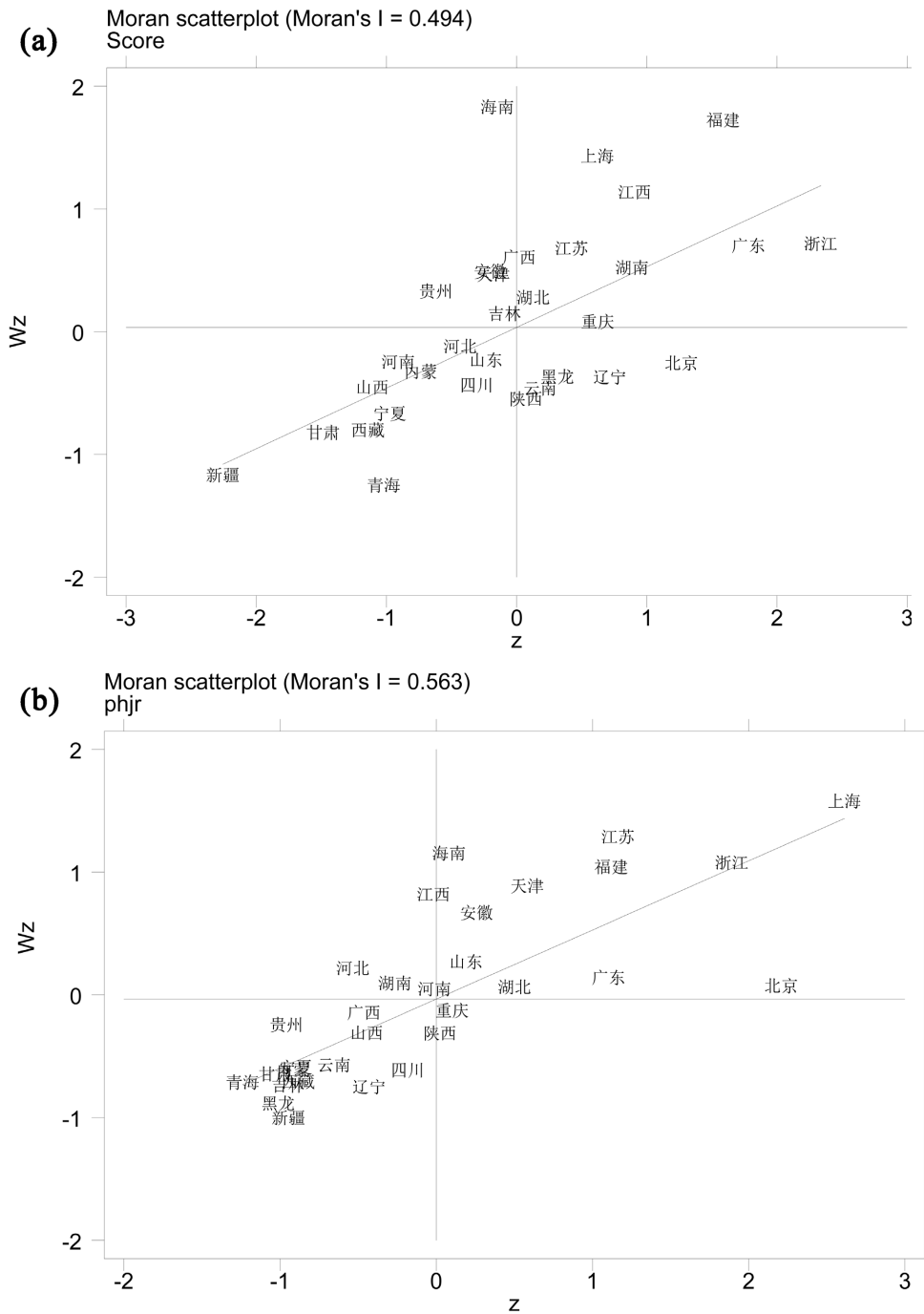


Figure 1. Moran scatter plot of the 2020 common prosperity index and digital inclusive finance index
图 1. 2020 年共同富裕指数、数字普惠金融指数的莫兰散点图

Table 4. Test results of spatial econometric models
表 4. 空间计量模型检验结果

检验形式	统计量	P
LM-Error	1.814	0.007
LM-Lag	12.922	0.000

Table 5. Regression results of spatial durbin model
表 5. 空间杜宾模型回归结果

变量	回归系数
phjr	0.232***
(0.83)	(0.90)
open	0.0137
(-1.35)	(-0.97)
ind	-0.184
(-1.20)	(-1.17)
gov	-0.00115
(10.62)	(10.16)
sci	-0.146
(3.01)	(3.31)
W * phjr	-0.195***
(0.63)	(-0.13)
W * open	0.0228
(3.16)	(3.61)
W*ind	-0.340
(2.15)	(1.12)
W * gov	-0.0205***
(-2.25)	(-2.24)
W * sci	-1.523*
(1.04)	(1.88)
rho	0.483***
(6.44)	(2.22)
sigma2_e	0.00196***
(12.24)	(12.40)
R ²	0.641
N	310

Table 6. Robustness test regression results
表 6. 稳健性检验回归结果

变量	回归系数
phjr	0.185***
(0.93)	(1.18)
open	0.0316**
(-0.93)	(-0.45)
ind	-0.204*
(-1.74)	(-1.51)

