

共同富裕背景下普惠金融发展效率、规模与效应

——基于双向固定效应实证分析

王 兵

云南财经大学金融学院, 云南 昆明

收稿日期: 2023年6月9日; 录用日期: 2023年7月10日; 发布日期: 2023年7月19日

摘 要

普惠金融在推进共同富裕的进程中发挥巨大的能量。基于规模经济理论和金融发展理论, 针对城乡收入差距逐渐扩大的问题, 运用双向固定效应模型, 研究在共同富裕背景下, 普惠金融规模、效率与效应。研究发现, 普惠金融发展规模的提升, 有利于减小城乡收入基尼系数, 推进共同富裕。进一步研究发现, 普惠金融效率对促进共同富裕也有显著的正向作用。并根据实证结果, 提出政策建议。

关键词

共同富裕, 普惠金融, 普惠金融规模, 普惠金融效率

Efficiency, Scale and Effect of Inclusive Financial Development under the Background of Common Prosperity

—Based on the Empirical Analysis of Two-Way Fixed Effects

Bing Wang

School of Finance, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan

Received: Jun. 9th, 2023; accepted: Jul. 10th, 2023; published: Jul. 19th, 2023

Abstract

Inclusive finance plays a huge role in promoting common prosperity. Based on the theory of econo-

mies of scale and financial development theory, aiming at the problem of the gradually widening income gap between urban and rural areas, the two-way fixed effect model is used to study the scale, efficiency and effect of inclusive finance under the background of common prosperity. The study found that the improvement of the scale of inclusive financial development is conducive to reducing the Gini coefficient of urban and rural income and promoting common prosperity. Further studies have found that the efficiency of inclusive finance also has a significant positive effect on promoting common prosperity. Based on the empirical results, policy recommendations are put forward.

Keywords

Common Prosperity, Inclusive Finance, Inclusive Financial Scale, Inclusive Financial Efficiency

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

截至 2020 年底，我们实现了全面脱贫的世界壮举，解决了困扰中国几千年的绝对贫困问题，但是城乡二元结构始终存在，城乡差距收入呈现不断扩大的趋势，贫富差距过大不利于社会稳定，无论发展中国家还是发达国家均面临“托克维尔难题¹”。总书记强调，“实现共同富裕不仅是经济问题，而且是关系党的执政基础的重大政治问题²”，“共同富裕是社会主义本质要求，是人民群众共同的期盼，是中国式现代化的重要特征³”。普惠金融初心和使命让更多的人共享金融成果，脱贫致富，这与共同富裕一脉相承。普惠金融这一概念来源联合国在 2005 年提出“国际小额信贷年”，意指以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当、有效的金融服务，小微企业、农民、城镇低收入人群等弱势群体是其重点服务对象。2015 年，我国首次从国家的层面确立了普惠金融发展战略，并做出普惠金融未来五年发展规划。2022 年中央全面深化改革委员会第二十四次会议强调，党中央部署实施《推进普惠金融发展规划(2016~2020 年)》以来，金融服务覆盖率、可得性、满意度不断提升，在统筹疫情防控和经济社会发展、助力打赢脱贫攻坚战、补齐民生领域短板等方面发挥了积极作用，但“最后一公里”问题依旧存在，普惠金融效率不高制约着经济发展，扩大城乡收入差距，阻碍共同富裕。因此，研究普惠金融发展规模、效率对缩小城乡收入差距，推进共同富裕，响应“十四五”金融高质量发展提供理论依据以及为研究普惠金融问题提供借鉴价值。

2. 文献综述

普惠金融概念提出后，我国便将普惠金融纳入优化和升级经济结构以及促进社会公平化解社会矛盾的重大战略选择(李爱喜, 2023) [1]。普惠金融发展力求将金融发展成果惠及所有人，普惠金融发展是新发展理念在金融发展中的运用，是量变与质变规律在金融发展中的体现，“普”体现了金融发展的“量变”过程，“惠”体现金融发展的“质变”，让金融发展成果惠及低收入群体(段学慧, 常柯函, 2023) [2]。

