

分类号 F224.0/85
U D C

密级
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 数字普惠金融对实体经济发展的影响研究

研究生姓名: 姚勤

指导教师姓名、职称: 王永瑜、教授

学科、专业名称: 应用经济学、数量经济学

研究方向: 计量经济学方法与应用

提交日期: 2023年5月30日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 姚勤 签字日期： 2023.5.30

导师签名： 张瑞 签字日期： 2023.5.30

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意 (选择“同意” / “不同意”) 以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊(光盘版)电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 姚勤 签字日期： 2023.5.30

导师签名： 张瑞 签字日期： 2023.5.30

Research on The Impact of Digital Inclusive Finance on the Development of Real Economy

Candidate : Yao Qin

Supervisor: Wang Yongyu

摘要

实体经济是立国之本,也是我国实现经济高质量发展和构筑未来发展战略优势的重要支撑。当前,我国经济存在着资金流向虚拟经济的比例在不断提高,而流向实体经济的资金比例持续减少的问题,经济呈现出“脱实向虚”,实体经济企业面临严重的“融资难、融资贵”难题,同时我国着力于构建新发展格局与建设现代化经济体系,正处于转变经济发展方式和转换经济增长动力的关键时期,必须坚持推动实体经济发展,把发展经济的着力点放在实体经济上。

金融是现代实体经济的核心和血脉,与实体经济共生共荣。数字技术的运用及其与传统普惠金融的深度融合,使得作为新金融业态的数字普惠金融在以往传统金融的基础上拓展了应用场景,提高了金融资源的流动性与可获得性,降低了企业融资成本,企业融资需求得到改善,在推动我国实体经济的发展中起到至关重要的作用。因此,研究数字普惠金融对实体经济的影响对进一步提振实体经济和促进经济高质量发展具有重要意义。

本文首先梳理了近年来学者们对数字普惠金融与实体经济的相关研究,然后界定数字普惠金融与实体经济的概念和介绍理论基础,分析数字普惠金融对实体经济发展的影响机制,提出本文的研究假设,在此基础上运用 2011-2020 年我国 31 个省份的面板数据,构建面板门槛模型和空间杜宾模型探究数字普惠金融对实体经济的影响效应,研究结果表明:

第一,数字普惠金融能显著正向促进实体经济的发展,三个子维度中覆盖广度起主要促进作用,产生的影响最大,其次是使用深度,而数字化程度最小。数字普惠金融发展水平的提高能明显促进中、东、西部实体经济发展,对西部地区的促进作用高于东部和中部。

第二,数字普惠金融对实体经济发展的影响存在单一门槛效应。数字普惠金融对实体经济发展的正向影响存在边际效应递增趋势,数字普惠金融在更高阈值内对实体经济发展的正向促进作用更强。三个子维度与实体经济发展之间存在均存在明显的非线性关系但是存在差异,其中覆盖广度对实体经济发展的影响存在单一门槛效应,随着覆盖广度的提高,其对实体经济发展促进作用增大;而使用深度和数字化程度对实体经济发展的作用存在双重门槛,随着数字化程度的提高,

其对实体经济发展促进作用逐渐减小。

第三，数字普惠金融对实体经济发展的影响存在空间效应。本地区数字普惠金融的发展对本地区的实体经济发展会产生促进作用，但是对邻近地区实体经济的发展会产生抑制作用，即数字普惠金融的发展存在“虹吸效应”。从数字普惠金融的三个维度来看，覆盖广度对本区域实体经济具有显著正向影响，但是对邻近区域实体经济会产生负向影响。

最后，结合研究结果从各个角度提出相关建议，以期能促进实体经济更好更快发展。

关键词：数字普惠金融；实体经济；门槛效应；空间效应

Abstract

The real economy is the foundation of the country and an important support for China to achieve high-quality economic development and build strategic advantages for future development. At present, the proportion of capital flowing to the virtual economy is increasing, while the proportion of capital flowing to the real economy is decreasing, and the economy is showing a "de-realisation towards deficiency", with enterprises in the real economy facing serious difficulties in financing and expensive financing. At the same time, China is focusing on building a new development pattern and constructing a modern economic system, and is at a critical period of transforming the mode of economic development and changing the dynamics of economic growth, so we must insist on promoting the development of the real economy and putting the focus of economic development on the real economy.

Finance is the core and bloodline of the modern real economy and is symbiotic with the real economy. The use of digital technology and its deep integration with traditional inclusive finance has enabled digital inclusive finance as a new financial industry to expand the application scenarios based on the previous traditional finance, improve the liquidity and accessibility of financial resources, reduce the cost of corporate financing and improve the financing needs of enterprises, playing a vital role in promoting the development of China's real economy. Therefore, it is important to study the impact of digital inclusive finance on the real economy in order to further boost the real economy and promote high-quality economic development.

This paper firstly composes the relevant studies on digital inclusive finance and the real economy by scholars in recent years, then defines the concept and introduces the theoretical basis of digital inclusive finance

and the real economy, analyses the impact mechanism of digital inclusive finance on the development of the real economy, puts forward the research hypothesis of this paper, and on this basis uses the panel data of 31 provinces in China from 2011 to 2020 to construct a panel threshold model and a spatial Durbin model to explore the impact effect of digital inclusive finance on the real economy, the research results show that:

Firstly, digital inclusive finance can significantly and positively contribute to the development of the real economy, with the breadth of coverage playing the main contributing role and generating the largest impact among the three sub-dimensions, followed by the depth of use and the smallest degree of digitalisation. The increase in the level of development of digital inclusive finance can significantly contribute to the development of the real economy in the central, eastern and western regions, with a higher contribution to the western region than to the eastern and central regions.

Secondly, there is a single threshold effect on the impact of digital inclusive finance on the development of the real economy. The positive impact of digital inclusive finance on real economic development has a tendency of increasing marginal effects, and digital inclusive finance has a stronger positive promotion effect on real economic development within a higher threshold. There is a non-linear relationship between all three sub-dimensions and real economic development, with a single threshold effect for breadth of coverage, which gradually increases as the breadth of coverage increases, and a double threshold effect for depth of use and digitalisation, which gradually decreases as the degree of digitalisation increases. Thirdly, the role of digital inclusion in the development of the real economy has been increasing.

Thirdly, there is a spatial effect on the impact of digital inclusive

finance on the development of the real economy. The development of digital inclusive finance in the region will have a catalytic effect on the development of the real economy in the region, but will have a suppressive effect on the development of the real economy in neighbouring regions, there is a "siphon effect" on the development of digital inclusive finance. From the three dimensions of digital inclusive finance, the breadth of coverage has a significant positive impact on the real economy of the region, but has a negative impact on the real economy of the neighbouring regions.

Finally, the study results are combined with relevant recommendations from various perspectives, with a view to promoting better and faster development of the real economy.

Keywords: Digital inclusive finance; Real economy; Threshold effect; Spatial effect

目 录

1 引言	1
1.1 研究背景及意义.....	1
1.1.1 研究背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 国内外相关文献综述.....	3
1.2.1 数字普惠金融的相关研究.....	3
1.2.2 实体经济发展的相关研究.....	5
1.2.3 数字普惠金融影响实体经济发展的相关研究.....	7
1.2.4 文献述评.....	8
1.3 研究内容与方法.....	9
1.3.1 研究内容.....	9
1.3.2 研究方法.....	11
1.4 可能的创新点与不足之处.....	12
1.4.1 可能的创新点.....	12
1.4.2 不足之处.....	13
2 概念界定、相关理论与影响机制	14
2.1 相关概念界定.....	14
2.1.1 数字普惠金融.....	14
2.1.2 实体经济.....	14
2.2 相关理论基础.....	15
2.2.1 金融结构理论.....	15
2.2.2 金融深化理论.....	16
2.2.3 包容性增长理论.....	17
2.3 数字普惠金融对实体经济发展的影响机制分析.....	17
2.3.1 数字普惠金融对实体经济影响的门槛效应.....	17
2.3.2 数字普惠金融对实体经济影响的空间效应.....	20

3 数字普惠金融和实体经济发展的现状分析	21
3.1 数字普惠金融发展现状.....	21
3.1.1 数字普惠金融发展过程.....	21
3.1.2 我国数字普惠金融发展现状.....	22
3.2 实体经济发展现状.....	23
3.2.1 实体经济发展规模现状.....	24
3.2.2 实体经济发展结构现状.....	26
3.2.3 实体经济发展效率现状.....	27
3.3 我国数字普惠金融支持实体经济发展现状及问题分析.....	31
4 数字普惠金融对实体经济发展的面板门槛效应分析	33
4.1 模型构建.....	33
4.2 变量选取与数据来源.....	33
4.2.1 变量选取.....	33
4.2.2 数据来源.....	35
4.3 面板门槛模型实证分析.....	35
4.3.1 基准回归分析.....	35
4.3.2 面板门槛模型回归结果与分析.....	37
4.3.3 稳健性和内生性检验.....	41
4.3.4 区域异质性分析.....	43
5 数字普惠金融对实体经济发展的空间效应分析	44
5.1 空间计量模型构建.....	44
5.1.1 空间权重矩阵选取.....	44
5.1.2 空间自相关检验.....	45
5.1.3 空间计量模型设定与选择.....	49
5.2 空间计量模型实证结果分析.....	51
5.2.1 数字普惠金融对实体经济发展的空间效应分析.....	51
5.2.2 分维度异质性分析.....	54

6 结论与政策建议	56
6.1 结论.....	56
6.2 政策建议.....	57
参考文献	59
致谢.....	65

1 引言

1.1 研究背景及意义

1.1.1 研究背景

实体经济作为一国的根基所在，是经济和社会繁荣发展的支柱。以习近平同志为核心的党中央一直重视我国实体经济的发展，近年来围绕着“实体经济”这一重要主题做了多次强调和部署。2016年中央经济工作会议提出要着力振兴实体经济。党的十八大以来，习近平总书记也在多个场合指出要振兴实体经济。2017年10月18日，十九大报告上习近平总书记强调“必须把发展经济的着力点放在实体经济上”。党的十九届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》也进一步指出要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，并围绕新发展阶段实体经济着力点及其发展进行重要部署。党的二十大报告上也再次提出要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上。当前，中国正面临百年未有之大变局，坚持振兴实体经济，不断巩固发展实体经济与壮大实体经济的根基是新时代下推动经济持续高质量发展、稳中向好的必然选择。

改革开放以来，我国综合实力不断增强，经济快速发展，国际影响力显著提升，但与此同时，我国实体经济的发展面临诸多困难。从外部环境看，技术上受制于人，加上西方国家的各种贸易保护政策，我国实体经济发展承受着来自国际市场的巨大压力；从内部环境看，一方面，近年来金融业快速增长，我国资金流向虚拟经济的比例在不断提高，而流向实体经济企业的资金比例持续降低，实体经济发展增速下降，经济“脱实向虚”问题突出，另一方面，金融业和房地产业蓬勃发展，导致大量资金无法流入实体经济，有需求的实体经济企业无法获得充分的资金支持，发展空间被进一步压缩，再加上国内实体经济的经营环境不能得到相应的改善，导致实体经济企业出现日益严重的“融资难、融资贵”问题，实体经济发展相对缓慢。现阶段我国正在迈向经济高质量发展新征程，振兴实体经

济，防止经济“脱实向虚”也是实现经济高质量发展和构建国内国际双循环新发展格局战略选择。

金融是现代实体经济的核心和血脉，与实体经济共生共荣，实体经济的高效发展离不开金融。以往的传统金融服务范围有限，服务门槛较高，以大型企业为主，而且覆盖范围有限，许多弱势群体获得金融服务较困难，传统金融难以充分支持实体经济发展。随着互联网、大数据等数字技术的快速发展，数字技术逐渐融入普惠金融，两者紧密结合形成数字普惠金融支持我国实体经济发展。与以往的传统金融相比，这种新业态的数字普惠金融具有诸多优势，数字普惠金融不仅能够拓展新的应用场景，提高企业获得金融资源的能力，还能降低企业融资成本，中小企业融资需求得到改善，优化实体经济供给结构，为实体经济的可持续发展奠定了坚实基础。因此，要实现数字普惠金融更好地促进实体经济的发展，首先应当厘清数字普惠金融对实体经济发展的影响作用，进而发掘出当前实体经济发展中存在的问题，更好地提振实体经济，满足经济发展需要，进而推动我国经济高质量发展与新发展格局建设。

1.1.2 研究意义

（1）理论意义层面

金融与实体经济之间的关系问题一直是学术界关注的重要课题。不可否认目前学界关于数字普惠金融方面的课题、论文的成果不少，也有关于推进地区实体经济发展对策的相关研究，但是关于数字普惠金融对实体经济发展的影响这一方面进行研究的还比较少。本文从数字普惠金融对实体经济影响的门槛效应和空间效应两方面探究数字普惠金融对实体经济发展的影响机制，研究的结果在一定程度上丰富了数字普惠金融方面的理论研究，对于进一步实现金融更好地支持实体经济发展具有一定意义，另一方面，正确认识数字普惠金融的本质及其对实体经济的影响也是新发展格局下有序开展金融创新实践、保持实体经济稳步增长的重要前提。

（2）实践意义层面

随着数字经济的发展，普惠金融也正式迈入数字时代，如何在新时代背景下

促进数字普惠金融更好地服务实体经济,优化实体经济供给结构,进而推动实体经济的转型升级和新兴产业快速发展是当下我国实现宏观经济高质量发展的重要途径之一,但是如何更好地促进实体经济发展,支持实体经济转型升级也是当下我国面临的经济难题之一。本文运用面板门槛模型分析不同数字普惠金融发展水平下,数字普惠金融对实体经济发展的影响方向、大小以及作用,并考虑到我国实体经济发展可能存在较强的空间相关性,结合空间地理因素,讨论数字普惠金融对实体经济发展影响的空间特征,一定程度上弥补了现有研究的不足,对促进数字普惠金融与实体经济发展具有现实指导作用,也能够为各地区实体经济发展提供一定的启示。

1.2 国内外相关文献综述

1.2.1 数字普惠金融的相关研究

(1) 数字普惠金融的性质内涵研究

数字普惠金融是在以往传统普惠金融的基础上与互联网、云计算、区块链等金融科技结合发展而来,学术界从不同角度对数字普惠金融性质和内涵进行了激烈讨论,但对其性质内涵没有明确、一致的解释。关于数字普惠金融的性质方面,吕家进(2016)认为数字普惠金融有效地扩大了金融服务的覆盖范围,以数字化方式提供了普惠金融服务,相较于传统金融具有“服务覆盖广泛化、客户群体大众化、风险管理数据化、交易成本低廉化”的四大特征^[1]。黄益平等(2018)认为数字普惠金融加速了传统金融机构的数字化进程,弥补了传统金融服务的短板,能够更有效地服务普惠金融的主体^[2]。钱海章(2020)等认为数字普惠金融以信息技术为支撑降低了交易成本,有效缓解了金融排斥并促进居民消费和创新创业^[3]。郭峰(2020)则是认为数字普惠金融能够降低金融服务产品的成本,扩大金融服务的覆盖范围,是普惠金融的重要源动力和增长点^[4]。关于数字普惠金融的内涵方面,董玉峰等(2018)指出数字普惠金融是普惠金融的持续深化,立足机会平等,借助数字技术手段为弱势群体提供金融服务^[5]。冯兴元等(2021)把数字普惠金融定义为所有人口通过数字方式获得和利用各种符合需求的金融服务,

这种服务安全、适当、便捷与成本可负担，并基于此内涵构建了中国县域的数字普惠金融发展指数^[6]。总体而言，学者们所阐述的数字普惠金融的核心内容都包括普惠金融和数字技术。

（2）数字普惠金融的相关影响研究

数字普惠金融对经济发展产生着重要影响，有学者针对数字普惠金融对经济发展的影响做了相关研究。Beck(2012)认为当一国通过间接金融模式开展金融活动的规模大于实体经济规模时，会导致实体经济生产成本提高，影响经济健康运行^[7]。詹韵秋（2018）从数量和质量双重视角出发运用系统 GMM 模型着重分析了数字普惠金融对经济增长的数量效应和质量效应，最终得出数字普惠金融会对经济增长数量产生抑制作用，对经济增长质量会产生显著的促进作用的结论^[8]。Ahmad Mahmood（2021）的研究结果表明数字普惠金融对促进经济增长具有重要意义^[9]。Baoling Ding（2021）认为数字普惠金融可以有效促进农村经济发展^[10]。任太增（2022）等的研究结果表明数字普惠金融及其三个子维度都能显著促进我国经济的包容性增长^[11]。Sun Yang（2022）实证发现数字普惠金融有助于经济的可持续增长，数字普惠金融的三个子维度中覆盖广度最能有效促进经济的可持续增长^[12]。程广斌（2022）研究了数字普惠金融对经济增长的空间溢出效应，发现数字普惠金融对经济增长有显著促进作用且在经济社会均衡发展的地区空间上存在正向的溢出效应，而在经济社会不均衡发展的地区空间上存在负向的溢出效应^[13]。傅利福等（2021）、杨刚等（2022）研究发现数字普惠金融能促进经济增长，并且这种促进作用表现出明显的区域异质性^{[14][15]}。

数字普惠金融对经济和社会的影响是多方面的、复杂的，因此国内外学者们还从数字普惠金融对我国城乡收入差距、全要素生产率、产业结构、居民消费等领域的影响展开相关研究。在数字普惠金融对城乡收入差距的影响方面，宋晓玲（2017）在分析数字普惠金融缩小城乡收入差距的机理的基础上，运用泰尔指数测算各省城乡收入差距并以 2011-2015 年我国 31 个省份为研究对象进行实证研究，结果发现数字普惠金融的发展对缩小城乡居民收入差距具有显著促进作用^[16]。张贺等（2018）从数字普惠金融的包容效应、减贫效应和增长效应三类效应出发分析数字普惠金融对城乡收入的收敛机制，在此基础上进行实证分析，发

