

# 普惠金融对城乡收入差距的作用

## ——基于省际动态面板的实证分析

于佩含

辽宁工程技术大学工商管理学院, 辽宁 葫芦岛

收稿日期: 2023年4月6日; 录用日期: 2023年5月18日; 发布日期: 2023年5月25日

### 摘要

论文在测度我国各省(自治区、直辖市) 2006~2022年普惠金融发展指数的基础上, 构建了以城乡收入差距为被解释变量, 以金融发展指数为核心解释变量, 以城镇化率等为控制变量的动态面板数据模型, 对全国层面与区域层面动态面板模型进行估计。结果表明, 从全国层面看, 普惠金融在很大程度上显著地缩小了城乡收入差距, 发展普惠金融是打赢脱贫攻坚战的重要抓手; 从区域层面看, 普惠金融对城乡收入差距的影响存在地区异质性: 低收入或欠发达地区的普惠金融发展显著缩小了城乡收入差距, 而高收入地区的普惠金融发展在一定程度上扩大了收入差距。基于以上结论, 在因地制宜地制定普惠金融发展策略的同时, 更要加强对涉农政策的融合与协调, 尤其是加强新型城镇化、信息化、农业现代化、农村土地制度改革、产业结构调整等政策与普惠金融政策的融合, 形成农民增收致富的合力与扶贫脱贫的长效机制。

### 关键词

普惠金融, 城乡收入差距, 动态面板模型, 政策协调

# The Role of Inclusive Finance in the Urban-Rural Income Gap

## —Empirical Analysis Based on Dynamic Province Panel Model

Peihan Yu

School of Business and Administration, Liaoning Technical University (LNTU), Huludao Liaoning

Received: Apr. 6<sup>th</sup>, 2023; accepted: May 18<sup>th</sup>, 2023; published: May 25<sup>th</sup>, 2023

### Abstract

Base on measuring the IFI (inclusive finance index) of 31 provinces (Autonomous Region or Muni-

文章引用: 于佩含. 普惠金融对城乡收入差距的作用[J]. 金融, 2023, 13(3): 633-641.

DOI: 10.12677/fin.2023.133065

cialities) using data ranging from 2006 to 2016, this paper estimates a dynamic panel model respectively. The results show that the inclusive finance reduces the urban-rural income gap significantly and greatly, although there is significant regional heterogeneity among the Northeast China, East China, Central China and the West China. So, China should enhance its strength of inclusive finance execution based on the real features of each province. Integrating the above policies to attain long-term mechanism is key to persistent increasing of income by the farmers and is meaningful to beat the poverty completely.

## Keywords

Inclusive Finance, Urban-Rural Income Gap, Dynamic Panel Data Model, Policy Integrating

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

回顾我国近 40 年来的改革开放历程, 无论从经济增长规模还是经济增长速度来看, 我国经济建设都取得了令人骄傲的成绩。但正如十九大报告提出, 我国新时期的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。这一矛盾的一个重要表现就是我国城乡收入差距持续扩大, 城乡二元结构特征仍然突出, 全面小康的实现仍然面临严峻挑战, 缓解城乡二元结构矛盾、发展普惠金融势在必行, 对于促进社会公平, 全面实现小康具有重要的战略意义。我国高度重视金融发展尤其是普惠金融发展在缩小城乡收入差距及精准扶贫中的运用。那么, 我国普惠金融影响城乡收入差距的真实效果如何? 这种效果是否存在区域差异? 如何增强普惠金融的针对性与精准性? 这些问题的回答对于完善我国普惠金融发展政策、助力城乡收入均衡、全面决胜小康社会具有重要的现实与战略意义。基于此, 论文在利用省级面板数据构建普惠金融发展指数的基础上, 构建并估计动态面板数据模型, 对“普惠金融是否缩小了城乡收入差距”以及“普惠金融影响城乡收入差距是否存在区域差异”等命题进行实证研究, 最后论文给出相关政策建议。论文结构如下: 第二部分为文献综述; 第三部分为研究设计; 第四部分为实证研究; 第五部分总结全文并提出政策建议。

