

数字普惠金融对共同富裕的空间动态影响分析

邹洋^{1,2}, 徐靖文^{1,2}, 姜沐汐³

- (1. 南开大学经济学院, 天津 300071;
2. 南开大学经济行为与政策模拟实验室, 天津 300071;
3. 国家税务总局税收科学研究所, 北京 100053)

摘要:基于中国城市层面数据和北京大学数字普惠金融指数,构建空间动态杜宾模型,从增收和改善收入分配的视角实证分析数字普惠金融对共同富裕的影响。研究结果显示:数字普惠金融对农村居民人均纯收入影响的短期直接效应显著为正;无论短期还是长期,数字普惠金融对城乡居民收入分配差距影响的间接效应均显著为负;相较于拓宽数字普惠金融覆盖广度和加深数字普惠金融使用深度,数字化程度的提高能同时达到增收和改善收入分配的目的,更有利于促进共同富裕。

关键词:共同富裕;数字普惠金融;空间动态杜宾模型

中图分类号:F124.7;F832 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2024)05-0163-10

Analysis of the spatial dynamic impact of digital inclusive finance on common prosperity

ZOU Yang^{1,2}, XU Jingwen^{1,2}, JIANG Muxi³

- (1. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China;
2. The Laboratory for Economic Behaviors and Policy Simulation, Nankai University, Tianjin 300071, China;
3. Tax Science and Research Institute, State Taxation Administration, Beijing 100053, China)

Abstract: Based on the city-level data and Peking University Digital Inclusive Finance Index, this paper empirically analyzes the impact of digital inclusive finance on common prosperity from the perspectives of increasing income and improving income distribution. The results show that the short-term direct effect of digital inclusive finance on the net income per capita of rural residents is significantly positive; the indirect effects of digital inclusive finance on the income distribution gap between local urban and rural residents are significantly negative in both short-term and long-term; by comparing with widening the coverage breadth or deepening the usage depth, increasing digitalization can achieve both goals of increasing income and improving income distribution.

Key words: common prosperity; digital inclusive finance; spatial dynamic Durbin model

共同富裕是社会主义现代化的重要目标之一。党的十八大以来,中国逐步消除绝对贫困和区域性整体贫困,居民收入稳步提高,但收入增长不均衡问题仍然存在,城乡收入差距尤为突出。

收稿日期:2024-01-28 修回日期:2024-03-29

基金项目:天津市哲学社会科学规划项目“对外开放与城乡居民收入差距:基于空间溢出效应视角的研究”(TJYJ22-002)。

作者简介:邹洋(1968—),男,安徽肥东人,博士,南开大学经济学院财政学系教授、博士生导师,研究方向为公共经济学、财政学与财税计量分析。通信作者:姜沐汐。

尽管我国为此付出了巨大努力,但至 2023 年,我国城乡居民人均可支配收入比依然高达 2.39^①,因此提升农村居民收入、缩小城乡收入差距是实现共同富裕进程中的重点和难点。实现共同富裕具有长期性、艰巨性和系统性,需要多方通力合作。在这一过程中,金融支持对夯实共同富裕的物质基础发挥着不可替代的作用。然而,随着金融体系的发展,现代金融体系倾向高净值客户的弊端在我国日益凸显。受金融抑制和金融排斥的双重影响,总体来说,农村金融规模扩大拉大了城乡收入差距^[1]。因此,如何促进金融资源向农村倾斜下沉、推动金融服务惠及包括农村居民在内的“长尾”群体已迫在眉睫。

近年来,国家出台多项政策促进金融普惠性发展。“十四五”规划中明确提出健全符合高质量发展要求的财税金融制度,增强金融普惠性。2023 年国务院印发《关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》,赋予普惠金融促进共同富裕的重要使命,并提出基础金融服务更加普及、农户及新型农业经营主体等融资可得性持续提高等具体建设目标。普惠金融可以通过更新制度、调整政策等途径解决金融排斥问题,为资金需求者提供公平的融资机会^[2],有效促进增收减贫^[3-5],并缩小城乡收入差距^[6-7],有利于共同富裕目标的实现。然而,也有学者认为,现阶段农户和中小企业贷款发放远未满足市场有效需求,普惠金融贷款面仍有较大缺口^[8]。数字技术的兴起,进一步改善了金融普惠性。作为数字技术和普惠金融的结合体,数字普惠金融有效拓宽了普惠金融应用的深度和广度。具体来看,数字普惠金融的发展有利于提升微观层面金融需求^[9],增加金融可得性^[10-12],对于促进农民增收、改善收入分配具有重要意义^[13-14]。

虽然已有文献对普惠金融和共同富裕的关系进行了探讨,但存在以下问题:第一,现有文献主要从实证角度进行研究,理论分析尚在定性阶段,缺少数理分析,具有一定局限性;第二,经济变量间的空间相关性在研究经济现象中不可忽

视,但在现有的数字普惠金融和共同富裕的关系研究中有所缺失;第三,虽然部分相关研究考虑到空间相关性,但主要基于省级层面数据,检验效果和估计准确性难以令人信服。相较于已有文献,本文的创新体现在理论和实证两个层面。理论上,本文通过构建包含生产者和金融机构的二元经济结构一般均衡模型,研究数字普惠金融对共同富裕的作用机理;进一步建立两期跨期选择模型,探讨数字化转型与普惠金融结合对共同富裕的影响。实证上,本文加入对空间相关性和样本容量的考量,选择城市层面数据,采用空间动态杜宾模型,从增收和改善收入分配的视角进行分析,进一步提高估计的准确性。本文还从覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个维度检验数字普惠金融对共同富裕的影响,使研究结论更加全面。

