

数字普惠金融对长三角地区实体经济的影响分析——基于技术创新的调节效应

李静文, 李 平

江苏海洋大学商学院, 江苏 连云港

收稿日期: 2023年5月17日; 录用日期: 2023年5月29日; 发布日期: 2023年7月26日

摘 要

本课题基于2011~2021年我国长三角地区27个市级面板数据,选取数字普惠金融指数对长三角地区实体经济进行研究,引入调节变量技术创新,运用系统GMM估计方法和调节效应检验等研究长三角地区实体经济与数字普惠金融间关系。研究显示,数字普惠金融通过技术创新的调节作用,对长三角地区实体经济的发展具有显著促进作用。

关键词

数字普惠金融, 实体经济, 调节效应

Analysis of the Impact of Digital Inclusive on the Real Economy in the Yangtze River Delta Region—Based on the Moderating Effect of Technological Innovation

Jingwen Li, Ping Li

School of Business, Jiangsu Ocean University, Lianyungang Jiangsu

Received: May 17th, 2023; accepted: May 29th, 2023; published: Jul. 26th, 2023

Abstract

Based on the panel data of 27 cities in the Yangtze River Delta region from 2011 to 2021, this paper selects the digital inclusive finance index to study the real economy in the Yangtze River

文章引用: 李静文, 李平. 数字普惠金融对长三角地区实体经济的影响分析——基于技术创新的调节效应[J]. 金融, 2023, 13(4): 813-826. DOI: 10.12677/fin.2023.134085

Delta region, introduces the technological innovation of moderating variables, and studies the relationship between the real economy and digital inclusive finance in the Yangtze River Delta region by using systematic GMM estimation method and moderating effect test. The research shows that digital inclusive finance has a significant role in promoting the development of the real economy in the Yangtze River Delta region through the adjustment of technological innovation.

Keywords

Digital Inclusive Finance, Real Economy, Moderating Effects

Copyright © 2023 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

实体经济是一个国家得以发展的根基,是金融业得以进步的保障,唯有实体经济真正强大,一个国家的经济基础方可谓稳固,故实体经济是金融业服务的重要对象。在杭州举行的 G20 峰会上,数字普惠金融的概念正式提出,数字普惠金融是金融业与科技业碰撞产生的产物,为实体经济的发展带来了稳固根基和系统保障。长三角地区作为中国经济高质量发展的重要枢纽,需密切关注新发展格局构建,筑牢其在新发展格局中的中坚地位,其发展尤需重视金融服务能力提升,为其他地区的发展提供示范作用。本文在合理汲取现有研究成果的基础上,主要做了以下研究:一是基于系统 GMM 估计方法,研究长三角地区实体经济与数字普惠金融间关系;二是强调数字普惠金融影响我国实体经济发展过程中技术创新的调节作用。

2. 文献综述

第一,关于数字普惠金融对经济发展的影响。首先,数字普惠金融包括其三个维度,即覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度,这三个维度均促进了经济的高质量发展;并且数字金融通过提高融资可得性、缓解流动性约束,推动了经济向高质量方向发展(李梦雨, 2021) [1]。加强数字基础设施建设,包容数字金融创新发展,使得数字金融与科技创新的融合,提高金融服务质量,推动数字金融在高质量发展中发挥更大作用,为经济的发展提供更为普惠且精准的服务(滕磊, 2020) [2]。

第二,关于数字普惠金融影响实体经济的发展。长三角城市群的金融集聚与实体经济发展之间具有显著的倒“U”型关系,且科技创新和区域金融发展水平在其中具有显著的中介效应,政府应构建协调的区域金融发展机制,适当调整区域金融集聚水平与实体经济发展相适应,制定相关政策鼓励企业加大技术创新投入与人才引进力度,加速实体企业的现代化转型(张天舒, 2022) [3]。从结构上看,我国实体经济受到数字金融覆盖广度和数字金融使用深度的促进作用,但是数字支持服务程度对实体经济的影响不显著;从区域上看,数字金融对实体经济的影响存在区域性差异,对东部地区的促进效应强于中西部地区(汪亚楠, 2020) [4]。

第三,关于基于技术创新,数字普惠金融对实体经济发展的影响。首先,科技创新在数字普惠金融影响实体经济过程中发挥了促进的中介传导效应,我国需要进一步发展数字普惠金融,提高数字普惠金融发展水平,实现数字普惠金融协调发展(李林汉, 2022) [5]。科技创新在数字普惠金融影响实体经济过程中表现为遮掩效应,促进实体经济发展的关键在于提高数字普惠金融的发展水平,应推动创建科技创新活动,推出更

有利于科技创新的金融产品与服务, 最终形成一条可持续的实体经济发展道路(成学真, 2020) [6]。

综上所述, 学术界已研究数字普惠金融与实体经济的关系较多年, 形成较多研究成果, 但对于其中间的调节机制研究较少, 故本文进行深入研究。

3. 数字金融对实体经济影响的理论逻辑与研究假设

数字普惠金融逐步发展对实体经济发展困境和现状有了明显改变, 数字普惠金融普惠性、数字化等特征一定程度上有利于实体经济发展。本部分将总结数字普惠金融对实体经济的影响效应和调节效应, 在此基础上推导本文研究假设。

