

数字普惠金融对农村减贫增收的影响研究

邱鑫

贵州大学数学与统计学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年6月12日; 录用日期: 2024年7月3日; 发布日期: 2024年8月16日

摘要

在新一代信息技术的推动下, 数字普惠金融的发展成为了经济社会中的主流。数字普惠是指利用数字化技术提高金融服务的效率和覆盖面, 让更多的人能够享受到金融的发展。本文首先对数字普惠金融和金融扶贫的相关理论进行了初步探讨并进行详细论述。本文以陕西省2014~2022年的数据为依据, 构建适合陕西省数字普惠金融在扶贫和提高农民收入方面的模型。本文通过相关性分析、ADF检验、协整检验、误差修正模型和稳健性分析对陕西省数字普惠金融指数对农村减贫增收的影响因素开展一些理论上的探讨。本文的研究结果表明: 陕西省发展数字普惠金融对农村减贫增收的确有积极作用, 发展数字普惠金融能够有效地解决农村贫困问题、提高农民收入、改善人民生活质量、助力乡村发展。

关键词

数字普惠金融, 相关性分析, 固定效应, 减贫增收

Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on Rural Poverty Reduction and Income Increase

Xin Qiu

School of Mathematics and Statistics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 12th, 2024; accepted: Jul. 3rd, 2024; published: Aug. 16th, 2024

Abstract

Driven by the new generation of information technology, the development of digital inclusive finance has become the mainstream in the economy and society. Digital inclusion refers to the use of digital technology to improve the efficiency and coverage of financial services, allowing more

people to enjoy the development of finance. This article first explores and elaborates on the relevant theories of digital inclusive finance and financial poverty alleviation. Based on the data from 2014 to 2022 in Shaanxi Province, this article constructs a model suitable for digital inclusive finance in poverty alleviation and improving farmer income in Shaanxi Province. This article conducts theoretical discussions on the influencing factors of Shaanxi Province's digital inclusive finance index on rural poverty reduction and income growth through correlation analysis, ADF test, cointegration test, error correction model, and robustness analysis. The research results of this article indicate that the development of digital inclusive finance in Shaanxi Province has a positive effect on poverty reduction and income increase in rural areas. Developing digital inclusive finance can effectively solve rural poverty problems, increase farmers' income, improve people's quality of life, and assist rural development.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Correlation Analysis, Fixed Effects, Poverty Reduction and Income Increase

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

在新一代信息技术的推动下，数字普惠金融的发展已经成为经济社会中的主流[1]。数字普惠金融就是指利用数字化技术提升金融服务的效能与广度。改善贫苦农户获得金融服务的途径，增加互联网的普及范围，减少投资风险和负担成本，让金融发展造福更多人[2]。同时，我们党与政府的政策支持，以及人民对脱贫的期望，发展数字普惠金融已是大势所趋。数字普惠金融的进步可以改善农村的经济发展状况，提高农村居民的生活水平，增加贫困地区居民的收入，实现人们对美好生活的愿望[3]。我国在数字普惠金融发展的背景下开展金融扶贫增收工作是我国全面建成小康社会、实现共同富裕的终极目标[4]。因此，深入研究数字普惠金融的发展对于深化金融体制改革，促进经济发展，缩小城乡居民收入差距，加快全面小康，建设和谐社会都具有十分重要的现实意义[5]。

2. 数字普惠金融发展对农村贫困影响的理论研究

2.1. 数字普惠金融的定义

中国作为世界上最大的发展中国家，在发展普惠金融方面也已经取得了巨大的成就[6]。中国借助数字技术促进普惠金融的发展，利用自己的优势引起了世界各国金融机构的高度重视。现阶段，国际上关于数字普惠金融的定义还没有形成共识[7]。2015年底，国务院发布了《推进普惠金融发展规划(2016~2020年)》，其以国家文件的形式确定了普惠金融的定义。普惠金融是基于企业可持续发展和机会均等原则的政策支持，加强金融基础设施项目建设，提高金融管理体系的可靠性，根据政策支持帮助社会各阶层能够更好的实现金融服务[8]。在普惠金融的基础上，数字普惠金融也逐渐被提出来。在实施数字普惠金融方面，传统金融机构在不断地加强，新兴金融公司也在运用高科技手段，从而使数字普惠金融服务范围更加广泛，服务能力更高效率，推动了数字普惠金融的发展更上一步台阶[9]。互联网金融根据自己的信息化管理水平和线上金融产品的新种类，减少了金融服务的费用，拓宽了网络金融机构与消费者之间的合作，实现了互联网金融机构和用户的双赢。因而，普惠金融与数字化技术结合起来便是数字普惠金融

