

数字普惠金融对区域乡村振兴驱动效应研究

——以四川省为例¹

王辉 周科

（中国人民银行自贡市中心支行，四川 自贡 643000）

【摘要】：数字普惠金融是现代金融发展起来的一种新业态，在乡村振兴中成为一股重要驱动力量，然而对乡村经济和乡村收入水平的驱动效应有所差异，并随着经济水平变化，驱动作用也有强弱。数字普惠金融对乡村收入水平较对乡村经济的驱动效应力度要强；对乡村经济发展和乡村收入水平提升的驱动具有门限效应，对乡村经济的驱动效应随着财政支出比重的增加而降低，随城镇化率提升而增强，对乡村收入水平的驱动效用随人均 GDP 水平、财政支出占比水平和城镇化率提高而增强。

【关键词】：数字普惠金融；乡村振兴；面板；门限

【中图分类号】：F832 **【文献标识码】**：A

数字普惠金融是普惠金融的重要形式，能够有效提高金融服务乡村效率，扩展金融服务乡村覆盖面，减少金融信息不对称，从而推动乡村经济发展，增强小微企业金融可获得性，促进农民增收。2021 年，《关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》明确要求发展农村数字普惠金融，这显示数字普惠金融将是推动乡村经济发展的重要力量。研究数字普惠金融对乡村经济发展的驱动作用，对于运用好数字普惠金融推动乡村振兴具有重要作用。

1 研究文献概述

一是数字普惠金融与经济增长方面的研究。唐宇等^[1]对西部 12 省的数据分析显示，提升数字普惠金融覆盖度可以促进经济可持续增长，加强数字普惠金融深度可以实现发展成果共享，但数字普惠金融对包容性增长的影响有限。何宜庆等^[2]运用 31 个省城面板数据，采用平滑转换模型与分位数模型研究显示，数字普惠金融发展与经济增长存在门槛效应，对经济有正效应，但存在逐渐递减的非线性特征。刘冬^[3]对 224 个地级市数据分析显示，数字普惠金融对地区经济发展具有显著促进作用，其中西部最强。二是数字普惠金融与城乡收入关系的研究。夏玲^[4]分析显示，数字普惠金融对贫困群体的收入增长和贫困减缓有显著的促进作用。封思贤等^[5]通过构建我国居民生活质量指数，分析与数字普惠金融指数的关系，结果表明数字普惠金融对居民生活质量存在显著促进作用，其中对城镇影响大于农村。三是数字普惠金融减贫效应方面研究。孙继国等^[6]分析显示，数字金融能够减缓相对贫困，对中西部的效果高于东部地区，农村效果高于城镇。陈慧卿等^[7]实证分析结果显示，数字普惠金融具有显著的减贫效应，并会随着经济发展水平和财政支出比重的提高而减少，随城镇化水平的提高而增大，同时，存在地区差异，中西部的减贫效应高于东部地区。郭小卉等^[8]基于京津冀县域面板数据分析，数字普惠金融可以有效地收敛城乡收入差距，消费型、保障型和发展型数字普惠金融服务可以显著减缓相对贫困。

¹ **【收稿日期】** 2022-05-18

【作者简介】王辉（1983—），男，四川安岳人，中级经济师，硕士研究生，研究方向：乡村金融经济发展；周科（1989—），女，四川自贡人，中级经济师，硕士研究生，研究方向：农村金融。

2 数字普惠金融对乡村振兴的关系

一是数字普惠金融可缓解乡村金融不足的局面，提升乡村金融服务水平。由于我国城乡二元经济结构长期存在，其乡村发展的资金需求量大，但乡村农业及小微企业生产的分散性、不确定性和低收益性，加之各微观主体单次资金需求量少，交易次数频繁，缺乏足额抵押品，使得传统金融机构农村金融服务积极性不高，信贷资源配置少，融资成本高，数字普惠金融对有效缓解农村信贷配给不足，无疑是一个有效途径。二是数字普惠金融采用的数字技术更容易触及乡村金融需求者，促进经济主体经营发展。数字普惠金融借助数字化技术满足了以往无法顾及的“长尾市场”的客户需求，拓宽了普惠金融的市场广度与服务深度，使得大量被传统金融排斥在外的“长尾客户”也能便捷地获得金融服务。三是数字普惠金融依托大数据、物联网等技术，有效连接买卖双方，满足客户定制化需求，通过整合各类电商平台的订单信息，开展订单农业，驱动农业从生产导向转向需求导向，提升农业产业链价值。如直播带货新业态的蓬勃兴起，以“流量”带动销量，打通农村产销经济链，快速实现了农产品价值转换，实现农村居民增收致富。四是数字普惠金融对乡村经济和群众收入水平具有较强相关性。构建数字普惠金融与农林牧渔业和农村收入水平独立的相关图显示，数字普惠金融对农林牧渔业和农业收入水平存在一定正相关关系，这表明数字普惠金融对乡村经济具有较强影响。