3.1. 数字普惠金融对实体经济的直接效应与研究假设

数字普惠金融是科技与金融业的碰撞产物, 为了弥补传统金融的许多缺陷而产生。正是由于它的出现, 使得更多人足不出户便可以享受到所需金融产品, 也使得偏远地区因此获益, 扩大金融服务的覆盖范围, 使得受益人群队伍壮大。一方面, 在大数据、云计算等新兴技术驱动下, 数字金融拓宽了传统金融的使用深度与触达能力(王敏, 2021) [7], 通过搭建新型互联网平台, 降低金融业务可得性的门槛, 为公众提供较为易得的金融服务。此外, 数字普惠金融也能通过提高融资的可得性及缓解信贷约束为实体经济提供资金和服务。另一方面, 数字普惠金融可以借助大数据技术, 替代传统手段为中小微企业搜集整合互联网数据, 构建中小微企业的诚信度模型, 辅以央行推出的针对“三农”和中小微企业的普惠金融政策, 提供其所需的金融服务。与此同时, 普惠金融政策合理引导资金流方向, 配置引入实体经济和虚拟经济的资金, 促进实体经济与虚拟经济的协调发展。基于上述直接效应的分析, 本文提出研究假设 1。

H1: 数字普惠金融对实体经济的发展具有促进作用。

3.2. 数字普惠金融对实体经济的调节机制与研究假设

实体经济是一种多维度概念指标, 本文研究通过技术创新程度提高, 数字普惠金融对实体经济的影响。随着我国经济步入“新常态”, 经济增长动力逐步转向“创新驱动”, 其中实体经济发展也应遵循“创新驱动”这一规律, 因为提高科技创新可以增加产品质量, 提高核心竞争力和转变经济增长方式, 使实体企业进一步迈向高质量发展之路, 同时科技创新还可以提高企业生产效率, 加大单位时间内产出, 提高核心竞争力, 促进产业结构优化, 推动实体经济向高质量发展。而数字普惠金融依托本身数字技术与普惠金融的特性, 可以从缓解创新企业融资、引导金融资源在创新企业中的分配、弥补传统金融服务的地理空间限制短板等方面为科技创新提供帮助, 为科技创新解决金融服务困境, 为其注入资金, 引导资源分配, 提高科技创新的水平, 进而发挥科技创新的实体经济驱动效应。数字普惠金融产品的推出也提升了金融服务的质量和效率, 使得公众足不出户获取所需金融服务, 也为金融创新打出口号, 助力“大众创业, 万众创新”, 使得地区之间的经济发展趋于平衡, 健康有序。基于上述调节机制分析, 本文提出研究假设 2。

H2: 数字普惠金融通过技术创新的调节作用, 对长三角地区实体经济的发展具有推动作用。

4. 模型建立与数据选取

4.1. 模型建立与估计方法

为了检验数字普惠金融与实体经济的关系, 同时考虑本期的被解释变量有可能受上期被解释变量影响, 本文建立如下动态面板模型:

$$fsre_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 fsre_{it-1} + \alpha_2 \ln df_{it} + \sum \beta_k X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $fsre$ 表示实体经济; $\ln df$ 表示数字普惠金融指数的对数; X 表示控制变量; i 代表省份; t 代表时间; u_i 用来控制各个省份不受时间变化影响的因素(即固定效应); ε_{it} 为误差扰动项。本文选用系统 GMM 方法对模型进行估计, 期望得到更加准确的实证结果。

4.2. 调节效应模型的建立

正如前文所述, 数字普惠金融可通过提升科技创新水平来促进实体经济发展, 本部分将重点考察科技创新的调节效应。参考刘晖(2023) [8]、孟金环(2023) [9]的研究, 建立下列模型:

$$fsre_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln df_{it} + \alpha_2 inv_{it} * \ln df_{it} + \sum \beta_k X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

上述个模型中, inv 为调节变量技术创新, 其他变量字母与上式保持一致。

4.3. 指标选取说明与数据来源

1) 被解释变量: 实体经济($fsre$)

参考大多数学者的做法, 如鲁钊阳(2021) [10]的研究, 实体经济选取国内生产总值减去房地产业增加值和金融业增加值来代表。其中国内生产总值(gdp)、房地产业增加值和金融业增加值数据来源于国家统计局官网。

2) 核心解释变量: 数字普惠金融指数($\ln df$)

本文核心解释变量采用北京大学数字金融研究中心公布的数字金融普惠发展指数。通过覆盖广度($\ln df_g$)、使用深度($\ln ds$)和数字支持服务程度($\ln dsz$)三个维度的指标对实体经济进行研究。