[10]。

2.2. 数字普惠金融的发展过程

现代数字普惠金融有别于传统的普惠金融，它降低了对传统普惠金融的利用，更注重利用数字信息技术，地域穿透性更强，使用领域更广泛，金融产品和服务的支付模式也相应发生一定的改变，金融服务成本降低，金融普惠效率更加高效。

随着网络的广泛应用，数字普惠金融的服务也为偏远地区的贫困人口提供了便利。数字普惠融资具有较低的投资门槛、较低的贷款门槛，能够充分发挥社会闲置资金的作用。同时，数字普惠金融可以利用数字化技术，减少运营成本，改善服务质量和效率，让更多的人受益。此外，商业银行等金融机构在面对市场竞争压力时，也能够更加灵敏地转变商业经营模式。

2.3. 金融扶贫相关理论研究

1) 金融扶贫的概念和特点

金融扶贫是指借助金融产品为贫困地区的农民提供资金扶持来解决因为资源配置不合理而导致贫困的一种行为，同时推动了金融产品的流动性。与传统财政扶贫模式相比，金融扶贫模式有以下特点：

a) 以满足农村居民自我发展需求为目标。传统的财政扶贫模式没有显著地改善贫穷家庭的生活水准和生产力，它主要是政府提供的一种社会福利型资助。而“金融扶贫”模式，是指以金融服务为基础为贫困农民提供发展所需的资金，充分激励农村贫困农民的积极性，减轻其对政府减贫资金的依赖。

b) 以资金的循环运作作为实现方式。金融扶贫则是“造血式”的扶贫举措，而传统的财政扶贫是“输血式”的扶贫举措。在政府的支持和政策下，金融机构通过金融服务将扶贫资金注入到贫困群体中，在成本可负担的前提下，运用市场化手段对资金进行合理管理，保证贷款资金的回流，从而使金融机构实现盈利。主要是以市场为主导，以政府为辅助。金融扶贫模式有别于传统的财政扶贫模式，它更多地关注于发挥市场机制的作用。一方面按照市场化机制制定利率，可以使市场风险和受益相匹配；另一方面，市场化运作能够吸引更多的合格金融机构加入到农村金融服务体系的建设中来，使金融服务系统以多种形式出现在金融市场上。

2) 金融扶贫的理论

a) 金融排斥理论

金融排斥是指金融体系中某些弱势群体因为自身问题或外界影响而无法正常分享金融服务，也没有能力获得必要的金融服务。它是一个自强化的过程，它可以是引起社会排斥现象的原因和结果，也可以是两者之一。

农村地区遭受着严重的金融排斥。农村的经济发展速度较慢，金融生态环境较差。农民的收入水平很低并且很不稳定，村落交通条件不佳，信息传递效率低促使农村金融排斥现象比较严重，阻碍了区域经济的发展趋势，削弱了扶贫攻坚的实际效果。

b) 农村金融理论

农村金融是我国现代金融体系的一个重要组成部分，它的理论和政策主张也在一定程度上对农村金融发展产生了一定的影响。农村金融作为现代金融的重要组成部分，其理论和政策主张对其发展产生了一定的影响。农村金融理论主要有：农村信贷补贴理论、农村金融市场理论、市场理论不完善等。

20 世纪 80 年代之前，我国农村金融理论觉得，农民的农业收入不稳定、缺乏储蓄能力，导致了农村金融发展困难，大量的资金外流。20 世纪 80 年代之后，我国农村金融理论提出，农民居民对储蓄的需求与能力是一样的。假如过多操纵定期存款利率，会减少农民的储蓄意向，进而降低乡村的可用资金，