一、理论分析与研究假说

(一)数字普惠金融对共同富裕的作用机理

参考钞小静等^[15]、郑小碧^[16]和刘心怡等^[17]的理论分析,本文首先构建包含生产者和政策性银行或金融机构的一般均衡模型,研究数字普惠金融对共同富裕的作用机理。

1. 生产者

假定生产者通过投入资本 k 和劳动力 l_y 生产最终品 y ,以追求实现利润最大化。 k 通过向金融机构借贷获得, h_k 为资本交易效率系数,交易效率越低,交易成本越高。生产函数采用里昂惕夫形式,即总产出取决于资本和劳动力投入量的最小值。 p_k 、 p_l 和 p_y 分别为资本品、劳动力和最终品价格。生产者利润最大化问题为:

$$\max_{[k, l_y]} \pi = p_y y - p_k k - p_l l_y \quad (1)$$

$$s. t. y = \min[h_k k, l_y] \quad (2)$$

根据式(2),可知最优资本投入量为:

$$k = \frac{l_y}{h_k} \quad (3)$$

代入式(1),可得:

$$\pi = (p_y - \frac{p_k}{h_k} - p_l) l_y \quad (4)$$

① 数据来源:国家统计局,见 https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202402/content_6934935.htm。

此时,投入单位劳动力的边际利润为

$$\frac{\partial \pi}{\partial l_y} = p_y - \frac{p_k}{h_k} - p_l \quad (5)$$

2. 政策性银行或金融机构

假定将资本视为一种特殊的产品,资本的生产仅需要劳动, δ_k 为资本转化效率系数。 h_y 为最终品交易效率系数,交易效率越低,交易成本越高。假定政策性银行或金融机构仅提供政府所要求数量的普惠金融,投入劳动力为 l_k ,且在此过程中,金融机构的资本品供给需满足基本的消费需求 y_d ,此时政策性银行或金融机构的利润最大化问题为

$$\max_{[k_d, l_k]} w = h_y p_y y_d - p_l l_k \quad (6)$$

$$s. t. k_d = \delta_k l_k \quad (7)$$

$$p_y y_d = p_k k_d \quad (8)$$

根据式(7)和式(8),可知消费需求 y_d 满足

$$y_d = \frac{p_k \delta_k l_k}{p_y} \quad (9)$$

将式(9)代入式(6),可得:

$$w = (h_y p_k \delta_k - p_l) l_k \quad (10)$$

此时,投入单位劳动力的边际利润为:

$$\frac{\partial w}{\partial l_k} = h_y p_k \delta_k - p_l \quad (11)$$

一般均衡条件下,投入单位劳动力的边际利润相等,即

$$p_y - \frac{p_k}{h_k} - p_l = h_y p_k \delta_k - p_l \quad (12)$$

根据式(12),解得:

$$p_k = \frac{h_k p_y}{h_y h_k \delta_k + 1} \quad (13)$$

将式(13)代入式(5),得到投入单位劳动力的边际利润关于资本交易效率系数 h_k 的表达式为:

$$\frac{\partial \pi}{\partial l_y} = p_y - \frac{p_y}{h_y h_k \delta_k + 1} - p_l \quad (14)$$

由式(14)可知,投入单位劳动力的边际利润为 h_k 的增函数,即资本交易效率的提高促进了投入单位劳动力的边际利润(可视为生产者工资率)的增加。同时,一般均衡条件要求投入单位劳动力的边际利润相等,在按劳分配为主体的分配制度下,能一定程度改善收入分配。因此,提高资本

交易效率能在增收的基础上改善收入分配,最终起到促进共同富裕的作用。一方面,发展普惠金融能通过增加金融覆盖面和使用深度提高资本交易效率;另一方面,数字化转型弥补了信用缺失造成的中小微企业和低收入人群“贷款难”问题,深刻地改变了甄别风险的效率和成本,进而提高资本交易效率。基于此,本文提出以下待检验假设:

假设1:发展数字普惠金融能在增收的基础上改善收入分配,最终推进共同富裕。

(二)数字技术在推动共同富裕过程中的作用

参考陈斌开等^[18-19]的理论分析,考虑建立两期(t 与 $t+1$ 期)跨期选择模型,探讨相较于传统普惠金融,数字化转型对共同富裕的影响。设定 C_t 和 C_{t+1} 分别为消费者 t 期与 $t+1$ 期的消费; U 为消费者效用函数,它是消费者每期效用折现值的加总。 w_t 为消费者 t 期的收入, D_t 为获得普惠金融贷款的金额。 r 为存款利率,若消费者进行普惠金融借贷,则消费者对下期预期收入为 w_{t+1}^d ;否则为 w_{t+1} 。假定消费者没有遗产,若进行数字普惠金融借贷则没有储蓄。

为简化分析,假定消费者的效用函数为对数可加形式,折现因子为 ρ ,即

$$U(C_t, C_{t+1}) = \ln C_t + \rho \ln C_{t+1} \quad (15)$$

首先,考虑消费者没有进行普惠金融借贷的情况,消费者的最优化问题为:

$$\max_{[C_t, C_{t+1}]} U(C_t, C_{t+1}) \quad (16)$$

$$s. t. (1+r) C_t + C_{t+1} = (1+r) w_t + w_{t+1} \quad (17)$$

根据上式,构造拉格朗日函数为:

$$L = \ln C_t + \rho \ln C_{t+1} + \lambda [(1+r) w_t + w_{t+1} - (1+r) C_t - C_{t+1}] \quad (18)$$