现数字普惠金融的发展对城乡居民收入差距有着显著的收敛作用^[17]。周利等（2020）、Huang Xin（2021）、Yu Naishu（2022）同样得到了发展数字普惠金融可以缩小城市和农村地区的收入差距的结论^{[18][19][20]}。在数字普惠金融对全要素生产率的影响方面，葛和平等（2021）发现数字普惠金融的发展可以提高农业全要素生产率^[21]，饶萍等（2022）、段军山等（2022）以我国 A 股上市公司作为研究样本展开实证分析，研究结果显示：提高数字普惠金融的发展水平能有效促进企业的全要素生产率的提升^{[22][23]}。与之不同的是，唐建军等（2022）则是从要素流动与技术扩散的视角出发，以我国 288 个地级市为研究对象，测算农业全要素生产率，并实证检验不同自然资源禀赋和农业生产模式下数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响，研究结果表明数字普惠金融的发展对农业全要素生产率具有显著促进作用，在自然资源丰富、农业生产模式发达的地区这种促进作用更强^[24]。在数字普惠金融对产业结构的影响方面，杜金岷等（2020）发现数字普惠金融对我国产业优化有着显著促进作用^[25]。在数字普惠金融对居民消费的影响方面，易行健（2018）从微观视角分析数字普惠金融对居民消费的影响机制并进行实证检验，研究结果表明数字普惠金融能有效促进居民消费，主要是通过缓解流动性约束和实现居民便利支付^[26]。王雄等（2022）从空间视角出发研究数字普惠金融对居民消费影响的空间效应，结果发现数字普惠金融能够有效释放居民消费潜力，且更能够拉动一、二线城市居民消费的增加^[27]。可以发现，学者们多将研究重点放在数字普惠金融对经济增长的影响，而将经济划分为实体经济和虚拟经济的研究较少。

1.2.2 实体经济发展的相关研究

（1）实体经济概念的相关研究

国内外对“实体经济”的概念界定并没有形成统一的认识，经济学上多认为“实体经济”是一个相对于“虚拟经济”而言的概念，因此在提及和运用“实体经济”的时候经常也会提到“虚拟经济”。通过整理相关研究发现，国外对实体经济的研究起步较早，Peter Drucker 将实体经济阐述为产品的服务以及流通^[28]。美联储在 2008 年金融危机爆发后，频繁地提到“实体经济”一词，并将“实体

经济”这一概念界定为：去除金融市场和房地产市场之外的部分。国内学者从不同角度和侧重点对实体经济概念进行阐释，成果较为丰富。黄瑞玲（2003）基于马克思的《资本论》阐述实体经济的概念，认为实体经济是本源的，是社会再生产过程以及有形的物体运动与再生产过程，特点是以实物为载体、能够创造或实现商品的价值^[29]。裴汉青（2004）在分析我国虚拟经济发展现状的基础上，将实体经济定义为物质产品、精神产品的生产、销售及提供相关服务的经济活动^[30]。吴秀生等（2006）则认为实体经济只能解释物质产品的生产，还必须关注虚拟经济^[31]。罗能生等（2012）的研究指出实体经济不仅包括物质生产活动还包括精神产品的生产和服务，将其概述为是一种对物质产品及精神产品的生产、销售、消费为内容的经济活动^[32]。张林（2014）将实体经济定义为经济运行中以有形的物质为载体、进入市场的要素以物质形态为主体的物质产品、精神产品的生产、销售、消费、服务等所有经济活动^[33]。黄群慧（2017）从产业视角出发，按具体产业归属进行分类，把实体经济划分成一般、狭义和广义三个层次，认为第一个层次实体经济（R0）为一般意义上的实体经济；第二层次的实体经济（R1）是传统意义上的实体经济，这一意义上的实体经济包括了制造业、农业、建筑业和除制造业之外的其他工业；第三个层次的实体经济是广义的实体经济，包括R1、批发和零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿和餐饮业，以及除金融业、房地产业以外的其他所有服务业^[34]。李强等（2013）和巫强等（2020）也从产业层面出发界定实体经济的范畴，将第一产业、第二产业和除金融业和房地产业的第三产业视为实体经济^{[35][36]}。学者们对实体经济的概念界定存在差异，但是随着研究深入，关于实体经济的概念界定观点逐渐一致，认为第一产业、第二产业和除金融业和房地产业的第三产业为实体经济。

（2）金融与实体经济关系的相关研究

国内外学者针对金融与实体经济增长之间的关系国内外学者展开了相关研究，但观点有所不同。早期的研究中学者们普遍认为金融发展能促进实体经济增长，Levine(1997)研究认为金融能够推动实体经济的发展^[37]。Hassan 等（2011）通过实证发现金融发展能正面显著作用于实体经济^[38]。刘军等（2007）的研究结果表明金融发展主要从金融的集聚效应、金融的扩散效应、金融的功能效应三

个方面对实体经济发展产生促进作用^[39]。而随着研究深入，有学者对此持不同观点。李强等（2013）通过实证发现我国金融发展并没有推动实体经济的正向发展，反而会阻碍其发展^[35]。张亦春等（2015）的研究指出金融发展需要与实体经济相适应，金融发展过快或过慢都会对实体经济增长产生抑制作用^[40]。杜勇等（2017）的研究结果表明金融会抑制了企业的创新产出，不利于实体经济的发展^[41]。夏璋煦（2019）研究发现我国金融发展和实体经济存在倒“U”形关系^[42]。金融服务实体经济效率方面，张林等（2017）运用 DEA-Malmquist 指数法测算我国金融服务实体经济增长的效率并分析其影响因素，结果发现金融产业的规模扩张会降低金融服务实体经济效率^[43]。游士兵等（2019）从“金融—实体经济”结构匹配视角出发研究我国金融服务实体经济效率的影响因素，结果发现我国金融服务实体经济的绿色发展效率较低^[44]。从已有研究来看，在实体经济的研究层面多集中于研究传统金融对实体经济的影响。

1.2.3 数字普惠金融影响实体经济发展的相关研究

在云计算、人工智能和大数据等数字技术快速发展的背景下，数字普惠金融为实体经济提供了新的发展机遇，学者们将研究焦点集中于数字普惠金融会促进还是抑制实体经济发展，以及两者是线性关系还是非线性关系，研究观点主要分为以下三种：

第一种观点是数字普惠金融促进实体经济增长，且二者是线性关系。马绍刚等（2011）在构建包含金融部门和实体经济的 DSGE 模型的基础上，研究普惠金融对实体经济的作用，发现在其他初始条件相同的条件下，普惠金融水平较高的国家金融业对实体经济的支持力度更大^[45]。He Guohua（2021）在构建资本从虚拟经济转向实体经济指数的基础上进行研究，结果表明数字普惠金融会对各区域资本转向实体经济产生显著的正向影响^[46]。成学真等（2020）、钱海章等（2020）的研究结果也表明数字普惠金融的发展可以显著促进实体经济增长^[47]^[3]。汪亚楠等（2020）的研究结果表明数字普惠金融能够显著地促进我国实体经济发展，而且这种促进作用存在异质性，东部地区强于中西部地区^[48]。李林汉（2022）从居民消费、地区创业和科技创新三方面分析数字普惠金融对实体经济影响的传导

机制，并运用系统 GMM 方法和面板门槛模型进行实证分析，研究结果表明数字普惠金融会对实体经济产生显著的促进效应^[49]。

而随着研究深入，有学者发现数字普惠金融会一直抑制实体经济增长。周斌等（2017）运用 PVAR 模型分析 2008-2014 年我国“互联网+”和普惠金融对经济增长的影响，发现普惠金融对经济增长率和居民消费价格指数驱动的经济增长产生负向影响^[50]。盛明泉（2022）以 2011—2018 年中国 A 股上市公司数据为研究样本，运用双向固定效应模型实证分析数字普惠金融与实体企业“脱实向虚”之间的关系，发现数字普惠金融对传统金融的“领域错配”可以起到积极改善作用，但是对实体企业“脱实向虚”存在抑制作用，在中小城市中这种抑制作用更强^[51]。

近年来，有研究认为数字普惠金融与实体经济增长是非线性相关关系。葛和平和朱卉雯（2018）在构建我国数字普惠金融指标体系基础上，运用动态面板数据模型研究我国数字普惠金融发展与实体经济增长的关系，研究结果表明我国地区经济发展对数字普惠金融的影响不是线性的，而是非线性的“U”型^[52]，短期内抑制经济增长，但长期看会促进经济增长。马红梅等（2022）发现数字普惠金融可以通过推动技术创新和提高居民消费促进实体经济发展，并采用门槛效应模型进行实证检验，结果发现数字普惠金融对我国实体经济发展产生非线性影响作用^[53]。

1.2.4 文献述评

通过文献梳理，可以发现国内外学者对数字普惠金融的性质内涵、数字普惠金融对经济发展的影响、对城乡收入差距、全要素生产率、产业结构、居民消费等领域的影响以及实体经济概念、金融与实体经济关系的相关研究等议题进行了比较充分的探讨，总的来看，国内外学者的研究积累了丰富的经验与成果，对进一步分析数字普惠金融对我国实体经济的影响具有重要的参考作用与借鉴价值。

总结发现国内外现有研究存在以下不足：学者们对数字普惠金融发展对实体经济增长的影响是促进作用还是抑制作用，以及二者之间的关系是线性关系还是非线性关系尚无统一的观点，有待进一步验证，且现有研究多关注于数字普惠金

融与实体经济发展的“U”形关系，而实际上随着数字普惠金融程度的变化，数字普惠金融对实体经济发展的影响可能会呈现出不同的特征；此外，通过文献梳理可以发现，现有文献大多假设各个地区数字普惠金融对实体经济发展的影响是相互独立的，忽略了数字普惠金融和实体经济的空间相关性和空间效应。

因此，针对现有文献的上述不足，本文试图在学者们研究的基础上进一步引入门槛回归模型，运用该模型分析数字普惠金融与我国实体经济增长之间的非线性关系，并尝试从空间视角出发构建空间杜宾模型，探究数字普惠金融对实体经济影响的空间效应，深刻认识数字普惠金融与实体经济发展之间的关系，对两者之间的关系做出更全面的分析，以期能够弥补相关内容研究的不足。

1.3 研究内容与方法

1.3.1 研究内容

本文主要是基于我国 2011-2020 年的面板数据，对数字普惠金融发展与实体经济发展之间的门槛效应和空间效应进行分析和实证研究。本文共六个部分，各部分内容具体安排如下：

第一章：引言。引言部分的主要内容是首先阐述本文的研究背景和研究意义，对国内外数字普惠金融研究、实体经济发展研究和数字普惠金融影响实体经济发展研究进行梳理归纳，然后总结已有文献的研究成果并进行文献述评，最后提出本文的研究视角，介绍本文研究思路与研究方法、可能的创新点及不足之处。

第二章：数字普惠金融与实体经济的概念界定、相关理论基础与影响机制。首先对数字普惠金融与实体经济的概念进行界定，其次介绍数字普惠金融影响实体经济发展的相关理论基础，最后说明数字普惠金融对实体经济发展的影响机制，并基于此提出本文的研究假设。

第三章：我国数字普惠金融和实体经济的发展现状。主要对我国及各区域目前的数字普惠金融和实体经济发展状况进行描述性说明以及具体分析，并指出我国数字普惠金融支持实体经济发展成效及问题。

第四章：数字普惠金融与实体经济增长之间的门槛效应分析。首先构建普通

面板模型并引入门槛变量构建数字普惠金融发展与实体经济发展的门槛效应模型，其次介绍变量选取与数据来源，然后基于 2011-2020 年的全国各省份的面板数据分析数字普惠金融对实体经济发展的影响，以及分东中西三个区域探究数字普惠金融对区域实体经济发展的异质性影响，并进行稳健性和内生性检验。

第五章：数字普惠金融对实体经济发展的空间效应分析。首先选取构建邻接距离矩阵并进行空间自相关检验，然后对空间计量的模型进行设定并进行相关检验选择合适的模型，最后分析数字普惠金融对实体经济发展的空间效应并把细化分析数字普惠金融的三个子维度对实体经济发展影响的空间效应。

第六章：研究结论与政策建议。结合实证分析结果，总结相关实证结论，并针对性提出相关政策建议。

本文的技术路线图如下图 1.1 所示：

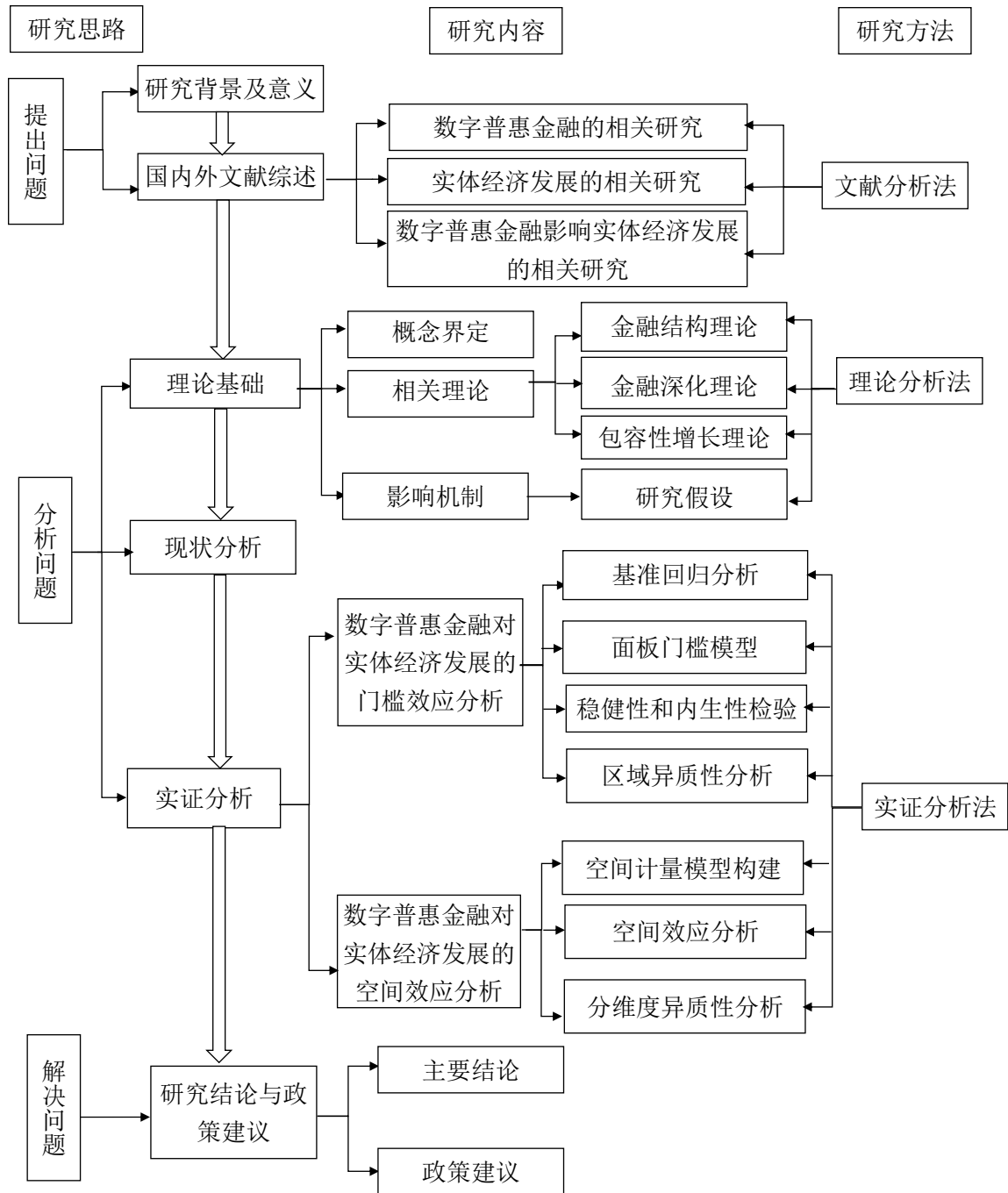


图 1.1 技术路线图

1.3.2 研究方法

(1) 文献分析法。通过梳理数字普惠金融的相关研究、实体经济发展的相关研究以及数字普惠金融影响实体经济发展的相关文献，全面地、正确地掌握关于数字普惠金融与实体经济增长的研究现状，总结归纳国内外关于数字普惠金融和实体经济发展有待深入研究的地方，基于此提出本文研究方向。

(2) 理论分析法。在系统阐述普惠金融理论、金融发展理论和包容性经济增长理论基础,结合这些理论分析数字普惠金融对实体经济发展的门槛效应和空间效应,并根据理论分析提出本文研究假设。

(3) 实证分析法。在本文的实证部分,运用了 bootstrap 法进行门槛效应检验,构建面板门槛模型实证分析数字普惠金融对实体经济发展的门槛效应,运用工具变量法处理内生性问题,使用替换被解释变量和剔除极端值的方法进行稳健性检验,还分析了数字普惠金融对实体经济发展的影响的区域异质性,而且尝试引入空间杜宾模型分析数字普惠金融对实体经济发展的空间效应,并进行细化分析,研究不同维度的数字普惠金融对实体经济影响的空间效应。运用实证分析法有助于更加科学地揭示规律,也有助于进一步深化认识数字普惠金融对实体经济的影响。

1.4 可能的创新点与不足之处

1.4.1 可能的创新点

本文研究了数字普惠金融对实体经济发展的影响,可能有两个创新点:

第一,研究内容上的创新。学者们大多是分别研究数字普惠金融和实体经济,而研究数字普惠金融对实体经济发展的影响的较少,本文引入面板门槛回归模型,并运用该模型分析数字普惠金融对实体经济影响发展的门槛效应,而且从不同维度和不同地区两方面考察数字普惠金融对实体经济影响发展的异质性,有助于拓展和深化对数字普惠金融和实体经济的理解和认识。

第二,研究视角的创新。考虑到现有文献在很大程度上忽略了数字普惠金融和实体经济的空间效应,认为数字普惠金融对各地区的实体经济发展的影响是相互独立的。因此,本文尝试运用空间计量方法,实证研究数字普惠金融对实体经济发展的空间影响效应,对两者之间的关系做出更全面的分析,以期弥补相关研究的不足,为推动实体经济发展提供新的分析思路和为制定相关政策指定提供更多依据和启示。

1.4.2 不足之处

由于数据的可获得性的限制，本文实证研究中的时间跨度确定为 2011-2020 年，跨度较短，难免存在局限性。此外，在构建本文的相关研究模型时，虽然已经尽可能地控制了与实体经济相关的变量，但是可能还是会存在一些遗漏变量。

2 概念界定、相关理论与影响机制

2.1 相关概念界定

2.1.1 数字普惠金融

数字普惠金融由普惠金融发展衍生而来，是普惠金融和数字技术结合运用、深度融合的结果。普惠金融又被称之为“包容性金融”，2005年由联合国首次提出并被引入我国，2015年底国务院发布的《推进普惠金融发展规划（2016—2020年）》这一文件确定性地给出了普惠金融的概念，该文件指出普惠金融指的是“立足在商业持续性发展和机会平等的原则上，优化金融基础设施建设项目，增强金融体系健全性，以可负担的成本为社会各个阶层的群体提供其所需的金融服务”。“数字普惠金融”则是于2016年9月在杭州G20峰会上首次提出，峰会发布的《G20数字普惠金融高级原则》指出：“数字普惠金融泛指一切通过使用数字金融服务以满足无法获得金融服务或者缺乏金融服务的群体的需求的促进普惠金融的行动”。本文的研究也采用了该官方定义。从定义上看，数字普惠金融本质是从普惠金融衍生发展而来，利用其数字技术的优势，为有金融需求的群体提供更为广泛、更为便利的金融服务，但相比于普惠金融而言，更大程度和高效地实现了“普”与“惠”的兼顾，也惠及了各个阶层群体。