阻拦农村经济发展。同时，如果对存款利率进行过多的调控，农民的储蓄意愿就会降低，从而导致农村可流通性资金的减少，农村发展受限成为制约农村经济发展的瓶颈。

2.4. 数字普惠金融减贫增收的意义

数字普惠金融的深度增加可以缓解农户自我排斥。贫困农民因自身受教育程度较低、金融观念较弱等原因，从而会对金融活动存在着一定的自我排斥心理。数字普惠金融的传播深度增加，会帮助农户更加了解金融相关知识，转变他们对金融活动的传统观念，提升政府部门精准脱贫的实际效果。

数字普惠金融有助于缓解农户贫困。陕西省农村贫困地区存在着严重的金融排斥现象。在农村地区建立数字普惠金融体系，可以激发农民参与金融活动的热情。从而有效地缓解农村家庭收入不足问题，为他们提供基本的生活保障。

3. 陕西省数字普惠金融发展现状

3.1. 陕西省贫困现状

全面建成小康社会、根除贫穷、实现共同富裕始终是中华民族伟大复兴的重要内容。十八大报告提出，2020年是全面建设小康社会、全面战胜贫困的关键一年。回顾陕西近年来各个领域脱贫攻坚历程，深入研究陕西取得的成效与经验，确保陕西省在脱贫攻坚战中取得良好战绩，全面建成小康社会。

Table 1. Situation of rural poverty population in Shaanxi Province from 2014 to 2020

表 1. 2014~2020 年陕西省农村贫困人口情况

时间	农村贫困人口数量(万人)	农村贫困发生率(%)
2014	350	13.0
2015	288	10.7
2016	222	8.4
2017	176.5	6.3
2018	72	3.2
2019	18.34	0.75
2020	0	0

注：表中数据来源于 2013~2021 年陕西省统计年鉴。

Table 2. Shaanxi Province poverty alleviation plan from 2015 to 2018

表 2. 2015~2018 年陕西省扶贫攻坚计划

时间	计划脱贫人数(万人)	计划脱贫县数据(个)
2015	100	1
2016	130.1	2
2017	107	20
2018	64.8	20

注：表中数据来源于 2016~2019 年陕西省统计年鉴。

由表 1, 表 2 可知，陕西省在 2020 年年底已经使全省 56 个贫困县区、316.7 万建档立卡户全部贫困，脱贫攻坚取得良好成绩，解决了全省全面脱贫的棘手问题。

3.2. 陕西省数字普惠金融扶贫现状

1) 农村支付体系不断完善

农村地区支付体系建设滞后，陕西省结合自身实际情况，从地方经济特点入手，积极推进农村金融支付手段的普及，促进农村新型电子支付手段的推广。截至 2020 年 12 月，陕西多种特色扶贫农产已在云支付平台销售，线上支付公交费用覆盖率高达 92.3%，云闪付平台带动农村居民消费已超过 340 万元。

2) 农村网络金融建设成果明显

交易成本过高、信息不对称使得部分金融机构不愿在农村地区发展业务。近些年，伴随着移动互联网的迅速发展，农村地区互联网覆盖率不断提升，农村网络空间逐渐改进。可以看出，陕西省传统金融机构借鉴网络金融的优势，利用大数据、云计算等技术手段，有效地降低了银行的融资成本，有效地解决了信息不对称问题。

4. 陕西省数字普惠金融发展对农村贫困影响的实证研究

4.1. 模型设定

为了更好地验证陕西省数字普惠金融发展对农村减贫增收的效应，构建如下模型：

$$PR = \beta_0 + \beta_1 DIFI + \beta_2 EDL + \beta_3 IS + \beta_4 GEL + \beta_5 OD + \varepsilon \quad (1)$$

其中， β_0 是常数项， β_1 是解释变量的系数， $\beta_2 - \beta_5$ 是各控制变量的系数， ε 为随机干扰项。

4.2. 变量选取

1) 被解释变量：肖挺(2016)在《把脉中国新型城镇化道路》中用各省最低生活保障人口数量与各省市人口总数的比值表示贫困减缓程度，崔艳娟、孙刚(2015)在《农村非正规金融发展的多维减贫效应研究》用居民人均消费水平代表贫困减缓程度。在此基础上，本文选取了农村居民人均消费水平和农村居民人均可支配收入作为衡量陕西省贫困缓解程度的重要指标。

