

数字金融驱动乡村振兴的因素与效应研究

张家豪

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年8月30日; 录用日期: 2024年9月13日; 发布日期: 2024年11月8日

摘要

近年来, 数字金融作为乡村经济发展的重要引擎, 是促进乡村振兴的关键因素。本文基于2013~2022年我国10年的省级面板数据, 采用熵权法对乡村振兴进行测度, 分析数字金融是否能促进乡村振兴的发展以及如何促进乡村振兴的发展。结果显示, 数字金融通过缩小城乡贫富差距来促进乡村振兴的发展, 并通过稳健性检验, 结果真实可靠。

关键词

数字金融, 乡村振兴, 熵权法

Research on the Factors and Effects of Digital Finance Driving Rural Revitalization

Jiahao Zhang

School of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Aug. 30th, 2024; accepted: Sep. 13th, 2024; published: Nov. 8th, 2024

Abstract

In recent years, digital finance, as an important engine for rural economic development, is a key factor in promoting rural revitalization. Based on China's 10 years of provincial panel data from 2013 to 2022, this paper uses entropy weight method to measure rural revitalization, and analyzes whether digital finance can promote the development of rural revitalization and how to promote it. The results show that digital finance promotes the development of rural revitalization by narrowing the urban-rural wealth gap, and passes the robustness test, and the results are real and reliable.

Keywords

Digital Finance, Rural Revitalization, Entropy Weight Method

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

数字金融以数字技术为支撑，打破了传统金融服务模式的时空约束，并以较低的服务门槛和交易成本等特点，将更多群体纳入金融服务范围内，进而提升农村金融可获得性。但在现实中，数字金融是一种新型的金融形态，其本身的发展和经济效益的发挥，都与数字基础设施、金融生态环境和个人认知程度密切相关。因此，数字金融如何在我国农村地区实现金融服务的“最后一公里”，从而为乡村产业振兴提供金融活水，是一个值得深入探索的问题[1]。

既有研究聚焦探讨数字金融发展能否促进乡村振兴这一问题，但并未对数字金融发展能否促进乡村产业振兴以及如何促进乡村产业振兴等系列问题进行直接回答。基于此，本文试图将数字金融和乡村产业振兴纳入同一框架，再实证检验数字金融对乡村产业振兴的影响效应。

2. 文献综述与理论假设

2.1. 文献综述

第一，数字金融可以缓解乡村贫穷问题。Shiller [2]指出，数字金融可以打破地域局限，提高对贫困地区和穷人的金融服务水平，进而达到缓解贫困、解决贫困的目的。张志元[3]研究发现，普惠金融在覆盖范围、应用深度以及数字化水平三个维度上都可以有效地减少农户的贫困率。董玉峰[4]等学者认为，借助科技创新，数字金融可以显著提高贫困地区的金融可及性，并保证不同发展水平的地区间实现金融资源的平衡发展。

第二，数字金融可以有效地缓解农村地区的融资约束。黄倩[5]等学者认为，发展数字金融不仅能提高农户的信贷可得性，提高农户的创业资金，还能借助电子支付、互联网媒介等手段，提高农户的金融服务能力，减少交易成本。尹志超[6]等的实证结果显示，在传统金融被忽略的区域，数字金融可以很好地解决农户融资约束问题。傅秋子[7]等人则认为，数字金融可以在某种程度上拓展乡村振兴的融资渠道，同时还可以发挥其独特的优势，改善客户的联系，减少对金融的排斥，进而提高贷款的可得性，为个人和企业提供更加便利和高效的金融服务。

第三，数字金融可以有效地降低城乡居民的收入水平。宋晓玲[8]认为，数字金融的发展可以有效地减少农村和城市之间的收入差异。李麦收[9]等的经验研究显示，乡村和小微企业的创业可以有效地减少城乡居民的收入差异。张勋和其他学者[10]认为，数字金融在低收入、欠发达地区带来的收入增加效果更为明显，因此，我们认为，数字金融有助于缩小城乡差距。