## 2. 文献综述

我国的城乡收入差距是收入不平等的重要表现形式之一。由于研究方法、模型设定、变量选取上存在差异, 学术界对普惠金融发展与城乡收入差距之间关系的认识存在较大差异, 主要有以下三种观点。第一种观点, 普惠金融发展扩大了城乡收入差距。这一观点认为, 普惠金融发展会进一步扩大城乡收入差距。主要原因如下: 1) 普惠金融发展的规模与效率在城乡之间存在差异, 主要表现在普惠金融的地理渗透性、网络覆盖性及服务可得性方面。因此, 普惠金融的发展会进一步加大城乡收入差距[1]。金融城乡二元结构使得城市居民和大企业受益更多[2]。贫困地区的信贷市场不完善会使贫困家庭陷入“贫困陷阱”[3]。农村金融发展滞后导致农村收入差距的扩大, 进一步导致城乡收入扩大[4]。2) 农村基础设施薄弱、农民文化素质不高、信用环境较差等问题也会影响普惠金融的效果。农村人均收入、农村金融服务机构数量、农村金融基础设施、普惠金融政策、当地信用环境等会影响农村普惠金融发展水平[5]。3) 由于普惠金融的“普惠性”甚至某种程度的“政策性”, 传统金融服务机构由于预期利润下降及风险上升的考量, 存在撤出农村地区的极大可能性, 这进而会加剧农村地区的贫困[6]。第二种观点, 普惠金融发

展缩小了城乡收入差距。传统的金融发展使得农民面临着较高的抵押门槛，由于农民可抵押物较少，未来预期现金流不确定性大，影响了农民对金融服务的可得性[7]。第三种观点，普惠金融发展对城乡收入差距的影响存在倒U型影响，即随着普惠金融的发展，城乡收入差距先扩大后缩小[8]。

综上，国内外学者关于普惠金融发展水平对城乡收入差距的影响研究为本文研究奠定了基础。此外，现有研究鲜有涉及普惠金融作用于城乡收入差距的区域异质性，从而无法为因地制宜地制订、执行普惠金融发展规划提供依据，不利于普惠金融在区域维度的精准发力与扶贫。相对于现有研究，本文主要通过以下几点进行分析：第一，采用动态面板模型对普惠金融是否缩小收入差距进行实证研究，降低了模型遗失重要解释变量的可能性；第二，模型设定借鉴了 Stephen G Cecchetti *et al.* [9]模型设定方法，从而在很大程度上降低了模型存在反向因果关系的可能性与内生性偏差；第三，在估计全国层面模型的基础上，进一步估计和研究了普惠金融发展的区域效应，为因时因地制宜出台旨精准扶贫的普惠金融政策提供实证依据[10]。

### 3. 研究设计

#### 3.1. 变量选取与数据说明

根据研究目的与数据可得性，被解释变量为城乡收入差距  $Y$ ，采用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比来反映。从表4的描述性统计分析结果看，我国以及各省的城乡收入差距在2006~2022年间下降幅度明显，下降速度较快，这可以从城乡收入差距的总体标准差(全国0.5533)与组内标准差(0.2727)看出。但是，我国城乡收入差距也存在非常明显的区域不平衡性，这可以从城乡收入差距的组间标准间差(0.4887)反映出，仅次于全国总体标准差(0.5533)。这表明，我国城乡收入差距与区域发展不平衡相互交织，普惠金融政策应当在助力城乡收入差距缩小的过程中兼顾到区域不平衡这一现实情况。

核心解释变量为普惠金融指数  $IFI$ ，这里借鉴 Sarma *et al.* 的做法对我国各省(自治区、直辖市)的普惠金融发展指数进行测算[11]。为了降低模型可能存在的设定偏差，选择的控制变量包括城镇化率  $City$ ，采用城镇人口数与地区人口总数的比值进行衡量，城镇化在收入效应、人口结构效应、城乡联动效应三方面来影响居民收入差距的变化，合理地城镇化会减少城乡收入差距[12]；人均国内生产总值  $Gdpp$ ，随着人均收入水平的提高，国民经济增长会趋于下降，由高速增长转为次高速甚至低速增长，中等收入陷阱出现的可能性上升，城乡收入差距扩大；产业结构  $Indstruc$ ：用第一产业增加值与第三产业增加值比值来表示产业结构，产业结构调整与城乡收入差距具有密切的联系，在市场对资源配置起决定性作用的情况下，生产要素总是从生产效率较低(低收入)的农业生产部门向生产效率较高的非农业生产部门(高收入)转移，直到两个生产部门的边际生产效率相等。因此，非农产业在产业结构中的比重越高，城乡收入差距越小。以上变量选择如表1所示。