求解效用最大化一阶条件为:

$$C_t = \frac{(1+r) w_t + w_{t+1}}{(1+r)(1+\rho)} \quad (19)$$

$$C_{t+1} = \rho \frac{(1+r) w_t + w_{t+1}}{(1+\rho)} \quad (20)$$

将式(19)和式(20)代入式(15),此时消费者效用函数为:

$$U(C_t, C_{t+1}) = (1 + \rho) \ln[(1 + r)w_t + w_{t+1}] + \rho \ln \rho - (1 + \rho) \ln(1 + \rho) - \ln(1 + r) \quad (21)$$

其次,考虑消费者进行普惠金融借贷的情况,消费者的最优化问题为

$$\max_{[C_t, C_{t+1}, D_t]} U(C_t, C_{t+1}) \quad (22)$$

$$s. t. C_t = w_t + D_t - e \quad (23)$$

$$C_{t+1} = w_{t+1}^d - (1 + i) D_t \quad (24)$$

式(23)、式(24)中, i 为数字普惠金融贷款利率; e 为额外成本,即消费者为获得数字普惠金融贷款而额外支付除利息外的时间、金钱成本。

根据式(22)、式(23)和式(24),构造拉格朗日函数为:

$$L = \ln C_t + \rho \ln C_{t+1} + v_1(w_t + D_t - e - C_t) + v_2[w_{t+1}^d - (1 + i) D_t - C_{t+1}] \quad (25)$$

求解效用最大化一阶条件为:

$$C_t = \frac{(1 + i)w_t + w_{t+1}^d - (1 + i)e}{(1 + i)(1 + \rho)} \quad (26)$$

$$C_{t+1} = \rho \frac{(1 + i)w_t + w_{t+1}^d - (1 + i)e}{(1 + \rho)} \quad (27)$$

$$D_t = \frac{w_{t+1}^d + \rho(1 + i)(e - w_t)}{(1 + i)(1 + \rho)} \quad (28)$$

此时消费者效用函数为:

$$U(C_t, C_{t+1}) = (1 + \rho) \ln[(1 + i)w_t + w_{t+1}^d - (1 + i)e] + \rho \ln \rho - (1 + \rho) \ln(1 + \rho) - \ln(1 + i) \quad (29)$$

当消费者进行普惠金融借贷时效用大于不进行借贷时才会选择普惠金融借贷,此时消费者对下期预期收入 w_{t+1}^d 需满足

$$w_{t+1}^d > (1 + i)(e - w_t) + \left(\frac{1 + i}{1 + r}\right)^{\frac{1}{1+\rho}} [(1 + r)w_t + w_{t+1}] \quad (30)$$

从消费者角度来看,增强金融普惠性要求消费者“能贷”和“愿贷”。“能贷”要求有足够的信贷资金和相关机制向小微客户倾斜,“愿贷”则要求消费者预期下期收入 w_{t+1}^d 满足式(30)的约束条件。由式(30)可知,满足消费者“愿贷”条件的下期预期收入是额外成本 e 的增函数,即降低消费者为获得普惠金融贷款而额外支付的成本能降低消费者“愿贷”的门槛。数字技术可以提高金融产品

和服务的便利性和普惠性,有效降低金融服务的门槛。此外,数字技术在一定程度上解决了信用缺失造成的农户和小微企业“贷款难”问题,降低了消费者获得普惠金融借贷的额外成本。即如果凭借数字技术优势覆盖有资金需求的长尾群体,减缓“门槛效应”,普惠金融发展则会促进增收和改善收入分配,最终促进欠发达地区的发展,实现共同富裕。基于此,本文提出以下待检验假设:

假设2:相较于传统普惠金融,数字技术有利于增强金融普惠性,推广数字普惠金融更有利于促进共同富裕。

二、实证研究设计

(一)数据来源

本文使用的数字普惠金融相关数据来源于北京大学数字金融研究中心郭峰等^[20]编写的北京大学数字普惠金融指数。其他数据来源于EPS、CEIC、Wind和各城市统计年鉴。结合数据可得性和完整连续性,本文剔除缺失值在3年及以上的城市数据,选取2011—2019年我国186个城市层面的面板数据进行研究。

(二)变量定义与描述性统计

1. 被解释变量

共同富裕程度。参照郭庆旺等^[21]、陈斌开等^[22]、李建军等^[10]的做法,本文从收入水平和收入分配两个视角来衡量共同富裕程度。其中,由于普惠金融主要面向“三农”和偏远落后地区,因此采用农村居民人均纯收入水平的对数($\ln cinc$)来反映收入水平。收入分配状况采用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值(gap)来衡量,该指标能比较准确地反映城乡居民的实际收入水平差距。

2. 解释变量

数字普惠金融指数。本文首先选择数字金融总指数的对数($\ln index$)作为解释变量,探讨数字普惠金融总体服务情况对共同富裕程度的影响。此外,本文从覆盖广度($\ln breadth$)、使用深度($\ln depth$)和数字化程度指数($\ln dig$)3个维度进行异质性分析,探讨普惠金融数字化转型对共同富裕的影响差异。