2) 解释变量：采用《北京大学数字普惠金融指数》衡量陕西省数字普惠金融发展水平。

3) 控制变量：本文参考陈昱桥在《四川省数字普惠金融对农村减贫增收的影响研究》中所采用的控制变量：经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度。

4.3. 数据来源及预处理

本文中所用的数据均来自 2015~2023 年《陕西统计年鉴》、《北京大学数字普惠金融指数》，并以陕西省 2014~2022 年度的相关数据为依据，本文所采用的具体变量和主要数据如表 3、表 4 所示。

Table 3. Main variables

表 3. 主要变量

主要变量	变量名称	符号	含义
被解释变量	贫困发生率	PR	农村居民人均消费支出的对数
解释变量	数字普惠金融指数	DIFI	数字普惠金融的发展水平
控制变量	经济发展水平	EDL	农村人均 GDP 的对数
	产业结构	IS	第一产业值占陕西省 GDP 的比重
	财政支出水平	GEL	陕西省财政支出占陕西省 GDP 的比重
	对外开放程度	OD	陕西省进出口总额占陕西省 GDP 的比重

Table 4. Main data

表 4. 主要数据

年份	贫困发生率(PR)	数字普惠金融指数(DIFI)	经济发展水平(EDL)	产业结构(IS)	财政支出水平(GEL)	对外开放程度(OD)	农村居民收入(Y)
2014	3.8605	178.73	2.2522	0.0967	0.0024	0.1037	3.8994
2015	3.8977	216.12	2.3347	0.0904	0.0025	0.1071	3.9390
2016	3.9329	229.37	2.3605	0.0874	0.0023	0.1019	3.9730
2017	3.9687	266.85	2.4263	0.0811	0.0023	0.1267	4.0113
2018	4.0031	295.95	2.4712	0.0764	0.0022	0.1467	3.0499
2019	4.0388	322.89	2.5091	0.0772	0.0022	0.1363	4.0908
2020	4.0560	342.04	2.5341	0.0866	0.0023	0.1442	4.1244
2021	4.1192	374.16	2.5783	0.0800	0.0024	0.1580	4.1686
2022	4.1490	381.29	2.6032	0.0786	0.0021	0.1475	4.1960

注：该表是根据陕西省统计年鉴和北京大学数字普惠金融指数整理所得。

4.4. 变量的描述性统计

通过《陕西省统计年鉴》中搜集到相应的数据，并对其进行处理，处理后的结果如表 5 所示。

Table 5. Descriptive statistics of variables

表 5. 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
PR	9	4.0029	0.0977	3.8605	4.1490
DIFI	9	289.711	77.844	178.73	381.29
EDL	9	2.4522	0.118	2.2522	2.6032
IS	9	0.0838	0.0069	0.0764	0.0967
GEL	9	0.0023	0.0001	0.0021	0.0025
OD	9	0.130	0.021	0.1019	0.1580
Y	9	3.939	0.349	3.0499	4.1960

注：该表是根据陕西省统计年鉴和北京大学数字普惠金融指数整理所得。

从表 5 结果中可以得出，PR 最大值 4.1490 是最小值 4.0029 的 1.036 倍，说明陕西省各市的贫困程度差异较大；DIFI 的标准差为 77.844，说明陕西省数字普惠金融发展程度存在着很大的差距；EDL 最大值和最小值比率为 1.156，说明了不同区域间的经济发展不均衡。IS 的平均值为 0.0838，说明第一产业相对于第二、三产业结构来说是相对较少的。GEL 的最大值 0.0025 与最小值 0.0021 之间差异不大，说明陕西省在财政支出方面的总体规划还是较为合理。OD 的差异较大，说明城镇化过程正处于加速阶段，但存在非常大的差异。