续表

gov	0.00114
(10.39)	(9.91)
sci	-0.426
(3.07)	(3.36)
W * phjr	-0.106*
(1.12)	(0.42)
W * open	-0.0171
(1.68)	(1.77)
W * ind	0.0145
(2.66)	(1.75)
W * gov	-0.0127***
(-2.07)	(-0.78)
W*sci	-0.284
(0.63)	(1.43)
rho	0.485***
(4.62)	(1.09)
sigma2 e	0.00186***
(12.29)	(12.43)
R ²	0.630
N	310

的发展,对于本地区共同富裕目标的实现能够起到一定的支持作用。第二,我国各个省市自治区之间,共同富裕的发展水平和数字普惠金融的发展水平均体现出显著的空间正相关性,在空间上有着聚集现象。第三,我国各个省市自治区的数字普惠金融发展水平,以及共同富裕水平表现出明显的正向空间溢出效应,即地区之间的正向带动作用要大于其对于资源的负向的虹吸作用。

本文提出以下政策建议:1)要持续推进普惠金融的发展。要加强普惠金融服务的可获得性和创新力度,强调产品和服务的针对性,合理运用数字金融资源建设完备的现代的、数字化的金融体系,提升调配资源的能力。2)协调地区资源,缩小普惠金融发展的地区差异,加强地区间的合作,加强对于中西部地区对于普惠金融体系的持续投入交流经验,共同发展。3)设立地区共同富裕示范城市,群策群力,营造各地区共同寻找共同富裕实现路径的良好氛围。

参考文献

- [1] 张来明,李建伟. 促进共同富裕的内涵、战略目标与政策措施[J]. 改革, 2021(9): 16-33.
- [2] 张晨雪. 数字普惠金融促经济增长研究[J/OL]. 经营与管理: 1-23. <https://doi.org/10.16517/j.cnki.cn12-1034/f.20230316.002>, 2023-04-20.
- [3] 沈洋, 犹雨寒, 周鹏飞. 通往共同富裕: 数字普惠金融的多维减贫效应[J]. 深圳社会科学, 2023, 6(1): 24-37.
- [4] 陈银娥, 尹湘, 金润楚. 中国农村普惠金融发展的影响因素及其时空异质性[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(5): 44-59.

- [5] 李麦收, 李凯旋. 数字普惠金融、小微企业创业与城乡收入差距——党的二十大共同富裕目标任务路径探索[J]. 征信, 2023, 41(1): 12-20+85.
- [6] 陈军, 常可欣. 数字普惠金融促进居民消费的机制与完善对策[J]. 理论探讨, 2024(1): 144-149. <https://doi.org/10.16354/j.cnki.23-1013/d.2024.01.011>
- [7] 张太宇, 王燕红, 郭美洪. 脱贫攻坚同乡村振兴有效衔接的金融支持路径探析——以江苏省为例[J]. 江苏农业科学, 2022, 50(15): 216-231. <https://doi.org/10.15889/j.issn.1002-1302.2022.15.034>
- [8] 杨舒然, 雷晓康. 数字普惠金融与农村居民共同富裕: 影响效应与作用机制[J]. 统计与信息论坛, 2024, 39(2): 56-68.
- [9] 黄倩, 李政, 熊德平. 数字普惠金融的减贫效应及其传导机制[J]. 改革, 2019(11): 90-101.
- [10] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [11] 张新月, 师博, 甄俊杰. 高质量发展中数字普惠金融促进共同富裕的机制研究[J]. 财经论丛, 2022(9): 47-58. <https://doi.org/10.13762/j.cnki.cjlc.2022.09.002>
- [12] 奚晓军, 蒋明琳. 我国地级城市数字普惠金融空间溢出效应研究[J]. 吉林师范大学学报(自然科学版), 2022, 43(4): 73-81. <https://doi.org/10.16862/j.cnki.issn1674-3873.2022.04.011>
- [13] 王瑛, 杨航, 张晓雯. 数字普惠金融、居民消费与共同富裕[J]. 统计与决策, 2023, 39(3): 148-153. <https://doi.org/10.13546/j.cnki.tjyjc.2023.03.027>
- [14] 翟元慧, 周勇, 李凯. 数字普惠金融对共同富裕的空间效应研究[J]. 青海金融, 2023(8): 13-20.
- [15] 武戈, 王李军. 数字普惠金融能助力共同富裕的实现吗?——基于空间计量模型的实证研究[J]. 生产力研究, 2023(2): 124-130. <https://doi.org/10.19374/j.cnki.14-1145/f.2023.02.020>
- [16] 张挺, 李闰榕, 徐艳梅. 乡村振兴评价指标体系构建与实证研究[J]. 管理世界, 2018, 34(8): 99-105. <https://doi.org/10.19744/j.cnki.11-1235/f.2018.08.009>
- [17] 陈丽君, 郁建兴, 徐钦娜. 共同富裕指数模型的构建[J]. 治理研究, 2021, 37(4): 5-16+2. <https://doi.org/10.15944/j.cnki.33-1010/d.2021.04.001>
- [18] 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. <https://doi.org/10.13956/j.ss.1001-8409.2023.03.03>