**Table 1.** Variable selection and description

**表 1.** 变量选择与说明

变量	变量计算及说明	数据来源
城乡收入差距 $Y$	城镇人均可支配收入/农村居民人均纯收入	中国统计年鉴
普惠金融指标 $IFI$	基于 Sarma <i>et al.</i> (2010)方法的测算	中国人民银行统计数据；各省市《国民经济与社会发展统计公报》
城镇化率 $City$	各地区城镇人口/各地区总人口	中国统计年鉴
人均国民生产总值 $Gdpp$	各地区 GDP/各地区总人口	中国统计年鉴
产业结构 $Indstruc$	第一产业增加值/第三产业增加值	中国统计年鉴

### 3.2. 普惠金融指数 *IFI* 的测算

普惠金融指数 *IFI*：借鉴联合国开发计划署编制的人类发展指数的计算方法[13]，从地理渗透性、服务可得性和使用效用性三个维度来构建。分别选取每万平方公里银行业金融机构网点数和从业人员数衡量地理渗透性；选取每万人拥有的银行业金融机构网点数和从业人员数衡量服务可得性；在存贷款服务的使用方面，选取金融机构人均各项存款及各项贷款占人均 GDP 的比重，以体现在人均国内生产总值中用于存贷的比重来衡量使用效用性。具体计算方法如下：

1) 假设普惠金融的服务指数有  $n$  个维度，每个指标的权重  $\omega_i$  表示第  $i$  个指标对普惠金融指数的重要程度，用下公式表示每个指标的测度值：

$$D_i = \omega_i \frac{X_i - m_i}{M_i - m_i}$$

其中， $D_i$  表示在第  $i$  个维度测度普惠金融指数的计算值； $\omega_i$  表示第  $i$  个维度的权重，设定  $0 \leq \omega_i \leq 1$ ， $\omega_i$  越大，对普惠金融指数的重要程度越高； $X_i$  表示第  $i$  个维度评价指标的实际值； $M_i$  表示第  $i$  个维度评价指标的最大值； $m_i$  表示第  $i$  个维度评价指标的最小值。

2) 各维度权重  $\omega_i$  的确定方法

普惠金融指数是一个相对值，论文借鉴变异系数法。用各指标的变异系数占所有变异系数之和来确定各个指标的权重。变异系数计算公式为  $V_i = S_i / \bar{X}_i$ ， $S_i$  代表各个指标的标准差， $\bar{X}_i$  代表各个指标的平均数。

由以上公式计算出各个金融维度的变异系数，进一步得到各个金融维度在普惠金融发展水平中的权重计算公式  $\omega_i = V_i / \sum_{i=1}^n V_i$ 。其中， $\sum_{i=1}^n V_i$  表示每个维度变异系数加总求和。

3) 本文普惠金融指标体系

本文普惠金融指标体系如表 2 所示。

**Table 2.** Inclusive finance development level rating system

**表 2.** 普惠金融发展水平评级体系

衡量维度	具体指标	计算方法
地理渗透性	每万公里上金融机构数量	金融机构数/公路里程(每万公里)
	每万公里上金融从业人员	金融从业人员/公路里程(每万公里)
服务可得性	每人金融机构存款余额	每人金融机构存款余额/总人数
	每人金融机构贷款余额	每人金融机构贷款余额/总人数
使用有效性	单位投入金融机构存款余额	单位投入金融机构存款余额/GDP
	单位投入金融机构贷款余额	单位投入金融机构贷款余额/GDP

数据来源：中国人民银行统计数据；各省市历年《国民经济与社会发展统计公报》。

### 3.3. 模型构建

根据以上变量选取，我们建立如下动态面板计量经济学基准模型：

$$Y_{it+1} = \alpha_i + \theta Y_{it} + \beta_1 IFI_{it} + \beta_2 City_{it} + \beta_3 Gdpp_{it} + \beta_4 Indstru_{it} + \mu_{it+1} \quad (1)$$