3 数字普惠金融对四川省乡村振兴影响实证研究

3.1 数据来源及变量说明

根据数据可得性，样本数据选取 2011—2019 年四川省各市州数据，观测值数量 189 个。数据主要来源北京大学数字金融研究中心 [9]、《四川省统计年鉴》。其中，被解释变量：以农林牧渔业总产值（g）作为衡量乡村经济发展指标，以农村可支配收入（sr）作为乡村振兴的生活水平指标。核心解释变量：数字普惠金融（sz）。控制变量：人均 GDP（gdp）、第一产业结构占比（gc）、第二产业结构占比（ec）、财政支出占 GDP 比重（cz）、城镇化率（czh）等变量。为避免数据差异影响结果，对农林牧渔业总产值、农村可支配收入、数字普惠金融指数和人均 GDP 分别取对数。

3.2 模型设定及选择

构建基准面板数据模型。基于对以上分析，构建农林牧渔业总产值、农村可支配收入、数字普惠金融和控制变量的面板数据回归模型。

$$\ln g_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 sz_{it} + \alpha_2 gdp_{it} + \alpha_3 gc_{it} + \alpha_4 ec_{it} + \alpha_5 cz_{it} + \alpha_6 czh_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_{it} + \omega_{it} \quad (1)$$

$$\ln sr_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 sz_{it} + \alpha_2 gdp_{it} + \alpha_3 gc_{it} + \alpha_4 ec_{it} + \alpha_5 cz_{it} + \alpha_6 czh_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_{it} + \omega_{it} \quad (2)$$

式中， ε_{it} 为随机干扰项， μ_{it} 为个体效应， ω_{it} 为时间效应。

面板数据模型选择。对模型自相关、异方差、截面相关检验，个体效应的存在以及豪斯检验都显示选择固定效应模型。

建立面板门限模型。由于农林牧渔业总产值和农村可支配收入与数字普惠金融的关系并非简单的线性关系，所以在上述模型基础上，构建面板门限模型。

$$\ln g_{it} = \beta_0 + \beta_1 sz_{it}(m_i \leq \delta_1) + \beta_2 sz_{it}(\delta_1 < m_i \leq \delta_2) + \beta_3 sz_{it}(\delta_2 < m_i) + \beta_4 gdp_{it} + \beta_5 gc_{it} + \beta_6 ec_{it} + \beta_7 cz_{it} + \beta_8 czh_{it} + \phi_{it} \quad (3)$$

$$\ln sr_{it} = \beta_0 + \beta_1 sz_{it}(m_i \leq \delta_1) + \beta_2 sz_{it}(\delta_1 < m_i \leq \delta_2) + \beta_3 sz_{it}(\delta_2 < m_i) + \beta_4 gdp_{it} + \beta_5 gc_{it} + \beta_6 ec_{it} + \beta_7 cz_{it} + \beta_8 czh_{it} + \phi_{it} \quad (4)$$

式中 m_i 为门槛变量， δ_i 为门槛值， ϕ_{it} 为随机扰动项。

3.3 面板数据模型回归分析

从乡村经济发展来看，由于模型 1 存在自相关、异方差和截面相关等问题，因此对基准回归进行标准误估计，如模型 3-5（表 1）。结果显示，数字普惠金融对乡村经济的影响系数都为 0.1244，这说明数字普惠金融对乡村经济发展具有正向驱动作用。人均 GDP、第一产业结构对乡村经济发展具有较强促进作用，而第二产业结构、财政支出比重和城镇化三个指标对乡村振兴具有负向影响。综合来看，数字普惠金融对乡村经济影响具有一定的积极影响，但影响程度要比除财政支出比重外的其他控制标量要弱。