为定量衡量数字普惠金融发展水平，北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制了中国数字普惠金融指数，这套数字普惠金融指数包含33个子指标，涵盖了覆盖广度、使用深度以及数字化程度三个维度，国内众多学者普遍采用该指数进行研究，如钱海章、汪亚楠、孙玉环等^{[3][48][54]}，这套数字普惠金融指数测度全面且具有科学性、可信度和代表性，符合数字普惠金融的理念，因此本文也采用该数字普惠金融指数衡量数字普惠金融发展。

2.1.2 实体经济

2008年金融危机爆发，使实体经济成为学者们讨论的热点。根据前文对实

体经济概念内涵的文献综述来看，国内学者从不同角度对“实体经济”概念界定进行了深入探讨，但是对实体经济概念界定尚未统一且侧重点不同，大致可以将其分为三类。第一，实体经济是指有形的物质资料生产、销售的经济活动，主要包括农业、工业、交通运输业、邮电业等物质生产部门^[29]。第二，实体经济是物质产品、精神产品的生产、销售及提供相关服务的经济活动，不仅包含了有形的物质生产活动，还包含了无形的精神产品，主要代表性学者裴汉青^[30]、张林^[33]。第三，不同于以往的从理论层面出发认识实体经济，黄群慧以产业层面为出发点划分实体经济具体产业，并提出实体经济分层框架^[34]，具体分类如下表 2.1 所示。

表 2.1 产业层面实体经济分层框架

层次	涵盖范围	实体经济
第一层次 (R0)	制造业	最狭义实体经济
第二层次 (R1)	R0、农业、建筑业及除制造业以外的其他工业	传统意义上的实体经济
第三层次 (R2)	R1、批发和零售业、交通运输仓储和邮政业、住宿和餐饮业，以及除金融业、房地产业以外的其他所有服务业除金融和房地产以外的服务业	最广义的实体经济

本文借鉴了黄群慧的观点，认为实体经济是相对于虚拟经济而言的概念，涵盖了第一产业、第二产业和扣除房地产业和金融业的第三产业，将实体经济界定为地区生产总值中扣除金融业和房地产业产值的部分。

2.2 相关理论基础

2.2.1 金融结构理论

金融结构理论创立者和主要代表人物是 Raymond W. Goldsmith，通过对金融发展历史和 1860 年至 1963 年 35 个国家的样本数据进行比较分析后，Goldsmith 创造性地提出一个存量和流量指标体系，用以衡量一国金融结构与发展水平。这

颠覆了以往只采用存量指标衡量金融发展的计算方式,解决了一国金融发展水平的衡量问题。Goldsmith 把各种金融现象归结为金融工具、金融结构和金融机构三个方面,认为通过了解一国的金融结构就可以掌握该国的金融发展水平与发展趋势。他还创新性地提出金融相关率 FIR,用来衡量一个国家金融发展程度和经济货币化程度,金融相关率是指“某一时点一国全部金融资产价值与该国经济活动总量的比值”,金融相关率会随经济发展程度发生变化,当一国经济发展程度较高时,该国金融相关率就会比较高。随着对金融结构理论研究的深入,林毅夫提出了最优金融结构理论,在林毅夫看来,在经济发展过程中,每一经济发展阶段都有各自的最优金融结构,金融体系的结构只有与产业结构相匹配才能促进实体经济发展,当金融体系的结构背离最优路径时会降低金融体系效率,进而抑制实体经济发展^[55]。

2.2.2 金融深化理论

20 世纪 70 年代,美国经济学家罗纳德·I·麦金农(Ronald I. Mckinnon)和爱德华·S·肖(Edward S. Shaw)在 1973 年分别在其著作中详细阐述了金融深化理论,这一理论对发展中国家的金融发展和改革产生了极大影响。麦金农和肖从不同角度研究了发展中国家的金融问题,严谨缜密地论证分析金融深化和储蓄、就业以及经济增长的正向关系,两个人都认为金融抑制现象在发展中国家很普遍。当一个国家存在金融抑制的情况时,与大型企业相比,中小企业处于相对劣势地位,在其需要资本来扩大规模、改进技术时却难以进入金融市场获得金融资源,从而降低了金融对经济的促进作用,并会对收入、储蓄、就业带来负向作用。金融深化理论认为政府应当减少对金融市场的过度干预,推行金融自由化改革或者实行金融深化政策来消除金融抑制,通过放松对利率的管制畅通储蓄转化为投资的渠道,实现资本有效配置和促进经济发展。在麦金农和肖看来,发展中国家应该采取适合本国国情的金融政策,消除阻碍资本形成的各种限制。这就要求发展中国家应该鼓励各种类型的机构和企业等积极参与金融市场活动,充分发挥金融体系的活力,提高资金使用效率,从而实现对实体经济的正向作用。

2.2.3 包容性增长理论

普惠金融是指立足在商业持续性发展和机会平等的原则上,优化金融基础设施建设项目,增强金融体系健全性,以可负担的成本为社会各个阶层的群体提供其所需的金融服务。普惠金融以弱势群体作为重点服务对象,秉持金融的哲学人文发展理念,把“共享”作为金融发展的出发点实现金融可持续发展。发展普惠金融,能够有效促进金融资源的合理配置和金融业可持续发展。普惠金融与“包容性增长”密切相关,包容性增长强调应该让更多的人公平合理地共享经济发展的成果,让弱势群体得到保护,这一理念和普惠金融相契合。“包容性增长”与以往只追求单纯的经济增长不同,包容性增长追求的是经济的协调发展和可持续发展,即不仅要保证经济增长,还要保证这种增长是可持续的。这种包容性增长的最基本含义是倡导机会平等地增长,其核心是机会平等,这其中既包括要通过可持续的经济增长创造就业与其他发展机会,又包括要在经济增长中通过减少机会不平等促进社会公平。普惠金融提高了弱势群体资源利用能力,相对于大型国有企业而言,中小企业作为弱势群体面临着较高的金融排斥以及融资难、融资贵问题,推动包容性增长对实体经济发展具有一定的现实指导意义。

2.3 数字普惠金融对实体经济发展的影响机制分析

2.3.1 数字普惠金融对实体经济影响的门槛效应

近年来,我国金融包容性发展水平虽有所提升,但由于传统金融机构在开展金融服务过程中存在着“获客难”、“获客渠道单一”以及运营成本高昂等问题,金融抑制问题依然较为突出,约束了企业创新,居民投资意愿不足、中小企业等弱势群体仍然普遍缺乏获得正规金融服务的机会。数字普惠金融具有广覆盖、数字化、低成本的特点,从宏观、中观、微观三个角度来看,数字普惠金融对实体经济的影响体现在:

宏观角度上,数字普惠金融能有效改善和优化资本配置,从多个层面提高实体经济的资本积累^[56],此外,数字普惠金融具有覆盖面广、成本低和数字化的

优点，有助于为实体经济的发展和转型升级奠定基础^[47]，增强中小企业以及大型企业的融资可得性，畅通和完善金融支持实体经济的有效渠道，为其提供融资支持。

中观角度上，数字普惠金融的发展可以与传统产业相互融合，优化生产要素的配置，通过合理进行资源配置，加快生产要素在产业间的流动，进而对传统行业的发展效率提升具有“赋能效应”^[57]。数字技术与金融服务深度融合有助于推动金融创新，提升金融服务效率，这有利于实体企业弱化融资竞争，实现信息共享，进而加快金融资源流动，提高了数字普惠金融服务实体经济的能力，为进一步推动产业结构升级与实体经济发展提供条件。

微观角度上，数字普惠金融由于大数据、人工智能和区块链技术等数字技术的加持，比传统金融服务更高效，客户覆盖面更广，融资渠道更宽，使得中小企业的金融资源可获得性增加，降低了融资成本、交易成本和由于信息不对称导致的资源配置低效带来的损失，有助于缓解融资约束，解决中小微企业“融资难、融资贵”的难题，为企业后续投资和生产提供资金保障。数字普惠金融的发展还能抑制大型企业充当影子银行进行商业信用二次配置，对于促进实体经济稳定发展具有重要意义^[58]。此外，通过大数据和人工智能等数字技术对普惠金融赋能，对消费者进行信用与风险管理、把控风险，并获取消费者的浏览、搜索及购买记录，通过数据分析排列用户需求和偏好，为消费者提供更适合的产品，引导消费者进行消费行为，通过消费拉动内需进而实现实体经济增长。

总的来看，数字普惠金融关键是利用其独特优势，扩大金融服务覆盖范围，畅通融资渠道，通过缓解金融排斥和中小企业融资约束、促进产业发展、促进投资与消费得以实现推动实体经济增长。但是，由于数字普惠金融在中国发展起步较晚，在实际运用时可能会对实体经济的发展产生负向影响。

首先，数字普惠金融发展不均衡，凸显“数字鸿沟”问题。不同地区的人们和企业接触互联网和使用这方面的基础设施时存在差异，导致其享受到的数字普惠金融服务也各异，一般来说，经济地理位置优越的地区有着显著的优势，相较于居住在经济落后、互联网基础设施不完善的居民接触互联网的机会更多，也就能享受到更好的金融服务与金融资源，这加剧了部分群体和区域的数字不平等。

另一方面，小微企业可以使用的数字化工具相较于大型企业而言较为有限，其数字化转型、智能升级以及融合创新能力也较弱，无法充分通过数字金融服务享受到“数字红利”，导致中小微企业和大型企业之间的“数字鸿沟”在数字时代不降反增，两者之间的融资来源出现更明显的市场分割。

其次，数字普惠金融的监管缺失或错位问题，可能会加剧金融风险的发生，进而抑制实体经济增长。数字技术的运用使得数字普惠金融得以跨行业、跨地域开展业务，对金融监管、风险监测体系、支付清算网络等都提出了更高要求，而目前我国现有的金融监管体系的监管主要针对的是银行业、证券业、保险业等传统金融机构，其监管模式并不能有效规制数字普惠金融造成的系统性风险，尽管国家已经出台了一些相关的监督管理政策，但是依然不够完善且存在漏洞，这可能会导致数字普惠金融带来潜在风险与不确定性。

最后，地方政府的干预阻碍金融市场发挥功能，打破了投融资平衡，影响实体经济增长。地方政府为提高企业投资积极性与促进当地经济发展，会对中小企业予以适当政策倾斜，如为其提供财政补贴、利率优惠和减少其信贷约束等，这种干预行为可能会造成金融供给过剩，打破金融市场投融资平衡。此外，地方政府为防范化解金融系统风险和保持金融市场的稳定运行，可能会在监管层面制定相关金融政策，这些政策对数字普惠金融的合规发展起到了一定的规范作用，但是如果地方政府的干预超出了一定边界，则会降低市场中金融资源配置效率，抑制数字普惠金融服务实体经济发展的效果。

从以上分析发现，数字普惠金融通过宏观上改善和优化资本配置、中观上加快生产要素在产业间的流动和提升金融效率、微观上缓解融资约束和促进消费三方面促进实体经济增长，但是“数字鸿沟”问题、数字普惠金融的监管问题以及地方政府的干预这些负向因素会减弱部分促进效果，使数字普惠金融对实体经济发展产生的影响具有不确定性，进而导致数字普惠金融对实体经济发展产生一定的门槛效应，呈现出非线性的特征。

综上所述，提出以下假设：

假设 1：数字普惠金融对实体经济发展具有促进作用。

假设 2：数字普惠金融对实体经济的影响呈现出非线性特征。

从“需求跟进论”视角出发，在经济发展的不同阶段，伴随着资本的形成，实体经济对金融服务的需求存在系统性差异，而只有金融与实体经济金融需求相匹配，才能有效促进地区经济的长期稳定增长^[59]。数字普惠金融由覆盖广度、使用深度、数字化程度三个子指标构成，而由于中部、东部、西部地区的要素禀赋和经济发展水平存在差异，各地区政策和制度也不同，因此不同地区在同一年份数字普惠金融表现上会存在差异，加上不同发展阶段的产业特性是显著不同的，因此实体经济发展水平不同，实体经济企业对金融的需求也存在差异^[60]。

综上所述，提出假设 3：数字普惠金融对实体经济发展的影响具有异质性。

2.3.2 数字普惠金融对实体经济影响的空间效应

数字普惠金融具有广覆盖的优势，可以突破金融服务的地域限制，进一步延伸服务空间，使得跨区域的数字普惠金融服务成为可能。数字普惠金融运用了互联网、云计算、人工智能等数字技术展开服务，具有数字化的特点，改善了传统金融由于信息不对称所引发的道德风险问题和逆向选择问题，打通了中小企业信用信息“最后一公里”，能够更快速地对中小企业开展信用评估和风险评估，从而实现对中小企业“精准投喂”，为其提供精准融资服务。

此外，数字普惠金融能够扩大金融资源覆盖范围，打破了地域限制，使得其发展具有较强的空间相关性，加速相邻区域技术、资金以及人力资本等要素跨区域流动，为周边地区中小企业解决资金短缺，为弱势群体提供就业机会，进而使得数字普惠金融促进相邻区域实体经济发展。但是相邻地区之间容易相互竞争，可能会由于金融资源的集中以及地区之间的过度竞争，拉大本地区与相邻地区的数字普惠金融发展差距，使得邻近金融资源相对落后的地区金融资源进一步外流，从而邻近地区投融资受阻，抑制实体经济发展。

综上所述，提出以下两个假设：

假设 4：本地区的数字普惠金融发展对邻近地区实体经济发展会产生促进作用，即数字普惠金融对实体经济发展的影响存在“溢出效应”；

假设 5：本地区数字普惠金融发展对邻近地区实体经济发展会产生抑制作用，即数字普惠金融对实体经济发展的影响存在“虹吸效应”。

3 数字普惠金融和实体经济发展的现状分析

本章主要内容是：首先介绍数字普惠金融发展过程及我国数字普惠金融发展现状，然后从实体经济发展规模现状、实体经济发展结构现状、实体经济发展效率现状三个方面阐述实体经济发展现状，最后对我国数字普惠金融支持实体经济发展现状及问题进行分析。

3.1 数字普惠金融发展现状

3.1.1 数字普惠金融发展过程

我国数字普惠金融的发展由来已久，经过数年发展，不断深化，大致经历了公益性小额信贷阶段、发展性微型金融阶段、综合性普惠金融阶段、数字普惠金融阶段四个历程。

(1) 公益性小额信贷阶段

小额信贷源于 20 世纪 70 年代，格莱珉银行向贫困家庭和小微企业等被金融体系排除在外的弱势群体提供小额贷款，这种小额贷款资金额度较小，无需担保且还款率高，不良贷款率仅约 2%，同时具有贷款成本低的特点，在世界范围内大受欢迎。后来，在 1993 年，我国中国社科院农村发展研究所在借鉴其他国家的成功经验的基础上，成立了我国第一家小额信贷机构扶贫经济合作社。这一合作社的成立标志着我国小额信贷开始发展，但是在此阶段我国的小额信贷的服务对象以农村贫困地区的农民为主，具有公益性质的特征。

(2) 发展性微型金融阶段

20 世纪末，由于民间信贷需求旺盛，小额信贷已经不能满足人们的金融需求，正规金融机构开始开展小额信贷服务，与此同时微型金融机构开始涌现，为农村、城市的低收入人群以及小微企业等这些弱势群体提供其所需的金融服务，服务类型不仅包括信贷和储蓄，还包括了结算、保险等金融服务。与小额信贷相比，微型金融业务的服务能力有所增强，类型更加多样，覆盖面更加广泛。

(3) 综合性普惠金融阶段

2005年,联合国提出了“普惠金融”这一概念。普惠金融的服务范围比20世纪70年代的小额信贷和发展性微型金融服务的服务范围更广泛,除了涵盖城市、农村的低收入人群,还把受到金融排斥的弱势群体也纳入服务范围。2015年,国务院将普惠金融服务融入整个社会体系,强调要发展普惠金融,以可负担的成本为人们提供金融服务,包括所有具有金融服务需求的社会各个阶层和群体。

(4) 数字普惠金融阶段

随着大数据、区块链等数字技术的运用,普惠金融逐渐在此基础上发展成为数字普惠金融,我国金融发展迈入数字普惠金融发展阶段。与传统普惠金融相比,数字普惠金融凭借数字技术的加持,具有覆盖面广、成本低的优势,不仅使得金融交易及具便利性,还使得金融服务的范围进一步扩大。

3.1.2 我国数字普惠金融发展现状

为分析我国2011-2020年数字普惠金融发展状况,本文使用2021年更新的北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数来衡量中国数字普惠金融的发展水平,该指数在中国金融科技和数字金融、普惠金融的研究中得到广泛应用,颇受认可,具有很强的影响力,数字普惠金融指数又被细分成覆盖广度、使用深度和数字化程度三个子维度,这三个子维度也能较全面地反映出数字普惠金融发展的实际情况。

从数字普惠金融总指数看,由图3.1可知,2011-2020年我国数字普惠金融总指数呈持续增长的趋势,实现了跨越式的发展,由2011年的40.00增长至2015年的220.00,进一步增长至2020年的341.22。从增长速度看,十年间我国数字普惠金融先是高速发展,而后增速虽有所下降但依然可观,2011-2015年三个子维度中数字化程度增长速度是最大,其次是覆盖广度和使用深度。

从覆盖广度这一维度看,覆盖广度增长趋势与总指数增长趋势基本一致,呈现连年平稳上升趋势,但依然低于数字普惠金融总指数,表明在基于互联网的数字金融模式下,数字金融覆盖的人群和地域在逐渐增多。

从使用深度维度看,呈波动性增长趋势,2016年之前覆盖广度指数高于使用深度,但是从2016年开始使用深度指数超过覆盖广度指数,说明2016年之后使

用深度在数字普惠金融总指数的增长中起重要作用。值得注意的是 2014 年和 2018 年，使用深度指数明显下降，通过对使用深度的六个业务维度进行分析发现，2013-2014 年使用深度指数下的业务维度中信贷业务显著下降，而由于信贷业务在使用深度指标合成中所占权重较大，为 38.3%，因此导致使用深度指数也呈现显著下降；2018 年由于国家对互联网金融的监管力度加大导致互联网金融受到影响，投资业务下滑，进而导致使用深度指数下降。