3) 调节变量

技术创新(inv)。参考梁榜(2019) [11]、钱海章(2020) [12]的研究, 本文选用国内专利申请授权量的对数值进行衡量。

4) 其他控制变量

①地方政府干预程度(fin)。参考陆凤芝(2022) [13]的研究, 本文选用政府财政支出占比国内生产总值来代表地方政府干预程度。

②固定资产投资(ass)。本文直接选取整个社会固定资产投资来代表。

③对外开放程度($open$)。参考王永仓(2020) [14]、贾高清(2019) [15]的研究, 本文选用进出口总额占比国内生产总值来代表对外开放程度。

4.4. 描述性统计

由表 1 可以看出: 1) 变量个数为 295, 说明本文的数据为平衡面板数据。平衡面板数据相对于非平衡面板数据更容易显著, 可以更好地控制时间和数据之间的影响, 减少了因时间和数据变化而引起的误差; 2) 从平均值来看, 数字普惠金融指数、覆盖广度、使用深度以及数字支持服务程度指数平均值非常相近, 意味着它们的集中趋势极为相似。与此同时, 控制变量地方政府干预程度、固定资产投资以及对外开放程度均值相差较大; 3) 从标准差来看, 实体经济和技术创新的离散程度是离散程度较大的前两位, 数值分别为 0.91 和 1.23, 代表大部分实体经济和技术创新的数据与平均值相差较大; 其他变量的离散程度都较小, 尤其是地方政府干预程度和对外开放程度指标, 数值分别为 0.05 和 0.06, 代表大部分地方政府干预程度和对外开放程度的数据与平均值相差较小, 更为准确; 4) 从最大值和最小值来看, 技术创新指标的极差为 5.87, 离散程度较大, 容易受到极端值的影响; 地方政府干预程度指标的极差为 0.2, 离散程度较小, 不易受到极端值的影响; 5) 从中位数来看, 各指标的一般水平趋势与集中趋势较为相似。

Table 1. Descriptive statistics of variables
表 1. 变量描述性统计

Variable	N	Mean	SD	Min	p50	Max
fsre	295	8.120	0.910	5.840	8.180	10.36
ln df	295	5.280	0.450	3.770	5.410	6.130
ln df g	295	5.260	0.430	3.570	5.360	5.920
ln ds	295	5.310	0.410	4.090	5.430	5.870
ln ds z	295	5.210	0.710	2.700	5.480	5.820
inv	295	9.450	1.230	6.260	9.620	12.13
ass	295	0.700	0.320	0.0700	0.630	1.470
fin	295	0.140	0.0500	0.0800	0.130	0.280
open	295	0.0700	0.0600	0.0100	0.0500	0.320

5. 实证分析

5.1. 基准回归

表 2 给出了实体经济滞后一期、数字普惠金融指数的对数的基准回归估计结果。与此同时为保证结果可靠性，选用个体固定效应模型，为实验提供更为准确的参数估计，以便对其中的变量因素进行解释以及对某些可能被忽视的因素进行重新评估；运用个体固定效应模型进行估计有助于了解实际分组间或个体间的差异是由于总体影响因素，还是由于个体属性引起的，从而更好理解观察到的结果；运用个体固定效应模型进行估计可以解决多重共线性问题以及多水平变量的随机效应，减少误差，便于获得准确的结果。

如表 2 所示，个体固定效应模型的估计结果为，在 1% 的显著性水平下，数字普惠金融的系数为 0.490，由此说明，数字普惠金融对实体经济的发展具有一定的促进作用，且 P 为 0.000，F 检验通过，促进作用效果显著。

Table 2. Estimation results of benchmark regression
表 2. 基准回归的估计结果

fsre	Coefficient	Std.err.	t	P > t	[95% conf. interval]	
ln df	0.4900379	0.0168451	29.09	0.000	0.4568695	0.5232063
ass	-0.1011700	0.0464626	-2.18	0.030	-0.1926561	-0.0096840
fin	-2.7848910	0.3360746	-8.29	0.000	-3.4466300	-2.1231520
open	0.9695667	0.1997868	4.85	0.000	0.5761815	1.3629520
gdp	0.0000253	3.60E-06	7.05	0.000	0.0000183	0.0000324
_cons	5.7790900	0.0797522	72.46	0.000	5.6220560	5.9361240
F test that all u_i = 0:F (26,263) = 110.15			Prob > F = 0.0000			

5.2. 系统 GMM 估计

为有效解决内生性问题，同时更进一步准确证明结论，本文选用系统 GMM 估计方法进行实验。结果见表 3，说明在显著性水平为 1% 时，数字普惠金融指标系数为 0.134，因此数字普惠金融对实体经济

的发展有正向作用,说明在显著性水平为 1%时,结果显著。因此可以说明,无论是采用静态面板估计还是采用动态面板估计,数字普惠金融均促进了实体经济的发展。但是因为有考虑到可能存在内生变量,从而导致实体经济发展的程度降低,故本文将利用系统 GMM 估计方法对公式(1)进行估计。在系统 GMM 估计中,AR(1)检验的 P 值等于 0.013,AR(2)检验的 P 值等于 0.922,表明模型有效地克服了内生性问题。Hansen 检验结果显示为 0.463,其结果是无偏的。因此,H1 得到验证。

