普惠金融发展与农民收入增长*

——基于农业强国建设和城乡平衡发展视角

赵洪丹[1]，马 千[2]，马彧崧[3]

（1.吉林师范大学经济管理与法学学院，吉林 四平 136000；2.中国人民银行包头市分行，内蒙古 包头 014030；
3.长春人文学院商学院，长春 130117）

摘 要：普惠金融在提高农民收入的同时促进了农业强国建设和城乡平衡发展。发展普惠金融的意义不仅在于农民增收，更在于实现农业强国建设、城乡平衡发展与农民增收的有机统一。基于农业强国建设和城乡发展平衡视角，研究普惠金融对农民收入的影响及其机制发现：普惠金融发展促进了农民收入增长，经过多种内生性、稳健性检验后结果仍然稳健；农业发展是普惠金融提高农民收入的重要渠道，因而普惠金融推动了农业发展与农民增收的良性循环，从而有助于农业强国建设；普惠金融发展具有“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”“发展普惠效应”，即在资源禀赋相对匮乏、农民收入较低和经济发展程度较低地区，普惠金融对农民增收的作用更大，表明普惠金融是促进城乡平衡发展的重要力量。因此，要提高战略定位，因地制宜发展农村普惠金融，特别是要加快欠发达地区的农村普惠金融发展，创新农村金融服务，积极开展面向农民的金融素养和数字素养普及教育。

关键词：普惠金融；农民收入；农业强国；城乡平衡

中图分类号：F323.9；F832.3 **文献标志码**：A **文章编号**：1674-9189(2025)06-0099-13

一、引 言

我国发展不平衡不充分的主要表现是农民收入水平较低，城乡收入差距过大①。这严重影响农民从事农业的积极性，甚至危害农业发展前景，影响农业强国建设。提高农民收入，是促进我国平衡充分发展和农业强国建设的必然要求，特别是在当前国际经贸关系严峻复杂、国际循环受阻的背景下，提高农民收入对于扩大国内需求、增强国内大循环具有重要战略意义。长期以来，党中央高度重视农民收入问题，增加农民收入是“三农”工作的中心任务②。农民在农业生产经营中获得体面的收入，是提高其从事农业积极性、存续农村劳动力、提升农民素质从而推动农业发展和实现农业强国建设目标的重要前提。然而，由于从事农业的风险较大、收益较低，农民增收的途径主要是从事非农产业，导致城乡平衡发展和农业强国建设与农民增收间产生矛盾：一方面，农民若要增收难以仅依靠农业，往

*项目来源：国家社会科学基金项目(21FJYB030)。

作者简介：赵洪丹，男，博士，教授，硕士生导师，研究方向：普惠金融、乡村振兴。

通信作者：马彧崧，女，副教授，研究方向：数字金融。

① 根据国家统计局公开数据，2024年中国城镇居民人均可支配收入为54 188元，农村居民人均可支配收入为23 119元，城乡居民收入比高达约2.34:1。如果考虑城乡间的社会保障、医疗服务、教育水平、文体娱乐等公共服务差别，那么城乡居民的收入差距会更大。数据来源于国家统计局网站，参见https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01。

② 资料来源于中国政府网：《习近平出席中央农村工作会议并发表重要讲话》，2022年12月24日，参见https://www.gov.cn/xinwen/2022-12/24/content_5733398.htm。

往需要更多从事非农产业，导致农村人口大量流出，农村青壮年劳动力数量迅速下降，农村产业空心化问题凸显，农业农村发展动力不足、活力不够，由此导致城乡发展不平衡，极大制约农业强国建设；另一方面，国家若要发展农业、建设农业强国，就必须有足够的高素质农民从事农业生产经营活动，但农业生产经营风险大、收益低，导致农民增收困难。可见，农业发展与农民增收之间存在“鱼与熊掌”的关系。因此，如何让农民通过从事农业显著提高其收入水平，破解城乡平衡发展和农业强国建设与农民增收间的矛盾，成为一项重大课题。

大量研究表明，金融是影响收入水平的重要因素之一。群体收入水平较低，往往是由于其金融可得性不足。学者研究发现，金融发展提高了贫困群体的收入、减少了收入不平等（Weychert，2020），特别是有助于减少发展中国家贫困和收入不平等（Brei et al.，2023）。但是，也有研究发现金融发展增加了收入不平等（De Haan and Sturm，2017；曾小倩等，2023）。还有研究认为金融发展与收入的关系为“库兹涅茨过程”（Jauch and Watzka，2016）或存在“马太效应”（Dhrifi，2015）。可见，金融对收入的影响比较复杂，需要深入分析。20世纪50年代至90年代，中国实施重工业和城市优先发展战略，导致城乡二元结构的形成。农村金融必须服务于当时的国家发展战略，成为从农村和农业向城市和工业输送金融资源的管道，造成结构和功能失衡，农村金融并未成为促进农民增收的有利因素（温涛等，2005）。21世纪以来，随着中国城乡政策不断调整以及金融发展理念向“以人为本”转变，金融发展对农民收入增长的影响出现了新的变化。这个过程中，普惠金融发展最为引人注目。与传统农村金融主要从农村输出资本不同，普惠金融具有广泛的包容性，提高了金融覆盖度和便利度，并将服务低收入群体作为主要目标，增加了农民的金融可得性。近年来，普惠金融对农民收入的影响问题受到学界广泛关注，学者普遍认为普惠金融发展减少了贫困（Omar and Inaba，2020；尹志超和张栋浩，2020），促进了农民增收（姚凤阁等，2024；郭劲光和张景媛，2023），改善了收入分配（张龙耀等，2023），有助于降低收入不平等（Cihak and Sahay，2020；Demir et al.，2022；斯丽娟和汤晓晓，2022）和缩小城乡收入差距（Park and Mercado，2018；徐光顺和冯林，2022）。但是，也有研究认为农村普惠金融发展存在“数字鸿沟”和“马太效应”（星焱，2021；张勋等，2021）。