从乡村收入水平来看，在控制性变量下，影响系数为 0.2128，同时在标准误估计下，均保持相同的系数和较好的显著性水平，这说明数字普惠金融对乡村收入的影响较强。人均 GDP 和城镇化率对乡村收入具有显著的促进作用，第二产业结构具有负向影响，但是第一产业结构影响均不显著，也许因为四川省各区域乡村收入水平具有较大差异，第一产业对乡村增收具有不确定性。此外，财政支出比重只有在 Driscoll-Kraay 标准误估计存在 5% 显著性水平下显著，但影响系数相对较低，影响程度相对较弱（表 2）。

表 1 关于乡村经济面板数据回归结果

| 解释变量 | 模型 1 | 模型 2 | 模型 3 以浪标准误 | 模型 4 聚类稳健 标准误 | 模型 5 Driscoll-Kraay 标准误 |
|---------|------------|---------------------|-------------------------|---------------------|----------------------------|
| 数字普惠金融 | 0.3197 | 0.1244 | 0.1244 | 0.1244 | 0.1244 |
| 水平 (SZ) | (22.03, 0) | (4.84, 0) | (4.35, 0) | (4.84, 0) | (10.02, 0) |
| 人均 GDP | — | 0.7086 (6.07, 0) | 0.7085 (3.38, 0.003) | 0.7086 (6.07, 0) | 0.7086 (4.05, 0) |
| 第一产业结构 | — | 0.6969 | 0.6969 | 0.6969 | 0.6969 |
| (gc) | — | (3.72, 0) | (3.64, 0.002) | (3.72, 0) | (2.12, 0.067) |
| 第二产业结构 | — | -0.3479 | -0.3478 | -0.3479 | -0.3479 |
| (ec) | — | (-3.09, 0) | (-2.7, 0.014) | (-3.09, 0) | (-11.93, 0) |

| | | | | | |
|--------|------------|---------------|----------------|---------------|----------------|
| 财政支出比重 | | -0.080 3 | -0.080 3 | -0.080 3 | -0.080 3 |
| (cz) | — | (-1.65, 0.10) | (-2.01, 0.058) | (-1.65, 0.10) | (-3.38, 0.010) |
| 城镇化率 | | -0.722 2 | -0.722 2 | -0.722 2 | -0.722 2 |
| (czh) | — | (-2.21, 0.03) | (-1.13, 0.271) | (-2.21, 0.03) | (-2.25, 0.055) |
| 常数项 | 1.6966 | -0.6876 | -0.6876 | -0.687 6 | -0.687 6 |
| | (54.37, 0) | (-1.51, 0.13) | (-1.01, 0.325) | (-1.51, 0.13) | (-1.01, 0.34) |
| R | 0.7440 | 0.8791 | 0.8791 | 0.879 1 | 0.879 1 |

注：括号内为 Z 统计数据 and 显著性水平 P，下同

总体来看，数字普惠金融对乡村收入水平驱动效应要高于对乡村经济的驱动。这可能因为北京大学数字普惠金融指数采用了支付、保险、投资和信贷等分类指标，这些指标对乡村群众普遍联系更紧密，且数字普惠金融的普遍性，增强了乡村群众对金融的可获得性。

3.4 面板门限模型分析

从四川省 21 个市州的相关数据分析显示，人均 GDP、财政支出占比以及城镇化率都存在较大差异，所以本研究分别对每个变量的门限值检验是否显著。

对乡村经济门限检验显示，综合考虑门限类型和 P 值，以财政支出占比以及城镇化率作为门限变量，分别以财政支出占比 ≤ 0.1440 和 > 0.1440 ，以城镇化率 ≤ 0.6659 和 > 0.6659 为样本区间进行估计（见表 4）。

门限模型回归结果显示，一是数字普惠金融对乡村经济发展的影响会随着财政支出比重的增加而降低，在财政支出比重 ≤ 0.1440 时，影响系数为 0.1702，对乡村经济影响力较大， > 0.1440 时，为 0.1309，影响力要弱些。二是数字普惠金融对乡村经济发展的影响会随着城镇化率提升而增强，结果显示，城镇化率 ≤ 0.6659 时，影响系数为 0.1156， > 0.6659 时，影响系数为 0.1722，这证明经济基础越好的地方，数字普惠金融对乡村经济影响更强（表 5）。