3. 控制变量

在控制变量的选取方面,本文参考叶志强等^[23]、陈斌开等^[22]、李建军等^[10]的研究,引入以下指标作为控制变量:①经济发展水平($\ln\text{pergdp}$),经济发展水平是影响居民人均可支配收入的最主要因素,经济发展水平的提高能起到增收减贫的作用;②政府活动参与度($\ln\text{fispay}$, fiscal),一般来说,如果政府财政支出政策更多偏向城市或农村,则会相应增加该地居民人均可支配收入;③对外开放程度(open),通常对外开放水平越高,经济活动越活跃;但外商直接投资一般流入城镇企业,可能不利于农村居民人均纯收入增加;④教育水平($\ln\text{edupay}$, edu),一般来说,受教育水平越高,人均可支配收入越高;⑤通信基础设施水平($\ln\text{comm}$),通信基础设施的发展能促进当地经济发展,进而增加人均可支配收入;⑥交通基础设施水平($\ln\text{tran}$),一般来说,交通基础设施的发展能促进当地经济发展,进而增加人均可支配收入;⑦产业结构(industry),第二、三产业的发展能吸引农村剩余劳动力加入,提高农村居民人均纯收入;⑧城镇化水平(urban),城镇化进程可以促进农民向非农产业转移,进而增加农村居民人均纯收入。各变量定义如表1所示。

表1 变量说明

类型	变量	定义
被解释变量	$\ln\text{cinc}_i$	i 市 t 年农村居民人均纯收入的对数
	gap_i	i 市 t 年城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值
解释变量	$\ln\text{index}_i$	i 市 t 年数字金融指数的对数
	$\ln\text{breadth}_i$	i 市 t 年数字金融覆盖广度指数的对数
	$\ln\text{depth}_i$	i 市 t 年数字金融使用深度指数的对数
	$\ln\text{dig}_i$	i 市 t 年数字金融数字化程度指数的对数
控制变量	$\ln\text{pergdp}_i$	i 市 t 年人均国内生产总值的对数
	$\ln\text{fispay}_i$	i 市 t 年地方财政一般预算支出的对数
	fiscal_i	i 市 t 年政府财政支出占GDP的比重
	open_i	i 市 t 年外商直接投资占GDP的比重
	$\ln\text{edupay}_i$	i 市 t 年教育支出的对数
	edu_i	i 市 t 年教育支出占财政支出比重
	$\ln\text{comm}_i$	i 市 t 年人均邮电业务总量的对数
	$\ln\text{tran}_i$	i 市 t 年公路里程与面积比值的对数
	industry_i	i 市 t 年第二、三产业产值占GDP的比重
	urban_i	i 市 t 年城镇化率

(三)空间面板模型建立

1. 空间自相关检验

本文运用Moran's I指数进行空间相关性检验。Moran's I指数计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_i \sum_j E_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_i \sum_j E_{ij}} \quad (31)$$

Moran's I指数取值一般介于-1到1之间,大于0表示正自相关,小于0表示负自相关,接近于0则表示空间分布随机。测算结果见表2。可以看出,2011—2019年我国农村居民人均纯收入和城乡收入差距存在相似单元空间集聚现象,可以构建空间面板模型进行分析。鉴于郭峰等^[20]已指出北京大学数字金融指数空间相关性,本文不再进行检验。为避免伪回归问题,本文对各变量进行了多重共线性和平稳性检验,结果表明各变量间不存在多重共线性,变量平稳。

表2 全局空间自相关检验

变量	Moran's I	p 值	变量	Moran's I	p 值
cinc2011	0.815	0.000	gap2011	0.301	0.000
cinc2012	0.822	0.000	gap2012	0.289	0.000
cinc2013	0.792	0.000	gap2013	0.303	0.000
cinc2014	0.732	0.000	gap2014	0.301	0.000
cinc2015	0.749	0.000	gap2015	0.242	0.000
cinc2016	0.758	0.000	gap2016	0.250	0.000
cinc2017	0.761	0.000	gap2017	0.235	0.000
cinc2018	0.761	0.000	gap2018	0.237	0.000
cinc2019	0.766	0.000	gap2019	0.235	0.000

2. 空间权重矩阵选择

嵌套矩阵将地理上的接近性和其他接近性有机结合,是更加精细的权重矩阵^[24]。因此,本文参照李婧等^[25]的方法构建经济—地理距离嵌套空间权重矩阵,此矩阵既能度量地理距离,也包含经济距离,较为客观。经济—地理距离嵌套空间权重矩阵W如下:

$$W = W_d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (32)$$

$$W_d = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (33)$$

式(32)、式(33)中, $\bar{Y}_i$ 和 $\bar{Y}$ 分别表示样本期内 i 市和所有样本人均 GDP, W_d 为反地理距离空间权重矩阵, d_{ij} 为两个城市间的地理距离。

3. 空间动态面板模型

基于贫困恶性循环理论,农村居民人均纯收入变化是一个动态连续的过程,前一期的农村居民人均纯收入可能会对当期的农村居民人均纯收入产生显著影响,因此本文在分析过程中考虑上一期贫困对本期贫困的影响,选择空间动态面板回归模型来检验数字普惠金融对共同富裕的影响。参考李占风等^[26]的做法,本文构建如下空间动态面板模型:

$$\begin{aligned} \text{Incinc}_{it} = & \beta_1 \text{Incinc}_{it-1} + \beta_2 W \text{Incinc}_{it-1} + \\ & \beta_3 W \text{Incinc}_{it} + \delta_1 \text{lnindex}_{it} + \delta_2 W \text{lnindex}_{it} + \\ & \gamma_1 \text{control}_{it}^c + \gamma_2 W \text{control}_{it}^c + u_i^c + \theta_t^c + \varepsilon_{it}^c \end{aligned} \quad (34)$$

$$\begin{aligned} \text{lngap}_{it} = & \mu_1 \text{lngap}_{it-1} + \mu_2 W \text{lngap}_{it-1} + \\ & \mu_3 W \text{lngap}_{it} + \varphi_1 \text{lnindex}_{it} + \varphi_2 W \text{lnindex}_{it} + \\ & \gamma_3 \text{control}_{it}^g + \gamma_4 W \text{control}_{it}^g + u_i^g + \theta_t^g + \varepsilon_{it}^g \end{aligned} \quad (35)$$