综合来看，已有文献大都研究普惠金融在减少贫困、缩小城乡收入差距和改善收入分配等方面的作用，这为本文提供丰富且有价值的参考。但是，考察以往研究发现：研究问题方面，已有文献大多并非直接研究普惠金融与居民收入的关系，而是间接得出普惠金融有助于提高居民收入水平的结论；研究对象方面，已有文献主要研究对象并非农民收入，而是整体居民收入；研究方法方面，已有研究主要使用计量回归方法，中介机制分析主要采用Sobel检验方法，但其有效性依赖正态分布的大样本假设，在实际研究中这一前提条件常常难以满足；理论分析方面，已有研究大多基于新古典增长理论、收入分配理论、城乡发展理论等分析普惠金融对经济增长、城乡收入差距等的影响，较少使用内生增长理论解释居民收入增长；研究视角方面，已有文献主要从缩小城乡收入差距、共同富裕、减少贫困等方面论证普惠金融的影响，鲜少从农业强国、城乡平衡发展视角分析普惠金融的积极作用。

需要强调的是，提高农民收入具有更加深层的含义。一方面，农民收入问题是“三农”问题的核心，提高农民收入是缩小城乡收入差距、实现共同富裕的基础；另一方面，农业强国是社会主义现代化强国的根基，城乡发展不平衡是中国发展不平衡的主要表现之一，提高农民收入是农业强国建设的重要目标，也是破解城乡发展不平衡的根本途径。因此，在党中央强调加快农业强国建设和破解不平衡不充分发展矛盾的背景下，研究普惠金融如何促进农民增收问题具有重要的现实意义。

不同于以往文献，本文直接以农民收入为研究对象，将“干中学”理论引入普惠金融对农民收入的影响分析，运用Bootstrap检验方法进行机制检验；创新性地阐释普惠金融在提高农民收入过程中，具有

促进农业强国建设和城乡平衡发展的积极作用，从而进一步深化关于发展普惠金融重要意义的认识。相较已有研究，有两个新发现：一是发现农业发展是普惠金融促进农民增收的重要渠道。在已有研究指出普惠金融有助于农业发展（李建军等，2020；周月书和黄哲瑜，2023）基础上，本文进一步发现普惠金融通过促进农业发展进而促进农民增收，说明普惠金融推动“农业发展与农民增收的良性循环”，有助于加快农业强国建设。二是发现普惠金融发展促进农民增收的新证据。本文发现普惠金融对资源投入较少、农民收入较低和中西部地区农民收入具有更大的促进作用，即存在“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”和“发展普惠效应”，表明普惠金融在推动城乡平衡发展方面发挥重要作用。

二、理论分析与研究假说

（一）理论模型

从我国实践来看，农村经济发展过程具备“干中学”的基本特征。为了考察金融的作用，本文把金融变量引入“干中学”模型（Arrow，1962；Romer，1986）。假设存在一个经济体，劳动力供应量等于从业人口，劳动力可以按单位进行标准化；金融是生产的必要要素，金融部门吸收储蓄并将其转化为投资，个人必须被纳入金融体系才能获得金融服务进而生产并获得收入。

柯布–道格拉斯生产函数可以写成如下形式：

$$Y_t = A_t K_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)L_t\right)^{1-\alpha} \qquad 0<\alpha<1 \tag{1}$$

其中，Y_t 是在时间 t 时的产出水平；K_t 为资本存量；L_t 为劳动量；A_t 表示技术水平；n_t 表示被纳入金融体系中个人的比例，反映个人的金融可得性，用于衡量普惠金融发展；r_t 为金融部门使用的劳动力比例，反映金融部门规模变化，用于衡量金融发展。“干中学”理论强调技术进步来源于经验积累和实践，因此技术水平是累计产出的函数，可表述为：

$$A_t = A_0\left(\int_0^t Y_t dt\right)^{\beta} \qquad 0<\beta<1 \tag{2}$$

其中，$A_0>0$ 为初始技术水平，β 为影响技术进步的参数。定义累计产出 $Q_t=\int_0^t Y_t dt$，则人均产出函数为：

$$y_t = A_0 Q_t^{\beta} k_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)\right)^{1-\alpha} \tag{3}$$

其中，y_t 为人均产出；k_t 为人均资本存量。由累计函数可知 $\dot{Q}_t = Y(t)$，即：

$$\dot{Q}_t = A_0 Q_t^{\beta} K_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)L_t\right)^{1-\alpha} \tag{4}$$

分离变量并积分，然后求解积分可得：

$$\frac{Q(t)^{1-\beta}}{1-\beta} = A_0 K_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)L_t\right)^{1-\alpha} t + C \qquad \beta\neq 1 \tag{5}$$

其中，C 是积分常数。设 $Q(0)=0$，则 $C=0$，由 $A_t=A_0Q_t^{\beta}$ 可得：

$$A_t = A_0[(1-\beta)A_0 K_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)L_t\right)^{1-\alpha} t]^{\frac{\beta}{1-\beta}} \tag{6}$$

则人均生产函数为：

$$y_t = A_0\left[(1-\beta)A_0 K_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)L_t\right)^{1-\alpha} t\right]^{\frac{\beta}{1-\beta}} k_t^{\alpha}\left(n_t(1-r_t)\right)^{1-\alpha} \tag{7}$$