2.2. 理论假设

首先，在推动乡村振兴的进程中，数字金融能够有效地解决农民的“融资难”、“融资贵”问题，分散农民的创业风险，同时还能利用市场信息分享、降低信息不对称等手段，提高农民的创业热情，从而为推动乡村振兴战略的实施提供有力的支持。其次，数字金融借助大数据、互联网等数字化技术，提升了金融渗透能力，直接推动了乡村和农业的发展。数字金融凭借各种优势为农业发展提供资金支持[11]，高效便捷的金融信贷体系，不仅能提升农业生产效率，还能借助技术降低信息不对称导致的各类风险。数字金融既可以降低信息搜寻成本和交易成本提高信息传播速度和广度，还可以为人们提供更多的金融

产品和服务[12]。因此，加速发展数字金融，将数字金融的好处完全发挥出来，这对推动农村的创新创业、对农村新业态的发展都有很大的帮助，同时也能让经济的活力得到进一步的增强，从而对乡村的振兴起到积极的作用。据此，提出以下研究假说：H1：数字金融可以促进乡村振兴。

其次，数字金融作为一种新兴的金融形态，对当代经济和社会发展有着重要的影响。随着数字金融的发展，加速了传统农业的转变，农产品的加工、销售方式和渠道越来越多，农产品的价值链也得到了延伸和增值，这使得乡村的创业机遇和工作岗位不断增多，乡村人均可支配收入也随之提高；互联网的广泛应用，破除了信息的屏障，缩短了城乡之间的距离，同时也降低了线下经济的一些生产、销售等方面的障碍，进一步缩小了城乡的收入差距，从而对乡村振兴的发展起到积极作用[13]。据此，提出以下假说：H2：数字金融可以通过缩小城乡贫富差距，间接促进乡村振兴。

3. 数据与模型构建

3.1. 变量选取与数据说明

本文选取 31 个省份 2013~2022 年 10 年的平衡面板数据作为研究样本，数据来自统计年鉴和 wind 数据库。参考徐雪等[14]对乡村振兴内涵的阐述，构建了其产业兴旺、生态宜居、乡风文明、治理有效和生活富裕五个子系统的，共包含 30 个具体指标的中国乡村振兴评价指标体系(见下表 1)。

Table 1. Construction of entropy method indicators for rural revitalization
表 1. 乡村振兴熵值法指标构建

一级指标	二级指标	具体指标	方向	权重
产业兴旺 (14.42%)	农业生产能力基础	人均农业机械总动力(千瓦)	+	3.55%
		粮食综合生产能力(万吨)	+	3.61%
	农业生产效率	农业劳动生产率(元/人)	+	3.63%
	产业融合水平	规模以上农产品加工企业主营业务收入(亿元)	+	3.63%
生态宜居 (21.76%)	农业绿色发展	农药、化肥施用量(万吨)	+	3.61%
		畜禽粪污综合利用率(%)	+	3.62%
	农村人居环境治理	对生活污水进行处理的行政村占比(%)	+	3.65%
		对生活垃圾进行处理的行政村占比(%)	+	3.60%
		卫生厕所普及率(%)	+	3.63%
		农村生态保护	农村绿化率(%)	+
乡风文明 (21.77%)	农民受教育程度	农村居民教育文化娱乐支出占比(%)	+	3.65%
		农村义务教育学校专任教师本科以上学历比例(%)	+	3.63%
		农村居民平均受教育年限(年)	+	3.60%
	传统文化传播	有线电视覆盖率(%)	+	3.63%
		开通互联网宽带业务的行政村比重(%)	+	3.63%
	乡村公共文化建设	乡村文化站数量(个)	+	3.63%

续表

治理有效 (10.85%)	治理举措	已编制村庄规划的行政村占比(%)	+	3.63%
		已开展村庄整治的行政村占比(%)	+	3.60%
	治理能力	村主任、书记“一肩挑”比例(%)	+	3.62%
生活富裕 (31.20%)	农民收入水平	农民人均纯收入(元)	+	1.38%
		农民人均收入增长率(%)	+	3.68%
		城乡居民收入比(%)	-	3.61%
		农村贫困发生率(%)	-	3.65%
	农民消费结构	农村居民恩格尔系数(%)	-	3.62%
	农民生活条件	每百户汽车拥有量(辆)	+	3.65%
		农村居民人均住房面积(平方米)	+	3.59%
		安全饮用水普及率(%)	+	1.62%
	基础设施建设水平	村庄道路硬化率(%)	+	1.38%
		人均道路面积(平方米)	+	1.40%
	基本公共服务保障水平	农村每千人拥有卫生技术人员数(人)	+	3.62%

