

数字普惠金融与经济增长的非线性效应

——基于门槛模型的实证研究

苏 琼

贵州大学经济学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2024年6月11日; 录用日期: 2024年11月6日; 发布日期: 2024年11月13日

摘 要

信息技术的发展推动普惠金融与数字技术的融合, 为中国经济增长提供新的驱动力。本文基于中国31个省市2010~2020年的面板数据, 建立固定效应模型, 探究数字普惠金融对经济增长的影响。结果表明, 发展数字普惠金融可以显著促进经济增长, 且存在地区异质性。考虑到经济增长与数字普惠金融间可能的互为因果关系, 将核心解释变量与控制变量滞后一期处理, 结果表明数字普惠金融仍然能够显著促进经济增长。同时为了检验两者的非线性关系, 分区域进行面板门限回归, 发现数字普惠金融与西部地区无门槛效应, 东、中部地区则可以在越过一定的门槛后, 借助数字普惠金融获得更大的边际产出。本研究有助于丰富数字普惠金融与经济增长之间的研究。

关键词

数字普惠金融, 经济增长, 门槛效应

The Nonlinear Effects of Digital Financial Inclusion and Economic Growth

—An Empirical Study Based on the Threshold Model

Qiong Su

Department of Economics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Jun. 11th, 2024; accepted: Nov. 6th, 2024; published: Nov. 13th, 2024

Abstract

The development of information technology has driven the integration of inclusive finance and digital technology, providing new momentum for China's economic growth. Based on panel data from 31 provinces in China from 2010 to 2020, this article establishes a fixed-effect model to explore the

文章引用: 苏琼. 数字普惠金融与经济增长的非线性效应[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 2734-2741.

DOI: 10.12677/ecl.2024.1341451

impact of digital inclusive finance on economic growth. The results indicate that the development of digital inclusive finance can significantly promote economic growth, with regional heterogeneity observed. Considering the potential reciprocal relationship between economic growth and digital inclusive finance, the core explanatory variables and control variables are lagged by one period. The results show that digital inclusive finance still significantly promotes economic growth. Additionally, to examine the nonlinear relationship between the two, panel threshold regression is conducted by region, revealing that there is no threshold effect for digital inclusive finance in the western region, while in the eastern and central regions, greater marginal output can be obtained by leveraging digital inclusive finance after surpassing a certain threshold. This study contributes to enriching the research on the relationship between digital financial inclusion and economic growth.

Keywords

Digital Financial Inclusion, Economic Growth, Threshold Effect

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

金融是实体经济的命脉，对经济发展有着重要的作用。在经济数字化转型的浪潮下，数字普惠金融作为一种创新的金融服务模式，正在成为助推经济增长和社会发展的力量。传统金融服务模式下，老年人、中小企业等弱势群体往往面临数字鸿沟的问题，其金融需求较难得到满足，而数字普惠金融借助互联网、移动通信以及大数据分析等数字技术手段，能有效发挥了便捷、低成本和低门槛的优势，为所有人群尤其是金融弱势群体提供便捷的金融服务，在推动社会包容性发展等方面展现了其重要的影响力。《“十四五”国家信息化规划》中明确提出，要推进数字普惠金融服务活动，着力解决老年人等群体面临的数字鸿沟等问题，实现各类企业特别是民营、小微企业金融服务的增量。

数字普惠金融有助于破解金融排斥问题，提高金融资源配置效率，推动经济增长和社会发展。然而，关于数字普惠金融与经济增长之间的具体关系，现有研究尚未得出一致的结论。本文在现有文献的基础上，将省级层面的数据与北京大学公布的数字普惠金融指数相结合，旨在深入探讨数字普惠金融与经济增长之间的关系，回答以下研究问题：数字普惠金融对经济增长有着怎样的影响？中国现有的经济环境下，对西部地区而言，是“数字红利”还是“数字鸿沟”？评估数字普惠金融发展对经济增长的影响，以期探究数字普惠金融与经济增长之间的联系提供新的视角，为进一步推动数字普惠金融的健康发展，促进中国经济增长，提升社会福祉提供实证证据。