根据Pagano（1993）的开创性工作，投资（I_t）被定义为储蓄（S_t）的函数：

$$I_t = \Phi(r_t)S_t \tag{8}$$

其中，$\Phi(r_t)$表示将储蓄转化为生产性投资的技术，即储蓄投资转化率。储蓄转化技术随着金融部门所能调动的资源水平增加而增加，因此被定义为金融发展(r_t)的函数：

$$\Phi(r_t)=\frac{1}{\theta}r_t^{\theta} \qquad 0<\theta<1 \tag{9}$$

同时，储蓄为产出的一个比例，令 s 为储蓄率，则：

$$I_t=\frac{1}{\theta}r_t^{\theta}sy_t \tag{10}$$

δ 为资本的折旧率，根据资本积累的动态方程可得：

$$\dot{k}_t=\frac{1}{\theta}r_t^{\theta}sy_t-\delta k_t \tag{11}$$

把方程(7)人均生产函数代入方程(11)，整理可得稳态下的资本积累增长率为：

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t}=\frac{1}{\theta}r_t^{\theta}sA_0^{\frac{1}{1-\beta}}(1-\beta)^{\frac{\beta}{1-\beta}}t^{\frac{\beta}{1-\beta}}k_t^{\frac{\alpha+\beta-1}{1-\beta}}n_t^{\frac{1-\alpha}{1-\beta}}(1-r_t)^{\frac{1-\alpha}{1-\beta}}-\delta \tag{12}$$

根据方程(7)人均生产函数，对时间 t 取微分，在稳态下，$\frac{\dot{K}}{K}=\frac{\dot{k}}{k}$，可得：

$$\frac{\dot{y}}{y}=\frac{1}{1-\beta}\left(\alpha\frac{\dot{k}}{k}+(1-\alpha)\frac{\dot{n}}{n}-(1-\alpha)\frac{\dot{r}_t}{1-r_t}\right)+\frac{\beta(1-\alpha)}{1-\beta}\frac{\dot{L}}{L}+\frac{\beta}{(1-\beta)t} \tag{13}$$

令 $\frac{r_t}{1-r_t}\equiv m$，$\frac{\beta}{(1-\beta)t}\equiv b$，稳态下，$m$ 和 b 为常数，可得：

$$\frac{\dot{y}}{y}=\frac{1}{1-\beta}\left(\alpha\frac{\dot{k}}{k}+(1-\alpha)\frac{\dot{n}}{n}-(1-\alpha)m\frac{\dot{r}_t}{r_t}\right)+\frac{\beta(1-\alpha)}{1-\beta}\frac{\dot{L}}{L}+b \tag{14}$$

在稳态下，金融发展水平不变，并假设人口恒定，可得稳态下的人均收入增长模型：

$$\frac{\dot{y}}{y}=\frac{1}{1-\beta}\left(\alpha\frac{\dot{k}}{k}+(1-\alpha)\frac{\dot{n}}{n}\right)+b \tag{15}$$

本文主要关注普惠金融对农民收入的影响，理论模型表明普惠金融对人均收入既有直接影响也有间接影响。根据方程(15)可知，人均收入增长率取决于人均资本积累增长率和普惠金融增长率，表明普惠金融直接影响人均收入。根据方程(6)和方程(12)可知，普惠金融发展对技术进步和人均资本积累增长率具有积极影响，说明普惠金融可以通过影响技术进步和人均资本积累间接影响人均收入。

（二）普惠金融发展与农民收入增长

根据上述理论模型可知，普惠金融是影响农民收入的一个重要因素，因此农民收入函数可设定为：

$$y=f(a,k,l,n,z)+\mu \tag{16}$$

其中，y 为农民收入，a 为农民面临的技术水平，k 为农民拥有的资本，l 为农民的劳动投入，n 为普惠金融发展水平，z 为影响农民收入的其他特征变量，μ 为不可观测变量。

普惠金融对农民收入的影响主要体现在两个方面：一方面，普惠金融提高了农民的金融可得性，加速农民资本积累和提升其劳动效率，从而促进农民收入增长。随着普惠金融发展，农民可以获得更加有效的金融服务，例如：获得农机具贷款、种子、化肥和农药购置资金等，这些必要的金融支持必将加速农民资本积累。普惠金融发展还可以让农民在提高人力资本水平方面有更多选择，如健康保险产品和教育贷款等，从而有助于改善人力资本，增加劳动供给数量和质量。另一方面，普惠金融把更多农民纳入金融体系，缓解了农民对技术投资的约束，从而有利于技术创新，同时也有助于扩大其社会网络、增加涉农经济活动和非农经济活动，促进知识的传播、生产和创新，实现“干中学”式技术进步，从而提高资本和劳动投入效率，最终提高农民收入。据此，本文提出如下假说：

H1：普惠金融发展促进了农民收入增长。

中国是农业大国，农业生产经营是农民收入的重要来源，普惠金融通过影响农业发展促进农民增收。一方面，普惠金融通过增设金融服务网点和提供线上金融服务扩大金融覆盖面，农民可以直接与金融服务人员交流或比较容易获得金融服务，有利于建立农民与金融机构间的信任关系，二者间的信息互动有助于金融知识传递和信贷申请；通过金融服务网点或线上金融服务，金融机构可以联合农业部门推广先进农业技术，提高农民的生产效率和收益；金融机构与地方市场和合作社建立联系，帮助农民将农产品销售到更广泛的市场，由此推动农业发展，实现农民增收。另一方面，普惠金融依托数字技术长尾化、低成本优势，把金融服务延伸渗透至广大农村，特别适合满足单笔额度较小、数量分散和缺乏抵押物的农民金融需求，能够有效缓解农民从事农业生产经营活动的金融约束问题，从而有利于农业发展并促进农民收入增长。据此，本文提出如下假说：