Table 3. Results of systematic GMM estimation method
表 3. 系统 GMM 估计方法结果

fsre	Coefficient	std.err.	z	P > z	[95% conf.interval]	
fsre L1.	0.6998158	0.0718853	9.74	0.000	0.5589232	0.8407083
Indf	0.1335974	0.0501368	2.66	0.008	0.0353311	0.2318637
ass	-0.2160017	0.107958	-2.00	45	-0.4275955	0.0044079
fin	-2.500692	0.014661	-3.56	0.000	-3.87554	-1.125844
open	0.2387609	0.38199	0.63	0.532	-0.5099257	0.9874476
gdp	0.000206	6.56E-06	3.14	0.002	7.73E-06	0.0000335
_cons	2.160876	0.4120828	5.24	0.000	1.353208	2.968543
Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.50 Pr > z = 0.013						
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 0.10 Pr > z = 0.922						
Hansen test of overid.restrictions:chi2(26) = 26.00 Prob > chin = 0.463						
(Robust, but weakened by many instruments.)						

5.3. 稳健性检验

为了保证本文研究结论的可靠性,考察评价方法和指标解释能力的强壮性,进行缩短样本年限操作,将本文的研究样本年限从 2011~2021 年缩短为 2016~2021 年。同时考虑核心解释变量数字普惠金融指数指标对被解释变量实体经济影响存在时间滞后作用,故做自变量滞后一期处理。结果见表 4,回归系数为 0.399,显著为正,则说明该结果是稳健的。

Table 4. Robustness test
表 4. 稳健性检验

	(1)	(2)
	fsre	fsre
Indf		0.948*** (0.083)
L.Indf	0.399*** (0.032)	
ass	-0.110 (0.073)	-0.189 (0.137)
fin	-2.828***	-2.634***

Continued

	(0.784)	(0.683)
open	1.014***	0.456
	(0.279)	(0.346)
gdp	0.000***	0.000
	(0.000)	(0.000)
_cons	6.261***	3.463***
	(0.178)	(0.470)
N	267.000	160.000
r2	0.891	0.930

Standard errors in parentheses. *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01.

5.4. 异质性检验

5.4.1. 区域异质性检验

本文在进行区域异质性检验时，将样本数据分为上海市、安徽省、浙江省和江苏省，表 5 和表 6 为区域异质性检验结果。

由表 6 所示，上海市 AR(1)为 0.257，结果不显著，这与上海市近几年来数字普惠金融发展态势相关。上海市金融行业曾提出，需要较多实际有用数据开发相应的普惠金融产品，服务对应的小微企业，这需要社会的大力支持。比如医保贷款，医保部门需要保护患者的数据隐私，所以数据安全问题一直是医保部门的担忧所在，但是金融行业并不需要原始数据，只是需要在获得客户授信下的查询数据即可，但这也是一件较为困难的事、同样的社保、用水、用电、用工行业亦是如此。这就反映出数字普惠金融产品受到抑制的原因所在。因此上海市需要重视此问题，加大行业间联系，保证用户接受度，设立相关安全管理部门，保证用户没有后顾之忧。

安徽省 AR(1)为 0.047，AR(2)为 0.785，Hansen 检验结果为 0.502，结果显著。安徽省实体经济的发展一部分受到乡村振兴的帮助。而乡村振兴的关键就是产业振兴，只有每个产业得到了发展，才能促进产业链的发展，才能促进内部结构的优化，才能有效促进乡村整体的发展，方能实现乡村振兴。在安徽省，限度特色产业受到数字普惠金融的支持，实现了较好发展。数字普惠金融产品已经深入县域，面对群众广泛。推出的助农计划，满足了安徽省新经济发展的需求，推动了县域数字经济的蓬勃发展。

浙江省 AR(1)为 0.028，AR(2)为 0.395，Hansen 检验结果为 0.503，结果显著。浙江省结果显著主要得益于浙江银保监局充分关注社会中的不平衡、不充分问题，推进金融行业为所需人群提供所需产品，同时要求金融服务的高质量与均等性，不管面对哪一人群均需提供相同质量的金融服务，为浙江省金融行业建设发展和地区共同富裕提供了可资借鉴的浙江范本。

江苏省 AR(1)为 0.093，AR(2)为 0.870，Hansen 检验结果为 0.572，结果显著。江苏省在面对前几年严峻的经济形势下，勇于创新发展，省财政厅着力打好“财政 + 金融”组合拳，支持创业就业，鼓励小微企业开创发展，积极为小微企业引流引资，加大投放信贷产品，为急需资金周转的企业带去新的希望，为稳住经济大盘贡献力量。