从数字化程度维度看，总体上呈现较大的波动性。2011-2015 年我国数字化程度的到飞速发展，在 2015 年达到最大值，这得益于互联网行业的快速发展以及互联网金融的崛起。从现实情况看，2015 年 4 月支付宝花呗业务的正式上线在一定程度上推动了互联网信贷业务的快速发展。2016-2018 年，数字化程度有所下降，之后又呈现上升态势。

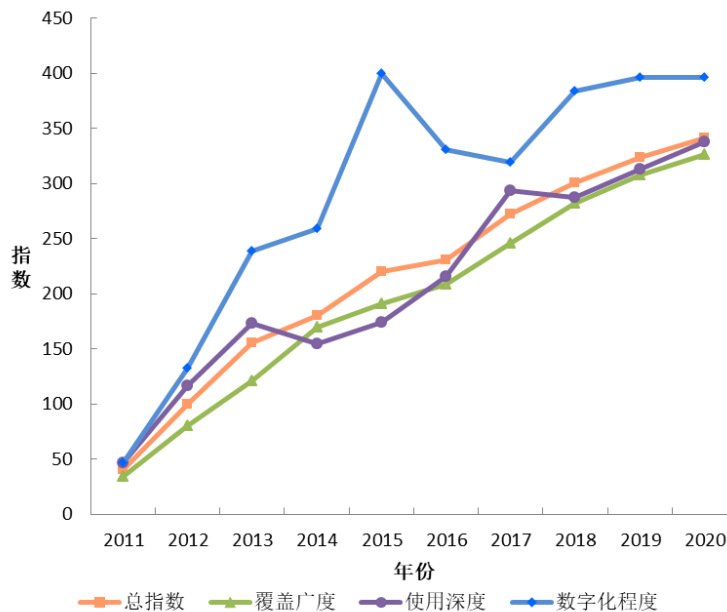


图 3.1 2011-2020 年我国数字普惠金融指数均值变化趋势图

3.2 实体经济发展现状

本文结合实体经济的定义，从实体经济发展规模、发展结构、发展效率三个方面出发，全面分析我国实体经济发展现状。

3.2.1 实体经济发展规模现状

实体经济是我国经济高质量发展的基础，与生活密切相关且具有重要地位。在国内，张林（2016）^[43]、张亦春（2015）^[40]、黄群慧（2020）^[34]等许多学者用 GDP 扣除金融业和房地产业的剩余值表示本地区的实体经济，这种方法能真实反映本地区实体产业的产值，因此选用该方法度量实体经济的发展规模。实体经济发展规模及其占 GDP 比重图见图 3.2。

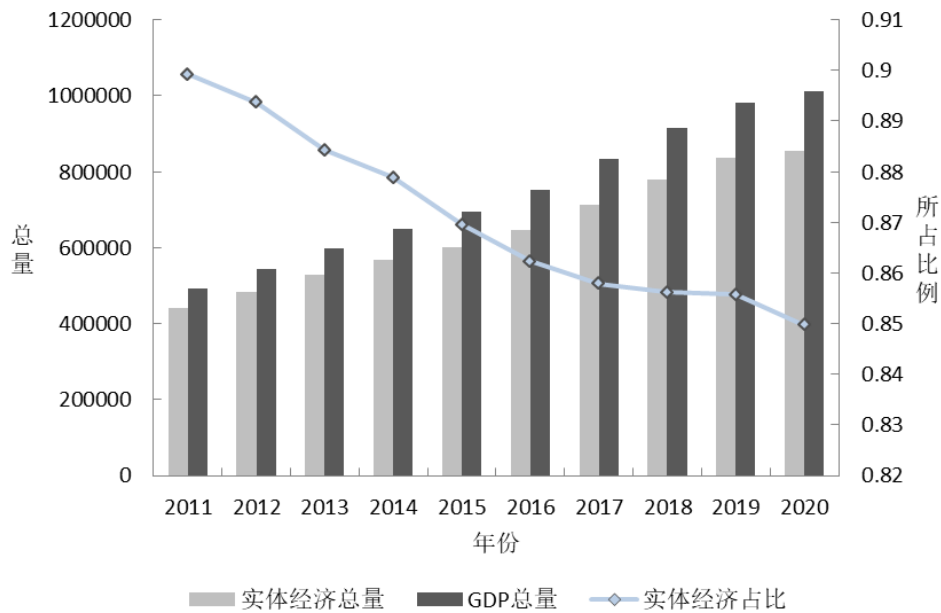


图 3.2 实体经济总量及其占比

如图 3.2 所示，总体上看，2011-2020 年我国经济总量保持高速增长态势，实体经济规模也在持续扩张，实体经济总量从 2011 年 440369.7 亿元增加到 2020 年的 853586.9 亿元，总量上大约翻了一番。但是值得注意的是，实体经济发展规模在不断增长的同时，实体经济在 GDP 中所占的比重却在逐年下降，由 2011 年的 89.92% 下降到 2020 年的 84.97%，下降了约 4.96 个百分点。这表明，近年来我国虚拟经济对实体经济的挤压程度加大，房地产业和金融业的过度发展阻碍了实体经济的发展，使得资金流向实体经济受阻，实体经济看似规模庞大，实则发展受阻，在经济发展中的占比不断下降。

图 3.3 为不同地区实体经济发展规模图，从东、中、西部地区的实体经济发

展规模看,三个地区的实体经济总量均呈现稳步上升态势,同时从图 3 可以发现,三个地区的实体经济发展存在差异,东部地区的实体经济发展规模最大,其次是中部,最后是西部地区。此外,2011-2020 年东部地区的实体经济增长速度最大且不断提高,东部地区的实体经济发展规模与中西部地区的差距也在不断扩大,可见我国实体经济规模存在空间发展不平衡的特点,东部地区实体经济整体发展较好,明显高于中西部地区。

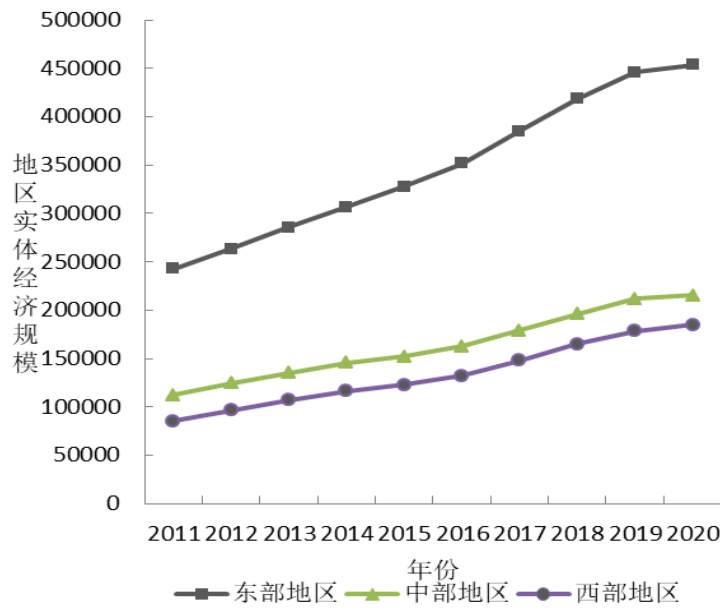


图 3.3 不同地区实体经济发展规模

图 3.4 展示了不同行业经济发展规模,从图上可以看出总体上各行业增加值均是连年上升,其中工业增加值呈波动性上升态势,工业在 GDP 的比重最大,是实体经济的核心,但是其所占比重连年显著下降,从 2011 年的 39.7% 下降到 2020 年的 30.9%,农林牧渔业比重也呈现下降态势,从 9.38% 下降到 8.04%。而金融业和房地产业的增加值呈明显上升态势,金融业增加值所占比重从 7.16% 上升到 9.76%,提高了 2.6 个百分点,房地产业增加值所占比重从 6.25% 上升到 8.26%,提高了 2.01 个百分点,表明 2011-2020 年虚拟经济发展迅猛,虚拟经济的发展一定程度上挤占了实体经济的发展空间。交通运输、仓储和邮政业增加值和住宿和餐饮业增加值所占比重先上升后降低,总体比重变化不大,批发和零售业增加值和建筑业增加值所占比重虽有所上升,但是由于其所占比重比较小,比

重上升幅度也较小，并未能明显减弱实体经济占经济总量比重的下降趋势。

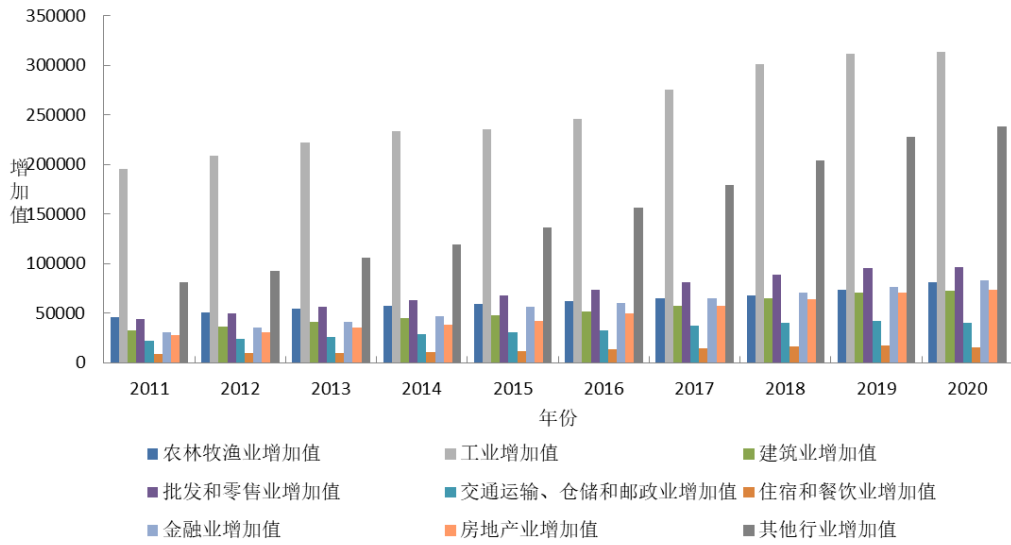


图 3.4 不同行业经济发展规模

3.2.2 实体经济发展结构现状

图 3.5 展示了实体经济发展结构，2011-2020 年第一产业占实体经济的比重基本平稳，略有下降，而第二产业占实体经济的比重明显逐年下降，第三产业（扣除金融业、房地产业）占实体经济的比重则一直逐年稳定上升。此外，可以发现 2011-2020 年第一产业所占比重一直低于第二产业和第三产业（扣除金融业、房地产业），第三产业和第二产业（扣除金融业、房地产业）所占比重的差距在逐年缩小，2011-2018 年第二产业所占比重高于第三产业，2019 年和 2020 年第三产业所占比重超过第二产业所占比重。

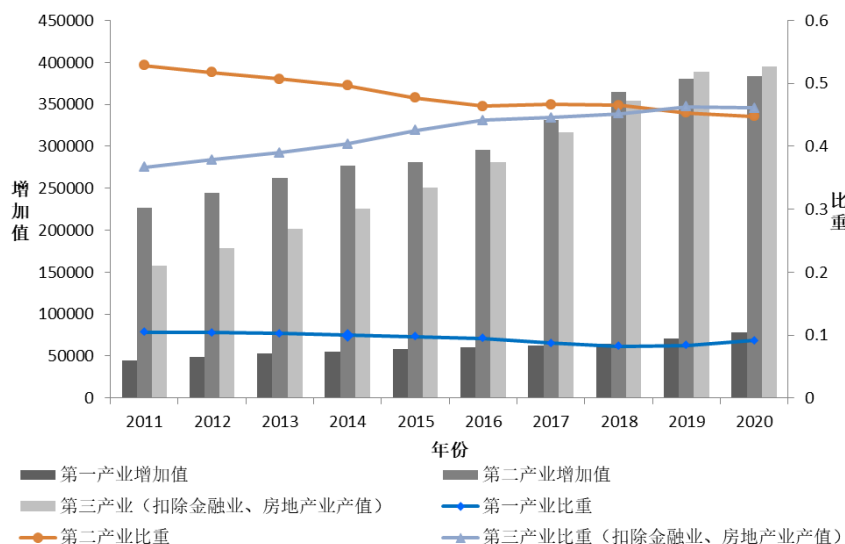


图 3.5 实体经济结构

3.2.3 实体经济发展效率现状

现阶段，我国经济发展追求高质量发展，而要实现经济高质量发展，发展效率是关键，因此仅仅从实体经济数量增长方面分析实体经济发展现状是不全面的，还应该分析实体经济发展效率。全要素生产率能够衡量某一时间段内地区经济发展效率，综合反映整体的经济活动质量，因此结合相关研究，本文运用实体经济全要素生产率指标衡量实体经济发展效率，深入分析近年来实体经济质量发展现状。

(1) 实体经济发展效率测算

数据包络分析(DEA)是由运筹学家 A.Charnes 等(1978)提出的一种非参数检验方法，与随机前沿模型(SFA)等参数方法和常规综合评价法相比，具有以下优势：首先，运用 DEA 方法时无需事先设定生产函数的具体形式，可操作性较强；其次，这一方法可以分析多投入和多产出的情况，分析结论具有可靠性；最后，DEA 能够详细分析各个效率因素，为进一步提升效率提供发展方向。但是由于 DEA 只能用于分析截面数据，且由于不考虑时间因素而不能解释效率的动态变化，而 DEA-Malmquist 作为 DEA 和 Malmquist 指数分析方法的结合可以较好解决这些问题，因此本文采用 DEA-Malmquist 指数法测算 2011-2020 年我国实体经济发展效率。

Caves et al. (1982) 利用距离函数(D)构建效率评价指数, 并运用 Malmquist 指数测度效率, 以 t 时期技术水平为参考, 定义 t 到 t+1 时期 Malmquist 生产效率

率指数为: $M^t = \frac{D_t^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^t(x_t, y_t)}$; 以 t+1 时期技术水平为参考, 定义生产效率指数

为: $M^{t+1} = \frac{D_t^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^{t+1}(x_t, y_t)}$, 其中, x_t 和 x_{t+1} 分别表示在 t 期和 t+1 期的投入量, y_t

和 y_{t+1} 分别表示在 t 期和 t+1 期的产出量。在此基础上, Fare et al. (1994) 把两个时间段的技术水平都纳入考虑范围, 采取两个时期的几何平均值, 定义基于产出的 Malmquist 生产效率指数为:

$$M(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = (M^t \cdot M^{t+1})^{1/2} = \left[\left(\frac{D_t^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^t(x_t, y_t)} \right) \cdot \left(\frac{D_t^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{D_t^{t+1}(x_t, y_t)} \right) \right]^{1/2}$$

Malmquist 指数可以进行分解为效率变化和技术进步的乘积, 同时可以进一步将效率变化分解为纯技术效率变化和规模效率变化。需要说明的是, Malmquist 指数测算的是 t 到 t+1 时期的全要素生产率同比变化值, 当 Malmquist 指数大于 1 时, 表示该期间效率提高; 当 Malmquist 指数小于 1 时, 表示该期间效率下降; 当 Malmquist 指数等于 1 时, 表示该期间效率无变化。

在利用 DEA-Malmquist 指数法测度 2011-2020 年我国各省市(除西藏、港澳台之外)的实体经济的效率之前首先要进行指标选取。产出指标方面, 选用 2011-2020 年国民生产总值扣除金融业和房地产业产值的实际值作为实体经济的实际产出。投入指标选取上, 考虑资本要素投入和劳动要素投入两个变量, 其中资本要素投入借鉴张军等(2004)的永续盘存法计算 2011-2020 年我国各省的资本存量^[62], 折旧率参考李健和卫平(2015)设定为 9.6%^[63], 由此测算出资本存量, 并运用固定资产价格指数平减, 将扣除折旧后的固定资本形成总额实际值作为实际资本投入; 劳动要素投入方面, 由于当前我国统计数据中没有分地区分行业从业人员数, 因此本文采用城镇单位就业人员、私营企业和个体就业人员总数扣除金融业、房地产业从业人员数后的值作为实体经济的劳动投入人数。

(2) 实体经济发展效率结果与分析

根据上文的原理与数据, 运用 DEAP2.1 软件测算得到 2011-2020 年我国实

体经济 Malmquist 指数及其分解结果，见表 3.1。

表 3.1 2011-2020 年实体经济 Malmquist 指数及其分解结果

年份	技术效率	技术进步	纯技术效率	规模效率	全要素生产率
2011-2012 年	1.018	1	1.004	1.014	1.018
2012-2013 年	1.016	0.956	1.009	1.007	0.972
2013-2014 年	1.005	0.982	1.008	0.997	0.987
2014-2015 年	1.029	0.956	1.023	1.006	0.983
2015-2016 年	0.893	1.135	0.932	0.958	1.013
2016-2017 年	1.033	1.01	1.033	1	1.044
2017-2018 年	1.014	1.049	0.994	1.021	1.064
2018-2019 年	1.032	0.988	1.003	1.029	1.02
2019-2020 年	0.58	1.346	0.718	0.808	0.782
均值	0.945	1.041	0.964	0.98	0.983

从表 3.1 的结果可以看出，2011-2020 年我国实体经济全要素生产率上下波动，经历了“下降-上升-下降”的过程，实体经济全要素生产率均值为 0.983，表明总体上我国实体经济发展效率是下降的。2011-2012 年、2015-2019 年的实体经济发展效率有所提高，其中 2017-2018 年实体经济发展效率最大，全要素生产率值为 1.064，表明这一年实体经济发展效率上升了 6.4%，2019-2020 年实体经济发展效率最小。纵观 2011-2020 年我国经济发展，由于 2008 年我国为能够对金融危机实行“4 万亿救市计划”，扩大投资和消费，政策效果在之后几年显现，2011-2012 年实体经济发展效率提高。2012 年至 2014 年国际金融危机的影响还在持续，国外经济整体下行，受世界经济衰退影响，外需处于持续低迷状态，加上我国经济内需不足导致部分行业亏损严重，实体经济下行压力大，增速也明显放缓。2015 年之后，我国互联网金融快速发展，并且随着金融要服务实体经济理念逐渐深入以及我国供给侧结构性改革政策实施落地，减税、降费、将成本等支持实体经济发展的政策措施相继出台，并在之后的几年成效逐渐凸显，实体经济发展效率逐步提升，但增速较小。2019-2020 年实体经济发展效率大幅降低，表明虽然技术进步指数较大，但是技术进步起到牵制作用小于技术效率、纯技术效率和规模效率的综合作用。