模型中加入滞后被解释变量可以在很大程度上降低遗失变量偏差，而解释变量相对于被滞后变量的滞后能够在很大程度上规避可能存在的逆向因果关系，进而提高模型估计的估计效果。

此外，考虑到我国幅员辽阔，东、中、西、东北四个区域在经济发展、普惠金融基础设施建设存在

差异, 论文进一步以乘法方式引入虚拟变量  $D_{NE}$ 、 $D_E$ 、 $D_M$  分别表示东北、东部、中部等地区, 从而对普惠金融缩小城乡收入差距效应的地区差异进行实证研究, 各虚拟变量具体定义如下:

$$D_{NE,it} = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个省(自治区或直辖市)属于东北地区} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$D_{E,it} = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个省(自治区或直辖市)属于东部地区} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

$$D_{M,it} = \begin{cases} 1, & \text{第}i\text{个省(自治区或直辖市)属于中部地区} \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

因此模型修正为“含虚拟变量的扩展模型”:

$$Y_{it+1} = \alpha_i + \theta Y_{it} + \beta_1 IFI_{it} + \beta_2 City_{it} + \beta_3 Gdpp_{it} + \beta_4 Indstru_{it} + \eta_{NE} D_{NE,it} IFI_{it} + \eta_E D_{E,it} IFI_{it} + \eta_M D_{M,it} IFI_{it} + \mu_{it+1} \quad (2)$$

对于待估计的动态面板模型(式 1 与式 2), OLS 估计以及传统的面板模型估计方法均无法获得有效估计量。由于  $\alpha_i$  是  $Y_{it+1}$  的一部分,  $Y_{it+1}$  是  $\delta_i$  的函数, 故  $Y_{it}$  也是  $\alpha_i$  的函数, 这意味着模型存在内生解释变量问题, 即便随机扰动项  $\mu_{it+1}$  不存在自相关, 模型的 OLS  $\alpha_i$  也是有偏和不一致的。此外, 对于固定效应模型, 虽然组内估计剔除了  $\alpha_i$ , 但是即使随机扰动项不存在自相关,  $Y_{it+1} - Y_{it}$  与  $\mu_{it+1} - \mu_{it}$  也会相关, 固定效应模型不一致。对于随机效应模型而言, 由于  $Y_{it+1} - Y_{it}$  与  $\mu_{it+1} - \omega\mu_{it}$  相关, 模型的 GLS 估计量也是有偏的。鉴于此, 这里采用 Arellano and Bover 提出的系统广义矩估计方法(system generalized method of moments, 系统 GMM)对以上模型进行估计[14], 并将其与随机效应模型、固定效应模型的估计结果进行比较。

## 4. 实证分析

### 4.1. 单位根检验

在模型估计之前, 为避免伪回归问题, 首先对经济变量进行平稳性和非平稳性的判断, 即单位根检验。因此本文首先进行单位根检验, 这里采用 ADF、Levin, Lin & Chu、PP Fisher Chi-square 等检验法, 检验结果如表 3 所示。

表 3 与表 4 检验结果可知, 原变量在各检验法下的对应 P 值均大于 0.1, 即不拒绝原假设, 所以序列为非平稳序列。在对各变量取一阶差分后, 各变量的检验统计量均在 5% 的显著性水平下显著, 即差分后的序列为平稳序列。综上, 我们认为, 原变量均为一阶单整序列。

**Table 3.** Panel unit root check (Primitive variable)

**表 3.** 面板单位根检验(原变量)

变量	Levin, Lin & Chu t* Prob.**	ADF-Fisher Chi-square Prob.**	PP Fisher Chi-square Prob.**	结果
<i>Y</i>	0.1149	1.0000	1.0000	不平稳
<i>IFI</i>	1.0000	1.0000	1.0000	不平稳
<i>City</i>	0.9450	1.0000	0.9991	不平稳
<i>Gdpp</i>	0.9920	1.0000	1.0000	不平稳
<i>Indstruc</i>	0.0001	0.9506	0.8949	不平稳