¹法国作家托克维尔在其著作《旧制度与法国大革命》提出，指——发展是社会稳定的必要条件，但是如果在发展中没有把握好贫困问题，也可能导致社会的不稳定。

²2021 年 1 月 11 日在省部级主要领导干部学习贯彻党的十九届五中全会精神专题研讨班上的讲话。

³2021 年 8 月 17 日在中央财经委员会第十次会议上的讲话。

从金融发展视角看,普惠金融强调的是金融公平,让金融资源下沉,是对现有金融体系的发展和继承(焦瑾璞、陈瑾,2009) [3],研究普惠金融发展离不开对金融发展的研究,普惠金融理论与金融发展理论一脉相承,具有很强的内在关联性(星焱,2016) [4]。其次,从经济发展的角度来看,普惠金融能提高人民收入、消除贫困,进而扩大内需、改善城乡二元结构,对于中国经济增长方式的改变和可持续发展具有重要意义(王曙光、王东宾,2011) [5]。2020年我国完成了全面脱贫的世界壮举(杨丹等,2023) [6],实现了“两个一百年”奋斗目标的“第一个百年”奋斗目标。但是,经济发展带来贫富差距、收入差距日渐突出,如何持续缩小城乡收入差距,实现共同富裕而巩固脱贫成果是学术界高度关注的重大理论课题(伍卓,周付友,2023) [7]。因此,金融服务的持续下沉使得普惠金融边际效益递减背景下,研究普惠金融发展规模和效率对普惠金融的影响,有利于普惠金融可持续发展和实现城乡协调发展,促进共同富裕。

3. 研究假说

微观经济经济学中的规模经济理论,作为现代经济学的基础理论,同样在企业理论中也发挥重要的作用。规模经济学理论指出,在一定的社会条件下,随着企业的规模的扩大,企业生产的产品的绝对数量增加,但是每一单位产品的平均成本在逐渐减少,因此,企业规模扩大导致其生产成本的降低,从而提升企业利润。随着普惠金融发展规模的提升,推进普惠金融每单位的成本在不断下降,即每单位的借贷成本在不断的降低,普惠金融规模提升带来的效益大于其成本,尤其是农村及偏远地区,普惠金融边际收益高,带来的效果高于城市地区,因此,普惠金融规模的提升,有利于增加地区收入,缩小城乡收入差距。在金融发展理论中,韦尔·J·弗赖伊指出投资规模和投资效率是经济增长的决定因素,随着普惠金融的发展,农村金融支持力度加大,金融资源逐渐向农村倾斜,有利于增加农村地区居民收入,缩小城乡收入差距,推进共同富裕。因此提出如下假说:

H₁: 普惠金融规模的提升有利于推进共同富裕;

传统金融背景下,从资金借贷的角度看,农户资金需求选择依次为:内源融资-亲友借贷-非正规金融机构借贷-正规金融机构借贷(左晓慧,2012) [8],传统金融门槛高,金融效率低,将低收入等弱势群体排次在金融体系之外,其金融需求得不到满足,难则通过金融来提高收入水平,长期以往,城乡收入差距扩大,共同富裕道路受阻。再者,一些农村金融机构打着“农村”的旗号,而无农村金融之实,农村地区吸收的资金而不用于农村,外放到收益更高的城市地区,金融资源加剧偏离农村,导致金融效率低的问题突出。但随着普惠金融的发展,金融支农上升到政治高度,各银行成立普惠金融事业部,加大对“三农”的支持力度,农户的金融选择发生改变:农户-正规金融机构。更多正规金融机构服务“三农”,向农村倾斜金融资源,金融效率提升,农村居民的生活水平得到改善。因此提出如下假说:

H₂: 普惠金融效率的提升有利于推进共同富裕。

4. 变量定义与数据来源

4.1. 数据来源

文章选取2013~2019年31个省级面板数据为研究样本是为了剔除新冠疫情对研究的影响,测度普惠金融发展规模与效率的具体指标数据来源于《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》,其余数据来源国家统计局、《中国农村统计年鉴》、《中国统计年鉴》。其中存在部分地区部分年份数据缺失,使用stata.16插值法补全数据。