式(34)、式(35)中, i 和 t 分别代表城市和年份, β_1 、 β_2 和 β_3 分别为被解释变量农村居民人均纯收入的滞后一期时间效应和空间滞后效应、当期空间滞后效应的待估参数; δ_1 和 δ_2 分别为数字普惠金融总指数对农村居民人均纯收入的影响程度和空间滞后效应的待估参数; u_i^c 、 θ_t^c 和 ε_{it}^c 分别为被解释变量为农村居民人均纯收入时的个体固定效应、时间固定效应和随机扰动项; μ_1 、 μ_2 和 μ_3 分别为被解释变量城乡居民收入差距的滞后一期动态效应和空间滞后效应、当期空间滞后效应的待估参数; φ_1 和 φ_2 分别为数字普惠金融总指数对城乡居民收入分配差距的影响程度和空间滞后效应的待估参数; u_i^g 、 θ_t^g 和 ε_{it}^g 分别为被解释变量为城乡居民收入差距时的个体固定效应、时间固定效应和随机扰动项; control 为控制变量向量。

三、实证结果

(一)数字普惠金融对农村居民人均纯收入的影响

表3给出模型(35)的估计结果。首先建立非空间静态面板模型,初步验证数字普惠金融对农

村居民人均纯收入的影响,结果如表3中的列(1)所示。进一步考虑农村居民人均纯收入的空间相关性,经 LR 检验、Hausman 检验和联合显著性检验,建立时空固定效应空间杜宾模型,估计结果如表3中的列(2)所示。本文在分析过程中还考虑上一期贫困对本期贫困的影响,分别建立时间滞后、空间滞后和时空滞后空间动态面板模型。在估计过程中,本文将空间滞后项不显著的变量予以剔除,估计结果分别如表3中的列(3)~列(5)所示。

表3 数字普惠金融对农村居民人均纯收入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$L. \text{Incinc}$	-	-	0.601 *** (0.014 8)	-	0.693 *** (0.016 3)
$L. W \times \text{Incinc}$	-	-	-	-3.351 *** (0.037 3)	-0.863 *** (0.033 3)
lnindex	0.346 *** (0.010 5)	0.298 *** (0.010 3)	0.142 *** (0.013 3)	0.397 *** (0.0146)	0.059 8 *** (0.013 2)
$W \times \text{lnindex}$	-	-0.289 *** (0.013 8)	-0.277 *** (0.015 9)	-0.581 *** (0.0224)	-0.251 *** (0.017 9)
控制变量	是	是	是	是	是
adj-R^2	0.840	0.943	0.924	0.792	0.590
ρ	-	1.005 *** (0.020 7)	0.957 *** (0.022 8)	6.476 *** (0.025 0)	2.322 *** (0.022 3)
Sigma^2	-	0.001 5 *** (0.000 0)	0.000 7 *** (0.000 0)	0.001 0 *** (0.000 0)	0.000 5 *** (0.000 0)
AIC	-1 320.087	-5 899.859	-6 615.148	-5 743.135	-6 835.513
BIC	-1 265.911	-5 796.925	-6 525.051	-5 637.139	-6 724.217

注:括号内为标准差;*、**、*** 分别表示 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。下同。

根据表3中列(5)的估计结果,考虑前一期的农村居民人均纯收入后, AIC 和 BIC 统计值显著减小,反映出建立动态空间杜宾模型的必要性。空间动态面板模型中的空间滞后项和时空滞后系数估计值在1%水平上均显著,即农村居民人均纯收入不仅在空间上产生溢出效应,在时间上也具有前后关联性。数字普惠金融对本地农村居民人均纯收入的影响显著为正,这表明本地数字普惠金融发展有利于增加本地农村居民人均纯收入;但其他城市数字普惠金融发展会对本地农村居民人均纯收入产生负向的空间溢出效应,这可能是因为资源是有限的,其他城市数字普惠金融发展会进一步虹吸本地资源,形成空间集聚,进而对本地农村居民人均可支配收入产生负向影响。考虑反馈效应,进一步分解溢出效应,结果如表4所示。由表4可知,关于数字普惠金融对农村居民人均纯收入的影响,只有短期直接效应显著为正,其他均

不显著。即考虑反馈效应后,只有在短期数字普惠金融能显著增加本地农村居民人均纯收入。

表4 对农村居民人均纯收入的空间溢出效应分解

解释变量	短期效应		长期效应	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnindex	0.092 2 * (0.115)	0.069 2 (0.116)	0.174 (0.347)	-0.010 4 (0.355)

(二)数字普惠金融对城乡居民收入分配的影响

表5给出模型(36)的估计结果。在不考虑内生性的情况下,首先建立非空间静态面板模型,初步验证数字普惠金融对城乡收入分配差距的影响,剔除估计结果不显著的变量,估计结果如表5中的列(1)所示。进一步地,考虑城乡居民收入分配差距的空间相关性建立静态空间面板模型,经LR检验、Hausman检验和联合显著性检验,建立双向固定效应空间杜宾模型,估计结果如表5中的列(2)所示。列(2)中的空间相关系数显著为正,核心解释变量系数通过显著性检验,且AIC、BIC显著减小,表明建立空间计量模型更合适。同时,根据贫困恶性循环理论,本文考虑上一期的城乡居民收入分配差距对本期的影响,分别构建时间滞后、空间滞后和时空滞后空间动态面板模型,在估计过程中,将空间滞后项不显著的变量予以剔除,估计结果分别如表5中的列(3)~列(5)所示。