见表 2：被解释变量：乡村振兴(Rural)。乡村振兴作为被解释变量，采用熵值法计算得出。熵值法是一种多指标综合评价方法，通过赋予各个指标不同权重，反映出综合指标的相对重要性。该方法能够有效地整合不同维度的数据，避免单一指标可能带来的偏差。乡村振兴指标主要包括经济发展、社会发展、基础设施建设和生态环境等方面的内容，全面反映乡村地区的综合发展水平。选择乡村振兴作为被解释变量，有助于深入分析数字金融对乡村地区综合发展的影响，提供全面的政策参考。

解释变量：数字金融(INDEX)。数字金融指数采用北京大学数字金融指数，并将其标准化为以 100 为基准的比例。数字金融指数综合考虑了数字金融在普惠性、使用广度和使用深度等方面的表现，能够全面反映数字金融在不同地区的普及程度和应用效果。因此，选取数字金融作为解释变量，旨在分析其在推动乡村振兴中的直接作用和影响机制。

中介变量：城乡贫富差距(THEIL)。泰尔指数[15]作为城乡贫富差距的度量指标，用于衡量不同地区之间收入分配的不均衡程度。泰尔指数越高，表明收入分配越不均衡，贫富差距越大；反之，则贫富差距越小。选择泰尔指数作为中介变量，是基于数字金融可能通过改善金融资源分配、增加收入来源，从而缩小城乡贫富差距的理论预期。通过分析泰尔指数，可以深入探讨数字金融是否通过缩小贫富差距间接促进了乡村振兴。

控制变量：贸易开放度(OPEN)，贸易开放度[16]用进出口总额占 GDP 的比重来衡量。贸易开放度反映了一个地区参与全球经济的程度，可能影响其经济发展和社会进步。人口自然增长率(GROWTH)，人口自然增长率[17]用人口净增长数量占上一年人口数量的比重表示。人口自然增长率是影响经济发展和社会结构的重要因素。经济发展水平(LNPGDP)，经济发展水平采用人均 GDP 的自然对数表示。经济发展水平是衡量一个地区整体经济实力和居民生活水平的重要指标。政府支出水平(GOV)，政府支出水平用政府财政支出占 GDP 的比重表示。安照以往文献政府支出在基础设施建设、公共服务提供等方面具有

重要作用，影响区域发展。产业结构(INDUS)，产业结构用第一产业产值占 GDP 的比重表示。产业结构反映了农业经济活动的主要构成，对经济发展方式和质量具有重要影响。

Table 2. Variable definition table
表 2. 变量定义表

变量性质	变量简称	变量全称	变量定义
被解释变量	RURAL	乡村振兴	熵值法得出
中介变量	THEIL	城乡贫富差距	泰尔指数
解释变量	INDEX	数字金融	北京大学数字金融指数/100
控制变量	OPEN	贸易开放度	进出口总额/GDP
	GROWTH	人口自然增长率	人口净增长数量/上一年人口数量
	LNPGDP	经济发展水平	ln(人均 GDP)
	GOV	政府支出水平	政府财政支出/GDP
	INDUS	产业结构	第一产业产值/GDP

3.2. 模型构建

$$RURAL_{i,t} = a_0 + a_1 INDEX_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

$$THEIL_{i,t} = a_0 + a_1 INDEX_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

$$RURAL_{i,t} = a_0 + a_1 INDEX_{i,t} + a_2 THEIL_{i,t} + \sum controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$