4.2. 变量描述

1) 被解释变量。在研究普惠金融发展规模与效率对共同富裕的影响中,使用城乡收入的基尼系数作

为共同富裕的代理变量，即基尼系数越高，共同富裕进程越低，基尼系数越低，说明体共同富裕程度越高。国际上，将基尼系数划分几个区间，0.2 以下，称为收入均对平等，共同富裕程度高，0.2~0.3 视为收入相对平均，共同富裕程度较高，0.3~0.4 收入较为合理，共同富裕程度相对较高，0.4~0.5，表明收入差距较大，共同富裕程度较低，0.5 以上，收入差距大，共同富裕程度低。

2) 解释变量。普惠金融概念是 2005 年联合国宣传“小额信贷年”提出的，小额信贷便成了普惠金融的代名词，本文用人均小额信贷数来衡量普惠金融发展规模，用小额信贷数与金融机构贷款总额比重来衡量普惠金融发展效率。

3) 控制变量。选取教育：教育对于推动共同富裕具有基础性、先导性作用。蓝勇福(2022) [9]实证分析西部高等教育振兴对助力实现共同富裕的影响效应，研究发现西部高等教育对共同富裕具有显著的正向影响；经济发展水平：根据“库兹涅茨倒 U 假说”，随着经济的发展，贫富差距先增后减，经济发展能减少贫困人口数量，从而推动共同富裕；房价：房价过高的时代必将是全民负债率上升的时代，房价过高阻碍了居民其他方面的消费能力，阻碍了经济发展，更不利于共同富裕；城镇化：孙学涛，于婷，于法稳(2022) [10]认为新型城镇化不仅是经济发展的动力，更是推进共同富裕的有力支撑，基于城乡二元结构，城乡要素流通受阻，城镇化有利于改变城乡二元结构；少年抚养比：育儿是家庭中不小的开支，育儿成本也在随经济的发展不断提升，如果成本超过其带来的效益，将会阻碍共同富裕，增加社会负担等。于是选取教育、经济发展水平、房价、城镇化、少年抚养比作为控制变量。具体见表 1。

Table 1. Definition of variables

表 1. 变量定义

变量	名称	代码	度量方式
被解释变量	基尼系数	GNI	城乡收入基尼系数
	城乡收入比	URR	城镇平均收入/农村平均收入
解释变量	普惠金融发展规模	IFS	小额信贷数/地区总人口
	普惠金融效率	IFE	小额信贷数额/地区金融机构贷款
控制变量	教育(%)	EDU	用专科教育以上占比
	经济发展的水平	lnAGDP	Ln(人均地区生产总值)
	房价(元)	HP	各地区商品房均价
	城镇化水平(%)	URB	地区城镇人口/地区总人口
	少年抚养比(%)	YDR	地区少年抚养比

5. 计量模型的设定

基于生产函数分析框架，借鉴 Feder (1982) [11]、熊德平，余新平，熊晶白(2011) [12]的方法，影响共同富裕(GNI)的因素分别为普惠金融发展水平(IFI)、经济发展水平等其他因素(X)，将所有变量作为“要素”导入生产函数，变形式为：

$$GNI = f(IFI, X) \quad (1)$$

对式(1)取全微分得：

$$dGNI = \frac{\partial f}{\partial IFI} dIFI + \frac{\partial f}{\partial X} dX \quad (2)$$

本文用普惠金融发展规模与效率衡量普惠金融发展程度，因此普惠金融发展水平关于普惠金融发展规模与效率的函数，具体如下：

$$IFI = t(IFS, IFE) \quad (3)$$

并对(3)进行全微分得到以下式子：

$$dIFI = \frac{\partial IFI}{\partial IFS} dIFS + \frac{\partial IFI}{\partial IFE} dIFE \quad (4)$$

而本文选取的其他变量(X)作为控制变量，X 包括教育水平(EDU)、经济发展水平(lnAGDP)、房价(HP)、城镇化率(URB)、少年抚养比(YDR)，于是可构建 X 的函数：

$$X = h(EDU, \ln AGDP, \ln HP, URB, YDR) \quad (5)$$

同理对(5)进行全微分得：

$$dX = \frac{\partial X}{\partial EDU} dEDU + \frac{\partial X}{\partial \ln AGDP} d\ln AGDP + \frac{\partial X}{\partial HP} dHP + \frac{\partial X}{\partial URB} dURB + \frac{\partial X}{\partial YDR} dYDR \quad (6)$$