Table 5. Regional heterogeneity test
表 5. 区域异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	fsre	fsre	fsre	fsre
lndf	0.101 (0.096)	0.090 (0.094)	0.245*** (0.075)	0.131*** (0.043)
L.fsre	0.409* (0.237)	0.716*** (0.092)	0.645*** (0.098)	0.492*** (0.108)
ass	-0.924* (0.521)	-0.080 (0.150)	-0.319* (0.167)	-0.187 (0.162)
fin	-2.212*** (0.827)	-1.110 (1.066)	-1.984*** (0.704)	-3.792*** (0.782)
open	1.036* (0.623)	0.199 (0.458)	0.483* (0.275)	0.897 (0.644)
gdp	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000** (0.000)
_cons	5.115** (2.145)	1.845*** (0.618)	1.905*** (0.649)	3.875*** (0.918)
N	85.000	134.000	141.000	141.000

Standard errors in parentheses. *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01.

Table 6. Regional heterogeneity test of provinces
表 6. 各省区域异质性检验

	上海市	安徽省	浙江省	江苏省
AR(1)	0.257	0.047	0.028	0.093
AR(2)	0.602	0.785	0.395	0.870
Hansen	0.601	0.502	0.503	0.572

5.4.2. 结构异质性检验

由表 7 中结果可得出, 覆盖广度、使用深度和数字支持服务程度显著程度较不同, 说明其对实体经济的实际影响有差异。覆盖广度属于传统金融范畴, 已支撑数字普惠金融产品服务时间较长, 随着数字经济的较快发展, 此维度已从线上与用户形成紧密联系, 突破地域位置限制, 扩大覆盖范围, 提升覆盖人群基数, 使得数字普惠金融产品让更多人群接触到, 尤其是将数字普惠金融产品送至偏远地区, 为偏远地区居民提供了适合他们并且足够满足其需求的金融服务。覆盖广度的扩展意味着数字普惠金融可获得性的增加, 这种基于互联网的新金融模式打破了传统金融的限制, 使得更多经济主体能够触及金融服务, 也可以使原先劳动效率低下的人群受益于数字普惠金融服务, 从而有利于推动经济高质量发展(常建新, 2021) [16]。使用深度是数字金融向传统金融的内部延伸, 现如今, 金融行业已开始利用互联网技术向客户线上推送现代化金融产品, 推荐适合每个人群的精确化金融产品, 推进金融服务的精细化以及深入度, 较好地支撑实体经济的发展。目前, 我国数字化金融设施尚未健全,

数字化程度提高的同时会降低金融服务获取的成本和产品价格，使经营者获利下降，因此偏远地区轻松获得低成本精准的金融服务有较大难度，故数字支持服务程度对实体经济的影响程度还需进一步获取数据支撑检验。

根据表 8 显示，上海市数字普惠金融指数 AR(1)为 0.156，结果不显著，覆盖广度指数 AR(1)为 0.543，结果不显著，使用深度指数 AR(1)为 0.033，AR(2)为 0.762，结果显著。数字支持服务程度指数 AR(1)为 0.024，AR(2)为 0.564，结果显著。上海市数字普惠金融指数和数字金融覆盖广度指数对实体经济的发展影响不显著，说明上海市需要通过新方法开启新一代数字经济的发展潮流。上海市已经是长三角地区较为发达的地区，其数字普惠金融的发展较于其他省市快速许多并且覆盖率高许多，因此数字普惠金融指数和数字金融覆盖广度指数对实体经济的发展影响不显著。政府部门应该联动金融行业相关部门多管齐下破难题，根据数字普惠金融的发展要求，变革模式，推出创新化金融产品，建立差异化和系统化的制度体系，满足多方面需求。

根据表 9 显示，安徽省数字普惠金融指数 AR(1)为 0.020，AR(2)为 0.626，Hansen 检验结果为 0.499，结果显著。数字金融覆盖广度指数 AR(1)为 0.021，AR(2)为 0.675，Hansen 检验结果为 0.509，结果显著。数字金融使用深度指数 AR(1)为 0.019，AR(2)为 0.608，Hansen 检验结果为 0.587，结果显著。数字支持服务程度指数 AR(1)为 0.022，AR(2)为 0.569，Hansen 检验结果为 0.622，结果显著。安徽省应该继续推进“三农”政策有序发展，建立更为完善的金融供给体系和服务机制，扶持优质农业做优做大做强。采用更为先进的技术，加大对金融科技产品的研发和应用，降低金融服务成本，做好更高质量服务。推进普惠金融知识相关培训，提高金融从业人员服务技能。

根据表 10 显示，浙江省数字普惠金融指数 AR(1)为 0.010，AR(2)为 0.626，Hansen 检验结果为 0.552，结果显著。数字金融覆盖广度指数 AR(1)为 0.016，AR(2)为 0.713，Hansen 检验结果为 0.531，结果显著。数字金融使用深度指数 AR(1)为 0.005，AR(2)为 0.939，Hansen 检验结果为 0.603，结果显著。数字支持服务程度指数 AR(1)为 0.005，AR(2)为 0.124，Hansen 检验结果为 0.583，结果显著。浙江省应保持发展态势，构建多元化金融机构，提供多样化金融产品和服务，不断完善金融产品质量，提供精细化和精确化的金融服务，丰富普惠金融的产品体系，丰富普惠金融产品的服务内容而后形式，增强金融服务的可感知度，推动更多的公众主动选择普惠金融服务。