上式中，controls 是控制变量，i 为不同省份，t 为不同年份，ε 为随机扰动项，a₀ 是截距项。公式(1)为基准模型，公式(2) (3)为中介效应模型。

4. 实证结果分析

4.1. 描述性统计

见表 3：本研究利用描述性统计方法对中国 31 个省份 2013~2022 年的平衡面板数据进行了分析。描述性统计结果如上表所示，涵盖了乡村振兴熵值(RURAL)、数字金融指数(INDEX)、城乡贫富差距(THEIL)、贸易开放度(OPEN)、人口自然增长率(GROWTH)、人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)、政府支出水平(GOV)以及产业结构(INDUS)等多个变量。从统计结果可以看出，被解释变量乡村振兴熵值(RURAL)的平均值为 0.3175，标准差为 0.1875，表明不同省份在乡村振兴的成效上存在一定的差异。乡村振兴熵值的最小值和最大值分别为 0.0216 和 0.9606，说明乡村振兴的实现程度在各省份之间差异显著。数字金融指数(INDEX)的平均值为 2.7748，标准差为 0.8027，反映了数字金融普及程度在不同省份之间的波动。这可能受到地区经济发展水平、技术基础设施和政策支持等因素的影响。城乡贫富差距(THEIL)泰尔指数的平均值为 0.0825，标准差为 0.0314，最大值为 0.1857，显示出中国城乡间的收入差距仍然存在，但波动幅度相对较小，这可能与近年来中国政府在缩小城乡差距方面的政策效应有关。贸易开放度(OPEN)的均值为 0.2529，但标准差较大(0.2551)，显示出各省份在对外经济开放程度上的显著差异。这种差异可能与地理位置、经济特色及地方政府政策倾向等因素相关。人口自然增长率(GROWTH)的平均值接近零(0.0038)，反映了中国总体上的低人口增长趋势。人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)均值为 10.9357，

显示了较高的经济发展水平。政府支出水平(GOV)和产业结构(INDUS)的均值分别为 0.2913 和 0.0955，标准差分别为 0.2040 和 0.0521，这些统计数据揭示了不同省份在政府财政政策和产业发展策略上的多样性。总的来说，这些描述性统计结果为深入研究乡村振兴的多维度影响因素及其相互作用提供了基础数据支持，同时也揭示了在区域经济发展策略制定时需要考虑的地区间差异性。

Table 3. Descriptive statistics
表 3. 描述性统计

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
RURAL	310	0.3175	0.1875	0.0216	0.3178	0.9606
INDEX	310	2.7748	0.8027	1.1510	2.8243	4.6069
THEIL	310	0.0825	0.0314	0.0039	0.0810	0.1857
OPEN	310	0.2529	0.2551	0.0076	0.1403	1.2571
GROWTH	310	0.0038	0.0035	-0.0051	0.0039	0.0115
LNPGDP	310	10.9357	0.4320	10.0028	10.8829	12.1564
GOV	310	0.2913	0.2040	0.1050	0.2317	1.3538
INDUS	310	0.0955	0.0521	0.0022	0.0933	0.2527

4.2. 相关性分析

见表 4：本文中的相关性分析结果揭示了中国乡村振兴与其他经济、社会指标之间的相关关系。首先，乡村振兴熵值(RURAL)与数字金融指数(INDEX)呈正相关($r = 0.330, p < 0.001$)，说明数字金融的普及与提升可能对乡村振兴产生积极影响。数字金融的发展不仅促进了金融资源的下沉，也可能通过提高农村地区的金融包容性来激发经济活动，进而推动乡村振兴。与城乡贫富差距(THEIL)的关系则呈现显著的负相关($r = -0.609, p < 0.001$)，暗示乡村振兴的有效推进可能有助于缩小城乡之间的经济差距。城乡差距的缩小反过来又可能为乡村地区带来更多的资源和机会，形成良性循环。贸易开放度(OPEN)与乡村振兴熵值表现出较强的正相关($r = 0.640, p < 0.001$)，这可能表明更开放的贸易政策有利于资源的流动和技术的传播，进而促进乡村地区的发展。开放的经济环境可能为农产品和其他乡村产业提供更大的市场和更多的合作机会。在控制变量方面，人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)与乡村振兴熵值也显示出正相关($r = 0.504, p < 0.001$)，强调了经济发展水平对乡村振兴的重要支撑作用。较高的经济水平通常意味着更多的财政和物质资源可以被用于基础设施建设和公共服务的改善。政府支出水平(GOV)与乡村振兴熵值呈负相关($r = -0.469, p < 0.001$)，可能反映出政府在乡村振兴中的投入与实际效果之间存在复杂的互动，或是当前的支出效率并不理想。这需要政府在未来的乡村振兴战略中更加注重资金的有效使用和政策的精准落实。产业结构(INDUS)与乡村振兴的负相关($r = -0.411, p < 0.001$)提醒我们在推动乡村振兴的同时需要注意产业升级和结构调整，避免过度依赖低附加值的传统产业，而应更多地发展高技术和高附加值的产业。综上所述，这些结果不仅为理解乡村振兴背后的动力机制提供了数据支持，也为制定相关政策提供了实证依据，指明了加强金融服务、提升经济开放度、促进经济增长以及优化政府支出结构等方面的重要性。