从全要素生产率分解结果看，技术效率指数和纯技术效率指数数值大小变化

较为平稳，变化趋势不大，而我国规模效率指数在大多数年份值都大于 1，意味着我国实体经济发展效率逐渐提高，进一步验证了我国经济供给侧改革的有效性。值得注意的是，技术进步指数年度均值大于 1，而且其指数变化趋势与全要素生产率指数的变化趋势基本上保持一致，这表明我国实体经济发展效率的提升主要依靠技术进步。

为分析我国各省份实体经济发展效率，测算 2011-2020 年各省市 Malmquist 指数，并根据各省份指数值大小进行排名，如图 3.6。

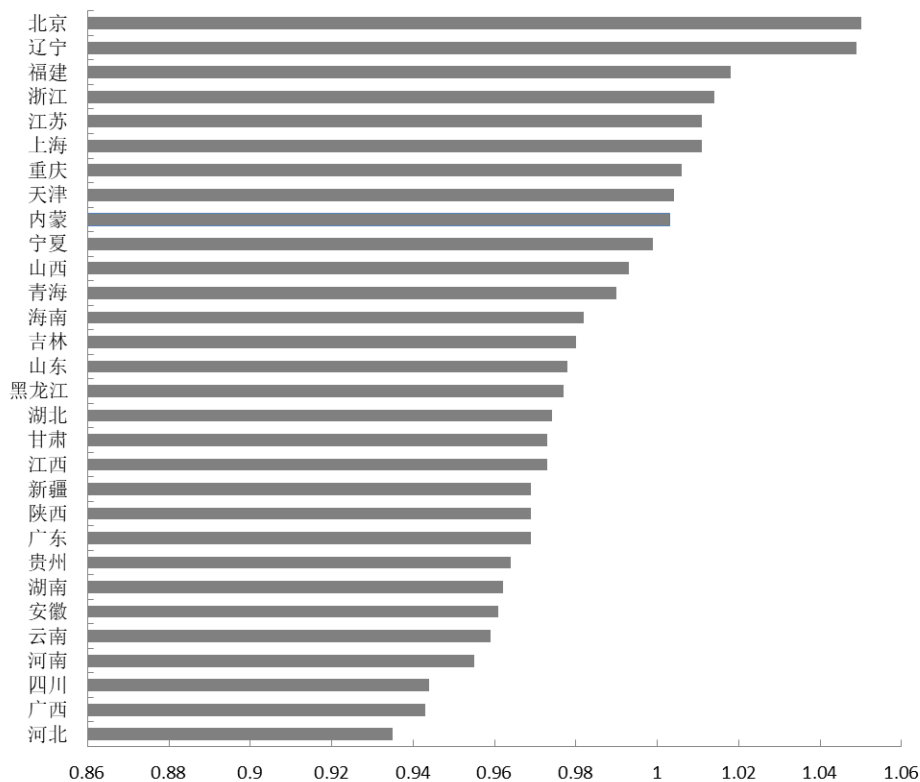


图 3.6 2011-2020 年各省份实体经济全要素生产率均值排名

总体上看，北京、辽宁、福建、浙江、江苏等 9 个省份实体经济全要素生产率大于 1，其他大部分省份的实体经济全要素生产率小于 1，表明大部分省份实体经济发展效率下降。从实体经济全要素生产率均值大小差异看，值的大小在 0.935 和 1.05 之间浮动，省际间差异不大，从具体数值看，上升幅度最大的是北京（5%），其次是辽宁（4.9%）、福建（1.8%）、浙江（1.4%）、江苏（1.1%）等，而下降幅度最大的是河北（-6.5%），这可能是由于各区域地理位置不同，经济发

展存在差异，且各省份政府内部管理也不同，因此在内部管理效应和经济规模效应的共同作用下，导致各省份实体经济发展效率存在差异。

3.3 我国数字普惠金融支持实体经济发展现状及问题分析

根据前文分析发现，我国实体经济发展规模虽然不断增加，实体经济占 GDP 的比例却在不断下降，2011-2020 年虚拟经济发展迅猛，虚拟经济的发展一定程度上挤占了实体经济的发展空间。从区域实体经济发展看，东部地区实体经济整体发展较好，明显高于中西部地区，东部地区的实体经济发展规模与中西部地区的差距也在不断扩大，我国实体经济规模存在空间发展不平衡的特点。

现阶段，金融机构着力于创新数字普惠金融模式，将如何更加有效地为实体经济服务作为进一步发展方向。数字普惠金融通过数字技术向金融赋能，广阔延伸了服务场景，将金融产品嵌入社会各场景，极大提高了金融资源的可获得性。大型商业银行也发挥“头雁”效应，加强数字普惠金融建设，股份制商业银行、城市商业银行与农村金融机构作为参与者也在不断为低收入人群、中小微企业等弱势群体提供其需要的可负担的金融服务。小微企业是我国市场主体的重要组成部分，在国民经济发展中贡献了重要力量，但是在宏观经济增速放缓的情况下，中小微企业面临着普遍的融资难和融资贵的问题。2016 年，国务院印发《关于推进普惠金融发展规划（2016—2020 年）的通知》，我国开始着手于有序推进普惠金融建设，推动金融数字化转型，扩充企业融资渠道，央行及政府部门也出台了多项举措支持实体经济，切实提升中小微企业融资可得性。在政府部门和相关企业的共同努力下，我国在支持小微企业融资方面取得了阶段性成果，我国小微企业贷款余额规模增长成效显著，从 2016 年的 27.7 万亿元增长到了 2020 年的 43.2 万亿元，增长了 15.5 万亿元，年复合增长率达到 12.2%，我国新发放的普惠型小微企业贷款利率也逐期下降，不断向实体经济让利，有效地支持实体经济发展。

但是，数字普惠金融服务实体经济过程中可能存在一定问题，仍待解决。首先，数字普惠金融具有相对较低的准入门槛，激烈的市场竞争使得一些机构违规开展信贷业务，借款人不能按期还款，造成违约风险积累；其次，传统的金融监

管可能并不能完全适用于数字普惠金融的监管，一些机构违规进行非法集资或者欺诈性金融业务不能被及时发现，给投资者资金安全存在隐患；最后，数字普惠金融的高速发展可能会导致金融资源脱离监管，大量资金未能被有效配置。

4 数字普惠金融对实体经济发展的面板门槛效应分析

4.1 模型构建

为了系统分析数字普惠金融对我国实体经济发展的影响,本文设定基准回归模型如下:

$$RGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{it} + \beta Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $RGDP_{it}$ 代表 i 省份在 t 年的实体经济发展水平; $DIFI_{it}$ 代表 i 省份在 t 年的数字普惠金融发展水平; $Control_{it}$ 代表控制变量; μ_i 代表不可观测的个体固定效应; ε_{it} 代表随机扰动项。

由前文理论分析可知,数字普惠金融与实体经济发展之间可能存在复杂的非线性关系,为进一步检验数字普惠金融与实体经济发展的非线性关系,深入分析数字普惠金融处于不同发展阶段时对实体经济产生的影响,本文选用数字普惠金融作为门槛变量,构建如下面板门槛模型:

$$RGDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIFI_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 DIFI_{it} I(q_{it} > \gamma) + \beta Control_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, q_{it} 为门槛变量,本文选取数字普惠金融及其三个子维度作为门槛变量; γ 在模型中表示待估计的门槛值, $I(\cdot)$ 是示性函数,当括号中的表达式为真时,取值为 1,反之取值为 0。模型中的其余变量表示的含义与前面的模型 (1) 相同。

4.2 变量选取与数据来源

4.2.1 变量选取

(1) 被解释变量: 实体经济发展水平 (RGDP)

本文研究的对象是实体经济,不包括金融业和房地产业等虚拟经济,根据黄群慧^[34]对实体经济的定义,参照大多数学者的相关研究,选取剔除金融业和房

地产业产值之后的地区生产总值来测度各地区实体经济发展水平^[64]。为了剔除价格因素的影响，以 2011 年为基期进行平减，得到平减后的实际值。为了使回归系数大小合理，对平减后的实际值取对数。

(2) 核心解释变量和门槛变量：数字普惠金融指数 (DIFI)

借鉴郭峰等^[4]的研究，选用北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数来衡量中国数字普惠金融的发展水平，数字普惠金融又分成覆盖广度(WID)、使用深度(DEP)和数字化程度(DIG)三个子维度，该指数具有很强的影响力，被广泛用于数字普惠金融的相关研究，颇受认可，具有科学性和代表性。

(3) 控制变量

实体经济发展水平可能受多种其他因素影响，为了尽可能控制那些不可观测因素的影响，本文参考已有研究选取以下变量作为控制变量。

外商投资 (FDI)，外商企业投资在中国实体经济的增长中起着重要作用，其所带来的经济增加值在我国国民生产总值中占有不可忽视的比例，本文用外商投资占 GDP 的比重来表示；

物力资本 (K)，足额的资本投入会显著促进区域实体经济增长，本文用全社会固定资产投资与国内生产总值的比重来表示；

产业结构 (ISS)，优化的产业结构会促进企业资源配置效率提高和产出能力的提升，进而推动实体经济的发展，本文用第三产业与 GDP 的比值来表示；

人力资本 (HUM)，人力资本是最重要的生产要素之一，也是经济增长的内在动力和重要源泉。本文用平均受教育年限来表示，参考已有研究计算平均受教育年限，计算公式为（小学学历人数*6+初中学历人数*9+高中学历人数*12+大专及以上学历人数*16）/6岁及以上人口数^[65]；

创新水平 (INV)，创新水平的提高加速了我国科技创新和自主研发能力的提升，进而影响实体经济增长，本文用规模以上工业企业 R&D 项目数的对数值表示；

政府干预 (GOV)，财政支出是政府根据宏观经济条件调整经济的一个重要手段，但是政府部门干预行为会影响金融市场服务实体经济的效率，进而影响实体经济增长，本文用各地区一般财政支出占 GDP 的比重来表示。

4.2.2 数据来源

本文研究的区域为除港澳台之外的中国的 31 个省份，研究时间跨度选取 2011-2020 年。数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心编制发布的《北京大学数字普惠金融指数（2011-2020）》，其他数据均源于 EPS 数据库、《中国统计年鉴》和各省份的统计年鉴。为了使回归系数大小合理，对数字普惠金融指数及其三个子维度均除以 100。相关变量描述性统计见表 4.1。

表 4.1 相关变量描述性统计结果

变量名称	符号	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
实体经济发展	RGDP	310	9.919	1.052	6.331	12.02
数字普惠金融	DIFI	310	2.162	0.970	0.162	4.320
覆盖广度	WID	310	1.967	0.966	0.020	3.970
使用深度	DEP	310	2.111	0.982	0.068	4.887
数字化程度	DIG	310	2.901	1.173	0.076	4.622
外商投资	FDI	310	0.082	0.030	0.008	4.961
资本投入	K	310	0.851	0.291	0.211	1.597
产业结构	ISS	310	0.500	0.173	0.048	3.054
人力资本	HUM	310	8.970	1.128	4.222	12.68
创新水平	INV	310	8.535	1.645	2.772	11.79
政府干预	GOV	310	0.297	0.210	0.119	1.354

4.3 面板门槛模型实证分析

4.3.1 基准回归分析

在面板回归模型估计方法的选择上，经过 Hausman 检验发现其对应 P 值为 0.000，在 1% 的显著性水平上强烈拒绝使用随机效应模型的原假设，表明应该使用固定效应模型。此外，考虑到数字普惠金融的不同维度对实体经济发展的影响可能存在差异，因此本文细化分析了覆盖广度、使用深度和数字化程度发展对实体经济影响。数字普惠金融（DIFI）及其三个子维度覆盖广度（WID）、使用深度（DEP）、数字化程度（DIG）对实体经济影响影响的个体固定效应模型回归结果见表 4.2。

表 4.2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
DIFI	0.426 ^{***} (25.53)			
WID		0.441 ^{***} (30.13)		
DEP			0.407 ^{***} (22.38)	
DIG				0.263 ^{***} (15.99)
FDI	0.0495 ^{***} (6.05)	0.0322 ^{***} (4.91)	0.0619 ^{***} (6.72)	0.121 ^{***} (6.83)
K	0.154 [*] (1.86)	0.212 ^{***} (3.40)	0.267 ^{***} (3.64)	-0.0470 (-0.34)
ISS	0.0368 (1.62)	0.0107 (0.44)	0.131 ^{***} (5.01)	0.157 ^{**} (2.17)
HUM	0.0360 ^{***} (3.30)	0.0362 ^{***} (3.19)	0.0524 ^{***} (4.15)	0.0350 (1.25)
INV	0.118 ^{***} (3.46)	0.0886 ^{***} (2.82)	0.151 ^{***} (3.98)	0.393 ^{***} (5.36)
GOV	-2.013 ^{***} (-3.70)	-1.867 ^{***} (-3.47)	-1.245 ^{**} (-2.09)	-1.735 ^{**} (-2.17)
_cons	8.112 ^{***} (21.73)	8.336 ^{***} (23.60)	7.373 ^{***} (20.52)	5.951 ^{***} (8.22)
N	310	310	310	310
R ²	0.963	0.972	0.919	0.859

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著；括号内为 t 值。下同。

从核心解释变量看，数字普惠金融对实体经济的影响系数显著为正，表明数字普惠金融对实体经济的发展有着显著的正向促进作用，验证了假设 1。数字普惠金融的三个子维度对实体经济发展产生的影响均显著为正，而且覆盖广度产生的影响最大，其次是使用深度，数字化程度最小，该研究结果与学者汪亚楠^[48]研究结果一致。可能的原因是随着数字普惠金融的覆盖范围不断扩大，偏远地区的中小企业比以往更容易享受到数字普惠金融发展带来的红利，满足了中小企业的融资需求，有助于推动实体经济的发展。从上表列（3）可以看出，数字普惠金融使用深度对实体经济发展影响的系数大小为 0.407，通过 1%水平的显著性检验，表明随着互联网的发展和资本投入的增加，实体企业的创新能力进一步增强，

促进产业结构优化与经济发展。由列（4）可知，数字化程度对实体经济发展影响的系数为 0.263，在 1% 水平下通过显著性检验，可能是因为随着数字化水平的提高，数字普惠金融能为实体经济的发展提供更便捷的金融服务。

从控制变量看，政府干预的回归系数为负且显著，表明政府干预一定程度上抑制了实体经济增长，可能的原因是地方政府的过度干预，影响了市场对资源的有效配置和经济秩序，进而抑制了地区实体经济发展活力；另一方面，随着金融体系发展阶段的提升，制度环境建设的逐渐完善，政府过度干预会增加市场不稳定性，增加“政府失灵”现象，此时则需要更多地发挥市场经济的积极作用，保证金融体系的效率性^[66]。产业结构回归系数为正，表明现在我国的产业结构合理化会对实体经济增长产生促进作用，要做优、做强实体经济，必须优化产业结构，大力推进产业结构升级。外商投资和人力资本系数为正，表明增加外商投资、提升人力资本水平能显著促进实体经济增长。创新水平为正在 1% 水平下通过显著性检验，物力资本回归系数也为正，表明创新在一定意义上讲也是生产力，提高创新水平和物力资本投入有助于实现实体经济增长。

4.3.2 面板门槛模型回归结果与分析

为研究当数字普惠金融及其三个子维度处于不同发展水平时，是否会对实体经济发展产生不同影响，本文构建门槛效应模型进行分析，首先进行门槛效应检验。

（1）门槛效应检验

为验证假设 2，检验数字普惠金融对实体经济发展门槛效应和非线性特征，首先采用 Hansen^[67]的 bootstrap 法反复抽样 500 次进行门槛效应检验，然后分别以数字普惠金融指数及其子指标覆盖广度、使用深度和数字化程度作为门槛变量进行检验。门槛效应检验结果如下表 4.3 所示。

由表 4.3 可知，数字普惠金融指数单一门槛 P 值和 F 值分别为 0.006 和 47.62，在 1% 水平上显著，双重门槛 P 值为 0.124，未通过显著性检验，因此数字普惠金融对实体经济发展的影响存在单一门槛效应。

表 4.3 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛	F 统计值	P 值	10%临界值	5%临界值	1%临界值
DIFI	单一门槛	47.62	0.006	28.6326	34.3846	44.7685
	双重门槛	15.21	0.124	15.9125	18.9574	22.6413
WID	单一门槛	46.06	0.002	30.4011	33.6559	42.5473
	双重门槛	19.57	0.204	22.7251	26.4956	32.8483
DEP	单一门槛	42.36	0.024	28.9353	35.2299	46.8222
	双重门槛	22.34	0.038	17.1356	20.9196	28.4864
	三重门槛	13.69	0.742	46.6165	55.1870	75.9639
DIG	单一门槛	65.33	0.002	41.7105	45.2615	54.2584
	双重门槛	31.58	0.002	16.3563	18.6559	24.9354
	三重门槛	12.45	0.686	34.4815	41.0771	51.8175

此外,从表 4.3 可以发现,三个子维度中覆盖广度的单一门槛 P 值分别为 0.002,通过了显著性检验,双重门槛 P 值未通过显著性检验,因此存在单一门槛效应;使用深度的单一门槛 P 值为 0.024,双重门槛 P 值为 0.038,三重门槛 P 值为 0.742,三重门槛未通过显著性检验,表明使用深度对实体经济发展产生的影响存在双重门槛。数字化程度指数单一门槛 P 值和双重门槛 P 值均为 0.002,三重门槛 P 值为 0.686,表明数字化程度对实体经济发展也存在双重门槛。根据表 4.3 的门槛效应检验结果,进一步可以确定门槛值和置信区间,结果见表 4.4。

表 4.4 门槛值与置信区间估计结果

门槛变量	门槛	估计值	95%置信区间	
DIFI	单一门槛	2.2640	2.2493	2.2675
WID	单一门槛	2.0551	2.0311	2.0592
DEP	双重门槛	1.0046	0.9447	1.0458
		1.9823	1.9330	1.9922
DIG	双重门槛	0.9342	0.7259	1.0707
		1.6350	1.5029	1.8165

数据来源:作者根据实证结果自行整理。

由表 4.4 可知数字普惠金融对实体经济发展的单一门槛值为 2.264,覆盖广度对实体经济发展的单一门槛值为 2.0551,使用深度对实体经济发展的双重门槛值分别为 1.0046 和 1.9823,数字化程度对实体经济发展的双重门槛,门槛值分别为 0.9342 和 1.6350。