2. 文献综述

普惠金融以中小企业、低收入者等金融弱势群体为重点服务对象，使得更多的个体在资本市场中获得更加公平的竞争机会。普惠金融的数字化催生了数字普惠金融，数字普惠金融不仅影响企业融资、创新等企业经营活动，对城乡居民的投资、消费、收入等个人经济生活也有着举足轻重的作用[1]，数字普惠金融的发展对企业、个人等产生的经济效应也逐渐成为研究的热点。

中小企业规模较小，经营风险较高，银行为主体的间接融资主体往往出于对资金安全的考虑，对国有企业融资倾斜，而对中小企业设置较多的信贷条件，导致中小企业融资难、融资贵的现象长期存在，

这也制约了经济增长[2]。数字普惠金融可以缓解中小企业的融资约束,而且地区经济发展水平越高、数字普惠金融越完善,缓解效果越好[3][4]。与大型企业相比,中小企业具有机制灵活、敏感度高等优点,根据国家知识产权局的统计,中小企业以占比超过 76%的绝对优势成为国家知识产权优势企业的主力军。企业创新活动不同于其他投资活动,意味着要承担更高的风险和不确定性,若能妥善解决其外部融资约束问题,能促进企业的创新活动,而创新作为发展的第一生产力,是我国实施创新驱动发展战略、迈向制造业强国从而寻求经济高质量发展的强大支撑[5]。并且,我国金融市场发展不均衡,与发达国家相比资本市场的发展程度仍处于较低水平,信息不对称程度较高。而数字普惠金融最大的贡献之一就是解决信息不对称造成的逆向选择和道德风险问题,缓解中小企业融资约束,有助于企业进行创新活动[6]。

数字普惠金融具有门槛低、覆盖面广等特点,具有包容性特征。张勋等(2019)[7]研究发现数字金融的发展能够显著提高农村家庭金融服务的便利性和实惠性,有助于促进我国包容性增长。低收入人群往往集中在农村等欠发达地区,传统金融机构的风险偏好,使得他们很难获得相应的金融服务来从事生产活动增加收入,而数字普惠金融则可以很大程度上缓解这种现象,从而缩小城乡之间的收入差距[8]。此外,王修华和赵亚雄(2020)[9]则认为,随着数字普惠金融的发展,不同群体间可能会发生“马太效应”,一方面,对农村地区的非弱势群体(或非贫困家庭)而言,虽然他们也被排除在传统金融服务之外,但数字普惠金融的发展可以逐步消除这种排斥,因为这部分人可以有效使用支付宝、微信等移动支付应用,借助数字普惠金融的普惠性,达到提高其家庭收入的目的,从而收敛居民收入差距;另一方面,鉴于“数字鸿沟”的存在,一些弱势群体(老年人或贫困户等)往往不具备数字技术技能和知识(比如不会用支付宝、微信等移动支付应用),使得自己被排斥在数字普惠金融提供的金融服务之外。

金融资本是社会生产活动的一种重要的要素投入,金融资本的差异是导致地区经济发展不平衡的重要因素之一。何宜庆和王茂川(2021)[10]收集 2011~2017 年中国 31 省市的面板数据,研究发现数字普惠金融对经济增长的作用有着强烈的门限效应,数字普惠金融的发展超过一定的门槛后,对经济增长的边际贡献才能表现出来,这一作用结果在经济欠发达地区更显著。根据发展经济学的观点,经济发展需要经济增长为其奠基,经济增长不一定带来经济发展。詹韵秋(2018)[11]对数字普惠金融和经济增长数量与质量之间可能存在的关系进行估计验证,结果表明数字普惠金融和经济增长数量之间有着先下降后上升的“U”型关系,但是与经济增长质量间却是先上升后下降的倒“U”型关系。也有部分学者认为普惠金融对部分地区的经济发展具有负作用。从长期来看,周斌等(2017)[12]研究发现普惠金融会给居民消费价格指数以及“互联网+”推动的经济增长带来负面冲击。刘亦文等(2018)[13]的研究结果则表明双门槛效应显著存在于数字普惠金融与经济增长的作用效果中,也就是当数字普惠金融只有控制在一个合适的范围内才能促进经济增长。可见,现有关于数字普惠金融与经济增长的研究结论仍存在分歧。