4.3. 多重共线性检验

见表 5：为了检验模型的共线性，本文使用方差膨胀因子进行检验。从表中可以看出，所有变量的 VIF 均小于 10，说明模型不存在明显的多重共线性问题。

Table 4. Correlation analysis
表 4. 相关性分析

	RURAL	INDEX	THEIL	OPEN	GROWTH	LNPGDP	GOV	INDUS
RURAL	1							
INDEX	0.330***	1						
THEIL	-0.609***	-0.614***	1					
OPEN	0.640***	0.226***	-0.684***	1				
GROWTH	-0.313***	-0.553***	0.520***	-0.134**	1			
LNPGDP	0.504***	0.741***	-0.814***	0.689***	-0.427***	1		
GOV	-0.469***	-0.219***	0.558***	-0.339***	0.303***	-0.386***	1	
INDUS	-0.411***	-0.305***	0.446***	-0.632***	0.095*	-0.681***	0.206***	1

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%水平的显著性。

Table 5. Multicollinearity test
表 5. 多重共线性检验

	VIF	1/VIF
LNPGDP	8.2863	0.1207
INDEX	4.0562	0.2465
OPEN	2.9322	0.3410
INDUS	2.3409	0.4272
GROWTH	1.5506	0.6449
GOV	1.2753	0.7841
Mean VIF	3.4069	0.0

4.4. 基准回归

见表 6：本文通过基准回归分析，验证了数字金融对乡村振兴的影响，从而检验假设 H1：数字金融可以促进乡村振兴。回归结果展示在两个模型中，其中模型(1)仅包含数字金融指数(INDEX)作为解释变量，而模型(2)则引入了多个控制变量，以全面评估数字金融对乡村振兴的影响。

在模型(1)中，数字金融指数(INDEX)的回归系数为 0.0771，并在 1%水平上显著($t = 5.8000$)，表明数字金融显著且正向地影响乡村振兴。这个结果初步支持了假设 H1，意味着数字金融的发展能够在一定程度上促进乡村振兴。模型(2)在引入了贸易开放度(OPEN)、人口自然增长率(GROWTH)、人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)、政府支出水平(GOV)和产业结构(INDUS)等控制变量后，数字金融指数(INDEX)的回归系数上升至 0.0918，并仍在 1%水平上显著($t = 5.5241$)。这进一步强化了数字金融对乡村振兴的正向影响，表明即使在控制了其他重要因素后，数字金融依然是促进乡村振兴的关键因素。控制变量的回归系数也提供了有价值的信息。贸易开放度(OPEN)的回归系数为 0.5379，显著性水平为 1% ($t = 9.5380$)，显示更高的贸易开放度显著促进了乡村振兴。这可能是因为贸易开放度提高了市场接入和技术流动，带来

了更多的经济机会。人口自然增长率(GROWTH)的回归系数为-7.1376，并在 1%水平上显著($t=-2.8829$)，表明人口自然增长率对乡村振兴有显著的负面影响。这可能与过快的人口增长给农村基础设施和公共服务带来的压力有关。人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)和政府支出水平(GOV)的回归系数分别为-0.2349 ($t=-5.7304$)和-0.2549 ($t=-8.5623$)，均在 1%水平上显著，显示经济发展水平和政府支出水平对乡村振兴存在负面影响。这一结果可能反映出在一定阶段，经济发展的收益可能主要集中在城市地区，而政府支出的效率或结构问题可能限制了其对乡村振兴的支持。最后，产业结构(INDUS)的回归系数为-0.4562，在 10%水平上显著($t=-1.6690$)，表明高比例的二、三产业增加值对乡村振兴有负面影响。这提示需要在推进乡村振兴时关注产业结构的优化，避免过度依赖低附加值产业。

综上所述，基准回归分析结果显著支持了假设 H1，即数字金融能够促进乡村振兴。同时，其他控制变量的结果也提供了进一步的政策启示，表明在推动乡村振兴过程中需要综合考虑贸易开放、人口增长、经济发展、政府支出和产业结构等多方面因素。