H2：农业发展是普惠金融促进农民收入增长的重要机制。

根据边际收益递减原理和技术创新规律，拥有资本越少的农民则其资本的边际效应越大，距离技术前沿越远的农民则其技术进步速度越快。同理，普惠金融发展水平越低的地区，其普惠金融的边际效应越大。上述理论模型表明，普惠金融可以促进资本积累和技术进步。一般而言，资源匮乏、收入水平较低、经济发展程度较低地区农民的资本拥有量和技术水平往往较低。普惠金融以提升弱势群体金融可得性为目标。由此可以推定，普惠金融对资源禀赋相对匮乏、收入水平较低和经济发展程度较低地区农民的增收效应更大。本文把这种影响定义为“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”和“发展普惠效应”。据此，本文提出如下假说：

H3：普惠金融发展存在“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”和“发展普惠效应”。

三、研究设计

（一）数据来源

本文选取2006—2024年中国31个省份（不含港澳台地区）的经济发展数据，构建省级平衡面板数据集，数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国金融年鉴》和国家统计局网站、政府统计公告等公开统计数据，个别缺失数据使用线性插值法填补。

（二）变量选取

1. 被解释变量

本文被解释变量为农民收入（*Inc*），使用农民人均可支配收入的自然对数加以衡量。本文使用的相关变量均使用物价指数进行调整。

2. 核心解释变量

本文核心解释变量为普惠金融发展（*Infin*），在实证分析中取自然对数。借鉴Sarma and Pais（2011）的研究，使用变异系数加权欧几里得距离法测算普惠金融发展水平，计算得出2006—2024年31个省份普惠金融总指数。具体从金融服务的可得性、使用度和深化度三个维度，利用变异系数法对维度指标客观赋权，分别测算出普惠金融可得性、使用度、深化度的指数，然后通过欧几里得距离法合成普惠金融发展指数。其中，普惠金融可得性，使用每万人拥有的金融机构数量、每万人中金融从业人员数量、每千平方公里金融机构数和每千平方公里从业人员数衡量；普惠金融使用度，利用存款服务使用情况和贷款服务使用情况衡量，具体由金融机构各项人均存款和金融机构各项人均贷款分别除以人均GDP计算而得；普惠金融深化度，使用农业保险密度衡量，具体由农业保费收入除以农村常住人口数量计算而得。

3. 中介变量

本文中介变量为农业发展（*agrdev*），使用第一产业增加值衡量，在实证分析中取自然对数。

4.调节变量

关于“资源禀赋普惠效应”检验，本文从三个方面选取调节变量，一是城镇化可以缓解农村资源禀赋压力，增加农村人均资源拥有量，同时有助于促进创新、资本积累和产业结构升级，并通过溢出效应改善农村资源丰裕度(万广华等，2022)，因而将城镇化作为衡量农村资源禀赋的指标之一，使用城乡人口比(*urpop*)衡量；二是农业生产的施肥量代表资本投入，也在一定程度上代表生物科技投入水平，因此将施肥量(*fer*)作为衡量农村资源禀赋的一个指标；三是农户投资水平直接影响农村资源，所以将农户投资(*invest*)作为农村资源禀赋的衡量指标之一。然后分别构建普惠金融与城乡人口比、施肥量和农户投资的交互项。关于“收入普惠效应”，本文把样本期内各省份农民的可支配收入均值由高到低排序，界定前15个省份为农民高收入省，后16个省份为农民低收入省[③]，设定农民高收入省和农民低收入省的虚拟变量(*hinc*)作为调节变量，然后构建普惠金融与该虚拟变量的交互项。关于“发展普惠效应”检验，本文按照传统的经济发展区域，划分为东部、中部和西部三大区域[④]，设定东部（*east*）、中部(*mid*)和西部(*west*)三个区域虚拟变量作为调节变量，然后构建普惠金融与该虚拟变量的交互项。

5.控制变量

为控制其他因素对农民收入的影响，本文选取以下7个指标作为控制变量。其中：(1)人均GDP(*gdp*)，使用经价格调整的人均GDP表示，控制经济发展程度；(2)城乡人口比(*urpop*)，使用城镇常住人口与乡村常住人口的比率表示，控制城镇化水平；(3)对外贸易(*trade*)，使用进出口总额与国内生产总值的比率表示，控制经济开放度的影响；(4)施肥量(*fer*)，使用农用化肥施用折纯量表示，控制资本投入的影响；(5)农户投资(*invest*)，使用农村固定资产投资总额衡量，控制投资水平；(6)财政支农(*fisagr*)，使用农林水事务支出表示，控制财政投入的影响；(7)农村金融(*rfin*)，使用农户贷款与农户储蓄的和除以第一产业增加值表示，控制传统农村金融发展的影响。

6.变量描述性统计

各变量的描述性统计见表1。农民收入平均值为7 798元，标准差高达3 951，说明农民收入差距较大。普惠金融平均值为99.00，标准差却高达112.90，说明普惠金融发展差距较大。