本文基于以上分析,提出下列假说。

假说 1: 数字普惠金融的发展与经济增长之间存在显著的促进效应,且该效应可能存在区域异质性。

假说 2: 数字普惠金融与经济增长并非线性关系,即数字普惠金融的发展水平在越过一定的门槛后,对经济增长的边际贡献更大。

3. 实证研究设计

3.1. 模型设定

为了探究数字普惠金融在经济增长中的作用,本文模型的主要解释变量选择各省市的数字普惠金融指数,同时,参考新古典经济增长理论,认为资本、劳动以及其他经济指标作为经济增长的要素禀赋,有必要引入到模型中作为控制变量,建立的面板回归模型如下:

$$\ln gdp_{jt} = \beta_0 + \beta_1 digit_{jt} + \alpha V_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

$$\ln gdp_{jt} = \beta_0 + \beta_1 digit_{jt} (digit < \gamma) + \beta_2 digit_{jt} (digit > \gamma) + \alpha V_{jt} + \mu_i + \varepsilon_{j,t} \quad (2)$$

其中 gdp_{jt} 、 $digit_{jt}$ 、 V_{jt} 分别表示 j 地区 t 年的人均实际 gdp、数字普惠金融指数以及固定资产投资、人力资本等资源禀赋, β_0 为常数项, β_1 为本文要测定的数字金融发展水平对人均实际 gdp 的边际贡献, γ 表示可能存在的门槛值(以单一门槛为例)在下文进行检验, μ_j 表示各省市数字普惠金融对地区经济增长的固定效应, $\varepsilon_{j,t}$ 是随机误差项。

3.2. 变量选择与描述性统计

3.2.1. 数据来源与变量选择

北京大学公布的数字普惠金融指数从数字化程度、数字金融覆盖度和数字化使用深度等多方面对各省市数字普惠金融发展程度进行度量,能有效度量各省市的数字普惠金融发展水平,并且,已有文献使用该数据作为数字经济的代理变量进行有关研究[14],故本文选取数字普惠金融指数作为核心解释变量,详细的编纂方法请参照郭峰等(2020)[15]。鉴于北京大学数字普惠金融指数时间区间为 2011~2020,故本文在选取 31 省市的数据时将时间区间也定为 2011~2020 年,各省市的经济指标数据来源于国家统计局 2010~2020 统计年鉴,将全国 31 省市有关经济指标分为东部、中部、西部三个区域进行描述性统计,如表 1 所示。

经济增长(gdp)。本文将人均实际 gdp 的对数值作为经济增长的指标。

数字普惠金融指数(digit)。本文数字普惠金融指数采用数字普惠金融领域较为权威的“北京大学数字普惠金融指数”。

产业结构(ig2, ig3)。本文分别选用第二产业和第三产业的增加值与总产出的比值作为产业结构的指标,该比值可以直观反映各省市的产业构成。

人均固定资产投资(invest)、人均财政教育支出(edu)、人均财政科技研发支出(tec)。固定资产投资一定程度反映了宏观经济运行态势,在配置资源、扩大就业等方面具有重要意义;教育支出和科研支出是推动技术进步最重要的动力之一,根据内生增长理论,投资与劳动力都是产出增加的重要投入要素。数据处理时,将固定资产投资总额(不含农户)、财政教育支出总额和财政科技研发支出总额除以常住人口,单位均为元,具体回归时进行对数化处理。

失业率(unemploy)。根据奥肯定律,产出与失业率之间存在着负相关的关系,因此有必要将失业率加入控制变量中。本文收集整理国家统计局公布的城镇登记失业率,将其作为各省市失业率的代理变量。