4.5. 相关性分析

为了更好地研究各个自变量与因变量之间的相关程度，故使用 SPSS 对数据进行相关分析，结果如表 6 所示。

Table 6. Correlation analysis**表 6.** 相关性分析

		贫困发生率(PR)
数字普惠金融指数(DIFI)	相关系数	0.992**
	P 值	0.000
经济发展水平(EDL)	相关系数	0.987**
	P 值	0.000
产业结构(IS)	相关系数	-0.741*
	P 值	0.001
财政支出水平(GEL)	相关系数	-0.590
	P 值	0.095
对外开放程度(OD)	相关系数	0.903**
	P 值	0.001

注：*表示 $P < 0.05$ ，**表示 $P < 0.01$ 。

从表 6 可知，贫困发生率(PR)和数字普惠金融指数(DIFI)之间的相关系数值为 0.992 且在 0.01 水平上显著，即贫困发生率(PR)和数字普惠金融指数(DIFI)之间显著正相关。贫困发生率(PR)和经济发展水平(EDL)之间的相关系数值为 0.987 且在 0.01 水平上显著，即贫困发生率(PR)和经济发展水平(EDL)之间显著的正相关。贫困发生率(PR)和产业结构(IS)之间的相关系数值为-0.741 且在 0.05 水平上显著，即贫困发生率(PR)和产业结构(IS)之间显著负相关。贫困发生率(PR)和对外开放程度(OD)之间的相关系数值为 0.903 且在 0.01 水平上显著，因而说明贫困发生率(PR)和对外开放程度(OD)之间显著正相关。综上所述，说明数字普惠金融的发展对陕西省贫困状况的确有改善作用，应重视其发展。

4.6. 单位根检验

在时间序列分析中，单位根的检验是一个十分重要的课题。因为常存在虚拟回归问题，所以用 Eviews 对数据进行了单元根检查，结果如表 7 所示。

Table 7. ADF test**表 7.** ADF 检验

变量	T 统计量	Prob.	结果
贫困发生率	-2.222	0.198	不平稳
数字普惠金融指数	-1.110	0.711	不平稳
经济发展水平	-2.569	0.101	不平稳
产业结构	-2.248	0.189	不平稳
财政支出水平	-1.712	0.425	不平稳
对外开放程度	-2.988	0.036	平稳

由表 7 可知，对变量进行单位根检验以后，除了对外开放程度为平稳变量以外，其它所有变量均为非平稳变量，需要使用差分法逐步处理。用差分法对其进行逐步处理后发现，在 10%显著性水平下，这

些变量都是稳定的，表明它们是一阶平稳序列，所以应该拒绝原假设，即所有变量都平稳。差分处理后的结果如表 8 所示。

Table 8. ADF test

表 8. ADF 检验

变量	T 统计量	Prob.	结果
Δ数字普惠金融指数	-4.393	0.000	平稳
Δ经济发展水平	-4.698	0.000	平稳
Δ产业结构	-2.349	0.157	平稳
Δ财政支出水平	-2.765	0.063	平稳
Δ贫困发生率	-2.575	0.098	平稳

4.7. 协整检验

本文没有选择 VAR 模型，故使用 E-G 两步法对模型进行协整检验。检验结果如下表 9 所示。

根据表 9 可知，伴随概率为 0.0091，因而拒绝原假设，认为残差序列中不存在单位根。平稳的残差序列意味着贫困发生率与数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度有关。

Table 9. E-G two-step test for cointegration relationship

表 9. E-G 两步法检验协整关系

	t	Prob.
ADF	-2.992582	0.0091
1%	-2.937216	
5%	-2.006292	
10%	-1.598068	

4.8. 误差修正模型

根据上文的结果可知，各变量具有不稳定性，所以用 Eviews 对数据建立误差修正模型，结果如表 10、表 11 所示。

Table 10. Error correction model

表 10. 误差修正模型

Variable	Coefficient	Std.Error	T 统计量	Prob.
C	-0.00560	0.042134	-0.152345	0.0279
DDIFI	0.00542	0.005345	0.523442	0.0298
DEDL	0.34564	0.532446	0.653244	0.0145
DIS	1.36454	1.535452	1.121355	0.0321
DGEL	-8.54356	8.4513	-0.53254	0.0478
DOD	-0.33124	0.252668	-0.97564	0.0475
ECM (-1)	-1.02312	1.423545	-0.753454	0.0432