表5 数字普惠金融对城乡居民收入分配差距的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L_{gap}	-	-	0.598 *** (0.017 5)	-	0.657 *** (0.018 5)
$L_{W \times gap}$	-	-	-	0.141 ** (0.064 0)	-0.543 *** (0.053 8)
lnindex	-0.253 *** (0.022 1)	-0.197 *** (0.045 1)	-0.062 5 * (0.033 2)	-0.344 *** (0.071 3)	-0.038 2 (0.058 0)
$W \times \lnindex$	-	0.053 4 (0.061 9)	0.110 ** (0.045 1)	0.175 *** (0.056 5)	-0.119 *** (0.045)
控制变量	是	是	是	是	是
$adj-R^2$	0.423 0	0.443	0.547	0.617	0.637
ρ	-	0.433 2 *** (0.468 8)	0.966 0 *** (0.030 2)	0.390 *** (0.053 7)	0.549 *** (0.038 0)
Σ^2	-	0.010 5 *** (0.000 4)	0.005 9 *** (0.000 2)	0.009 0 *** (0.000 3)	0.005 9 *** (0.000 2)
AIC	966.044	-2 829.674	-3 394.732	-2 870.2	-3 486.153
BIC	1 020.22	-2 732.158	-3 304.635	-2 790.703	-3 406.656

根据表5中列(5)的估计结果,空间动态面板模型中的空间滞后项和时空滞后项系数均在1%的显著水平上显著,表明城乡居民收入差距不仅在空间上存在溢出效应,在时间上也具有前后关

联性。其他城市数字普惠金融发展对本地城乡居民收入差距产生的空间溢出效应显著为负,这表明其他地区数字普惠金融发展有利于改善本地城乡居民收入差距。考虑反馈效应,进一步分解溢出效应,结果如表6所示。由表6可知,无论在短期还是长期,发展本地数字普惠金融对城乡居民收入分配的直接效应为负,但在统计上不显著;其他地区数字普惠金融发展对本地城乡居民收入分配有显著负的空间溢出效应,这表明其他城市数字普惠金融发展能显著改善本地城乡居民收入差距。

表6 对城乡居民收入分配差距的空间溢出效应分解

解释变量	短期效应		长期效应	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
lnindex	-0.0433 (0.0593)	-0.479 * (0.274)	-0.0935 (0.162)	-0.376 ** (0.167)

(三)稳健性检验

本文采用以下3种方式进行稳健性检验:首先,将空间权重矩阵替换为经济距离空间权重矩阵;其次,将被解释变量分别替换为全体居民人均可支配收入和泰尔指数;最后,考虑到变量间可能存在非线性关系,将估计方法替换为半参数空间动态面板模型估计方法。

1. 替换空间权重矩阵

参照林光平等^[27]的做法,本文进一步采用经济距离空间权重矩阵替代经济—地理距离嵌套空间权重矩阵对上述实证结果进行稳健性检验,检验结果如表7所示。其中,影响农村居民人均纯收入的核心解释变量的直接效应估计值及显著性与前文实证结果基本一致,间接效应显著性提高;影响城乡居民收入分配差距的核心解释变量的间接效应与前文实证结果符号一致,证明实证结果的稳健性。

表7 替换空间权重矩阵的空间溢出效应分解

解释变量	农村居民人均纯收入			城乡居民收入分配差距		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnindex	0.136 *** (0.041 9)	0.249 *** (0.056 7)	0.385 *** (0.040 3)	-0.095 0 (0.059)	-0.754 ** (0.334)	-0.849 ** (0.341)

2. 替换被解释变量

首先,参照刘心怡等^[17]的做法,本文使用全体居民人均可支配收入替代农村居民人均纯收入进

行稳健性检验。其次,参照武小龙等^[28]的做法,本文用泰尔指数替代城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入的比值进行稳健性检验。泰尔指数能更好地反映两端收入的变化情况,泰尔指数越大表明城乡收入差距越大。泰尔指数的计算公式为:

$$Theil_t = \frac{p_{1t}}{p_t} \ln\left(\frac{p_{1t}}{p_t} \frac{z_{1t}}{z_t}\right) + \frac{p_{2t}}{p_t} \ln\left(\frac{p_{2t}}{p_t} \frac{z_{2t}}{z_t}\right) \quad (36)$$

表 8 替换被解释变量的空间溢出效应分解

解释变量	全体居民人均可支配收入			泰尔指数		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnindex	0.028 6 ** (0.012 1)	0.062 2 ** (0.025 4)	0.090 7 *** (0.030 2)	-0.030 6 *** (0.008 5)	-0.004 3 (0.073 5)	-0.034 9 (0.075 3)