表1　变量全样本描述性统计

变量名称	变量代码	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农民收入	*Inc*	元	589	7 798	3 951	2 097	24 076
普惠金融	*Infin*	指数	589	99.00	112.90	7.77	793.65
农业发展	*agrdev*	亿元	589	1211	910.85	26.72	3836
人均GDP	*gdp*	元/人	589	33 526	19 847	6 103	130 452
城乡人口比	*urpop*	倍	589	1.76	1.64	0.27	8.60
对外贸易	*trade*	比值	589	0.29	0.32	0.01	1.71
施肥量	*fer*	万吨	589	181.38	138.91	2.80	716.09
农户投资	*invest*	亿元	589	190.37	176.38	0.28	797.65
财政支农	*fisagr*	亿元	589	301.49	193.93	13.86	941.65
农村金融	*rfin*	比值	589	4.54	6.00	0.35	43.99

③ 农民高收入省：上海、北京、浙江、天津、江苏、福建、广东、山东、辽宁、湖北、河北、吉林、江西、内蒙古、黑龙江；农民低收入省：湖南、安徽、河南、重庆、海南、四川、山西、广西、新疆、宁夏、西藏、陕西、云南、贵州、青海、甘肃。

④ 三大区域按照国家统计局标准划分，东部地区：北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中部地区：山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南；西部地区：内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表2为各区域样本变量的平均值，通过比较数据可知，在农民收入和普惠金融指数方面，农民高收入省大幅度高于农民低收入省，东部地区远高于中部和西部地区，它们之间的普惠金融差距远高于农民收入差距和人均GDP差距。这表明，普惠金融发展在各区域严重不平衡，普惠金融在农民低收入省和中西部地区的发展明显落后，这种落后程度远高于其所在区域的农民收入和人均GDP的落后程度，因此，应重视欠发达地区普惠金融发展，深入分析普惠金融在各区域对农民收入的影响差异。

表2 各变量在不同区域的平均值比较

变量名称	单位	高收入省	低收入省	东部	中部	西部
农民收入	元	9 769	5 950	10 608	7 111	5 681
普惠金融	指数	144.40	56.43	173.71	66.01	52.49
农业发展	亿元	1 368	1 064	1 311	1 517	915.06
人均GDP	元/人	43 629	24 054	48 885	26 324	24 248
城乡人口比	倍	2.52	1.04	2.92	1.21	1.06
对外贸易	比值	0.46	0.12	0.59	0.12	0.11
施肥量	万吨	186.73	176.38	161.35	270.97	140.02
农户投资	亿元	201.53	179.91	200.16	253.58	139.26
财政支农	亿元	323.62	280.74	298.73	342.54	276.65
农村金融	比值	6.20	2.99	7.52	3.11	2.77

（三）模型构建

1.基准分析模型

根据前文理论分析中的生产函数框架，本文构建省级面板双向固定效应模型，研究普惠金融发展与农民收入的关系。具体模型如下：

$$y_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{17}$$

其中，$y_{i,t}$代表农民收入；$Infin_{i,t}$代表普惠金融；$Control_{i,t}$代表控制变量；α为常数项，β和γ为系数，θ_i和δ_t分别为省份固定效应和年份固定效应，$\varepsilon_{i,t}$为误差项，i表示省份，t表示年份。

2.中介效应模型

为考察普惠金融通过影响农业发展进而影响农民收入的机制，本文设计中介效应模型进行检验。江艇（2022）认为三段式中介效应检验可能存在由中介变量与解释变量相关而导致的因果推断失效。本文参考文雁兵等（2022）的做法：一是为增强实证链条的完备性，在三段式中介效应检验基础上增加中介变量对被解释变量的回归，进行四段式中介效应检验；二是为增强实证结果的可信度，使用被普遍认可的适合于样本量不大或数据分布不明确的Bootstrap检验。基于此，结合模型（17），构建模型如下：

$$agrdev_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{18}$$

$$y_{i,t}=\alpha+\varphi agrdev_{i,t}+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{19}$$

$$y_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\varphi agrdev_{i,t}+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \tag{20}$$

其中，$agrdev$表示农业发展；φ是系数；其他变量定义与模型（17）一致。

3.调节效应模型

本文利用调节效应模型检验“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”“发展普惠效应”，结合模型（17），具体为：

“资源禀赋效应”检验模型：

$$y_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\rho Infin_{i,t}\times resource+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (21)$$

其中，$Infin_{i,t}\times resource$ 是普惠金融与资源禀赋的交互项，*resource* 分别表示城镇化（*urpop*）、施肥量（*fer*）和农户投资（*invest*）；ρ 是系数；其他变量定义与模型（17）一致。

“收入普惠效应”检验模型：

$$y_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\tau Infin_{i,t}\times hinc+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (22)$$

其中，*hinc* 是虚拟变量，*hinc*=1 表示农民高收入省，*hinc*=0 表示农民低收入省；$Infin_{i,t}\times hinc$ 是普惠金融与农民高收入省虚拟变量的交互项；τ 是系数；其他变量定义与模型（17）一致。

“发展普惠效应”检验模型：

$$y_{i,t}=\alpha+\beta Infin_{i,t}+\pi Infin_{i,t}\times east+\omega Infin_{i,t}\times mid+\gamma Control_{i,t}+\theta_i+\delta_t+\varepsilon_{i,t} \quad (23)$$

其中，$Infin_{i,t}\times east$ 是普惠金融与东部地区的交互项，$Infin_{i,t}\times mid$ 是普惠金融与中部地区的交互项；π 和 ω 是系数；其他变量定义与模型（17）一致。

四、基础分析

（一）基准分析

表3显示了普惠金融对农民收入的回归结果。观察表3列（1）~（8），在模型（17）中逐次加入控制变量，普惠金融的系数均为正且在1%水平上显著，表明普惠金融发展促进了农民收入增长。假说1得证。该结论与金融包容理论相一致，随着我国普惠金融的发展，越来越多的农民被纳入金融体系，缓解了其金融排斥，提升了金融可得性，降低了获得金融服务的成本，有助于加快资本积累和技术进步，从而增加农民收入。