将(4)、(6)带入(2)中得：

$$dGNI = \frac{\partial f}{\partial IFI} \left(\frac{\partial IFI}{\partial IFS} dIFS + \frac{\partial IFI}{\partial IFE} dIFE \right) + \frac{\partial f}{\partial X} \left(\frac{\partial X}{\partial EDU} dEDU + \frac{\partial X}{\partial \ln AGDP} d\ln AGDP + \frac{\partial X}{\partial HP} dHP + \frac{\partial X}{\partial URB} dURB + \frac{\partial X}{\partial YDR} dYDR \right) \quad (7)$$

对(7)进行整理并化简得：

$$dGNI = \frac{\partial f}{\partial IFS} dIFS + \frac{\partial f}{\partial IFE} dIFE + \frac{\partial f}{\partial EDU} dEDU + \frac{\partial f}{\partial \ln AGDP} d\ln AGDP + \frac{\partial f}{\partial HP} dHP + \frac{\partial f}{\partial URB} dURB + \frac{\partial f}{\partial YDR} dYDR \quad (8)$$

偏导表示各变量对 GNI 得边际影响，分别用 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 、 β_6 、 β_7 表示，并将其带入(8)得：

$$dGNI = \beta_1 dIFS + \beta_2 dIFE + \beta_3 dEDU + \beta_4 d\ln AGDP + \beta_5 dHP + \beta_6 dURB + \beta_7 dYDR \quad (9)$$

于是得到以下模型：

$$dGNI = \beta_1 dIFS + \beta_2 dIFE + \beta_3 dEDU + \beta_4 d\ln AGDP + \beta_5 dHP + \beta_6 dURB + \beta_7 dYDR + \mu \quad (10)$$

$$dGNI = \Delta GNI = GNI_t - GNI_{t-1} \quad (11)$$

根据(10)、(11)可知，差分是变量前后期得差值，因此可以发现，GNI 与 IFS、IFE、EDU、lnAGDP、HP、URB、YDR 及其滞后变量存在稳定的关系。

由此，采用如下计量模型：

$$GNI_{it} = \beta_{11} + \beta_{12} IFS_{it} + \beta_{13} EDU_{it} + \beta_{14} \ln AGDP_{it} + \beta_{15} HP_{it} + \beta_{16} URB_{it} + \beta_{17} YDR_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$\mu_i \sim (0, \delta_{it}^2) \quad (13)$$

$$GNI_{it} = \beta_{11} + \beta_{12} IFE_{it} + \beta_{13} EDU_{it} + \beta_{14} AGDP_{it} + \beta_{14} HP_{it} + \beta_{15} URB_{it} + \beta_{16} YDR_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$\mu_i \sim (0, \delta_{it}^2) \quad (15)$$

用基尼系数做共同富裕的代理变量, GNI_{it} 表示 i 个省份第 t 年的基尼系数, IFS_{it} , IFE_{it} , EDU_{it} , $\ln AGDP_{it}$, HP_{it} , URB_{it} , YDR_{it} , 分别代表第 i 个省份第 t 年的普惠金融发展规模、效率、教育水平、人均 GDP 对数值、房价对数值、城镇化率以及少年抚养比, 系数 β_{12} 、 β_{13} 、 β_{14} 、 β_{15} 、 β_{16} , 表示各变量对 GNI_{it} 边际影响, μ_i 采用控制地区固定效应, γ_t 采用控制时间固定效应, ε_{it} 表示随机误差干扰项。

6. 实证检验

6.1. 豪斯曼检验

首先进行豪斯曼检验, 检验结果见表 2, P 值分别被是 0.035、0.006, 且在 5%、1% 的水平上显著, 因此拒绝随机效应的原假设, 故选择固定效应模型。

Table 2. Hausman test

表 2. 豪斯曼检验

	Sargan-Hansen statistic	Chi-sq(6)	P 值
IFS	13.568	12.592	0.035
IFE	18.221	12.592	0.006