对乡村收入水平门限检验显示：人均 GDP、财政支出比分别存在双门限，城镇化率存在单门限（表 6）。

表 2 关于乡村收入水平面板数据回归结果

| | 模型 6 | 模型 7 | 模型 8 必沮标准 计 | 模型 9 聚类稳健标准 估计 | 模型 10 Driscoll- Kr 々砂标准误估计 |
|---------|------------|------------|----------------|-------------------|-------------------------------|
| 数字普惠金融 | 0.562 4 | 0.212 8 | 0.212 8 | 0.212 8 | 0.212 8 |
| 水平 (SZ) | (37.26, 0) | (11.33, 0) | (8.34, 0) | (11.33, 0) | (4.75, 0) |
| | | 0.456 0 | 0.456 0 | 0.456 0 | 0.456 0 |

| | | | | | |
|--------|------------|---------------|---------------|---------------|----------------|
| | | (5.35, 0) | (4.18, 0) | (5.35, 0) | (5.53, 0) |
| 第一产业结构 | | -0.0731 | -0.0731 | -0.0731 | -0.0731 |
| | (gc) | (-0.54, 0.59) | (-0.28, 0.78) | (-0.54, 0.59) | (-0.61, 0.56) |
| 第二产业结构 | | -0.322 1 | -0.322 1 | -0.322 1 | -0.322 1 |
| | (ec) | (-3.93, 0) | (-2.93, 0) | (-3.93, 0) | (-2.61, 0.03) |
| 财政支出比重 | | -0.026 8 | -0.026 8 | -0.026 8 | -0.026 8 |
| | (cz) | (-0.76, 0.45) | (-0.58, 0.57) | (-0.76, 0.45) | (-2.32, 0.049) |
| 城镇化率 | | 0.845 4 | 0.845 4 | 0.845 4 | 0.845 4 |
| | (czt) | (3.55, 0) | (2.21, 0.039) | (3.55, 0) | (3.77, 0) |
| | | 2.822 2 | 1.304 4 | 1.304 4 | 1.304 4 |
| 常数项 | (86.94, 0) | (3.93, 0) | (3.21, 0.004) | (3.93, 0) | (6.69, 0) |
| R | | 0.892 6 | 0.975 0 | 0.975 0 | 0.975 0 |

表 4 关于乡村经济门限变量检验结果

| 门限变量 | 门限类型 | F | P | 10% | 5% | 1% |
|---------------|------|--------|--------|----------|----------|----------|
| 人均 GDP | 单一门限 | 28.85 | 0.0167 | 18.6759 | 24.2886 | 30.3975 |
| | 双门限 | 5.36 | 0.5933 | 28.2100 | 49.3247 | 76.7864 |
| 财政支出占 GDP 的比例 | 单一门限 | 50.75 | 0 | 17.3996 | 20.7970 | 28.1272 |
| | 双门限 | 10.88 | 0.2333 | 15.9396 | 18.9460 | 25.5078 |
| 城镇化率 | 单一门限 | 104.11 | 0 | 23.6468 | 32.4315 | 65.9770 |
| | 双门限 | 11.53 | 0.3500 | 161.0619 | 205.6507 | 254.7595 |

表 7 关于乡村收入水平面板门限模型回归结果

| 自变量 | | 因变量：乡村收入水平 | | | | |
|-------|---------------|-----------------------|-------------|-----------------------|------------|-------------------|
| | gdp W4.1446 | 0.145 4 (6.76, 0) | CZW0.3407 | 0.189 3 (11.03, 0) | czhW | 0.134 3 (6.57, 0) |
| 数字普惠金 | 4.144 6 | 0.174 0 | 0.340 7<czW | 0.204 02 | czh> | 0.194 0 |
| 融 | vgdp W4.319 9 | (9.22, 0) | 0.869 5 | (11.75, 0) | 0.258 1 | (11.47, 0) |
| | gdp >4.1446 | 0.190 0 (10.66, 0) | 0.365 5 | 0.869 5 | (11.23, 0) | |
| R | | 0.9790 | | 0.980 3 | | 0.9804 |

表 5 关于乡村经济面板门限模型回归结果

| 乡村经济 | | | | |
|------|----------------|-------------------|--------------|-------------------|
| | 区间 | 系数 | 区间 | 系数 |
| 数字普 | czW0.1440 | 0.170 2 (6.41, 0) | cz 力三 0.6659 | 0.115 6 (4.80, 0) |
| 惠金融 | cz > 0.1440 | 0.130 9 (5.35, 0) | cz 力 >0.6659 | 0.172 2 (6.66, 0) |
| R | | 0.8920 | | 0.8953 |