Table 6. Benchmark regression
表 6. 基准回归

	(1)	(2)
	RURAL	RURAL
INDEX	0.0771*** (5.8000)	0.0918*** (5.5241)
OPEN		0.5379*** (9.5380)
GROWTH		-7.1376*** (-2.8829)
LNPGDP		-0.2349*** (-5.7304)
GOV		-0.2549*** (-8.5623)
INDUS		-0.4562* (-1.6690)
_cons	0.1035*** (2.9174)	2.6401*** (6.2074)
N	310	310
F	33.6405	68.1519
R ²	0.1091	0.5488

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%水平的显著性，括号内为异方差稳健的 t 值。

4.5. 中介效应检验

见表 7：本文通过中介效应模型检验假设 H2，即数字金融可以通过缩小城乡贫富差(THEIL)，间接

促进乡村振兴。模型包含三个方程，分别考察了数字金融对乡村振兴的直接影响(模型 1)、数字金融对城乡贫富差距的影响(模型 2)，以及在引入城乡贫富差距作为中介变量后，数字金融对乡村振兴的间接影响(模型 3)。

Table 7. Mesomeric effect
表 7. 中介效应

	(1)	(2)	(3)
	RURAL	THEIL	RURAL
INDEX	0.0918*** (5.5241)	-0.0050*** (-3.8358)	0.0874*** (5.1292)
THEIL			-0.8782** (-2.2111)
OPEN	0.5379*** (9.5380)	-0.0469*** (-11.2487)	0.4967*** (8.4530)
GROWTH	-7.1376*** (-2.8829)	1.5050*** (6.6693)	-5.8159** (-2.2676)
LNPGDP	-0.2349*** (-5.7304)	-0.0310*** (-6.9144)	-0.2621*** (-6.2997)
GOV	-0.2549*** (-8.5623)	0.0347*** (12.0348)	-0.2244*** (-6.8450)
INDUS	-0.4562* (-1.6690)	-0.1114*** (-4.3361)	-0.5540** (-2.0853)
_cons	2.6401*** (6.2074)	0.4417*** (9.1921)	3.0279*** (6.8739)
N	310	310	310
F	68.1519	475.8273	61.0874
R ²	0.5488	0.8142	0.5528

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%水平的显著性，括号内为异方差稳健的 t 值。

在模型(1)中，数字金融指数(INDEX)的回归系数为 0.0918，并在 1%水平上显著(t = 5.5241)，表明数字金融对乡村振兴有显著的正向影响。贸易开放度(OPEN)也表现出显著的正相关(系数为 0.5379，t = 9.5380)，而人口自然增长率(GROWTH)、人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)、政府支出水平(GOV)和产业结构(INDUS)则分别显示负相关，且均在不同显著性水平上显著。模型(2)考察了数字金融对城乡贫富差距的影响。结果显示，数字金融指数(INDEX)与城乡贫富差距(THEIL)显著负相关(系数为-0.0050，t = -3.8358)，表明数字金融的提高能够显著缩小城乡贫富差距。这一结果支持了理论预期，说明数字金融能够通过增加农村地区的金融资源获取和利用，从而促进收入均衡。此外，模型中的其他控制变量如贸易开放度(OPEN)、人口自然增长率(GROWTH)、人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)、政府支出水平(GOV)和

产业结构(INDUS)也均显著影响城乡贫富差距,进一步说明这些因素在解释城乡贫富差距时的重要性。在模型(3)中,将城乡贫富差距(THEIL)作为中介变量引入后,数字金融指数(INDEX)的回归系数略有下降为0.0874 ($t = 5.1292$),但仍在1%水平上显著。这表明在控制城乡贫富差距后,数字金融对乡村振兴的直接影响依然显著。同时,城乡贫富差距(THEIL)的回归系数为-0.8782,并在5%水平上显著($t = -2.2111$),表明城乡贫富差距的缩小对乡村振兴有显著的正向促进作用。