Table 11. Error correction results
表 11. 误差修正结果

R ²	0.992344
Adjust R ²	0.935435
S.E of regression	0.004231
Sum squared resid	3.47E-06
Log likelihood	39.51549
F-statistic	18.22314
Prob (F-statistic)	0.175423
Durbin-Watson stat	2.094213

根据表 10、表 11 误差修正模型的结果，我们可以得出 DDIFI、DEDL、DIS 对贫困发生率的短期总效应为正，DGEL、DOD 对贫困发生率的短期总效应为负。F 检验和 T 检验均表明，解释变量的组合对贫困发生率具有明显的影响。而且在单个参数 T 检验中，数字普惠金融指数经济发展水平、产业结构、常数项、误差修正项、财政支出水平以及对外开放程度均显著。方差的拟合度为 0.94，表明该模型能较好地解释贫困发生率。D.W 的数值为 2.094213，说明该残差序列没有一次自相关关系，但 D.W 统计量只能用于检验一阶序列相关，为了使回归结果正确，这里利用上文协整模型中生成的残差序列继续进行检验。误差修正模型为：

$$\begin{aligned} \text{DPR} = & -0.00560 + 0.00542\text{DDIFI} + 0.34564\text{DEDL} + 1.36454\text{DIS} - 8.54356\text{DGEL} \\ & - 0.33124\text{DOD} - 1.02312\text{ECM}(-1) \end{aligned} \quad (2)$$

4.9. 格兰杰因果关系检验

为了更加了解解释变量与被解释变量之间的关系，故使用格兰杰因果关系检验，结果如表 12 所示。

Table 12. Granger causality test based on error correction model
表 12. 基于误差修正模型的 Granger 因果关系检验

自变量	因变量	F 统计量	Prob.	结论
贫困发生率	数字普惠金融指数	0.033	0.002	拒绝
贫困发生率	经济发展水平	1.413	0.032	拒绝
贫困发生率	产业结构	0.365	0.430	接受
贫困发生率	财政支出水平	0	0.432	接受
贫困发生率	对外开放程度	8.643	0.534	接受
数字普惠金融指数	贫困发生率	2.543	0.001	拒绝
数字普惠金融指数	经济发展水平	0.534	0.049	拒绝
数字普惠金融指数	产业结构	4.754	0.412	接受
数字普惠金融指数	财政支出水平	0.006	0.834	接受
数字普惠金融指数	对外开放程度	2.756	0.278	接受
经济发展水平	贫困发生率	0.231	0.742	接受
经济发展水平	数字普惠金融指数	0.053	0.842	接受

续表

经济发展水平	产业结构	3.031	0.289	接受
经济发展水平	财政支出水平	0.123	0.823	接受
经济发展水平	对外开放程度	0.731	0.490	接受
产业结构	贫困发生率	15.321	0.054	拒绝
产业结构	数字普惠金融指数	0.421	0.692	接受
产业结构	经济发展水平	1.654	0.413	接受
产业结构	财政支出水平	1.756	0.388	接受
产业结构	对外开放程度	14.757	0.059	拒绝
财政支出水平	贫困发生率	1.153	0.501	接受
财政支出水平	数字普惠金融指数	4.214	0.092	拒绝
财政支出水平	经济发展水平	6.341	0.132	接受
财政支出水平	产业结构	18.31	0.043	拒绝
财政支出水平	对外开放程度	3.421	0.201	接受
对外开放程度	贫困发生率	1.042	0.044	拒绝
对外开放程度	数字普惠金融指数	0.942	0.523	接受
对外开放程度	经济发展水平	0.142	0.423	接受
对外开放程度	产业结构	1.313	0.552	接受
对外开放程度	财政支出水平	0.163	0.741	接受