表 6 关于乡村收入水平门限变量检验结果

| 门限变量 | 门限类型 | F | P | 10 % | 5 % | 1 % |
|------|----------|-------|---------|----------|----------|----------|
| 人均 | 单一 EE | 19.45 | 0.096 7 | 19.004 0 | 24.069 1 | 34.394 8 |
| GDP | | | | | | |

| | | | | | | |
|-------|----------|-------|---------|----------|----------|-----------|
| 财政支 | 双门限 单一 | 15.15 | 0.070 0 | 12.967 5 | 17.024 5 | 23.372 3 |
| 出占 | 门限 | 32.65 | 0.000 0 | 15.042 4 | 16.697 6 | 21.812 1 |
| GDP 的 | | | | | | |
| 比例 | 双门限 | 16.85 | 0.046 7 | 12.079 1 | 15.810 1 | 39.631 1 |
| 城镇化率 | 单一 门限 | 49.40 | 0.000 0 | 17.155 2 | 20.454 7 | 26.534 1 |
| | 双门限 | 16.71 | 0.146 7 | 62.390 0 | 94.763 7 | 134.619 6 |

模型回归结果显示，一是随着人均 GDP 水平提高，数字普惠金融对乡村收入水平的影响增强。二是财政支出占比水平和城镇化率越高，数字普惠金融的影响力越强。财政支出占比越高，意味着财政支出越大，刺激乡村居民更机会和空间运用数字普惠金融来服务自身事业，城镇化水平的不断提高，进一步促进农民进城，而城镇中获取数字普惠金融更容易（表 7）。

4 结论与讨论

4.1 结论

本研究利用 2011—2019 年的四川省市州数据实证分析数字普惠金融对乡村振兴的驱动效应，研究显示，一是数字普惠金融对乡村经济发展和乡村收入水平具有正向驱动作用，其中数字普惠金融对乡村收入水平驱动效应较对乡村经济的驱动力度要强，其影响系数高 0.0884。二是数字普惠金融对乡村经济发展和乡村收入水平提升的驱动具有门限效应，对乡村经济的驱动效应随着财政支出的比重的增加而降低，随城镇化率提升而增强，对乡村收入水平的驱动效用随人均 GDP 水平、财政支出占比水平和城镇化率提高而增强。整体而言，数字普惠金融对乡村振兴具有较强驱动作用，对乡村经济和乡村收入水平的驱动效应具有差异，同时随着经济水平变化，具有不同驱动作用。

4.2 讨论

一是进一步推动数字普惠金融在乡村振兴中的运用，完善乡村互联网，推动大数据、移动支付、网络小额信贷等数字普惠金融基础设施的建设，推动支付、货币基金、保险等金融服务向乡村下沉。二是推动多类型数字普惠金融发展，让不同类型的乡村经济主体和居民更有效地选择数字普惠金融服务。三是优化数字普惠金融驱动乡村经济发展和收入水平提升的外部环境，向经济薄弱地区进一步推动数字普惠金融发展，有利于乡村振兴提档增速，合理把握财政在 GDP 中的比重，在经济发展过程中，各地区财政支出应与 GDP 发展保持稳定，提高城镇化水平，合理平衡乡村和城镇的结构。

参考文献

- [1] 唐宇, 龙云飞, 郑志翔. 数字普惠金融的包容性经济增长效应研究--基于中国西部 12 省的实证分析[J]. 西南金融, 2020(9):60-71.
- [2] 何宜庆, 王茂川. 数字普惠金融的非线性与异质性经济增长效应--基于平滑转换模型与分位数模型的实证研究[J]. 四川师范大学学报(社会科学版), 2020(1):54-64.
- [3] 刘冬. 数字普惠金融对经济发展的影响--基于地级市面板数据的研究[J]. 国际融资, 2021(2):49-52.
- [4] 夏玲. 数字普惠金融的减贫效应研究--基于我国 31 个省份 2011-2018 年的面板数据[J]. 金融理论探索, 2020(6):43-47.
- [5] 封思贤, 宋秋韵. 数字金融发展对我国居民生活质量的影响研究[J]. 经济与管理评论, 2021(1):101-111.
- [6] 孙继国, 韩开颜, 胡金焱. 数字金融是否减缓了相对贫困--基于 CHFS 数据的实证研究[J]. 财经论丛, 2020(12):50-59.
- [7] 陈慧卿, 陈国生, 魏晓博, 等. 数字普惠金融的增收减贫效应[J]. 经济地理, 2021(3):184-191.
- [8] 郭小卉, 冯艳博. 数字普惠金融发展的相对贫困减缓效应--基于京津冀县域空间面板数据[J]. 武汉金融, 2021(2):70-80.
- [9] 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(4):1401-1418.