(2) 门槛回归结果

表 4.5 列 (1) ~ (4) 分别表示数字普惠金融、覆盖广度、使用深度和数字化程度门槛模型参数回归结果。从表 4.5 列 (1) 的回归结果看, 当数字普惠金融发展水平处于较低发展阶段时 ($DIFI \leq 2.2640$), 回归系数为 0.365, 通过了 1% 水平的显著性检验, 当数字普惠金融发展水平处于较高发展阶段时 ($DIFI > 2.2640$), 回归系数为 0.410, 在 1% 的水平上显著, 这表明数字普惠金融发展能显著推动实体经济发展, 进一步验证了假设 2, 而且这种正向促进作用会随着数字普惠金融的发展而逐渐提高, 表明数字普惠金融与实体经济发展存在非线性关系, 数字普惠金融对实体经济发展的正向影响存在边际效应递增趋势, 在更高阈值内, 数字普惠金融对实体经济发展的正向促进作用更强。出现这种情况可能的原因是: 当我国某地区的数字普惠金融发展处于较低水平时, 促进作用较小, 而随着数字普惠金融发展水平提高, 企业融资难、融资贵的问题逐渐得到改善, 资源配置效率得以提升, 对实体经济发展的促进作用进一步增大。从表 4.5 列 (2) 看, 覆盖广度对实体经济发展的作用存在单一门槛, 以覆盖广度作为门槛变量, 门槛值为 2.0551。当覆盖广度小于等于门槛值 2.0551 时, 覆盖广度对实体经济发展的促进作用较小, 超越门槛值之后, 覆盖广度对实体经济发展的促进作用有所提高, 这意味着提高数字普惠金融的覆盖广度可以推动实体经济发展。

表 4.5 门槛模型参数估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
DIFI_1($DIFI \leq 2.2640$)	0.365 ^{***} (29.69)			
DIFI_2($DIFI > 2.2640$)	0.410 ^{***} (51.16)			
WID_1($WID \leq 2.0551$)		0.372 ^{***} (30.91)		
WID_2($WID > 2.0551$)		0.413 ^{***} (51.61)		
DEP_1($DEP \leq 1.0046$)			1.079 ^{***} (11.78)	
DEP_2($1.0046 < DEP \leq 1.9823$)			0.632 ^{***} (18.34)	
DEP_3($DEP > 1.9823$)			0.464 ^{***} (52.22)	
DIG_1($DIG \leq 0.9342$)				0.944 ^{***}

续表 4.5 门槛模型参数估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
				(17.45)
DIG_2(0.9342<DIG≤1.6350)				0.577***
				(23.59)
DIG_3(DIG>1.6350)				0.479***
				(52.19)
FDI	0.0501***	0.0465**	0.0395**	0.0417**
	(2.74)	(2.52)	(2.22)	(2.47)
K	0.238***	0.228***	0.195***	0.198***
	(6.83)	(6.53)	(6.15)	(6.55)
ISS	0.0369	0.0391	0.0408	0.0292
	(1.06)	(1.11)	(1.21)	(0.91)
HUM	0.0313***	0.0315***	0.0444***	0.0476***
	(2.94)	(2.92)	(4.28)	(4.80)
INV	0.107***	0.104***	0.0954***	0.103***
	(5.72)	(5.51)	(5.23)	(5.95)
GOV	-1.889***	-1.929***	-1.900***	-1.833***
	(-8.29)	(-8.39)	(-8.60)	(-8.68)
_cons	8.209***	8.240***	8.058***	7.905***
	(38.95)	(38.61)	(39.51)	(40.34)
N	310	310	310	310
R ²	0.968	0.967	0.970	0.972

从表 4.5 列 (3) 的回归结果看, 使用深度对实体经济发展的作用存在双重门槛, 以使用深度作为门槛变量, 使用深度与实体经济发展的相互关系可以从三个区间段进行阐述。第一个区间 ($DEP \leq 1.0046$), 使用深度小于等于门槛值 0.5774 时, 回归系数为 1.079, 表明使用深度对实体经济发展存在显著促进作用, 此时促进作用较高; 第二个区间 ($1.0046 < DEP \leq 1.9823$), 使用深度位于 1.0046 和 1.9823 之间时, 回归系数为 0.632, 且在 1% 水平上显著, 使用深度对实体经济发展的正向促进作用有所减弱, 减弱了 33.8%; 第三个区间 ($DEP > 1.9823$), 当使用深度跨过门槛值 1.9823 时, 回归系数变为 0.464, 说明当使用深度水平高于门槛值时, 使用深度对实体经济发展依然存在促进作用, 而相较于第一个区间促进作用明显降低, 这表明使用深度与实体经济发展之间存在明显的非线性关系, 使用深度的提高对实体经济发展促进作用逐渐减小。

从表 4.5 列 (4) 的回归结果看, 数字化程度对实体经济发展的作用存在双

重门槛，以数字化程度作为门槛变量，数字化程度与实体经济发展的相互关系可以从三个区间段进行阐述。第一个区间（ $DIG \leq 0.9342$ ），数字化程度小于等于门槛值 0.9342 时，回归系数为 0.944，这表明数字化程度对实体经济发展存在显著促进作用，此时促进作用较高；第二个区间（ $0.9342 < DIG \leq 1.6350$ ），数字化程度位于 0.9342 和 1.6350 之间时，回归系数为 0.577，且在 1% 水平上显著，数字化程度对实体经济发展的正向促进作用有所降低；第三个区间（ $DIG > 1.6350$ ），当数字化程度跨过门槛值 1.6350 时，回归系数变为 0.479，说明数字化程度对实体经济发展存在显著促进作用，而促进作用进一步降低，这表明数字化程度与实体经济发展之间存在明显的非线性关系，随着数字化程度的提高，对实体经济发展促进作用有减弱的趋势。可能的原因是发展初期，随着大数据、互联网、区块链等数字技术的发展以及与传统金融的结合，为实体企业提供了更加高效快捷、低成本的金融服务，极大地促进了实体经济的发展；但是当数字化程度提高到一定水平后，传统产业结构一定程度上制约了企业数字化转型，此时，数字技术的运用对实体企业作用虽然为正向但作用逐渐减弱。

4.3.3 稳健性和内生性检验

（1）工具变量法

为了进一步缓解互为因果的内生性问题，本文参考已有研究使用数字普惠金融发展指数的滞后一期作为工具变量进行工具变量回归^{[64][68]}。数字普惠金融发展指数反映了当年各省份数字普惠金融程度，数字普惠金融能够对下一年的实体经济发展产生影响，但是下一年的实体经济发展水平无法对上一年度的数字普惠金融发展产生影响，因此选择数字普惠金融发展指数的滞后一期作为工具变量缓解互为因果的内生性问题。此外，本文还选取互联网普及率这一指标作为工具变量，这一变量满足严格外生的条件。工具变量回归结果见表 4.6。从列（1）的回归结果看，工具变量结果通过了不可识别检验和弱工具变量检验，数字普惠金融系数均为正，且通过 1% 水平的显著性检验，与上文结论一致，说明了克服内生性问题之后，数字普惠金融对实体经济的影响依然为正向促进作用。

（2）替换被解释变量

工业是实体经济的主要载体,为了检验模型的稳健性,以各省份工业增加值的对数来衡量实体经济发展水平^[64],结果见表 4.6 列(2)。从回归结果可以看出,数字普惠金融回归系数在 1%水平上显著,说明数字普惠金融对实体经济发展的影响依然为正向,证明了研究结论的稳健性。

(3) 剔除极端值

从原样本数据可以发现,北京和上海的数字普惠金融发展指数较高,位于前两名,而青海和甘肃居于末位。为了避免极端值对回归结果的影响,本文从样本中去除北京、上海、青海和甘肃四个省市,获得新的面板数据样本,再对模型进行重新估计,回归结果见表 4.6 列(3)。对比之前的回归结果,基于剔除极端值的样本回归结果并未发生明显变化,这表明研究结论是稳健的。

表 4.6 内生性和稳健性检验结果

	(1) 工具变量回归	(2) 替换被解释变量	(3) 剔除极端值
DIFI	0.461*** (28.64)	0.126*** (8.13)	0.449*** (20.75)
FDI	0.0395*** (5.42)	0.00294 (0.37)	0.0523*** (5.87)
K	0.147* (2.02)	0.118 (1.51)	0.177** (2.21)
ISS	0.0307 (1.39)	-0.00507 (-0.11)	-0.355 (-0.87)
HUM	0.0470*** (4.15)	0.0316** (2.71)	0.0481** (2.70)
INV	0.102*** (3.49)	0.103*** (3.10)	0.108*** (3.15)
GOV	-1.666*** (-3.49)	7.681*** (21.26)	-2.293*** (-3.36)
_cons		7.700*** (20.89)	8.381*** (20.12)
不可识别检验	20.993 [0.0000]		
弱工具变量检验	3387.22		
N	279	310	270
R ²	0.965	0.801	0.965

4.3.4 区域异质性分析

考虑到我国三大区域数字普惠金融发展水平和实体经济发展存在差异,因此本文把全国 31 个省份划分为东、中、西三大区域进行异质性分析。区域异质性分析结果如表 4.7 所示。

表 4.7 区域异质性分析结果

	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部
DIFI	0.394*** (13.33)	0.418*** (10.61)	0.487*** (30.43)
FDI	0.0577*** (8.19)	0.624 (1.12)	0.885 (1.21)
K	0.197*** (3.32)	0.0871 (1.34)	0.0450 (0.50)
ISS	-0.204 (-0.44)	0.391 (0.40)	0.0149 (0.94)
HUM	0.0206* (1.97)	-0.00909 (-0.35)	0.0509* (1.92)
INV	0.119* (1.94)	0.0984** (2.49)	0.0793 (1.49)
GOV	-0.825 (-1.08)	-4.105*** (-7.89)	-1.386* (-2.09)
_cons	8.238*** (12.87)	9.200*** (18.66)	7.870*** (11.36)
N	110	80	120
R ²	0.971	0.979	0.973

从区域异质性分析结果看出,东、中、西部地区数字普惠金融对实体经济的影响均表现为显著的正向促进作用,影响大小存在差异,其中西部地区数字普惠金融对实体经济发展的影响更为显著。根据表 4.7,西部地区数字普惠金融回归系数最大,系数值为 0.487,在 1%水平显著,说明若提高数字普惠金融发展水平,则对西部地区实体经济发展的推动作用最大。对西部地区来说,经济发展水平较低,数字普惠金融的实施能推动新金融资源流入中小微企业,能够有效促进当地实体经济发展。中部地区和东部地区数字普惠金融回归系数看,提高数字普惠金融发展水平虽然能促进中东部地区实体经济发展,但是其促进作用低于西部地区。

5 数字普惠金融对实体经济发展的空间效应分析

前文分析结果表明数字普惠金融对实体经济发展的正向影响存在边际效应递增趋势，在更高阈值内，数字普惠金融对实体经济发展的正向促进作用更强。在我国各区域金融资源不平衡的情况下，数字普惠金融资源在空间上发展不均衡所引致的空间效应可能会对实体经济的发展产生重要影响。通过文献梳理也发现少有文献在分析数字普惠金融的经济效应时将省际间数字普惠金融与实体经济发展的空间相关性考虑在内。鉴于此，接下来本文进一步使用空间计量模型从空间视角出发探讨数字普惠金融对实体经济的影响。

5.1 空间计量模型构建

5.1.1 空间权重矩阵选取

空间权重矩阵是进行空间数据分析的核心。进行空间计量分析的前提是需要运用空间权重矩阵合理度量各个区域间的空间距离，区域*i*到区域*j*的距离一般用 w_{ij} 表示，空间权重矩阵一般用 W 表示，则空间权重矩阵可表示为

$$W = \begin{pmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1n} \\ \vdots & & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{pmatrix}, \text{其中} W \text{矩阵中的主对角线上的元素} i = j, \text{表示为同一区域}$$

间的距离为0，即 $w_{11} = w_{22} = w_{33} = \cdots = w_{nn} = 0$ 。目前多数研究者采用以下三种空间权重矩阵：

(1) 空间邻接权重矩阵。这种空间邻接权重矩阵运用矩阵的方式描述区域*i*和区域*j*在空间中的相对位置关系，如果区域*i*和区域*j*有共同的边界（或边界点），那么区域*i*和区域*j*相邻， $w_{ij} = 1$ ；反之，区域*i*和区域*j*则不相邻， $w_{ij} = 0$ 。可定义空间权重如下：

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, \text{区域} i \text{和} j \text{相邻} \\ 0, \text{区域} i \text{和} j \text{不相邻} \end{cases}$$

(2) 地理距离空间权重矩阵。这种空间权重矩阵一般设区域 i 和区域 j 的地理距离为 d_{ij} ，并用空间地理距离 d_{ij} 的倒数大小来表示空间权重的大小。这种基于地理距离的空间权重可以定义为：

$$w_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, 0 < d_{ij} \leq d \\ 0, d_{ij} > d \end{cases}$$

该空间权重矩阵表达的含义是：距离越远的区域 j 对区域 i 的影响越小。

(3) 经济距离空间权重矩阵。这种空间权重矩阵将不同地区之间地理位置考虑在内，考虑到有些省份地理距离较远，但经济来往密切的情况，采用地区之间人均 GDP 的差值作为经济距离空间权重，并假设区域 i 和区域 j 样本期内人均 GDP 的平均值分别为 \bar{Y}_i 和 \bar{Y}_j ，则其经济距离空间权重矩阵主对角线元素均为 0，非对角线元素可以表示为：

$$w_{ij} = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} (i \neq j)$$

经济距离空间权重表达的含义是：区域 i 和区域 j 的经济发展水平差异越小，则权重越大。

从前文分析可以看出，空间邻接权重矩阵、地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵的计算方法各不相同，而由于我国东中西省份的空间结构差异巨大，如果采用地理距离空间权重矩阵和经济距离空间权重矩阵显然严重影响了空间交互效应，因此，本文选用空间邻接权重矩阵进行实证分析。

5.1.2 空间自相关检验

在建立空间计量模型之前为考察变量在空间上是否存在相互影响，一般采用全局莫兰指数 (*Moran's I*) 和莫兰散点图进行空间自相关检验，具体计算公式为：

$$Moran'sI = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

式中 $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ 表示样本方差, w_{ij} 用来度量区域 i 和区域 j 之间的距离, 表示的是空间权重矩阵中的各个元素。 $Moran'sI$ 指数值的取值范围为-1 到 1, $Moran'sI$ 指数绝对值越接近于 1 表示空间自相关越强, $Moran'sI$ 指数为负值表示负向空间自相关, $Moran'sI$ 指数为正值表示正向空间自相关, 特殊地, 当其取值为 0 时表示变量在空间上表现为随机分布, 即不存在空间相关性。

全局 $Moran'sI$ 指数是应用最广泛的从变量整体出发检验空间相关性的统计量, 但是全局 $Moran'sI$ 指数不能用来分析局部地区变量的空间相关性, 因此在进行空间性分析时还会采用局部莫兰散点图判断各个空间单元在直角坐标系中的位置。

(1) 全局空间自相关检验

利用全局 $Moran'sI$ 指数对 2011-2020 年我国实体经济和数字普惠金融进行空间相关性检验, 检验结果如表 5.1 所示。观察表 5.1 的结果可以发现, 我国实体经济和数字普惠金融的 $Moran'sI$ 指数值均为正数, 其中数字普惠金融的 P 值均小于 0.01, 实体经济的 P 值均小于 0.05, 分别在 1% 和 5% 水平下通过显著性检验, 表明我国各地区之间的数字普惠金融和实体经济均存在显著的正空间自相关。

表 5.1 2011-2020 年我国实体经济与数字普惠金融 $Moran'sI$ 指数

时间	$Moran'sI$	实体经济		数字普惠金融		
		临界值 Z	P 值	$Moran'sI$	临界值 Z	P 值
2011 年	0.243	2.443	0.015	0.423	3.949	0.000
2012 年	0.236	2.382	0.017	0.427	4.021	0.000
2013 年	0.230	2.329	0.020	0.395	3.759	0.000
2014 年	0.233	2.352	0.019	0.397	3.784	0.000
2015 年	0.252	2.504	0.012	0.344	3.319	0.001
2016 年	0.263	2.590	0.010	0.384	3.686	0.000
2017 年	0.267	2.619	0.009	0.442	4.197	0.000
2018 年	0.262	2.569	0.010	0.493	4.613	0.000
2019 年	0.267	2.607	0.009	0.497	4.645	0.000
2020 年	0.276	2.676	0.007	0.517	4.819	0.000