根据表 11 显示，江苏省数字普惠金融指数 AR(1)为 0.016，AR(2)为 0.242，Hansen 检验结果为 0.569，结果显著。数字金融覆盖广度指数 AR(1)为 0.038，AR(2)为 0.350，Hansen 检验结果为 0.630，结果显著。数字金融使用深度指数 AR(1)为 0.010，AR(2)为 0.185，Hansen 检验结果为 0.544，结果显著。数字支持服务程度指数 AR(1)为 0.014，AR(2)为 0.095，Hansen 检验结果为 0.560，结果显著。江苏省应持续推进积极政策，提高金融服务满意度，做好数字普惠金融创新文章，推进金融产品数字化转型，满足用户多需求的服务场景，使得用户足不出户通过网络化和智能化的金融产品与服务满足自身需求。与此同时，江苏省还需鼓励金融业推进金融服务业务与生活场景相融合，带给用户更细致的体验。

Table 7. Structural heterogeneity test
表 7. 结构异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	fsre	fsre	fsre	fsre
Indf	0.464*** (0.141)			
L.fsre	0.422* (0.233)	0.436 (0.285)	0.392* (0.234)	0.428 (0.318)

Continued

ass	−1.343*	−1.339	−1.353*	−1.401
	(0.779)	(0.986)	(0.744)	(1.065)
fin	−1.161	−1.070	−1.565	−1.687
	(1.259)	(1.818)	(1.041)	(1.909)
open	0.835	0.855	0.695	1.073
	(0.656)	(0.718)	(0.744)	(0.728)
lndfg		0.314**		
		(0.138)		
lnds			0.772***	
			(0.219)	
lndsz				0.888*
				(0.512)
_cons	3.289*	4.011*	1.857	0.897
	(1.868)	(2.210)	(2.198)	(2.156)
N	78.000	78.000	78.000	78.000

Standard errors in parentheses. *p < 0.1; **p < 0.05; ***p < 0.01.

Table 8. Test of structural heterogeneity in Shanghai
表 8. 上海市结构异质性检验

	数字金融 普惠指数	数字金融 覆盖广度指数	数字金融 使用深度指数	数字支持 服务程度指数
AR(1)	0.156	0.543	0.033	0.024
AR(2)	0.764	0.229	0.762	0.564
Hansen	0.499	0.509	0.587	0.622

Table 9. Test of structural heterogeneity in Anhui Province
表 9. 安徽省结构异质性检验

	数字金融 普惠指数	数字金融 覆盖广度指数	数字金融 使用深度指数	数字支持 服务程度指数
AR(1)	0.020	0.021	0.019	0.022
AR(2)	0.639	0.675	0.608	0.569
Hansen	0.582	0.581	0.574	0.578

Table 10. Test of structural heterogeneity in Zhejiang Province
表 10. 浙江省结构异质性检验

	数字金融 普惠指数	数字金融 覆盖广度指数	数字金融 使用深度指数	数字支持 服务程度指数
AR(1)	0.010	0.016	0.005	0.005
AR(2)	0.626	0.713	0.939	0.124
Hansen	0.552	0.531	0.603	0.583

Table 11. Test of structural heterogeneity in Jiangsu Province
表 11. 江苏省结构异质性检验

	数字金融普惠指数	数字金融覆盖广度指数	数字金融使用深度指数	数字支持服务程度指数
AR(1)	0.016	0.038	0.010	0.014
AR(2)	0.242	0.350	0.185	0.095
Hansen	0.569	0.630	0.544	0.560

5.5. 调节效应

本文利用调节效应研究数字普惠金融对实体经济影响的同时，是否会受到调节变量技术创新的干扰。为防止多重共线性，先进行中心化处理。而后选取核心解释变量数字普惠金融指数指标进行调节效应检验，得出结果见表 12。因为加入了技术创新这一调节变量，数字普惠金融的系数从 0.134 变为 0.266，系数变大且正向显著，说明数字普惠金融在技术创新的推动下比仅通过自身对实体经济的影响更大。随着金融业与科技行业的结合，数字普惠金融的发展变强，使得金融行业市场中数字普惠金融力量逐渐强于传统金融力量，成为实体经济发展新的推动力。数字普惠金融指数指标和技术创新指标交乘项的回归系数为 0.018，系数为正且显著，表明数字普惠金融对实体经济影响的同时，存在技术创新的调节效应。也就是说，技术创新强化了数字普惠金融对实体经济的正向作用。实体经济的发展离不开技术创新，技术创新可以增加产品质量，加大单位时间内产出，提高企业生产效率，提高企业核心竞争力，使实体企业进一步迈向高质量发展之路，带动整个实体经济高质量发展。因此，H2 得到验证。

Table 12. Moderating effects
表 12. 调节效应

	c_fsre
c_lndf	0.266*** (0.045)
c_lndf_inv	0.018*** (0.005)
ass	-0.057 (0.071)
fin	-2.603*** (0.766)
open	0.727*** (0.141)
gdp	0.000 (0.000)
_cons	0.256* (0.133)
N	295.000
r2	0.905

Standard errors in parentheses. * p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01.