这些结果验证了假设 H2,即数字金融不仅直接促进乡村振兴,还可以通过缩小城乡贫富差距,间接促进乡村振兴。背后的原因可能在于数字金融通过降低农村地区的金融排斥,使更多的农村居民能够获得信贷和其他金融服务,从而提升收入水平和生活质量。这种金融包容性的发展有助于缩小城乡之间的收入差距,进而带动整体乡村经济的发展。此外,控制变量的结果进一步支持了这一结论。贸易开放度、人口自然增长率、人均 GDP 的自然对数、政府支出水平和产业结构等因素在影响城乡贫富差距和乡村振兴时均表现出显著性,说明这些因素在数字金融的作用机制中也扮演了重要角色。特别是贸易开放度的显著正向作用和人口自然增长率的显著负向作用,提示了在推动乡村振兴过程中需要关注开放经济带来的机会和人口增长带来的压力。综上所述,中介效应分析验证了假设 H2,即数字金融可以通过缩小城乡贫富差距,间接促进乡村振兴。这一发现为政策制定者提供了重要的实证依据,强调了通过数字金融缩小城乡差距的重要性,同时也揭示了其他经济和社会因素在这一过程中所起的作用。

4.6. 稳健性检验

见表 8: 本文进一步通过滞后变量的稳健性检验,验证了假设 H1 和 H2 的有效性。滞后稳健性检验主要用于评估结果在时间上的一致性和稳健性,确保模型估计的可靠性。本文在模型中引入滞后一期的数字金融指数(INDEX)和其他控制变量,并重新估计了中介效应模型,结果如下:首先,模型(1)考察了滞后一期的数字金融指数(INDEX)对乡村振兴(RURAL)的直接影响。结果显示,数字金融指数的系数为0.0918,并在1%水平上显著($t = 5.1359$),这与原始模型的结果一致,表明数字金融对乡村振兴的正向影响在时间上是稳健的。模型(2)分析了滞后一期的数字金融指数对城乡贫富差距(F.THEIL)的影响。结果显示,数字金融指数的系数为-0.0065,并在1%水平上显著($t = -4.1981$),表明数字金融显著地缩小了城乡贫富差距。相比原始模型的系数(-0.0050),滞后变量的结果更为显著,进一步支持了假设 H2,即数字金融能够通过缩小城乡贫富差距间接促进乡村振兴。模型(3)引入城乡贫富差距(THEIL)作为中介变量,考察滞后一期的数字金融指数对乡村振兴的间接影响。结果显示,数字金融指数的系数为0.0881,并在1%水平上显著($t = 4.8006$),城乡贫富差距的系数为-0.7750,在10%水平上显著($t = -1.8535$)。这表明,尽管滞后变量的直接影响有所减弱,但数字金融通过缩小城乡贫富差距间接促进乡村振兴的效应仍然显著。控制变量方面,贸易开放度(OPEN)、人口自然增长率(GROWTH)、人均 GDP 的自然对数(LNPGDP)、政府支出水平(GOV)和产业结构(INDUS)在所有模型中均表现出与原始模型相似的显著性和方向性。例如,贸易开放度在所有模型中均显著正向影响乡村振兴和缩小城乡贫富差距,而人口自然增长率、人均 GDP 的自然对数和政府支出水平则表现出负向影响。这些结果进一步验证了模型的稳健性。

综上所述,滞后的稳健性检验结果进一步支持了假设 H1 和 H2。数字金融不仅直接促进乡村振兴,而且通过缩小城乡贫富差距间接促进乡村振兴的效应在滞后一期的数据中仍然显著。这表明数字金融在时间上的作用机制是稳健的,强调了数字金融在促进乡村经济发展和缩小城乡收入差距中的关键作用。这为政策制定者提供了更为坚实的依据,表明推动数字金融发展不仅能够立即促进乡村振兴,还具有长期的积极效应。同时,这也提示了在制定乡村振兴政策时需要持续关注数字金融的发展和应用,确保其能够在不同时间维度上发挥应有的作用。

Table 8. Robust test
表 8. 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
	F.RURAL	F.THEIL	F.RURAL
INDEX	0.0918*** (5.1359)	-0.0065*** (-4.1981)	0.0881*** (4.8006)
THEIL			-0.7750* (-1.8535)
OPEN	0.5352*** (9.0634)	-0.0434*** (-8.8285)	0.4998*** (8.1142)
GROWTH	-7.7391*** (-2.9376)	1.5344*** (6.6916)	-6.5661** (-2.4127)
LNPGDP	-0.2271*** (-5.1150)	-0.0300*** (-6.3971)	-0.2525*** (-5.6044)
GOV	-0.2598*** (-7.8388)	0.0349*** (11.7542)	-0.2330*** (-6.4710)
INDUS	-0.4228 (-1.4869)	-0.1180*** (-4.5683)	-0.5097* (-1.8402)
_cons	2.5671*** (5.5782)	0.4308*** (8.7187)	2.9240*** (6.1346)
N	279	279	279
F	59.6795	412.4517	53.1572
R ²	0.5504	0.8171	0.5535