(2) 局部空间自相关检验

为了直观分析我国不同省份实体经济和数字普惠金融的空间相关性特征，本文绘制了 2011 年和 2020 年我国实体经济和数字普惠金融的局部莫兰散点图，见下图。

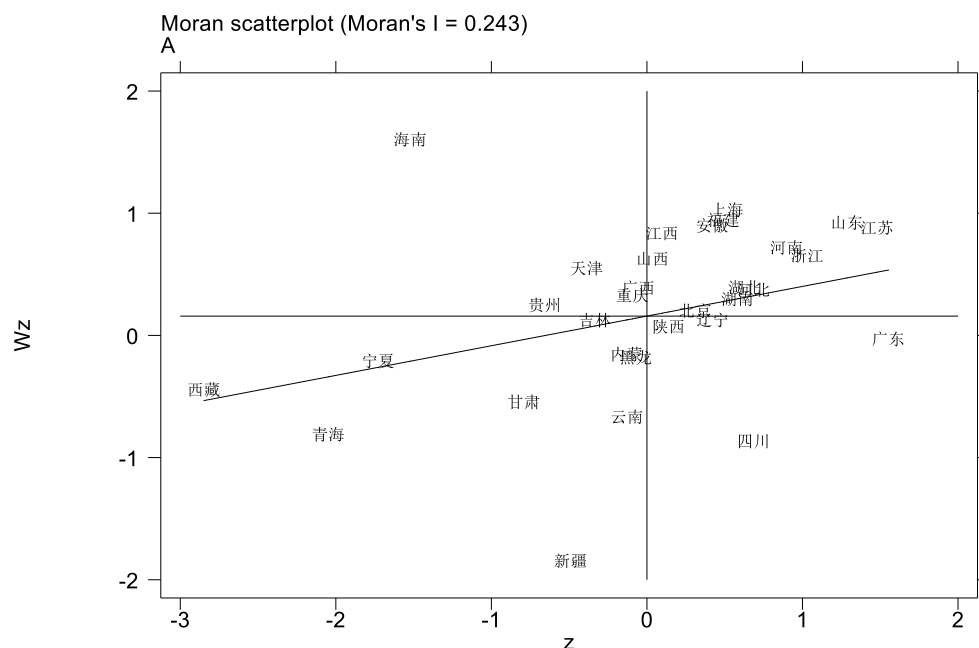


图 5.1 2011 年 RGDP 的 Moran's I 散点图

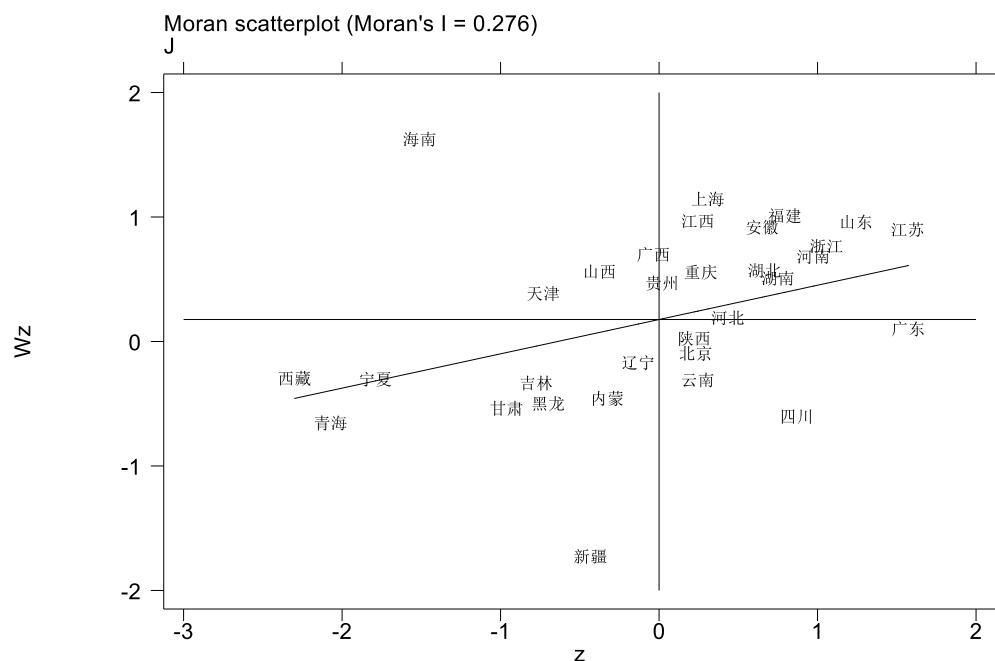


图 5.2 2020 年 RGDP 的 Moran's I 散点图

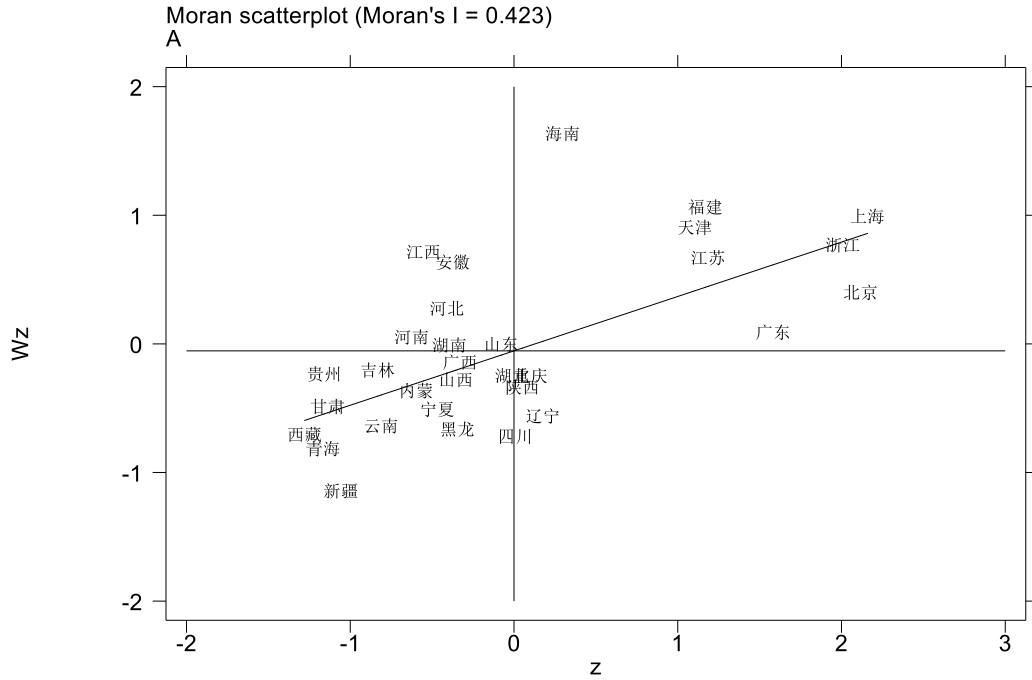


图 5.3 2011 年 DIFI 的 *Moran's I* 散点图

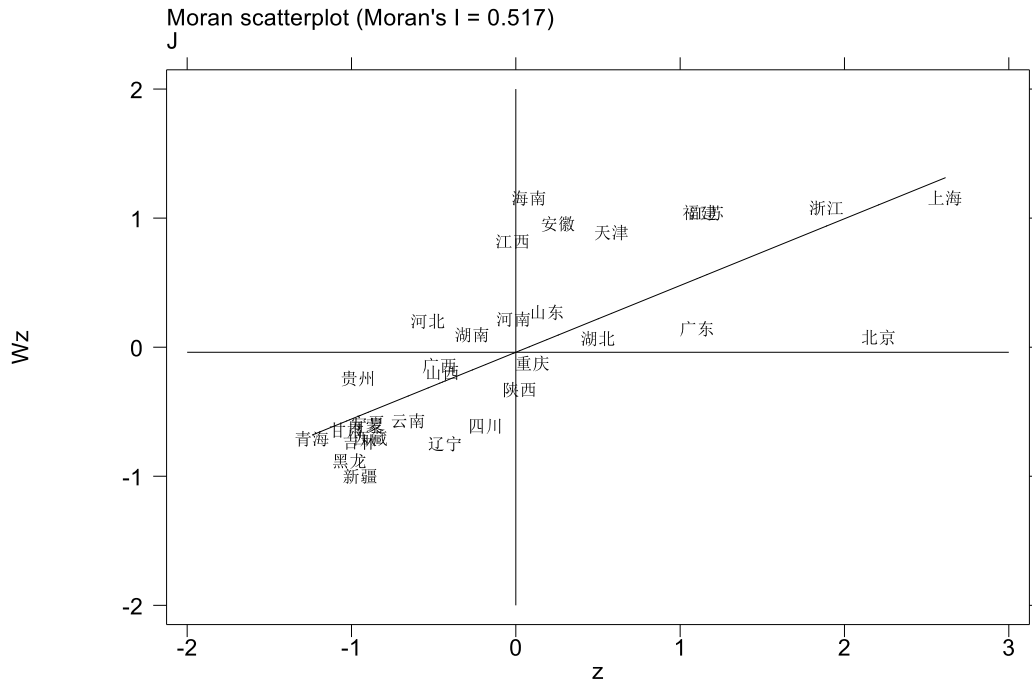


图 5.4 2020 年 DIFI 的 *Moran's I* 散点图

从图上可以看出，2011 年和 2020 年我国实体经济和数字普惠金融 *Moran's I* 散点主要集中在第一象限和第三象限，即呈现出“高-高聚集”和“低-低聚集”的状态。2011 年和 2020 年我国实体经济发展的聚集情况总体上一致，第一象限

“高-高聚集”区域的省份大致包括浙江、重庆、上海、安徽、江苏、湖南、湖北等,这些地区实体经济发展水平较高,其周边省份的实体经济发展情况也较好;第二象限“低-高聚集”区域,大致是海南、天津、陕西、贵州这些本身实体经济发展水平比较低但是其相邻省份实体经济发展较好的省份;第三象限“低-低聚集”区域的省份包括西藏、青海、宁夏、甘肃、云南、新疆、内蒙古、黑龙江、吉林,可以发现这些地区是东北地区和西部地区经济发展较为落后的省份,这些地区实体经济发展水平也比较低;第四象限“高-低聚集”区域主要有四川、陕西、北京等,这些省份本身经济发展水平较高且被实体经济发展水平较低的省份包围。

2011年和2020年我国数字普惠金融空间聚集状态与实体经济类似,*Moran's I*指数分别为0.423和0.517,数字普惠金融发展表现为正空间自相关。值得注意的是,2020年,各省份分布主要集中在第一象限和第三象限,第四象限几乎没有。与实体经济*Moran's I*散点图不同的是2011年我国数字普惠金融*Moran's I*散点图的四个象限中第三象限聚集的省份数量最多,其次是第一象限,到2020年*Moran's I*散点图的四个象限中第一象限聚集的省份数量明显有所增多。这表明2020年我国数字普惠金融发展水平明显提高,逐渐由“低-低聚集”转向“高-高聚集”状态。

5.1.3 空间计量模型设定与选择

由前文分析可知数字普惠金融与实体经济发展均存在显著的空间自相关,因此可以构建空间计量模型探究数字普惠金融在空间上对实体经济发展的影响。空间面板数据模型主要包括空间误差模型(SEM)、空间自回归模型(SAR)、空间杜宾模型(SDM)。由于空间杜宾模型(SDM)是空间误差模型(SEM)和空间自回归模型(SAR)的一般形式,既包含被解释变量空间滞后项又包含解释变量空间滞后项,同时将被解释变量和解释变量的空间溢出效应考虑在内,可以更全面地分析空间效应,因此本文将模型初步设定为空间杜宾模型(SDM),并进行相关空间计量模型检验。设定模型具体形式如下:

$$\begin{aligned}
 RGDP_{it} = & \rho WRGDP_{it} + \beta_1 DIFI_{it} + \beta_2 FDI_{it} + \beta_3 K_{it} + \beta_4 ISS_{it} + \beta_5 HUM_{it} + \beta_6 INV_{it} + \\
 & \beta_7 GOV_{it} + \theta_1 WDIFI_{it} + \theta_2 WFDI_{it} + \theta_3 WK_{it} + \theta_4 WISS_{it} + \theta_5 WHUM_{it} + \theta_6 WINV_{it} \quad (3) \\
 & + \theta_7 WGOV_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

式中， ρ 表示空间自回归系数，能够反映本地区实体经济对其他地区实体经济空间作用的方向和程度， W 为 $31*31$ 的空间权重矩阵， $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_7$ 表示各个解释变量的回归系数，其中 β_1 的含义是本地区数字普惠金融对本地区实体经济发展的影响， $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_7$ 表示各个解释变量的空间滞后项的回归系数，其中 θ_1 表示本地区数字普惠金融对其他临近地区实体经济发展影响的空间效应， μ_i 表示地区固定效应， λ_t 表示时间固定效应， ε_{it} 表示随机误差项，其余变量均与上文变量含义相同。

为了筛选出合适的空间计量模型，首先进行 LM 检验，检验结果如下表所示。

表 5.2 LM 检验结果

检验方法	统计量	P 值
LM-spatial error	158.734	0.000
Robust LM-spatial error	100.526	0.000
LM-spatial lag	65.274	0.000
Robust LM-spatial lag	7.067	0.008

从 LM 检验与稳健的 LM 检验结果看，Robust LM-spatial error 和 LM-spatial error 均通过了 1% 水平显著性检验，拒绝“不存在空间误差项”的原假设，同时 LM-spatial lag 和 Robust LM-spatial lag 的 P 值分别为 0.000 和 0.008，分别通过 1% 和 5% 水平显著性检验，表明应该拒绝“不存在空间滞后项”的原假设，可以采用空间杜宾模型。

其次进行 Hausman 检验，确定模型是采用随机效应还是固定效应。Hausman 检验结果如下表 5.3。表 5.3 Hausman 检验结果显示 Hausman 统计量为 41.32，P 值为 0.0003，在 1% 显著性水平下通过检验，拒绝随机效应的原假设，因此应该选择固定效应模型。

最后，为检验设定的模型能否简化成空间误差模型和空间自回归模型，接下

来对空间计量模型进行 LR 检验和 Wald 检验,检验结果见表 5.3。LR 检验和 Wald 检验的统计量 P 值均通过 1%显著性水平的检验,这表明空间杜宾模型不能退化为空间误差模型和空间自回归模型。因此,接下来本文选择运用固定效应的空间杜宾模型分析数字普惠金融对实体经济发展的空间效应。

表 5.3 模型选择检验结果

方法	指标	统计量	P 值
Hausman 检验	Hausman test	41.32	0.0003
LR 检验	LR-spatial error	77.85	0.000
	LR-spatial lag	45.95	0.000
Wald 检验	Wald-spatial lag	20.83	0.004
	Wald-spatial error	27.80	0.0002

5.2 空间计量模型实证结果分析

5.2.1 数字普惠金融对实体经济发展的空间效应分析

根据前文的模型检验结果,选择固定效应空间杜宾模型分析数字普惠金融对实体经济发展的空间效应,同时为了选择最优的固定效应模型,分别采用时间固定、个体固定和个体时间双固定效应的空间杜宾模型进行对比,回归结果如下表 5.4 所示。

表 5.4 中列 (1) (2) (3) 分别为时间固定、个体固定和双固定效应的空间杜宾模型回归结果。表 5.4 空间杜宾模型回归结果表明,在三个模型中,个体固定和个体时间双固定下的空间杜宾模型的拟合优度均高于时间固定效应的空间杜宾模型,而且通过比较个体固定效应模型和个体时间双固定效应模型的自然对数似然函数值(Log-likelihood),可以发现双固定效应模型的 Log-likelihood 值最高,达到 441.0590,综合对比下可以认为双固定效应的空间杜宾模型是最优模型。因此,本文采用双固定效应空间杜宾模型的回归结果进行分析。

表 5.4 空间杜宾模型回归结果

	(1) 时间固定	(2) 个体固定	(3) 双固定
DIFI	0.157 (1.04)	0.363*** (4.58)	0.302*** (3.97)
FDI	0.0172 (0.28)	0.0433*** (3.09)	0.0449*** (3.34)
K	-0.166* (-1.78)	0.148*** (5.27)	0.179*** (6.33)
ISS	-0.494*** (-4.39)	0.0395 (1.43)	0.0185 (0.69)
HUM	-0.0926*** (-2.68)	0.0323** (2.53)	0.0297** (2.43)
INV	0.547*** (19.03)	0.0660*** (4.32)	0.0844*** (5.50)
GOV	-0.308 (-1.32)	-1.448*** (-8.33)	-1.704*** (-9.66)
W×DIFI	-1.028*** (-3.53)	-0.214** (-2.54)	-0.404*** (-3.63)
W×FDI	0.267 (0.95)	-0.0909 (-1.36)	-0.0894 (-1.39)
W×K	0.288* (1.79)	-0.0443 (-1.02)	0.178*** (2.66)
W×ISS	-0.867* (-1.94)	0.183 (1.53)	0.0395 (0.34)
W×HUM	-0.193*** (-2.86)	-0.00501 (-0.27)	-0.00367 (-0.14)
W×INV	0.304*** (4.11)	0.0209 (0.89)	0.0660** (2.38)
W×GOV	0.652 (1.19)	-0.635* (-1.76)	-1.953*** (-4.43)
Spatial rho	-0.159* (-1.70)	0.610*** (12.51)	0.240*** (3.13)
Variance sigma2_e	0.0815*** (12.00)	0.00378*** (12.09)	0.00335*** (12.39)
N	310	310	310
R ²	0.284	0.631	0.438
Log-likelihood	-46.5989	408.7917	441.0590

双固定效应空间杜宾模型的回归结果即列（3）表明，实体经济空间自回归系数（Spatial rho）值为 0.240，在 1% 的水平上显著为正，说明我国实体经济发

展存在明显的正空间相关性，与前文的莫兰指数检验结果一致，同时也进一步验证了使用空间计量模型进行分析的合理性，也说明了在其他因素不变的情况下，本地区的实体经济发展会对邻近地区实体经济发展产生正向促进作用，存在正向的空间溢出效应，相邻区域生产要素更易流动实现产业互补，对实体经济发展水平较高的地区而言，可以带动邻近区域实体经济增长，实现“先富带动后富”，呈现“涓滴效应”。

从核心解释变量看，数字普惠金融指数回归系数为 0.302，系数显著为正，表明本地区数字普惠金融发展水平的提高对本地区实体经济增长会产生促进作用，但是数字普惠金融空间滞后项的回归系数显著为负，这表明本地区数字普惠金融的发展会对其邻近地区实体经济发展产生抑制作用，即数字普惠金融的发展存在“虹吸效应”，支持假设 5。可能的原因是当本地区的数字普惠金融发展较好时，会使得本地区资金流动性加大，促进投资并能降低融资成本，进而促进本地区实体经济增长，但是由于本地区金融资源的集中以及地区之间的过度竞争，使得邻近金融资源进一步外流，造成邻近地区投融资受阻，抑制邻近地区实体经济发展。

从控制变量回归结果看，对外开放系数为正，且通过 1% 水平的显著性检验，但是其空间滞后项系数为负且不显著，说明提高本地区对外开放水平对本地区实体经济发展会产生促进作用，对邻近地区实体经济发展的抑制作用，但是在空间上相关性不强。一般而言，对外开放的持续推进有助于外资进入当地市场，提升区域吸收资金能力，这种“开放红利”将惠及实体经济增长，但是也可能会由于其盲目追求自身发展，产生外部不经济效应进而抑制邻近区域实体经济增长。物质资本系数为 0.179，其空间滞后项系数为 0.178，均通过显著性检验，均在 1% 水平上显著，表明物质资本不仅能促进本地区实体经济发展还会促进邻近地区实体经济发展。物质资本是经济持续增长的动力，物质资本投入的增加可以提高生产效率，实现实体经济的增长。产业结构系数及其空间滞后项系数为正且不显著，而人力资本系数显著为正，但是空间滞后项系数为负且不显著，说明人力资本对本地区实体经济发展会产生促进作用，但是对邻近地区实体经济发展的抑制作用，从回归系数大小上看，产业结构对邻近地区实体经济的影响程度要高于人力资本，

可能是因为本地区的传统产业的转型升级能够有效支持实体经济发展并为本地区提供更多就业机会,吸引更多人才就业,这可能会使邻近地区的企业缺乏劳动力而抑制实体经济发展。创新水平的回归系数显著为正,其空间滞后项系数也为正且通过 5%水平的显著性检验,表明创新不仅能促进本地区实体经济发展还会促进邻近地区实体经济发展,展现了创新对我国经济发展的重要性。观察表 5.4 可以发现,政府干预回归系数显著,但是其空间滞后项系数为负,表明政府干预并不能对实体经济发展起到推动作用,可能的原因在于政府的干预行为在一定程度上影响了市场活力,对本地区和相邻区域的实体经济增长产生一定的抑制作用。