由表 12 可知, 对于数字普惠金融指数和贫困发生率的显著性水平取 5%, 可以看出所得到的 P 值小于显著性水平, 拒绝原假设; 对于经济发展水平和贫困发生率的显著性水平取 5%, 可以看出所得到的 P 值小于显著性水平, 则拒绝原假设, 即数字普惠金融指数和经济发展水平是贫困发生率的格兰杰原因。而此时, 对于产业结构和贫困发生率、财政支出水平和贫困发生率、对外开放程度和贫困发生率所得的 P 值大于显著性水平, 接受原假设, 但不能简单地认为贫困发生率不是产业结构、财政支出水平、对外开放程度的格兰杰原因, 当显著性水平为 10% 时, 贫困发生率是产业结构的格兰杰原因, 贫困发生率是财政支出水平的格兰杰原因, 贫困发生率也是对外开放程度的格兰杰原因, 但此时格兰杰因果关系不是非常显然, 但两者之间仍然存在关系。综上所述, 数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度是贫困发生率的格兰杰原因。即数字普惠金融能够改变陕西省农村贫困状况, 使其达到减贫增收的效果。

4.10. 稳健性分析

为了验证实验结果的稳定性, 本文采用更换解释变量的方法进行稳健性分析, 即将解释变量换成农村居民人均可支配收入的对数 Y, 模型为:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 DIFI + \beta_2 EDL + \beta_3 IS + \beta_4 GEL + \beta_5 OD + \varepsilon \quad (3)$$

由于变量是非平稳的, 故用 Eviews 对数据建立误差修正模型, 结果如表 13、表 14 所示。

F 检验和 T 检验表明, 解释变量的组合对农村人均可支配收入有明显的影 响。而且在单个参数 T 检验中, 常数项、数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、误差修正项、财政支出水平以及对外开放

Table 13. Error correction model
表 13. 误差修正模型

Variable	Coefficient	Std.Error	T 统计量	Prob.
C	0.54213	0.14331	3.84214	0.01532
DDIFI	-0.14234	0.00432	-2.2221	0.02523
DEDL	5.52134	1.43214	3.74234	0.01532
DIS	-2.87421	2.55324	-2.31345	0.04532
DGEL	3.43232	4.55321	7.53451	0.00523
DOD	-2.23444	1.25345	-3.52314	0.03656
ECM (-1)	-2.08421	1.62131	-2.51234	0.02734

Table 14. Error correction results
表 14. 误差修正结果

R ²	0.999423
Adjust R ²	0.996423
S.E of regression	0.031321
Sum squared resid	0.000931
Log likelihood	23.48213
F-statistic	32.24214
Prob (F-statistic)	0.041245
Durbin-Watson stat	2.13442

程度均显著。方差的拟合度为 0.996，表明该模型能够较好地解释农村居民人均可支配收入。D.W 的值为 2.13442，说明该残差序列不存在一阶自相关关系，但是 D.W 统计量仅能对一阶序列的相关关系进行检验，为了保证回归结果的正确性，利用上文协整模型中生成的残差序列继续进行检验。所得到的误差修正模型为：

$$DY = 0.54213 - 0.14234DDIFI + 5.52134DEDL - 2.87421DIS + 3.43232DGEL - 2.23444DOD - 2.08421ECM(-1) \quad (4)$$

5. 结论与建议

5.1. 结论

本文通过相关性分析、ADF 检验、协整检验、误差修正模型、格兰杰因果关系检验和稳健性分析法对陕西省数字普惠金融指数对农村减贫增收的影响因素分析，得出以下结论：

对模型进行相关分析之后发现，数字普惠金融指数与贫困发生率呈现明显的正相关关系，数字普惠金融指数越高，农村居民的贫困发生率就越高。经济发展水平和贫困发生率之间有着显著的正相关关系，说明经济发展水平越快，人均消费支出就会越多。产业结构与贫困发生率呈显著负相关关系，说明随着贫困发生率的增长，第一产业所占比例下降，产业结构主要倾向于第二、三结构。财政支出水平与贫困发生率呈显著负相关关系，说明陕西省各地区的财政支出占陕西省 GDP 的比重越高，农村居民的人均消费支出就会减少。对外开放程度与贫困发生率呈现出明显的正相关关系，说明当陕西省的各个地区进出