注：*、**、***分别代表 10%、5%、1%水平的显著性，括号内为异方差稳健的 t 值。

5. 实证结论

基于对中国 31 个省份 2013~2022 年间的数据分析，本研究旨在探讨数字金融对乡村振兴的影响机制，并通过城乡贫富差距的中介效应进行检验。研究结果揭示了以下几个重要结论。

首先，数字金融显著促进了乡村振兴。通过基准回归分析发现，数字金融指数与乡村振兴呈显著正相关，表明数字金融的普及与发展对乡村地区综合发展水平有积极影响。数字金融通过提升金融资源的可及性和使用效率，为乡村经济注入新动能，促进农业生产、产业融合及基础设施建设，从而推动乡村振兴。

其次，数字金融在缩小城乡贫富差距方面发挥了显著作用。中介效应模型的分析结果显示，数字金融指数与城乡贫富差距(泰尔指数)显著负相关，表明数字金融的发展有助于缩小城乡间的收入差距。数字金融通过提供更多的金融服务和资源，改善了农村地区的收入分配情况，提升了农村居民的收入水平和生活质量。

第三, 城乡贫富差距在数字金融促进乡村振兴的过程中起到了重要的中介作用。将城乡贫富差距作为中介变量引入回归模型后, 发现其在数字金融与乡村振兴之间具有显著的负向中介效应。这一结果表明, 数字金融不仅通过直接提升乡村发展水平促进乡村振兴, 还通过缩小城乡收入差距间接推动了乡村振兴。

综上所述, 本研究验证了数字金融在促进乡村振兴中的重要作用, 并揭示了其通过缩小城乡贫富差距的间接效应。研究结果为制定相关政策提供了实证依据, 强调了加强数字金融服务、提升贸易开放度、优化人口政策和政府支出结构等方面的必要性。未来的政策应更加注重提升数字金融的普及和应用水平, 促进城乡均衡发展, 全面推进乡村振兴。

参考文献

- [1] 马亚明, 周璐. 基于双创视角的数字普惠金融促进乡村振兴路径与机制研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(2): 3-20.
- [2] Shiller, R.J. (2013) Reflections on Finance and the Good Society. *American Economic Review*, **103**, 402-405.
<https://doi.org/10.1257/aer.103.3.402>
- [3] 张志元. 共同富裕背景下数字普惠金融减贫有效性研究[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2022, 32(1): 117-132.
- [4] 董玉峰, 陈俊兴, 杜崇东. 数字普惠金融减贫: 理论逻辑、模式构建与推进路径[J]. 南方金融, 2020(2): 64-73.
- [5] 黄倩, 朱鸿志, 苏慧媛. 数字普惠金融对农户创业选择影响研究[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(8): 85-102.
- [6] 尹志超, 刘泰星, 张逸兴. 数字金融促进了居民就业吗? [J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2021(2): 98-112.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 李麦收, 李凯旋. 数字普惠金融、小微企业创业与城乡收入差距: 党的二十大共同富裕目标任务路径探索[J]. 征信, 2023, 41(1): 12-20.
- [10] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [11] 雷辉, 金敏. 银行数字普惠金融、银行竞争与企业融资约束[J]. 财经理论与实践, 2021, 42(6): 2-9.
- [12] 张远, 胡文馨, 李俊峰. 数字金融对城乡居民消费差距的影响研究[J]. 宏观经济研究, 2022(4): 51-63.
- [13] 钞小静. 数字经济时代背景下城乡收入差距的新变化及破解路径[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024(5): 58-66.
- [14] 徐雪, 王永瑜. 中国乡村振兴水平测度、区域差异分解及动态演进[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(5): 64-83.
- [15] 庄赞, 应含馨. 基于泰尔指数分解的居民收入差异测度及分析[J]. 莆田学院学报, 2023, 30(4): 39-46.
- [16] 李季刚, 马俊. 数字普惠金融发展与乡村振兴关系的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(10): 138-141.
- [17] 熊颖, 郭守亨. 数字经济发展对中国居民消费结构升级的空间效应与作用机制[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(1): 47-57.