城镇化率(rate)。城镇化可以为经济增长提供资本和人口,与地区经济增长关系密切(刘华军等, 2019),本文用城镇人口除以当地常住总人口作为城镇化率的代表值。

3.2.2. 描述性统计

由表 1 可知,从地区人均生产总值、数字普惠金融、投资、教育等方面来看,各地区资源禀赋有所差异,呈现东部高于中部、而中部又高于西部的特点。

4. 实证结果分析

4.1. 基准回归结果

表 2 是划分不同区域后得到的基准回归结果。

由表 2 可知,模型拟合优度都大于 0.9 接近于 1,说明模型拟合度都比较好,各区域的核心变量系数的估计值均正且都通过了显著性水平检验,表明数字普惠金融能显著促进经济增长,但是在各个区域间

Table 1. Descriptive statistical results
表 1. 描述性统计结果

区域	统计值	gdp	digit	invest	edu	tec
西部	平均值	37,425.600	215.194	14,559.171	744.102	55.012
	最小值	12,882.000	18.470	2609.360	228.230	10.890
	最大值	78,294.000	344.760	34,421.960	1686.160	184.950
中部	平均值	40,826.882	219.691	18,871.051	786.603	97.082
	最小值	21,099.000	24.510	5526.600	250.200	18.260
	最大值	76,712.000	358.640	47,489.410	1882.560	377.950
东部	平均值	62,451.513	236.934	16,030.962	806.042	154.533
	最小值	17,209.000	16.220	404.980	60.800	2.710
	最大值	86,374.550	365.460	36,452.230	1056.680	463.560
全国	均值	51,219.942	227.571	16431.554	787.042	117.233
	最小值	12,882.000	16.220	404.980	60.800	2.710
	最大值	86,374.550	365.460	47,489.410	1882.560	463.560

Table 2. Benchmark regression results
表 2. 基准回归结果

变量	全国	西部	中部	东部
Digit	0.191***	0.073**	0.136***	0.230***
	(0.012)	(0.032)	(0.025)	(0.014)
Lninvest	-0.003	0.092***	-0.019	-0.012
	(0.012)	(0.033)	(0.022)	(0.013)
Lnedu	0.050	0.167***	0.086	-0.002
	(0.033)	(0.057)	(0.054)	(0.044)
Lntec	0.054***	0.011	0.0778***	0.025
	(0.014)	(0.030)	(0.021)	(0.020)
Ig2	0.409	1.784***	0.094	2.649***
	(0.262)	(0.655)	(0.309)	(0.633)
Ig3	-0.609**	0.290	-1.106**	1.442**
	(0.289)	(0.603)	(0.457)	(0.611)
Rate	1.977***	3.717***	2.839***	1.061***
	(0.153)	(0.425)	(0.479)	(0.202)
Unemploy	0.002	0.005	-0.025*	0.018
	(0.009)	(0.016)	(0.013)	(0.013)
Constant	8.654***	5.363***	8.461***	7.863***
	(0.328)	(0.881)	(0.463)	(0.533)
Observations	341	77	88	176
R-squared	0.973	0.991	0.986	0.973
Number of provcd	31	7	8	16

注：*、**、***分别表示通过了 10%、5%、1%显著性水平检验；括号内为标准误值，下同。

存在一定的差异，这也验证了之前的假设。从全国总体情况来看，数字普惠金融能显著促进经济增长，在其他条件不变时，数字普惠金融指数每提高 1%会使得人均 GDP 提高 0.191%，这一结果通过了 1%的显著性水平检验；而数字普惠金融对西部地区的边际贡献率仅为 0.073，远低于 0.191 的全国平均水平；中部地区的回归系数为 0.136，也略低于全国平均水平；对于东部地区而言，其回归系数为 0.230，不仅略高于全国平均水平还远高于中西部地区，数字普惠金融是否真的“普惠”值得深入探讨。