口总额增加时候, 陕西省农村居民的人均消费支出就会随之而增加。

根据误差修正模型的结果, 我们可以得出, DDIFI、DEDL、DIS 对贫困发生率的短期总效应为正, DGEL、DOD 对贫困发生率的短期总效应为负。F 检验和 T 检验的结果显著, 则说明解释变量联合起来对贫困发生率有显著影响。而且在单个参数 T 检验中, 常数项、数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度以及误差修正项均显著。方差的拟合优度接近于 0.94, 说明模型对贫困发生率的解释程度很好。也就说明数字普惠金融对农村减贫有明显的促进作用, 可以改善农村贫困状况。

根据格兰杰因果关系检验的结果发现, 当显著性水平为 10%时, 数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度是贫困发生率的格兰杰原因。即数字普惠金融能够改变陕西省农村贫困状况, 使其达到减贫增收的效果。

将农村居民人均可支配收入作为解释变量后, 对模型进行 F 检验和 T 检验后发现结果均显著, 则说明解释变量和控制变量联合起来对农村居民人均可支配收入有显著影响。而且在单个参数 T 检验中, 常数项、数字普惠金融指数、经济发展水平、产业结构、财政支出水平、对外开放程度以及误差修正项均显著。方差的拟合优度接近于 0.996, 说明模型对农村居民人均可支配收入的解释程度很好。也就说明数字普惠金融对农村增收有着明显的促进作用。

5.2. 建议

本文主要收集了陕西省在 2014~2022 年的数据, 研究数字普惠金融指数对农村减贫增收的影响。为了使数字普惠金融在陕西省实现出更大的效应, 改善农村居民收入和生活水平, 缩小收入不等带来的差距。基于上文中的研究, 提出以下几点建议。分别为:

加强建设农村地区的数字网络基础设施。由于陕西省绝大多数农村地区都位于南部山区和北部高原, 自然环境恶劣, 距离大型城市较远, 使得农村地区的金融基础设施建设速度发展缓慢, 严重限制了农村贫困地区经济发展。因此, 陕西应当实现数字网络资源分配合理化, 农村光纤和网络覆盖网络广化, 提高数字普惠金融在农村的服务效率。

完善农村金融体制建设。对于具有发展前景的企业, 陕西省应该大力鼓励金融机构为其提供信贷资金支持, 使其能够有足够的资金用于自身发展。同时, 金融机构需要对自身的管理体制和业务结构进行改革, 政府也应该积极投身于农村振兴中, 增加农村居民就业和创业机会, 推动乡村经济发展, 实现减贫增收效应。

提高农户参与金融活动的主动性。陕西省农村的绝大多数居民受教育程度低, 思想保守, 金融意识差。政府应该通过公告栏、电视广播、数字媒体等多种方式向村民介绍相关金融知识, 增强农村居民的认识, 使得村民积极参与金融活动。

加强数字普惠金融在农业方面的应用。农村作为农业发展的主要场所, 政府关于农村发展的相关政策可以向农业方面倾斜, 以数字普惠金融为出发点, 优化农村产业结构, 鼓励广大村民积极参与到农村建设。通过农业发展, 增加农村居民收入, 改善农村就业问题, 缓解贫困状况, 实现共同富裕。

参考文献

- [1] 陈昱桥. 四川省数字普惠金融对农村减贫增收的影响研究[J]. 河北企业, 2022(2): 136-138.
- [2] 崔艳娟, 孙刚. 农村非正规金融发展的多维减贫效应研究[J]. 经济与管理评论, 2015(4): 2-6.
- [3] 傅秋子, 黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018(11): 68-84.
- [4] 高雅, 文龙娇, 顾天竹. 江苏省数字普惠金融对农村减贫增收的影响研究[J]. 全国流通经济, 2020(31): 126-128.

- [5] 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.
- [6] 郝云平, 雷汉云. 数字普惠金融推动经济增长了吗?——基于空间面板的实证[J]. 当代金融研究, 2018(3): 90-101.
- [7] 胡云鹏. 陕西省普惠金融发展对农村贫困的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 西安: 西北大学, 2017.
- [8] 黄益平. 金融改革的经济学分析[J]. 新金融, 2020(5): 4-10.
- [9] 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.
- [10] 苏静, 胡宗义. 农村金融减贫的直接效应与中介效应——基于状态空间模型和中介效应检验的动态分析[J]. 财经理论与实践, 2015, 36(4): 33-38.