**Table 4.** Panel unit root check (First order difference variable)**表 4.** 面板单位根检验(一阶差分变量)

变量	Levin, Lin & Chu t* Prob.**	ADF-Fisher Chi-square Prob.**	PP-Fisher Chi-square Prob.**	结果
$\Delta Y$	0.0000	0.0000	0.0000	平稳
$\Delta IFI$	0.0000	0.0000	0.0000	平稳
$\Delta City$	0.0000	0.0000	0.0000	平稳
$\Delta Gdpp$	0.0000	0.0214	0.0040	平稳
$Indstruc\Delta$	0.0000	0.0000	0.0000	平稳

## 4.2. 模型估计

这里分别对模型(1)与模型(2)进行三种形式的估计,分别为 OLS、固定效应模型、随机效应模型、系统 GMM 估计,估计结果见表 6。从表 6 估计结果看,无论是全国层面的模型还是区域层面的模型,OLS 估计、固定效应估计与随机效应估计均不理想,主要表现为模型大部分参数均不显著,与此相对应,基于系统 GMM 的估计结果则非常显著,全国层面与区域层面的模型的大多数参数是显著的。这表明,对于动态面板数据模型,OLS 估计、传统的面板模型估计方法均无法获得有效估计量。此外,从 IFI 参数绝对值看,OLS、随机效应模型与固定效应模型均低估了 IFI 对城乡收入差距的影响。通过以上结果的比较,也验证了论文选择系统 GMM 估计方法的正确性。因此,下文的分析与解释均以 SGMM 模型为根据,如表 5 所示。

**Table 5.** Model regression result**表 5.** 模型回归结果

变量	不含哑变量的基准回归模型(全国模型)				含哑变量的扩展回归模型(分区域模型)			
	OLS	RE	FE	SGMM	OLS	RE	FE	SGMM
$Y_t$	0.917*** (0.0167)	0.917*** (0.0167)	0.683*** (0.0397)	0.469*** (0.0538)	0.914*** (0.0182)	0.914*** (0.0182)	0.638*** (0.0439)	0.362*** (0.0543)
$IFI_t$	-0.0551 (0.0283)	-0.0551 (0.0283)	0.0294 (0.0412)	-0.136** (0.0477)	-0.0636 (0.0362)	-0.0636 (0.0362)	-0.101 (0.0767)	-0.257*** (0.0635)
$City_t$	-0.0646(0 .101)	-0.0646 (0.101)	-2.254*** (0.413)	-0.270 (0.237)	-0.0984 (0.105)	-0.0984 (0.105)	-2.102*** (0.468)	-0.854** (0.268)
$Gdpp_t$	-0.0313 (0.0727)	-0.0313 (0.0727)	0.0416 (0.0100)	-0.0468** * (0.0114)	-0.0293 (0.0866)	-0.0293 (0.0866)	0.0138 (0.0119)	-0.0695*** (0.0125)
$Indstruc_t$	-0.0527 (0.0680)	-0.0527 (0.0680)	0.226 (0.194)	0.904*** (0.270)	-0.0677 (0.0688)	-0.0677 (0.0688)	0.241 (0.198)	0.686* (0.269)
$(D_{NE} * IFI)_t$	-	-	-	-	0.0337 (0.0417)	0.0337 (0.0417)	0.143 (0.0798)	0.264** (0.0835)
$(D_E * IFI)_t$	-	-	-	-	0.0066 (0.0398)	0.0066 (0.0398)	0.126 (0.0720)	0.446*** (0.0762)
$(D_M * IFI)_t$	-	-	-	-	-0.0354 (0.0408)	-0.0354 (0.0408)	0.150* (0.0723)	0.0482*** (0.022)
C	0.269** (0.0942)	0.269** (0.0942)	1.939*** (0.290)	1.608*** (0.259)	0.303** (0.0988)	0.303** (0.0988)	2.017*** (0.296)	2.338*** (0.286)