不同区域间控制变量的估计系数存在着一定的差异。增加固定资产投资、人均财政教育支出投入以及提高城镇化水平都能显著有助于西部地区的经济增长；不同的是，中部地区的人均财政科研支出和城镇化水平表现出利于经济增长的趋势，第三产业占比和失业率则与经济增长存在着显著的负相关关系；从东部地区的回归结果来看，东部地区的产业结构的转型升级以及城镇化水平的提高对经济增长的边际贡献显著。

4.2. 门槛回归结果

为了验证门槛效应，本文接下来将利用 stata 软件分别对全国、西部、中部、东部区域依次验证可能存在的门槛类别和门槛值。

Table 3. Threshold regression results
表 3. 门槛回归结果

变量	全国	中部地区	东部地区
0b._cat#c.digit	-0.0023*** (0.00)	0.0015*** (0.00)	0.0020*** (0.00)
1._cat#c.digit	0.0016*** (0.00)	0.0017*** (0.00)	0.0022*** (0.00)
2._cat#c.digit	0.0018*** (0.00)	8.475*** (0.42)	7.676*** (0.48)
Control variables	Yes	Yes	yes
Year	Yes	Yes	yes
province	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.979	0.988	0.979
observations	341	88	176

由表 3 可知，从全国层面来看数字普惠金融与经济增长存在双重门槛效应，这与前文中刘易文等(2018) [16]学者的结论一致。在其他条件不变下，当数字普惠金融指数低于第一门槛值 24.91 时，数字普惠金融的估计系数为-0.0023，也就是在其他条件不变下，数字普惠金融指数每提高 1%反而会使人均产出下降 0.0023%，该指数位于 24.9 和 292.77 之间时，估计系数上升为 0.0016，该指数高于 292.77 时，则会上升至 0.0018，说明在跨越相应的门槛后，数字普惠金融对产出的边际贡献有所增强。中部地区数字普惠金融的发展对经济增长存在单一门槛效应，平均而言，西部地区的普惠金融指数低于门槛值时，每提高一个百分点将引起该地区人均实际 gdp 提高 0.0015%；在数字普惠金融指数跨越 296 的门槛值后，对人均实际 gdp 的贡献率达到 0.0017%，随着中部地区数字化普惠金融跨越相应的门槛，其对产出增加的贡献有所增强。东部地区的数字普惠金融指数在越过 290.95 的门槛后，对人均实际 gdp 的边际贡献率将从 0.0020 上升到 0.0022。在对西部地区进行门槛效应检验后，发现数字普惠金融对西部地区的经济增长不

存在门槛效应，可能的解释是，从表 1 的描述性统计来看，西部地区与中西部地区的数字普惠金融水平较低，数字化覆盖度、应用度等方面不足，数字普惠金融的经济增长效应较小。

5. 内生性讨论

数字普惠金融与经济增长之间可能存在内生性问题，现有研究采用各个观测样本到杭州的空间距离 [17]、历史电话用户数 [18]或是将数字普惠金融指数滞后 [19]等处理作为数字普惠金融的工具变量，进行工具变量回归，来缓解两者之间可能存在的内生性问题。本文借鉴易行健等 (2018) [20]的研究方法，以各省市所属的数字普惠金融指数滞后一期作为数字普惠金融指数的工具变量进行回归，得到表 4 所示的回归结果。

Table 4. Lag regression results
表 4. 滞后回归结果

变量	全国	西部地区	中部地区	东部地区
	滞后			
L.digit	0.165*** (0.01)	-0.005 (0.04)	0.063* (0.03)	0.210*** (0.02)
Control variables	yes	yes	yes	yes
province	yes	yes	yes	yes
R-squared	0.960	0.985	0.973	0.962
Observations	310	70	80	160

6. 结论与对策建议

数字普惠金融有别于传统金融机构线下设立实体金融服务网点的金融服务行为，借助移动互联网、大数据、云计算等信息技术，更好地利用网络外部性，以更低的成本、更大的包容度向各种群体包括中小企业、低收入者等金融弱势群体提供优质的金融服务，进而促进经济增长。但是，对不同地区而言，又存在显著的异质性，对经济发展水平较高的东部、中部地区经济增长的贡献具有非线性关系，越过相应的门槛后，对产出的边际贡献更大；可能是由于“数字鸿沟”的存在，其对西部地区的边际贡献较小。