6.2. 双向固定效应模型

研究普惠金融发展规模与共同富裕, 我们使用城乡收入基尼系数作为共同富裕的代理变量, 即城乡收入基尼系数减小则促进共同富裕, 反之, 则阻碍共同富裕。结果见表 3, 第(1)、(2)、(3), 控制了地区、时点效应, IFS 的系数分别为 $-4.610e-06$ 、 $-4.03e-06$ 、 $-3.890e-06$, 且在 5% 的水平上显著, 因此, 普惠金融发展规模的提升, 有利于促进共同富裕, 且控制变量实证结果符合经济预期。因此, 验证了 H_1 : 普惠金融规模的提升有利于推进共同富裕。

Table 3. Scale of inclusive financial development and common prosperity

表 3. 普惠金融发展规模与共同富裕

解释变量	GNI (1)	GNI (2)	GNI (3)	GNI (4)
C	0.983*** (4.650)	0.995*** (4.880)	0.989*** (4.880)	1.125*** (7.460)
IFS	$-4.610e-06$ ** (-2.290)	$-4.03e-06$ ** (-2.140)	$-3.890e-06$ ** (-2.140)	$-6.040e-06$ ** (-2.370)
EDU	-0.034 (-1.310)	-0.032 (-1.230)	-0.033 (-1.260)	-0.067** (-2.530)
lnAGDP	-0.059*** (-2.520)	-0.060*** (-2.580)	-0.055*** (-2.610)	-0.066*** (-3.140)
HP	$3.130e-06$ *** (3.610)	$3.270e-06$ *** (3.710)	$2.910e-06$ *** (3.890)	$2.67e-06$ *** (3.250)
URB	0.000 (0.24)	0.001 (0.470)		-0.001 (-0.960)
YDR	0.001 (1.490)			0.002 (1.530)

Continued

R ²	0.621	0.615	0.614	0.490
省份固定效应	Y	Y	Y	N
年份固定效应	Y	Y	Y	N
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000	0.000
观测值	217	217	217	217

“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t值。

同理，在验证普惠金融效率与共同富裕影响时，使用城乡收入基尼系数作为共同富裕的代理变量，实证结果见表4，第(1)、(2)、(3)控制省份，时间效应，第(4)为普通回归，第(1)、(2)、(3)解释变量IFE的系数分别是-0.692、-0.658、-0.658，且在1%的水平上显著，即普惠金融效率对城乡收入基尼系数存在显著的负向影响，因此，随着普惠金融效率的提升，有利于降低城乡收入基尼系数，推进共同富裕，且控制变量均符合理论预期。因此，验证了H₂：普惠金融效率的提升有利于推进共同富裕。

Table 4. Efficiency of inclusive financial development and common prosperity

表 4. 普惠金融发展效率与共同富裕

解释变量	GNI (1)	GNI (2)	GNI (3)	GNI (4)
C	1.013*** (4.630)	1.022*** (4.840)	1.017*** (4.820)	1.203*** (7.650)
IFE	-0.692*** (-3.460)	-0.658*** (-3.050)	-0.658*** (-3.000)	-0.819*** (-2.930)
EDU	-0.033 (-1.30)	-0.032 (-1.210)	-0.032 (-1.230)	-0.068** (-2.450)
lnAGDP	-0.0613*** (-2.570)	-0.061*** (-2.610)	-0.057*** (-2.610)	-0.070*** (-3.340)
HP	3.420e-06*** (3.840)	3.550e-06*** (3.920)	3.260e-06*** (4.440)	2.700e-06*** (3.300)
URB	0.000 (0.140)	-0.000 (0.390)		-0.002 (-1.500)
YDR	0.001 (1.650)			0.002 (1.680)
R ²	0.630	0.624	0.623	0.503
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000	0.000
省份固定效应	Y	Y	Y	N
年份固定效应	Y	Y	Y	N
观测值	217	217	217	217