6. 实证结论与建议

6.1. 实证结论

本课题基于 2011~2021 年长三角地区“三省一市”的 27 个市级面板数据,选取数字普惠金融指数对长三角地区的实体经济进行实证研究,引入调节变量技术创新以及控制变量地方政府干预程度、固定资产投资和对外开放程度,运用系统 GMM 估计方法和调节效应检验等研究长三角地区实体经济与数字普惠金融之间的关系。研究结果显示,数字普惠金融通过技术创新的调节作用,对长三角地区实体经济的发展具有显著的促进作用。

研究结果显示:1) 数字普惠金融对长三角地区实体经济的发展具有促进作用;2) 数字普惠金融通过技术创新的调节作用,对长三角地区实体经济的发展具有推动作用;3) 数字普惠金融虽然对长三角地区实体经济具有促进作用,但是仍然存在区域性差异。其中,上海市结果不显著,安徽省、浙江省和江苏省结果均显著;4) 数字普惠金融存在结构性差异。其中,数字支持服务程度对长三角地区所有城市实体经济的影响较小,覆盖广度和使用深度维度影响较显著;5) 数字金融普惠指数和覆盖广度维度对上海市实体经济的影响不显著,使用深度维度和数字支持服务程度维度影响显著。安徽省、浙江省和江苏省均为显著。

6.2. 相关建议

第一,大力发展数字普惠金融,完善数字普惠金融体系,推进数字普惠金融结构优化,提高其对实体经济的服务效率。对于上海市而言,由于其数字普惠金融发展速度较快,面向人群基数较大,并且达到了一定的发展高度,故实体经济通过数字普惠金融获得发展的空间变小,且数字普惠金融覆盖广度拓展较慢。因此,上海市政府相关部门需要开拓发展视野,更好地推陈出新,进一步完善城市数字化转型政策制度体系,政策落实的有效性以完善的保障机制为前提,因此需要建立系统化的长期性政策保障体系(随力瑞,2022) [17],实施经济、生活、治理三个领域数字化转型行动方案。同时有效解决用户和相关单位担心隐私数据泄露问题,积极推进数据立法工作,制定上海市数据条例,保证用户数据的安全性,联合医保、社保、用水、用电和用工等多行业,提高用户接受度,解决用户的后顾之忧。安徽省、江苏省和浙江省需要保持自身的发展态势,进一步完善传统金融向数字化金融方向的转变,政府需要时刻关注市场动向,出台相关优惠政策,鼓励传统金融机构利用数字化技术,针对实体经济对相关金融产品进行创新。鼓励传统金融向数字金融方向转型,加快数字经济和绿色金融的赛道布局。与此同时,可以打造城市数字化转型标杆示范场景。比如安徽省的县域特色产业便可以通过直播电商的形式获得高质量发展,推进安徽省落实商业数字化转型实施方案,推动数字金融高质量发展,进一步推动实体经济的高质量发展。

第二,关注数字普惠金融数字化程度提升,加快数字化发展步伐,简化其服务实体经济的手续,更高质量更高速地完成相关环节。加强数字技术在实体企业中的应用,扩大数字金融的覆盖广度,并提升其使用深度,加强数字金融基础设施建设与完善(徐伟呈,2022) [18]。长三角地区数字普惠指数、覆盖广度和使用深度对长三角地区所有城市实体经济的影响显著程度明显,但是数字支持服务程度对长三角地区所有城市实体经济的影响却不太大。因此,其一,长三角地区应全面推进城市数字化建设,推进城市数字化转型应用场景开发,推进“为老服务一键通”、便民就医服务等生活数字化应用场景建设;其二,攻关核心技术,加快新技术开发,抢先布局数字新基建,着力打造一批新生代互联网经济数字品牌;其三,加大数字化知识普及力度和覆盖广度,将数字化产品带到偏远地区,使得贫困地区、偏远地区的人群获得数字化便利,了解数字化产品,对数字化产品产生兴趣,让他们明白数字化产品是真正可以帮

助到他们的。同时偏远地区往往设备不够完善,产品比较单一,并且大多是收入偏低的人群,高端的数字化产品与他们的消费水平不平衡,政府还需要联系企业,权衡成本,为偏远地区带去适宜的数字化产品做出努力;其四,完善数字化相关产品的人才培养计划。数字化产品是需要科技人才开发出来的,数字普惠金融的发展是需要人才带动的,政府应该具有警醒意识,促进数字化人才的培养,制定一系列可用计划,为建立人才库做好准备。同时政府应该联动高校,开展相关课程培养,使得当代大学生脑中具有数字化意识。同时还需通过校企直通车等平台,加强校企合作机制,鼓励高校学生将理论联系实际,进行研发操作。数字化知识也需要通过各项国家级、省市级竞赛得以传播,让当代青年在竞赛中收获知识,再将知识运用于实际。