3. 替换估计方法

如果变量之间存在非线性关系,则空间面板模型会存在模型设定误差。而在半参数模型中引入空间效应,既能解释经济活动中各变量的空间相关性,又能更好地拟合各变量之间的关系。唐礼智等^[29]采用极大似然估计方法,在空间面板半参数变系数模型基础上考虑因变量和误差项的空间滞后项,得出了参数和非参数的估计量,并通过理论证明所有估计量渐近一致。参考唐礼智等^[29]等的做法,本文构建如下空间面板半参数变系数模型:

$$\begin{aligned} \text{Incinc}_{it} = & \beta'_1 \text{Incinc}_{it-1} + \beta'_2 W \text{Incinc}_{it-1} + \\ & \beta'_3 W \text{Incinc}_{it} + \delta'_1 \text{lnindex}_{it} + \delta'_2 W \text{lnindex}_{it} + \\ & \gamma'_1 \text{control}_{it} + m_1(z_{it}) + u_i^{er} + \theta_i^{er} + \varepsilon_{it}^{er} \end{aligned} \quad (37)$$

$$\begin{aligned} \text{Ingap}_{it} = & \mu'_1 \text{Ingap}_{it-1} + \mu'_2 W \text{Ingap}_{it-1} + \\ & \mu'_3 W \text{Ingap}_{it} + \delta'_1 \text{lnindex}_{it} + \delta'_2 W \text{lnindex}_{it} + \\ & \gamma'_2 \text{control}_{it} + m_2(z_{it}) + u_i^{gr} + \theta_i^{gr} + \varepsilon_{it}^{gr} \end{aligned} \quad (38)$$

式(37)、式(38)中, i 和 t 分别代表城市和年份, m 为非参数部分, z 为非参数部分的解释变量

式(36)中, t 代表年份; z_{1t} 、 z_{2t} 和 z_t 分别代表城镇、农村和全国总人口; p_{1t} 、 p_{2t} 和 p_t 分别代表城镇、农村和全国居民人均可支配收入。替换被解释变量的稳健性估计结果如表 8 所示。根据表 8,影响全体居民人均可支配收入和泰尔指数的核心解释变量的直接效应、间接效应的估计结果与前文实证结果符号均一致,证明了实证结果的稳健性。

向量,变量含义同上文。表 9 为替换估计方法后的估计结果。

根据表 9,农村居民人均纯收入和城乡居民收入差距的核心解释变量的系数大小和显著性虽有差别,但估计符号与前文实证结果均一致,证明了本文结果的稳健性。

表 9 替换估计方法的估计结果

解释变量	农村居民人均纯收入	城乡居民收入差距
lnindex	0.168 3 *** (0.014 7)	-0.289 2 *** (0.027 8)
$l.\text{Incinc}/l.\text{gap}$	0.481 4 *** (0.024 0)	0.052 9 ** (0.025 8)
$W \times \text{Incinc}/W \times \text{gap}$	0.007 2 (0.012 4)	0.002 1 (0.019 6)
$W \times \text{lnindex}$	0.002 0 (0.009 6)	-0.029 2 ** (0.015 6)
控制变量	是	是

(四)异质性分析

为了进一步分析数字普惠金融相较于传统普惠金融的优越性,本文利用数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度替代数字普惠金融总指数,从 3 个维度实证检验数字普惠金融对共同富裕程度的作用,估计结果如表 10 所示。

表 10 数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度对共同富裕的影响

解释变量	农村居民人均纯收入			城乡居民收入差距		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
lnbreadth	0.081 8 *** (0.007 5)	0.004 8 (0.016 5)	0.086 6 *** (0.017 5)	0.0153 (0.033 2)	0.196 (0.155)	0.211 (0.156)
lndepth	0.147 *** (0.010 9)	0.001 5 (0.014 0)	0.148 *** (0.017 4)	-0.106 *** (0.021 3)	0.665 *** (0.199)	0.558 *** (0.204)
ln dig	0.059 6 *** (0.006 3)	0.014 4 (0.013 1)	0.074 0 *** (0.016 5)	-0.033 2 * (0.017 1)	-0.166 *** (0.059 9)	-0.199 *** (0.064 1)

根据表 10,数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度均对本地农村居民人均纯收入有显著正向影响。具体来看,覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数每提高 1% 会引起农村居民人均纯收入分别提高 0.082、0.147、0.060 个百分点,其中使用深度对农村居民消费的促进作用更强。数字化程度对城乡居民收入分配差距有显著负向影响,直接效应为 -0.033,间接效应为 -0.166,数字化程度的提高有利于改善城乡居民收入差距。可能原因如下:首先,农村金融机构网点密度低,普惠金融数字化通过融合信息技术与大数据,让偏远地区居民享受到同样的金融服务,在一定程度上拓宽了农村居民的投资渠道,以更便捷的方式进行投资理财;其次,金融机构基于可持续性目标偏向中高端市场,而数字普惠金融凭借其技术优势能够降低交易成本和金融服务成本,从而降低金融服务的准入门槛,让低收入人群和中小微企业也能享受到金融服务。

四、结论与政策建议

本文从理论分析和实证检验两个层面入手探讨数字普惠金融对共同富裕的影响。研究结果表明,数字普惠金融对农村居民人均纯收入影响的短期直接效应显著为正,短期间接效应和长期效应均不显著;无论短期还是长期,数字普惠金融对本地城乡居民收入差距影响的间接效应均显著为负,直接效应为负但在统计上不显著。这表明,发展数字普惠金融能显著促进本地农村居民增收,能改善周边地区和经济交流密切地区城乡居民收入差距,因此推广数字普惠金融有利于实现共同富裕目标。此外,本文从数字普惠金融覆盖广度、使用深度和数字化程度 3 个维度进行异质性分析,研究数字普惠金融对共同富裕的影响。研究发现,相较于拓宽数字普惠金融覆盖广度和加深数字普惠金融使用深度,数字化程度的提高能同时达到增收和改善收入分配的目的,更有利于促进共同富裕。