“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著，括号内为t值。

6.3. 异质性分析

为了进一步研究普惠金融发展规模、效率在不同地区的效应，根据国家统计局的数据中经常出现的三大地带名词，即东部地带、中部地带、西部地带，将样本划分为东部、中部、西部地区。实证结果见表5，东部、中部地区普惠金融规模的提升对城乡收入基尼系数影响并不显著，且为正，东中部地区金融发展水平已经相当高，根据边际效用递减理论来看，当投入超过某一特定值，随着投入的增加，反而不会提升产出，因此对于东中地区而言，金融水平相当发达，过多投入金融资源，可能不会带来收入增长，甚至会抑制经济发展。西部地区普惠金融规模提升对城乡收入基尼系数影响显著为负，即在西部地区，提升普惠金融发展规模则有利于缩减西部城乡收入差距，推进共同富裕。

Table 5. Heterogeneity analysis

表 5. 异质性分析

解释变量	东部 GNI	中部 GNI	西部 GNI
C	1.256*** (3.220)	0.878*** (3.190)	0.801** (2.230)
IFS	1.210e-06 (0.08)	0.000 (0.410)	-7.140e-06*** (-4.170)
EDU	-0.023 (-0.370)	0.087 (1.140)	-0.027 (-0.710)
lnAGDP	-0.081** (-2.330)	-0.017 (-0.520)	-0.065 (-1.460)
HP	2.950e-06*** (4.160)	-5.860e-06 (-1.070)	4.310e-06 (1.400)
URB	-0.000 (-0.36)	-0.005 (-1.590)	0.005 (1.28)
YDR	-0.000 (-0.09)	-0.000 (-0.230)	0.003** (2.65)
R ²	0.472	0.699	0.772
省份固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000
观测值	77	56	84

“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 值。

验证普惠金融效率在不同地区效应时，发现，IFI 系数均为负，且只有西部地区在 5%的水平上显著，具体见表 6。可见提升普惠金融效率有利于减小城乡收入基尼系数，但是对于西部而言，提升普惠金融效率能显著缩减城乡收入差距，推进共同富裕。总体而言，普惠金融效率的提升，有利于促进共同富裕。

Table 6. Heterogeneity analysis
表 6. 异质性分析

解释变量	东部 GNI	中部 GNI	西部 GNI
C	1.296*** (3.390)	1.054*** (3.720)	0.702* (1.870)
IFE	-0.649 (-0.63)	-1.075 (-1.010)	-0.9780** (-2.820)
EDU	-0.014 (-0.240)	0.068 (1.110)	-0.019 (-0.440)
lnAGDP	-0.081* (-2.190)	-0.029 (-0.830)	-0.057 (-1.330)
HP	2.910e-06*** (3.610)	-6.340e-06 (-0.940)	6.500e-06* (1.850)
URB	-0.001 (-0.710)	-0.006 (-1.420)	0.006 (1.730)
YDR	0.000 (0.060)	-0.000 (-0.090)	0.003*** (3.780)
R ²	0.474	0.706	0.791
省份固定效应	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000
观测值	77	56	84

“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 值。

6.4. 稳健性检验

将城乡收入基尼系数换成城乡收入比，替换被解释变量。结果见表 7，IFS、IFE 的系数分别是 $-3.63e-05$ 、 -5.221 ，在 5%、1%的水平下显著，即普惠金融发展规模、效率提升能显著降低城乡收入比，推进共同富裕，因此实证结果是稳健的。

Table 7. Robustness test
表 7. 稳健性检验

解释变量	URR (1)	URR (2)	URR (3)	URR (4)
C	6.815*** (4.450)	7.162*** (6.190)	7.056*** (4.460)	7.806*** (6.400)
IFS	$-3.63e-05$ ** (-2.700)	$-5.100e-05$ ** (-2.310)		
IFE			-5.221 *** (-2.880)	-6.708 *** (-2.820)

Continued

EDU	-0.247 (-1.400)	-0.516** (-2.450)	-0.246 (-1.400)	-0.505** (-2.420)
lnAGDP	-0.413** (-2.360)	-0.427*** (-2.610)	-0.430** (-2.420)	-0.460*** (-2.810)
HP	1.730e-05*** (2.670)	1.830e-05*** (3.190)	3.260e-05*** (2.830)	1.860e-05*** (2.810)
URB	-0.007 (0.660)	-0.011 (-1.310)	-0.008 (-0.750)	-0.016* (-1.850)
YDR	0.015** (2.150)	0.017** (2.030)	0.016** (2.270)	0.017** (2.150)
R ²	0.632	0.496	0.641	0.511
Prob (F-statistic)	0.000	0.000	0.000	0.000
省份固定效应	Y	N	Y	N
年份固定效应	Y	N	Y	N
观测值	217	217	217	217