## Continued

N	310	310	310	310	310	310	310	310
Adj-R <sup>2</sup>	0.959	-	0.854	-	0.959	-	0.855	-
Wald $\chi^2/F$	F(5,304) 1463.03	chi2(5) 7315.145	F(5,274) 367.75	chi2(5) 2836.18	F(5,273) 1315.13	chi2(8) 7304.69	F(8,271) 233.09	chi2(8) 3028.44
sigma_u	-	0	0.2732	-	-	0	0.2522	-
sigma_e	-	0.1015	0.1015	-	-	0.1009	0.1009	-
rho	-	0	0.8787	-	-	0	0.86185	-

## 4.3. 结果分析

## 4.3.1. 基于全国层面的分析

从全国层面的 SGMM 模型估计结果看,普惠金融的发展显著地缩小了我国城乡收入差距,参数估计值为-0.136,符号与预期相符,且在 1%显著性水平上显著。该结论表明,大力发展普惠金融能够切实有效地降低我国城乡收入悬殊程度,促进社会和谐与公平,小型、微型金融的发展要以弱势群体、弱势地区的需求为出发点,做到普惠性与全覆盖,助力精准扶贫。第二,本模型中的城镇化率对城乡收入差距具有抑制作用,但是该参数在统计上并不显著。第三,人均收入的增加能够在很大程度上显著地缩小城乡收入差距,这离不开我国始于 2004 年、连续 19 年的“三农”一号文件。第四,产业结构调整能够在很大程度上显著地缩小城乡收入差距,与预期符号相符,且在 1%显著性水平上显著。

## 4.3.2. 基于分区域模型的分析

我国发展不平衡是多方面的,除城乡发展不平衡外,区域不平衡也非常突出,城乡不平衡与区域不平衡相互交织,因此,考察普惠金融对城乡收入差距的影响时,有必要将区域发展不平衡纳入进来,从而有助于研究和分析普惠金融对城乡收入差距影响的区域特征。根据表 6 的估计结果,依次令  $D_{NEt}$ 、 $D_{Et}$ 、 $D_{Mt}$  中的一个虚拟变量为 1 而使其它虚拟变量为 0 便得到东北、东部、西部地区 IFI 对城乡收入差距的影响系数,同时令三个虚拟变量为 0 便得到了西部地区普惠金融对城乡收入差距的影响系数,个体结果见表 6。

Table 6. Model result  
表 6. 模型结果

变量	全国	东北	东部	中部	西部
$IFI_t$	-0.136***	0.07***(-0.257 + 0.264)	0.189***(-0.257 + 0.446)	-0.2088***(-0.257 + 0.0482)	-0.257***
效果判断	缩小	扩大	扩大	缩小	缩小

从表 6 的计算结果可以看出,尽管从全国层面看普惠金融在很大程度上显著地缩小了城乡收入差距,但是普惠金融发展对城乡收入差距的影响存在非常大的区域异质性。具体地,在东北与东部地区,普惠金融的发展不但没有缩小城乡收入差距,而且进一步恶化了城乡收入差距。西部地区与中部地区的普惠金融发展则在很大程度上显著地缩小了城乡收入差距。该结果再次表明,我国普惠金融对城乡收入差距的影响存在显著的地区差异性,且普惠金融对城乡收入差距影响效果与经济发达程度存在负相关关系,即经济越发达的地区,普惠金融对城乡收入差距的影响程度越不理想。

4.3.3. 其他控制变量对城乡收入差距  $Y_t$  的影响

城镇化率  $City$  显著缩小了城乡收入差距,即城镇化的发展可以有效缩小城乡收入差距。城镇化带来

农村信息技术网络的变化与社会关系网络的变化,两者对农村增收都具有显著的正影响。我国人均国内生产总值的提高降低了城乡收入差距,该结论与传统观点并不一致。导致这一现象的原因在于:第一,论文采用的数据为2006~2016年,样本时间跨度较短,而在此期间又恰恰是我国持续关注三农问题、城镇化迅速发展的时期,从而使得我国人均GDP迅速上升的同时,城乡收入差距在持续下降。第二,连续多年的农村居民收入增速高于城镇居民收入增速是我国人均收入提高而城乡收入差距持续缩小的直接原因。产业结构转型在很大程度上显著地缩小了城乡收入差距。