结合以上研究结论,可从政策倾斜、数字赋能和知识宣传 3 个层面推动普惠金融数字化转型,助力实现共同富裕。

第一,通过对发展数字普惠金融的政策倾斜,发挥各类金融机构的融资支撑作用,促进普惠金融服务下沉。一方面,农村地区仍是我国经济社会发展的薄弱环节,也是共同富裕的攻坚领域。但农村征信体系建设相对落后,导致农民贷款难、利息高、年限短。另一方面,小微企业和个体工商户同样由于缺乏有效抵押资产等原因,难以得到适当的金融支持。因此,需要大力推动数字普惠金融发展,通过财政补贴和税收优惠手段充分发挥各类政策性银行和金融机构对融资的支撑作用,满足小微企业、个体工商户和农业农村的合理投融资需求。

第二,充分利用区块链和云计算等数字技术,推进普惠金融数字化转型,增强金融普惠性。一方面,利用数字技术构建全国统一的信用信息共享平台,缓解金融机构和农户、小微企业之间的信息不对称问题,为金融机构高效率、低成本甄别信用风险提供可能。另一方面,利用数字技术建立一体化数字普惠金融融资平台,克服时空限制,将大量边远、低收入的人群接入金融网络,完成资金供需双方信息的发布和匹配,有效提升对农村地区经济发展和中小微企业的支持力度。

第三,加强金融知识宣传,助力普惠金融建设。数字鸿沟使得位于贫困线附近和以下的居民愈加贫困。因此,政府和金融机构不仅要积极建设和加强普惠金融数字化,更要注重数字普惠金融知识的推广。政府和金融机构有必要建立完善的金融知识传播体系,有针对性、差异化地开展金融知识普及工作,如利用农村居民常用的媒体等方式,助力打通“普惠金融普及最后一公里”,从而促进农村地区数字普惠金融发展。

参考文献:

[1]王修华,邱兆祥.农村金融发展对城乡收入差距的影

- 响机理与实证研究[J]. 经济学动态,2011(2):71-75.
- [2]何德旭,苗文龙. 金融排斥、金融包容与中国普惠金融制度的构建[J]. 财贸经济,2015(3):5-16.
- [3]SWAMY V. Financial inclusion, gender dimension, and economic impact on poor households[J]. World development, 2014(56): 1-15.
- [4]辛立秋,朱晨曦,谢禹,等. 金融包容对农民增收的影响研究:以黑龙江省为例[J]. 财政研究,2017(12):45-59.
- [5]尹志超,张栋浩. 金融普惠、家庭贫困及脆弱性[J]. 经济学(季刊),2020,20(5):153-172.
- [6]SEVEN Ü. Finance, talent and income inequality: cross-country evidence[J]. Borsa Istanbul review, 2022,22(1): 57-68.
- [7]李建伟. 普惠金融发展与城乡收入分配失衡调整:基于空间计量模型的实证研究[J]. 国际金融研究,2017(10):14-23.
- [8]焦瑾璞,黄亭亭,汪天都,等. 中国普惠金融发展进程及实证研究[J]. 上海金融,2015(4):12-22.
- [9]刘锦怡,刘纯阳. 数字普惠金融的农村减贫效应:效果与机制[J]. 财经论丛,2020(1):43-53.
- [10]李建军,韩珣. 普惠金融、收入分配和贫困减缓:推进效率和公平的政策框架选择[J]. 金融研究,2019(3): 129-148.
- [11]周利,冯大威,易行健. 数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J]. 经济学家,2020(5): 99-108.
- [12]张彤进,蔡宽宁. 数字普惠金融缩小城乡居民消费差距了吗?:基于中国省级面板数据的经验检验[J]. 经济问题,2021(9):31-39.
- [13]宋晓玲. 数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J]. 财经科学,2017(6):14-25.
- [14]LEE C C, LOU R C, WANG F H. Digital financial inclusion and poverty alleviation: evidence from the sustainable development of China[J]. Economic analysis and policy, 2023(77): 418-434.
- [15]钞小静,沈坤荣. 城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J]. 经济研究,2014,49(6):30-43.
- [16]郑小碧. “+互联网”、“互联网+”与经济发展:超边际一般均衡分析[J]. 经济学动态,2017(6):32-44.
- [17]刘心怡,黄颖,黄思睿,等. 数字普惠金融与共同富裕:理论机制与经验事实[J]. 金融经济学研究,2022,37(1):135-149.
- [18]陈斌开,张鹏飞,杨汝岱. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界,2010(1):36-43.
- [19]陈斌开. 收入分配与中国居民消费:理论和基于中国的实证研究[J]. 南开经济研究,2012(1):33-49.
- [20]郭峰,王靖一,王芳,等. 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.
- [21]郭庆旺,吕冰洋. 论要素收入分配对居民收入分配的影响[J]. 中国社会科学,2012(12):46-62,207.
- [22]陈斌开,林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. 中国社会科学,2013(4):81-102,206.
- [23]叶志强,陈习定,张顺明. 金融发展能减少城乡收入差距吗:来自中国的证据[J]. 金融研究,2011(2):42-56.
- [24]PARENT O, LESAGE J P. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spillovers[J]. Journal of applied econometrics, 2008, 23(2): 235-256.
- [25]李婧,谭清美,白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析:基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界,2010(7):43-55,65.
- [26]李占凤,郭小雪. 城市全要素生产效率的测度:基于275个城市的实证[J]. 统计与决策,2019,35(10): 111-115.
- [27]林光平,龙志和,吴梅. 中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2006(4):14-21,69.
- [28]武小龙,刘祖云. 中国城乡收入差距影响因素研究:基于2002—2011年省级Panel Data的分析[J]. 当代经济科学,2014,36(1):46-54,125-126.
- [29]唐礼智,刘玉. 随机效应广义空间滞后半参数变系数面板模型的估计[J]. 统计研究,2018,35(2):119-128.

(本文责编:默 黎)