“*”、“**”、“***”分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著，括号内为 t 值。

7. 结论与政策建议

基于上述实证研究结果发现，在控制教育、经济发展水平、房价、城镇化、少年抚养比变量后，普惠金融发展规模的提升有助于缩减城乡收入差距，推进共同富裕。进一步研究发现，普惠金融发展效率对缩小城乡收入基尼系数，推进共同富裕具有显著的正向影响。于是，提出以下政策建议：

7.1. 发展中小型银行等金融机构，提升普惠金融发展规模、效率

中国金融体系是以银行为主导的金融体系，尤其是大型商业银行(主要是指中国银行、中国农业银行、中国工商银行、中国建设银行、中国交通银行以及中国邮政储蓄银行，简称“六大行”)在金融体系中占据支柱角色。但是，银行为了降低信贷违约率，常常对低收入等弱势群体只存不贷，而且由于信息不对称导致金融市场“道德风险”，时常发生，银行等金融机构更是为了筛选优质客户，将低收入以及弱势群体排斥在金融体系之外。因此，在现有的金融体系下，大型商业银行金融服务下沉困难，低收入以及弱势群体金融需求难以满足。林毅夫在阐释“最优金融结构”理论指出，“中国当前的最优金融结构应该是建立以中小银行为核心，辅之以大银行和股票市场的金融体系”。如何使金融服务下沉，就要改变现有金融体系，中小型银行作为普惠金融有力载体，相比大型商业银行，其渗透力更强，更能满足现阶段各个领域的人的金融需求。政府应鼓励支持中小型银行机构的发展，完善银行业竞争机制，提升中小型银行金融服务能力。为提升银行等金融机构面向农村、偏远地区金融服务能力，应大力发展农村商业银行等金融机构，协调城乡资源配置，在共同富裕的进程中，发挥普惠金融发展规模效应。

其次，在提升普惠金融发展规模的同时，我们还要注重金融服务效率。打通金融农村“最后一公里”，才能有效提升普惠金融效率。自 2000 年以来，银行等金融机构先后退出农村金融市场，金融资源向城市集中，城乡金融资源配置失调，农村金融市场有效性逐渐减低，加深了城乡金融“二元结构”。“草根”金融组织立足于农村实际情况发展起来的金融组织，能够有效捕捉农村客户信息，洞察客户金融偏好，

能很好解决由于信息不对称而带来交易成本高的问题，并能满足农户以及农村小微企业等客户短、频、快的贷款需求，因此“草根”金融组织相较于一般金融机构具有更强的渗透性、可得性、效用性。应大力发展“草根”金融组织，如村镇银行、农村信用合作社等金融机构，提升普惠金融效率，为乡村振兴、共同富裕注入金融力量。

7.2. 大力发展数字普惠金融，实现普惠金融可持续发展

数字金融的发展，突破了传统金融交易空间和时间的限制，金融交易成本降低。普惠金融之所以难以推进，尤其是在中、西部地区普惠金融发展水平还比较低，是因为普惠金融交易成本高、风险高、收益低的特点决定。数字普惠金融，作为数字技术与普惠金融结合的产物，相比于传统普惠金融，既保留了普惠金融特性，又增加数字特点。数字普惠金融相较于传统普惠金融，渗透力更强，扩大了社会群体覆盖面，不受时间和空间的限制，提高偏远山区以及弱势群体金融服务可得性；而且通过数字技术以及互联网交易方式进行金融服务，极大的提高金融服务时效性，因此，数字普惠金融能有效拓展金融服务触达范围；其次，利用数字技术独特的信息搜集和处理能力，降低金融交易的信息不对称，提高金融服务效率。比如，通过网购记录以及各种数据挖掘，可以很精确判断客户的信用以及风险偏好，减低交易风险，强化金融服务匹配性等。