5.2.2 分维度异质性分析

为深入探究数字普惠金融各维度在空间上对实体经济发展的影响,接下来本文对覆盖广度(WID)、使用深度(DEP)、数字化程度(DIG)三个子维度进行回归分析,回归结果见表 5.5。

表 5.5 分维度异质性分析结果

	(1) 覆盖广度	(2) 使用深度	(3) 数字化程度
WID	0.532 ^{***} (6.38)		
DEP		0.0169 (0.46)	
DIG			0.0223 (0.95)
FDI	0.0222 [*] (1.75)	0.0343 ^{**} (2.37)	0.0349 ^{***} (2.59)
K	0.170 ^{***} (6.29)	0.194 ^{***} (6.78)	0.198 ^{***} (7.00)
ISS	0.00226 (0.09)	0.0132 (0.48)	0.0102 (0.37)
HUM	0.0178 (1.53)	0.0237 [*] (1.89)	0.0265 ^{**} (2.10)
INV	0.0737 ^{***} (5.02)	0.0758 ^{***} (4.73)	0.0738 ^{***} (4.77)

续表 5.5 分维度异质性分析结果

	(1) 覆盖广度	(2) 使用深度	(3) 数字化程度
GOV	-1.751 ^{***} (-10.36)	-1.794 ^{***} (-9.84)	-1.771 ^{***} (-9.90)
W×WID	-0.417 ^{***} (-2.70)		
W×DEP		-0.0248 (-0.37)	
W×DIG			-0.0895 ^{**} (-2.45)
W×FDI	-0.0414 (-0.67)	-0.0571 (-0.85)	-0.0577 (-0.88)
W×K	0.107 [*] (1.69)	0.172 ^{***} (2.58)	0.218 ^{***} (3.31)
W×ISS	-0.0398 (-0.35)	0.0634 (0.53)	0.0958 (0.80)
W×HUM	0.00277 (0.11)	0.00460 (0.17)	-0.00712 (-0.26)
W×INV	0.0724 ^{***} (2.70)	0.0686 ^{**} (2.38)	0.0776 ^{***} (2.72)
W×GOV	-1.881 ^{***} (-4.44)	-2.098 ^{***} (-4.57)	-2.016 ^{***} (-4.50)
Spatial rho	0.238 ^{***} (3.13)	0.196 ^{**} (2.50)	0.179 ^{**} (2.28)
Variance sigma2_e	0.00313 ^{***} (12.39)	0.00357 ^{***} (12.40)	0.00350 ^{***} (12.41)
<i>N</i>	310	310	310
<i>R</i> ²	0.579	0.491	0.446

实证结果发现，覆盖广度、使用深度、数字化程度对实体经济发展的影响存在差异，其中覆盖广度的回归系数最大，表明数字普惠金融发挥其功能过程中覆盖广度起主要作用，对实体经济发展影响最大，对本区域实体经济发展具有显著正向影响，但是对邻近区域实体经济产生负向影响，其原因可能是数字普惠金融覆盖广度的提高会惠及本地区的实体经济，但是也会吸纳更多邻近地区的金融资源，进而对邻近地区实体经济产生“虹吸效应”。使用深度和数字化程度的空间滞后系数很小，使用深度和数字化程度的空间滞后系数为负，表明使用深度和数字化程度会对邻近地区的实体经济产生影响，但是作用微弱。

6 结论与政策建议

6.1 结论

本文考察了数字普惠金融对实体经济的影响,首先介绍了学术界关于数字普惠金融的相关研究、实体经济发展的相关研究以及数字普惠金融影响实体经济发展的相关研究并进行总结,在此基础上分析了数字普惠金融对实体经济发展的门槛效应和空间效应影响机制,提出本文的研究假设,然后阐述数字普惠金融发展现状和实体经济发展现状,运用我国 2011-2020 年省域面板数据,聚焦于数字普惠金融发展对实体经济发展的门槛效应与空间效应,运用门槛模型和空间杜宾模型进一步展开实证分析,最后得到以下几点结论:

(1) 数字普惠金融对实体经济的发展确实存在显著的正向促进作用;不同维度的回归结果表明三个子维度中覆盖广度起主要作用,产生的影响最大,其次是使用深度,数字化程度最小;区域异质性回归结果表明数字普惠金融发展水平的提高能明显促进中、东、西部实体经济发展,对西部地区的促进作用高于东部和中部。

(2) 数字普惠金融对实体经济发展的影响存在单一门槛效应,门槛值为 2.2640,数字普惠金融指数与实体经济发展的关系为非线性关系,其对实体经济发展的正向影响存在边际效应递增趋势,数字普惠金融指数在更高阈值内对实体经济发展的正向促进作用更强;三个子维度与实体经济发展之间存在均存在明显的非线性关系,但是对实体经济发展产生的作用存在差异,其中覆盖广度存在单一门槛效应,随着覆盖广度的提高其对实体经济发展的促进作用逐渐增大,而使用深度和数字化程度对实体经济发展的作用存在双重门槛,随着数字化程度的提高,其对实体经济发展的促进作用逐渐减小。

(3) 数字普惠金融对实体经济发展的影响存在空间效应,全局空间自相关检验结果表明我国各地区之间的数字普惠金融和实体经济均存在显著的正空间自相关,基于此运用双固定空间杜宾模型进行空间效应分析,回归结果表明:本地区的实体经济增长会对邻近地区实体经济增长产生正向促进作用,对实体经济

发展水平较高的地区而言,可以带动邻近区域实体经济增长实现“先富带动后富”,出现“涓滴效应”;本地区数字普惠金融发展水平的提高有助于促进该地区实体经济增长,而对邻近地区实体经济发展产生抑制作用,即数字普惠金融的发展存在“虹吸效应”;分维度异质性回归结果表明,三个子维度中使用深度和数字化程度的空间滞后系数较小,其中使用深度的空间滞后系数最小且不显著,而覆盖广度的回归系数最大,与数字普惠金融总指数回归结果一致,对本区域实体经济发展具有显著正向影响,但是对邻近区域实体经济发展产生负向影响。

6.2 政策建议

结合前文的理论分析以及对数字普惠金融和实体经济的实证研究,本文提出以下政策建议:

第一,继续发展数字普惠金融,加强数字普惠金融基础设施建设。从上文分析可以看出数字普惠金融对实体经济发展会产生显著的促进作用,因此我们应该积极推广普及数字普惠金融,释放数字普惠金融潜力,加强数字普惠金融基础设施建设,在提高数字普惠金融覆盖广度的同时,加深对普惠金融与数字技术的深度结合,为助力实体经济发展提供有力支撑。此外,鉴于数字普惠金融对实体经济影响的区域异质性,在实体经济发展水平较低的中西部农村地区,政府应注重提高其融资可得性,提升区域发展水平,加大信息基础化建设的投资力度,加强金融基础设施建设,提升普惠金融的数字化程度,从而进一步促进实体经济发展。同时,应该加强部门联动,继续完善数字普惠金融对企业发展的支持措施,加大对信贷增长缓慢的中西部地区的金融支持力度。另一方面,各地区应该根据自身发展特征,增强要素的合理配置,增强与实体经济高效发展相适应的数字普惠金融体系,促进为实体经济赋能,提高其服务实体经济发展的能力。

第二,深化金融市场改革,提升数字普惠金融覆盖广度,推动金融服务实体经济。数字普惠金融及其子维度对我国实体经济发展具有重要意义,传统的金融机构对实体经济发展的促进作用有限,应鼓励传统金融机构借助数字技术实现转型升级,提高金融服务效率和供给能力,充分发挥数字技术优势拓展数字化服务,加快推进普惠金融的数字化改革,升级金融服务能力,强化金融服务优势。同时,

要坚定不移地以高质量发展为目标，优化实体经济结构，促进产业结构升级和实体经济转型升级。

第三，充分发挥市场作用，政府合理干预。金融资源的有效配置离不开政府和市场的相互结合，但政府干预应明确一个合理的边界，应注重对政策的灵活调整，提升政策与经济发展的匹配度，优化社会资源配置，有效发挥政策对实体经济的支持作用，为营造实体经济发展所需要的好金融市场提供支持。

第四，加强数字普惠金融相关企业的监管，形成良好的竞争环境。数字普惠金融对本地区实体经济发展起着推动作用，但是会抑制邻近地区的实体经济发展，政府应完善防范化解金融风险的相关机制，积极拓展中小微企业的服务边界，打破传统网点的空间制约，进一步实现实体经济提质增效。与此同时，注意落实对金融科技领域相关企业的监管，多举措整治垄断和不正当竞争行为，打造适合实体经济企业发展的良好外部环境与金融生态环境，各金融机构也应该在做好为实体经济企业提供服务的同时，自觉维护金融秩序，立足新发展阶段，推动实体经济发展与我国经济高质量发展。

参考文献

- [1] 吕家进.发展数字普惠金融的实践与思考[J].清华金融评论,2016(12):22-25.
- [2] 黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018,17(04):1489-1502.
- [3] 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(06):26-46.
- [4] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.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(04):1401-1418.
- [5] 董玉峰,赵晓明.负责任的数字普惠金融:缘起、内涵与构建[J].南方金融,2018(01):50-56.
- [6] 冯兴元,孙同全,董翀,燕翔.中国县域数字普惠金融发展:内涵、指数构建与测度结果分析[J].中国农村经济,2021(10):84-105.
- [7] Beck T., "Finance and Growth: Lessons from the Literature and the Recent Crisis"[R].Prepared for the LSE Growth Commission,2012.
- [8] 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(08):51-58.
- [9] Ahmad Mahmood, Majeed Abdul, Khan Muhammad Asif, Sohaib Muhammad, Shehzad Khurram. Digital financial inclusion and economic growth: provincial data analysis of China[J]. China Economic Journal,2021,14(3).
- [10] Baoling Ding. Research on the Influence of Digital Inclusive Finance on Rural Economic Growth – Taking Anhui Province as an Example[J]. Journal of Social Science and Humanities,2021,3(2).
- [11] 任太增,殷志高.数字普惠金融与中国经济的包容性增长:理论分析和经验证据[J].管理学报,2022,35(01):23-35.DOI:10.19808/j.cnki.41-1408/f.2022.0003.
- [12] Sun Yang, Tang Xinwei. The impact of digital inclusive finance on sustainable economic growth in China[J]. Finance Research Letters,2022,50.
- [13] 程广斌,赵川,李祎.数字普惠金融、空间溢出与经济增长[J].统计与决策,2022,

- 38(16):132-136.
- [14]傅利福,厉佳妮,方霞,韦宏耀.数字普惠金融促进包容性增长的机理及有效性检验[J].统计研究,2021,38(10):62-75.
- [15]杨刚,张亨溢.数字普惠金融、区域创新与经济增长[J].统计与决策,2022,38(02):155-158.
- [16]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(06):14-25.
- [17]张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [18]周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数字鸿沟”[J].经济学家,2020(05):99-108.
- [19]Huang Xin.The Effect of Traditional Inclusive Finance and Digital Inclusive Finance on income Gap between Urban and Rural Residents[J]. Asian Trade Risk Management(ATRM),2021,5(1).
- [20]Yu Naishu, Wang Yanzhe. Can Digital Inclusive Finance Narrow the Chinese Urban–Rural Income Gap? The Perspective of the Regional Urban–Rural Income Structure[J]. Sustainability,2021,13(11).
- [21]葛和平,高越.数字普惠金融发展对农业全要素生产率的影响[J].财会月刊,2021(24):144-151.
- [22]饶萍,吴青.数字普惠金融对企业全要素生产率的影响[J].统计与决策,2022,38(16):142-146.
- [23]段军山,高雯玉.数字金融发展对企业全要素生产率的影响研究[J].当代财经,2022(05):51-62.
- [24]唐建军,龚教伟,宋清华.数字普惠金融与农业全要素生产率——基于要素流动与技术扩散的视角[J].中国农村经济,2022(07):81-102.
- [25]杜金岷,韦施威,吴文洋.数字普惠金融促进了产业结构优化吗?[J].经济社会体制比较,2020,(06):38-49.
- [26]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.
- [27]王雄,黄云,任晓航,文凤华.数字普惠金融对居民消费的空间溢出效应研究[J].系统工程理论与实践,2022,42(07):1770-1781.
- [28](美)彼得·德鲁克著,徐大建译.社会的管理[M].上海:上海财经大学出版社,2003.
- [29]黄瑞玲.正确处理好虚拟经济与实体经济的关系——基于马克思《资本论》的分析[J].南京社会科学,2003(S1):216-221.
- [30]裴汉青.我国虚拟经济发展现状及对实体经济的影响[J].经济纵横,2004(03):17-19.
- [31]吴秀生,林左鸣.以广义虚拟经济的视角定位“新”经济[J].经济体制改革,2006(02):12-16..
- [32]罗能生,罗富政.改革开放以来我国实体经济演变趋势及其影响因素研究[J].中国软科学,2012(11):19-28.
- [33]张林,冉光和,陈丘.区域金融实力、FDI 溢出与实体经济增长——基于面板门槛模型的研究[J].经济科学,2014,No.204(06):76-89.
- [34]黄群慧.论新时期中国实体经济的发展[J].中国工业经济,2017(09):5-24.
- [35]李强,徐康宁.金融发展、实体经济与经济增长——基于省级面板数据的经验分析[J].上海经济研究,2013,25(09):3-11+57.
- [36]巫强,张金华,郑江淮.创新投入、创新产出与实体经济发展[J].财经问题研究,2020(02):28-37.
- [37]Levine R. Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda[J]. Journal of Economic Literature,1997,35(2):688-726.
- [38]Hassan M K, Sanchez B, Yu J S. Financial development and economic growth: New evidence from panel data." The Quarterly Review of Economics and Finance 51. 1(2011):88-104.
- [39]刘军,黄解宇,曹利军.金融集聚影响实体经济机制研究[J].管理世界,2007(04):152-153.
- [40]张亦春,王国强.金融发展与实体经济增长非均衡关系研究——基于双门槛回

- 归实证分析[J].当代财经, 2015(06):45-54.
- [41]杜勇,张欢,陈建英.金融化对实体企业未来主业发展的影响:促进还是抑制[J].中国工业经济,2017(12):113-131.
- [42]夏璋煦,刘渝琳.“赐福”还是“诅咒”:金融与实体经济的非线性发展[J].财经科学,2019(06):28-41.
- [43]张林,张维康.金融服务实体经济增长的效率及影响因素研究[J].宏观质量研究,2017,5(01):47-60.
- [44]游士兵,杨芳.金融服务实体经济的效率测度及影响因素——基于绿色发展视角[J].金融论坛,2019,24(04):29-44.
- [45]马绍刚,白当伟,汪天都,李潇潇,蒋润东,冯丝卉,茹中昊.普惠金融与实体经济:DSGE模型与实证检验[J].上海金融,2021(01):44-51+65.
- [46]He Guohua, Shen Lu. Whether Digital Financial Inclusion Can Improve Capital Misallocation or Not: A Study Based on the Moderating Effect of Economic Policy Uncertainty[J]. Discrete Dynamics in Nature and Society, 2021,2021.
- [47]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(03):59-67.
- [48]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(03):1-13.
- [49]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.
- [50]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(02):9-16.
- [51]盛明泉,项春艳,谢睿.数字普惠金融能否抑制实体企业“脱实向虚”[J].首都经济贸易大学学报,2022,24(01):96-112.
- [52]葛和平,朱卉雯.中国数字普惠金融的省域差异及影响因素研究[J].新金融,2018(02):47-53.
- [53]马红梅,赵志尚.数字普惠金融对中国实体经济发展的区域异质性影响研究:效果检验与传导机制[J].重庆理工大学学报(社会科学),2022,36(05):40-50.

- [54] 孙玉环,张汀昱,王雪妮,李丹阳.中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景[J].数量经济技术经济研究,2021,38(02):43-59.
- [55] 林毅夫,孙希芳,姜烨.经济发展中的最优金融结构理论初探[J].经济研究,2009,44(08):4-17.
- [56] 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(01):28-42.
- [57] 焦帅涛,孙秋碧.数字金融发展与产业结构升级——基于城市面板数据的实证研究[J].福建江夏学院学报,2022,12(01):29-37.
- [58] 钟凯,梁鹏,董晓丹,王秀丽.数字普惠金融与商业信用二次配置[J].中国工业经济,2022(01):170-188.
- [59] 张成思,刘贯春.经济增长进程中金融结构的边际效应演化分析[J].经济研究,2015,50(12):84-99.
- [60] 龚强,张一林,林毅夫.产业结构、风险特性与最优金融结构[J].经济研究,2014,49(04):4-16.
- [61] 张林.金融发展、科技创新与实体经济增长——基于空间计量的实证研究[J].金融经济研究,2016,31(01):14-25.
- [62] 张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.
- [63] 李健,卫平.民间金融和全要素生产率增长[J].南开经济研究,2015(05):74-91.
- [64] 汪亚楠,谭卓鸿,郑乐凯.数字普惠金融对社会保障的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2020,37(07):92-112.
- [65] 朱承亮,师萍,岳宏志,韩先锋.人力资本、人力资本结构与区域经济增长效率[J].中国软科学,2011(02):110-119.
- [66] 郭贝贝,吕诚伦.金融支持实体经济的内在逻辑、匹配机制与改革措施[J].湖南社会科学,2022(02):52-59.
- [67] Hansen B E. Sample Splitting and Threshold Estimation [J]. Econometrica, 2000(3):575-603.
- [68] 孙学涛,于婷,于法稳.数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869

个县域的证据[J].中国农村经济,2022(02):76-93.

致谢

时光如梭，三年时间转瞬即逝，行文至此也意味着我的硕士学习生活已临近尾声，回望在兰州财经大学的三年，不由得感慨万千。

饮水思其源，学成念吾师。由衷感谢我的导师王永瑜老师三年来对我生活和学习上的耐心指导与无私帮助，老师学识渊博、幽默风趣、治学严谨，能够成为老师的学生我倍感荣幸，老师的敦敦教诲我必谨记于心。感谢学校的老师们，感谢他们传道授业，润物无声。

感谢我的师兄师姐和师弟师妹们，感谢他们对我学习和生活给予的帮助，每次和你们在一起交流学习，内心都会充满温暖和力量。感谢朝夕相处的研究生室友们，大家都来自各个不同的省份，在财大相遇是一种缘分，那些我们曾经一起学习、一起讨论、一起玩耍的时光定会成为以后的美好回忆，愿我们前程似锦，万事顺意。

感谢我的父母，感谢他们的二十多年的养育之恩和对我一路走来的无条件支持，衷心感谢他们的默默付出，他们永远是最坚强的后盾。

最后，感谢一路跌跌撞撞走来却不曾放弃努力的自己，希望自己在充满希望的未来能够努力成长。