## 5. 结论与政策建议

论文在对我国各省(自治区、直辖市)普惠金融发展指数进行测度的基础上,构建了以城乡收入差距为解释变量,以金融发展指数为核心解释变量,以城镇化率、人均GDP、产业结构为控制变量的动态面板数据模型,分别用OLS、固定效应、随机效应与系统广义矩方法(SGMM)对全国层面与省域层面动态面板模型进行估计。结果表明,从全国层面看,普惠金融在很大程度上显著地缩小了城乡收入差距,发展普惠金融是打赢扶贫攻坚战的重要抓手,更是防贫、治贫的长效手段;从区域层面看,普惠金融对城乡收入差距的影响存在地区异质性,总体上看,低收入或欠发达地区的普惠金融发展对城乡收入差距的缩小效应更大,而高收入地区的普惠金融发展在一定程度上扩大了收入差距。此外,城镇化进程、人均收入及产业结构调整也都显著地降低了我国城乡收入差距。基于此,论文提出以下建议:

第一,因地制宜,制定普惠金融发展策略。面对我国金融资源分配失衡的现象,不同的地区制定的发展策略应该不同。西部地区应当将普惠金融的发展重点放在金融基础设施与金融服务的地理渗透性与覆盖率方面,而东部地区应当将普惠金融的发展重点放在创新服务产品、服务模式上,提高普惠金融的竞争力。第二,加强对农政策融合与协调,形成合力和农民增收致福的合力与扶贫脱贫的长效机制。继续推进新型城镇化进程,加快农民居民技术网络与社会关系网络的改善,结合普惠金融强化农民增收的长效机制。加强普惠金融与农村确权政策的融合,使农民充分利用土地的多种权益(收益权、出租权、抵押权),扩展农民的收益渠道。尤其值得关注的是,农村土地确权使得农民的可抵押物增加、抵押物价值上升,为普惠金融的发展创造了广阔的空间,这在很大程度上进一步优化了农民生产要素的时空配置,对进一步缩小城乡收入差距、促进社会公平与和谐具有重要的现实意义与战略意义。

## 参考文献

- [1] 孙永强. 金融发展、城市化与城乡居民收入差距研究[J]. 金融研究, 2012(4): 98-109.
- [2] 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.
- [3] 王宁, 王丽娜, 赵建玲. 普惠金融发展与贫困减缓的内在逻辑[J]. 河北大学学报(哲学社会科学版), 2014, 39(2): 127-131.
- [4] 李志军, 奚君羊. 中国金融发展与收入差距的倒U关系分析[J]. 上海经济研究, 2012, 24(9): 12-18.
- [5] 蔡洋萍. 中国农村普惠金融发展的差异分析——以中部六省为例[J]. 财经理论与实践, 2015, 36(6): 31-37.
- [6] 李建伟, 李树生, 胡斌. 具有普惠金融内涵的金融发展与城乡收入分配的失衡调整——基于VEC模型的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2015, 31(1): 110-116.
- [7] 黄永兴, 陆凤芝. 普惠金融能缩小城乡收入差距吗?——基于非线性与线性面板模型的检验[J]. 商业研究, 2017(6): 63-68.
- [8] 刘敏楼. 金融发展的收入分配效应——基于中国地区截面数据的分析[J]. 上海金融, 2006(1): 8-11.
- [9] Cecchetti, S.G., Mohanty, M.S. and Zampolli, F. (2011) The Real Effects of Debt. BIS Working Papers, No. 352.
- [10] 刘玉光, 等. 金融发展与中国城乡收入差距形成——基于省级面板数据的实证检验[J]. 南开经济研究, 2013(5): 50-59.
- [11] Sarma, M. and Pais, J. (2010) Financial Inclusion and Development. *Journal of International Development*, 23, 613-628.



---

<https://doi.org/10.1002/jid.1698>

- [12] 刘厚莲. 人口城镇化、城乡收入差距与居民消费需求——基于省际面板数据的实证分析[J]. 人口与经济, 2013(6): 63-70.
- [13] 温茜茜. 普惠金融对城乡收入差距的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2017(7): 47-55.
- [14] Arellano, M. and Bover, O. (1995) Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Component Models. *Journal of Econometrics*, **68**, 29-52. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)