因此，数字普惠金融展现强大包容性，缓解了信息不对称，降低交易成本与风险，在提升金融服务效率的同时实现自身的可持续发展，并为实现共同富裕注入源源不断的动力。

7.3. 发挥政府“看的见的手”作用，推动西部金融发展

从异质性分析结果得出，东、中部地区普惠金融发展规模、效率的提升对城乡收入基尼系数影响并不显著，但是对于西部而言，提升普惠金融发展规模、效率能显著缩减城乡收入差距，提升西部金融服务渗透性、可得性，效果要显著优于东、中部。尽管西部金融业在国家政策以及区域优势发展等各种因素的推动下取得了较快的发展，但是西部金融业整体环境较差，金融总量偏低，金融支撑西部经济发展动力不足等问题突出。而股份制银行和其他金融机构出于盈利的目的，很少考虑西部金融市场，相反，可能还会导致西部金融资源回流东、中部。因此，仅仅依靠市场力量难以实现东、中、西部金融资源协调配置，反而会造成中国金融市场“失灵”。针对西部金融发展，政府有必要出台扶持性金融政策，对于东、中、西部采取差异化金融管控方式，降低西部金融市场准入门槛，引入除大型商业银行外其他金融机构，提高西部金融服务可得性，使得金融资源流向西部地区。其次，通过先富地区带动后富地区的方式改善西部金融环境，东部地区金融体系比较完善，具有较长的金融发展历程。因此，东部较发达地区加大对西部地区金融经济扶持力度，帮助西部完善金融体系，结合西部经济发展特点，因地制宜，发展地方银行、信托、证券、保险等金融机构，从而形成金融聚集，防止金融资源“逆向回流”。当然，地方政府更应重视金融人才，鼓励金融学子“向西看”的情怀和担当，出台吸引人才的政策，构建金融等相关领域人才库等。金融行业的潜在风险也不容小觑，政府应加强西部金融行业监管，定期开展金融知识宣传，培养人们金融和风险意识。让更多金融资源流向西部，为西部经济发展注入金融力量，最终实现东、中、西部协调发展，实现西部“弯道超车”，推进共同富裕。

参考文献

- [1] 李爱喜. 普惠金融发展的演进历程、理论逻辑与中国实践[J]. 中州学刊, 2023(5): 33-41.
- [2] 段学慧, 常柯函. 农村普惠金融“普惠”难题破解之道[J]. 河北经贸大学学报, 2023(1): 75-84.
- [3] 焦瑾璞, 陈瑾. 建设中国普惠金融体系——提供全民享受现代金融服务的机会和途径[M]. 北京: 中国金融出版社, 2009.

- [4] 星焱. 普惠金融: 一个基本理论框架[J]. 国际金融研究, 2016(1): 21-37.
- [5] 王曙光, 王东宾. 双重二元金融结构、农户信贷需求与农村金融改革——基于 11 省 14 县市的田野调查[J]. 财贸经济, 2011(5): 38-44.
- [6] 杨丹, 程丹, 邓明艳. 从全面脱贫到乡村振兴: 合作社跨期贫困治理逻辑——基于是否脱贫摘帽区的多案例比较分析[J]. 农业经济问题, 2023(5): 1-13.
- [7] 伍卓, 周付友. 共同富裕背景下数字普惠金融对城乡收入差距的影响效应[J]. 江汉论坛, 2023(5): 22-29.
- [8] 左晓慧. 城镇化的金融支持研究[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2012(3): 48-50.
- [9] 蓝勇福. 西部高等教育振兴助力共同富裕的实证研究[J]. 重庆高教研究, 2023, 11(1): 76-88.
- [10] 孙学涛, 于婷, 于法稳. 新型城镇化对共同富裕的影响及其作用机制——基于中国 281 个城市的分析[J]. 广东财经大学学报, 2022, 37(2): 71-87.
- [11] Feder, G. (1982) On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, **12**, 59-73.
[https://doi.org/10.1016/0304-3878\(83\)90031-7](https://doi.org/10.1016/0304-3878(83)90031-7)
- [12] 熊德平, 余新平, 熊晶白. 中国农村金融效率与农产品对外贸易——基于 1982-2009 年数据的协整检验和格兰杰因果分析[J]. 中国软科学, 2011(10): 36-45.