表3　基准回归结果

变量名称	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
普惠金融	0.063***	0.044***	0.042***	0.041***	0.039***	0.048***	0.043***	0.044***
	(0.010)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
人均GDP		0.357***	0.354***	0.354***	0.345***	0.298***	0.287***	0.290***
		(0.022)	(0.024)	(0.024)	(0.026)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
城乡人口比			0.007	0.008	0.015	0.035***	0.035***	0.029**
			(0.014)	(0.015)	(0.015)	(0.011)	(0.011)	(0.012)
对外贸易				−0.002	−0.002	0.011*	0.010*	0.012*
				(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
施肥量					0.014*	0.009*	0.009*	0.007
					(0.007)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
农户投资						0.019***	0.018***	0.019***
						(0.004)	(0.004)	(0.004)
财政支农							0.032**	0.031**
							(0.014)	(0.014)
农村金融								−0.019*
								(0.011)
常数项	9.015***	5.294***	5.324***	5.309***	5.329***	5.794***	5.724***	5.730***
	(0.028)	(0.235)	(0.248)	(0.250)	(0.257)	(0.213)	(0.218)	(0.217)
省份/时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	589	589	589	589	589	589	589	589
R^2	0.991	0.995	0.995	0.995	0.995	0.996	0.996	0.996
F	37.15	172.20	116.20	88.48	81.13	90.02	78.91	69.23

注：*、**、***分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为省级层面的聚类稳健标准误。下同。

控制变量方面，观察表3列(8)可知，人均GDP、城乡人口比、对外贸易、农户投资和财政支农对农民收入都有显著的正向效应，说明经济发展、城镇化、对外开放、投资水平和财政投入是促进农民增收的重要因素，这符合我国农村发展实践，农民增收得益于对外开放及由此推动的经济发展水平的不断提高；正是由于城镇化引发了大量农村剩余劳动力转移，提高了农村生产效率，从而促进农民增收；投资水平和财政投入提高有助于农业农村的资本形成和科技进步，推动传统农业向现代农业转型，增加农业生产经营效益，有利于提高农民收入。施肥量的系数为正但不显著，说明农村资本投入未能促进农民增收，可能由农村资本投入水平不高及使用效率较低所致。农村金融的系数为负，这与以往研究结论一致(温涛等，2005)，表明传统的农村金融长期充当农村资金的“抽水机”，未能成为农民增收的有利因素。因此，推动以服务低收入群体为目标的普惠金融发展是促进农民增收的关键。

(二)内生性处理和稳健性检验[⑤]

一是为了处理模型可能存在的反向因果关系、遗漏变量、测量误差等内生性问题，使用动态面板两阶段系统GMM估计、解释变量滞后一期作为工具变量的IV估计和自变量滞后一期等三种方法予以处理；二是为了增强模型稳健性，考虑到2021和2022年处于疫情较为严重时期，有关数据指标波动较大，导致回归结果不够稳健，因此使用2006—2020年样本进行回归。这四种检验的普惠金融系数均通过了显著性检验，与基准回归一致，表明普惠金融发展促进农民增收的结论稳健。

五、机制检验

根据理论分析和研究假说，普惠金融对农民收入的影响存在农业发展中介效应以及“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”“发展普惠效应”，下面将对其检验。

(一)农业发展中介效应检验

表4为农业发展中介效应检验结果，列(1)为前文的基准回归；列(2)普惠金融系数显著为正，说明普惠金融促进了农业发展；列(3)农业发展系数显著为正，说明农业发展促进了农民增收；列(4)普惠金融和农业发展系数都显著为正，且普惠金融系数小于列(1)系数值，说明引入中介变量后，普惠金融对农民收入的影响明显减弱。Bootstrap检验表明置信度为95%的置信区间为[0.0001067，0.0131056]，未包含0。这表明农业发展在普惠金融影响农民收入中发挥中介效应，假说2得证。

表4 农业发展中介效应的检验结果

变量名称	(1) 农民收入	(2) 农业发展	(3) 农民收入	(4) 农民收入
普惠金融	0.044*** (0.010)	0.136*** (0.019)		0.039*** (0.010)
农业发展			0.066*** (0.023)	0.053** (0.024)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份/时间效应	控制	控制	控制	控制
观测值	589	589	589	589
R^2	0.996	0.996	0.996	0.996
F	69.23	118.70	60.70	59.53
Bootstrap检验	95%置信区间[0.0001067,0.0131056](1 000次抽样)			

⑤ 囿于篇幅，稳健型检验结果留存备索。

（二）“资源禀赋普惠效应”检验

表5列(1)~(3)汇报了模型(21)的回归结果。结果显示，普惠金融与城镇化、施肥量和农户投资的交互项均在10%及以上水平显著为负，普惠金融系数通过1%水平的正显著检验，表明在资源禀赋越低的地区，普惠金融对提升农民收入的作用越大，即普惠金融具有“资源禀赋普惠效应”。

（三）“收入普惠效应”检验

表5列(4)汇报了模型(22)的回归结果。结果显示，普惠金融与农民高收入省的交互项在1%水平上负显著，同时普惠金融系数仍与基准回归一致且显著为正，即普惠金融在农民收入较低时发挥更大的正向效应，验证了“收入普惠效应”。