基于上述结论本文提出如下对策建议，在数字化程度较低的中西部地区，“数字鸿沟”导致数字普惠金融对产出的贡献很小甚至可能有抑制作用，因此，中西部地区在普惠金融发展初期，需要政府机构与各种金融机构、组织协调，利用税收优惠和行政规划等政策引导传统金融机构发展普惠金融项目，促进金融资源向“三农”领域倾斜，规范并支持具有普惠金融性质的金融机构的发展。加之，数字普惠金融仍处于发展完善阶段，相关的法律法规可能有所不足，存在监管不力的地方，需要政府建立和完善法律法规，规范数字普惠金融发展。中西部地区向东部地区学习发展经验的同时，也应该因地制宜，合理规划建设通信基础设施，吸引有关技术人才，缩小“数字鸿沟”，以便于更好地发挥数字普惠金融对产出增加的促进作用，缩小区域发展差距。东部地区则继续完善数字普惠金融的建设，继续推进产业结构的高级化、合理化进程，实现更大的产出增长。

参考文献

[1] 戴翔, 马皓巍. 数字化转型、出口增长与低加成率陷阱[J]. 中国工业经济, 2023(5): 61-79.
[2] 丁志国, 张炎炎, 任浩锋. 供给侧结构性改革的“去产能”效应测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(7): 3-25.

-
- [3] 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.
- [4] 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), 2021, 48(1): 54-64.
- [5] 黄益平, 邱晗. 大科技信贷: 一个新的信用风险管理框架[J]. 管理世界, 2021, 37(2): 12-21.
- [6] 黎月. 数字普惠金融对居民消费结构升级的影响——以江苏省为例[J]. 商业经济, 2024(5): 175-178, 193.
- [7] 刘丹, 尤佳, 张龙耀. 金融科技对农村商业银行绩效的影响: “契机”还是“阻力”——以江苏省为例[J]. 中国农村经济, 2023(11): 122-139.
- [8] 刘松涛, 罗炜琳, 梁颖欣. 数字普惠金融与城市 FDI 流入——基于人力资本与创新能力的视角[J]. 产业经济评论, 2023(6): 151-169.
- [9] 刘亦文, 丁李平, 李毅, 胡宗义. 中国普惠金融发展水平测度与经济增长效应[J]. 中国软科学, 2018(3): 36-46.
- [10] 钱海章, 陶云清, 曹松威, 曹雨阳. 中国数字金融发展与经济增长的理论与实证[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(6): 26-46.
- [11] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020(7): 114-133.
- [12] 王永钦, 米晋宏, 袁志刚, 等. 担保网络如何影响信贷市场——来自中国的证据[J]. 金融研究, 2014(10): 116-132.
- [13] 夏佳佳, 王守龙. 数字普惠金融发展对中小企业融资约束的影响研究——基于省级空间面板数据分析[J]. 红河学院学报, 2021, 19(3): 101-105.
- [14] 杨怡, 陶文清, 王亚飞. 数字普惠金融对城乡居民收入差距的影响[J]. 改革, 2022(5): 64-78.
- [15] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J]. 金融研究, 2018(11): 47-67.
- [16] 詹韵秋. 数字普惠金融对经济增长数量与质量的效应研究——基于省级面板数据的系统 GMM 估计[J]. 征信, 2018, 36(8): 51-58.
- [17] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [18] 郑祖昀, 黄瑞玲. 数字普惠金融缓解中小企业融资约束的效应——基于中国上市公司的证研究[J]. 深圳社会科学, 2021, 4(1): 50-62.
- [19] 周斌, 毛德勇, 朱桂宾. “互联网+”、普惠金融与经济增长——基于面板数据的 PVAR 模型实证检验[J]. 财经理论与实践, 2017, 38(2): 8-15.
- [20] 周璐瑶. 数字普惠金融发展研究综述[J]. 财会月刊, 2022(1): 147-153.