第三,重视地区创业和科技创新在数字普惠金融促进实体经济发展过程中的作用。长三角地区是全国科技发展的强力军,经济发展活跃、开放程度高、创新能力强的长三角地区肩负科技创新高原上勇攀高峰的使命。与此同时,金融业的发展历来同技术创新的发展有着密切的关系,将金融业和科技行业有效结合,取长补短,更能发挥金融业的无限前景,以此更好地推动实体经济的发展。其一,长三角地区应该推进各产业的现代化发展,把各产业主动地、深度地与互联网结合起来。打造长三角区域协同创新共同体,依赖于创新链与产业链深度融合,依赖于科技与产业联动发展(李永盛,2019) [19]。鼓励企业技术创新,将金融科技创新融入企业技术创新中去,优化企业内部结构,提高金融资源转化为实体经济产出的能力。加强数字普惠金融服务模式和产品技术的创新,提高金融服务企业创新活动和实体经济的效率(陈清华,2022) [20]。其二,长三角地区应该通过增加就业渠道和就业的灵活性,发挥“大众创新,万众创业”对于经济发展的重要作用。鼓励创业,建立完善的征信体系,更好地为创新型企业服务,降低其融资难度,促进新兴产业的发展,更好地服务于实体经济。其三,长三角地区应该为拥有科技创新成果的高端人才提供绿色通道,为其创业提供有效途径,注重人才培养,为实体经济的发展注入汨汨活泉。

参考文献

- [1] 李梦雨,彭传旭,魏熙晔.数字金融能否促进经济高质量发展——来自我国275个城市的经验证据[J].金融监管研究,2021(11): 97-114.
- [2] 滕磊,马德功.数字金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究,2020,37(11): 80-92.
- [3] 张天舒,唐一鸣,马靖淳.金融集聚对实体经济发展的影响机制分析——基于长三角和珠三角城市群的实证研究[J].东北师大学报(自然科学版),2022,54(4): 144-154.
- [4] 汪亚楠,叶欣,许林.数字金融能提振实体经济吗[J].财经科学,2020(3): 1-13.
- [5] 李林汉,韩明希,侯毅苇.数字普惠金融对实体经济的影响——基于系统GMM与面板门槛模型的实证分析[J].华东经济管理,2022,36(12): 14-25.
- [6] 成学真,龚沁宜.数字普惠金融如何影响实体经济的发展——基于系统GMM模型和中介效应检验的分析[J].湖南大学学报(社会科学版),2020,34(3): 59-67.
- [7] 王敏,李兆伟,吕寒.数字金融与经济高质量增长:机制、效应与异质性分析[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版),2021(3): 18-34.
- [8] 刘晖,郑秀田.供应商集中度对零售企业成本粘性的影响——基于环境不确定性的调节效应[J].商业经济研究,2023(9): 148-151.
- [9] 孟金环.区域物流能力对流通业韧性的影响研究——产业聚集的调节效应[J].商业经济研究,2023(9): 85-88.
- [10] 鲁钊阳,马辉.金融科技创新对实体经济增长的影响研究[J].科学管理研究,2021,39(5): 150-159.
- [11] 梁榜,张建华.数字普惠金融发展能激励创新吗?——来自中国城市和中小企业的证据[J].当代经济科学,2019,41(5): 74-86.
- [12] 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.
- [13] 陆凤芝,王群勇.数字普惠金融与金融服务实体经济效率提升[J].南开学报(哲学社会科学版),2022(3): 34-47.

- [14] 王永仓, 温涛. 数字金融的经济增长效应及异质性研究[J]. 现代经济探讨, 2020(11): 56-69.
- [15] 贾高清. 金融服务实体经济效率分析——基于动态异质性随机前沿模型[J]. 工业技术经济, 2019, 38(6): 28-37.
- [16] 常建新, 范立春, 高莉. 数字普惠金融能够推动经济高质量发展吗? [J]. 金融发展研究, 2021(12): 69-76.
- [17] 随力瑞, 金浩. 普惠金融对产业结构升级的作用机制与效应研究[J]. 审计与经济研究, 2022, 37(4): 110-118.
- [18] 徐伟呈, 范爱军. 数字金融、内驱机制与实体经济增长——基于实体企业金融化的研究视角[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(1): 28-42.
- [19] 李永盛. 长三角区域实体经济一体化发展的短板及对策[J]. 科学发展, 2019(6): 73-81.
- [20] 陈清华, 王艳, 贺静宜. 数字普惠金融、企业技术创新与经济增长质量[J]. 当代金融研究, 2022, 5(1): 38-49.