（四）“发展普惠效应”检验

表5列(5)汇报了模型(23)的回归结果。结果显示，普惠金融系数在1%水平上正显著，普惠金融与东部和中部地区的交互项均在1%水平上负显著。其中，普惠金融对西部地区农民收入的边际效应最大，为0.043；普惠金融对中部地区农民收入的边际效应次之，为0.007(即0.043−0.036)；普惠金融对东部地区农民收入的边际效应最小，为0.003(即0.043−0.040)。可见，在经济发展程度较低的中西部地区，普惠金融对农民收入的正向作用更大，存在“发展普惠效应”。至此，假说3得证。

“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”和“发展普惠效应”表明，普惠金融在促进我国平衡充分发展中发挥重要作用。我国幅员辽阔，各区域间的农民收入和经济发展差异较大，因地制宜发展农村普惠金融是我国促进农民增收、实现城乡平衡发展的必然选择。

表5　资源禀赋普惠效应、收入普惠效应和发展普惠效应的检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		资源禀赋普惠效应		收入普惠效应	发展普惠效应
普惠金融	0.027***	0.076***	0.056***	0.045***	0.043***
	(0.007)	(0.014)	(0.013)	(0.010)	(0.011)
普惠金融×城镇化	−0.025***				
	(0.008)				
普惠金融×施肥量		−0.010***			
		(0.003)			
普惠金融×农户投资			−0.007*		
			(0.004)		
普惠金融×农民高收入省				−0.023***	
				(0.008)	
普惠金融×东部					−0.040***
					(0.012)
普惠金融×中部					−0.036***
					(0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份/时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	589	589	589	589	589
R^2	0.998	0.996	0.996	0.998	0.997
F	58.74	78.43	64.46	60.16	65.96

六、结论与政策建议

（一）结论

增加农民收入是我国“三农”工作的中心任务。如何提高农民收入，是关乎农业强国建设和城乡平衡发展的重要问题。本文基于农业强国建设和城乡平衡发展视角，深入分析了普惠金融对农民收入的影响及其机制。实证研究表明，普惠金融促进了农民收入，且存在“资源禀赋普惠效应”“收入普惠效应”“发展普惠效应”，即在资源禀赋相对匮乏、农民收入较低和经济发展程度较低地区的正向效应更大；农业发展是普惠金融促进农民增收的重要渠道。

（二）政策建议

第一，各级党委和政府要把发展农村普惠金融置于推进农业强国建设和破解农村发展不充分、城乡发展不平衡的战略考量之中，充分认识发展农村普惠金融的重要战略意义。各地区要因地制宜大力发展农村普惠金融，特别是欠发达地区，要补齐农村普惠金融发展短板，由此促进农民增收和城乡平衡发展；同时，要认识到普惠金融是实现农业发展与农民增收良性互动的“催化剂”，有助于破解农业发展与农民增收“鱼与熊掌”不可兼得的矛盾，是推进农业强国建设的重要力量。

第二，各类金融机构要积极开拓农村金融市场，优化农村金融服务网点布局，创新农村金融产品和服务。金融机构应在农业生产活动和农村人口居住集中地区增设普惠金融营业网点，在农业生产活动密集时间和关键农耕时节增加普惠金融服务力量。金融机构应拓宽抵押、质押物品范围，积极探索农村生产要素流转融资，丰富农业保险、农产品期货产品，推动涉农供应链票据、“贴现通”“票付通”等业务发展，通过创新涉农金融产品和服务，为农村提供更为精准、高效、便捷的金融服务。

第三，各级金融管理部门应鼓励金融机构开展农村普惠金融业务并给予政策支持。由于农村地域广阔，受地理条件和资源分配等因素限制以及农业产业特性和农民素质等因素影响，金融机构开展农村金融业务面临获客成本高和风险控制难等诸多问题，导致金融机构的“金融拓荒”成本较高，因此金融管理部门要在政策上给予倾斜支持，强化金融机构服务乡村振兴的监管考核评估，完善有助于农村普惠金融发展的激励约束机制，引导更多金融资源配置到乡村振兴重点领域和薄弱环节。

第四，科技赋能农村普惠金融发展，积极发展农村数字普惠金融。聚焦现代种业、高端农机装备、农业科技创新平台建设等重点领域，运用科技金融积极支持农业科技开发、研究和应用。依托数字科技赋能农村普惠金融发展，拓宽对偏远农村、交通不便利农村的金融服务半径，降低数字金融使用门槛，丰富数字金融使用场景，提高农村地区的金融服务质量和效率，提升农村数字普惠金融发展水平。

第五，积极开展面向农民的金融素养和数字素养普及教育，营造农村普惠金融发展良好氛围。常态化开展金融知识和数字知识的培训讲座、宣传展示等普及活动，提升农村居民金融素养和数字素养，推进普惠金融产品和服务在农村的推广应用。同时，加强防范电信网络诈骗、打击非法集资、进行反假币宣传，保护农村地区金融消费者权益。把开展农村金融知识和数字知识普及活动、宣传教育纳入地方党委和政府的考核指标体系。

总之，要提高战略定位，因地制宜发展农村普惠金融，特别是要加快欠发达地区的农村普惠金融发展，强化对低收入农民和欠发达地区农民的普惠金融服务，由此促进农业发展和农民增收，推动农业强国建设和城乡平衡发展。

参考文献

[1] 曾小倩, 黄云英, 桂文林, 等. 发展中国家的金融深化与收入不平等——基于58个发展中国家面板数据研究[J]. 统计研究, 2023, 40(4): 60-72.

[2] 温涛, 冉光和, 熊德平. 中国金融发展与农民收入增长[J]. 经济研究, 2005(9): 30-43.

[3] 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.

[4] 姚凤阁, 于佳怡, 石周昊. 数字普惠金融、农民增收与共同富裕[J]. 农业经济与管理, 2024(3): 93-109.

[5] 郭劲光, 张景媛. 数字普惠金融对农民可持续性增收的影响效应——兼论相对贫困治理对策[J]. 学术交流, 2023(5): 128-139.

[6] 张龙耀, 李渊, 周南. 普惠金融发展与共同富裕——基于跨国数据的实证研究[J]. 国际金融研究, 2023(10): 3-15.

[7] 斯丽娟, 汤晓晓. 数字普惠金融对农户收入不平等的影响研究——基于CFPS数据的实证分析[J]. 经济评论, 2022(5): 100-116.

[8] 徐光顺, 冯林. 数字普惠金融对城乡收入差距影响的再检验——基于农户人力资本投资调节效应的视角[J]. 农业经济问题, 2022(5): 60-82.

[9] 星焱. 农村数字普惠金融的“红利”与“鸿沟”[J]. 经济学家, 2021(2): 102-111.

[10] 张勋, 万广华, 吴海涛. 缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学, 2021(8): 35-51+204-205.

[11] 李建军, 彭俞超, 马思超. 普惠金融与中国经济发展: 多维度内涵与实证分析[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 37-52.

[12] 周月书, 苗哲瑜. 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响[J]. 中国农村观察, 2023(1): 40-58.

[13] 万广华, 江葳蕤, 赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J]. 中国农村经济, 2022(4): 2-22.

[14] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[15] 文雁兵, 张梦婷, 俞峰. 中国交通基础设施的资源再配置效应[J]. 经济研究, 2022, 57(1): 155-171.

[16] Arrow K J. The economic implications of learning by doing[J]. Review of Economic Studies, 1962, 29(3): 155-173.

[17] Brei M, Ferri G, Gambacorta L. Financial structure and income inequality[J]. Journal of International Money and Finance, 2023, 131: 102807.

[18] Cihak M, Sahay R. Finance and inequality[R]. IMF Staff Discussion Note 2020/001. Washington, D. C. : International Monetary Fund, 2020.

[19] De Haan J, Sturm J. Finance and income inequality: A review and new evidence[J]. European Journal of Political Economy, 2017, 50: 171-195.

[20] Demir A, Pesqué-cela V, Altunbas Y, et al. Fintech, financial inclusion and income inequality: A quantile regression approach[J]. The European Journal of Finance, 2022, 28(1): 86-107.

[21] Dhrifi A. Financial development and the "growth-inequality-poverty" triangle[J]. Journal of the Knowledge Economy, 2015, 6(4): 1163-1176.

[22] Jauch S, Watzka S. Financial development and income inequality: A panel data approach[J]. Empirical Economics, 2016, 51(1): 291-314.

[23] Omar A M, Inaba K. Does financial inclusion reduce poverty and income inequality in developing countries? A panel data analysis[J]. Journal of Economic Structures, 2020, 9(1): 37.

[24] Pagano M. Financial markets and growth: An overview[J]. European Economic Review, 1993, 37(2-3): 613-622.

[25] Park C Y, Mercado J R. Financial inclusion, poverty, and income inequality[J]. The Singapore Economic Review, 2018, 63(1): 185-206.

[26] Romer P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.

[27] Sarma M, Pais J. Financial inclusion and development[J]. Journal of International Development, 2011, 23(5): 613-628.

[28] Weychert E. Financial development and income inequality[J]. Central European Economic Journal, 2020(54): 84-100.

（责任编辑: 胡英彬）

Inclusive Financial Development and Farmers' Income Growth

——Based on the Perspective of Building a Strong Agricultural Country and Balanced Development of Rural and Urban Areas

ZHAO Hongdan[1], MA Qian[2], MA Yusong[3]

(1. School of Economics, Management and Law, Jilin Normal University, Siping 136000, Jilin, China; 2. People's Bank of China Baotou Branch, Baotou 014030, Inner Mongolia, China; 3. Changchun Humanities and Sciences College, Changchun 130117, China)

Abstract: Inclusive finance contributes not only to farmers' income growth but also to the advancement of agricultural modernization and balanced urban-rural development. The importance of inclusive finance extends beyond income enhancement per se, as it facilitates the integrated realization of building a strong agricultural sector, narrowing urban-rural disparities, and achieving sustainable income growth among farmers. From the perspective of agricultural powerhouse construction and urban-rural balance, this study investigates the impact of inclusive finance on farmers' income and the underlying transmission mechanisms. The empirical results indicate that the development of inclusive finance significantly increases farmers' income, and these findings remain robust after addressing potential endogeneity concerns and conducting a series of robustness checks. Further analysis reveals that agricultural development serves as a key channel through which inclusive finance enhances farmers' income. By promoting agricultural development, inclusive finance reinforces a virtuous interaction between agricultural growth and farmers' income growth, thereby supporting the construction of a strong agricultural sector. Moreover, the income-enhancing effects of inclusive finance exhibit pronounced heterogeneity. Inclusive finance generates stronger impacts in regions characterized by relatively scarce resource endowments, lower income levels among farmers, and lower stages of economic development. This pattern highlights the role of inclusive finance as an important mechanism for promoting balanced urban-rural development. Accordingly, policy efforts should elevate the strategic positioning of inclusive finance, advance rural inclusive finance in a region-specific manner, accelerate its expansion in less developed areas, promote innovation in rural financial services, and strengthen financial and digital literacy among farmers.

Key words: inclusive finance; farmers' income; agricultural powerhouse; urban-rural balance