

分类号 F224.0/80
UDC

密级
编号 10741



硕士学位论文

论文题目 数字金融发展对国内市场分割的影响研究

研究生姓名: 王滨

指导教师姓名、职称: 韩海波 副教授

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： 王滨 签字日期： 2023年5月30日

导师签名： 魏红岩 签字日期： 2023年5月30日

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內容。

学位论文作者签名： 王滨 签字日期： 2023年5月30日

导师签名： 魏红岩 签字日期： 2023年5月30日

**Research on the impact of digital
finance development on domestic market
integration based on the perspective of
market segmentation**

Candidate: Wang Bin

Supervisor: Han Haibo

摘要

近年来,贸易保护主义抬头,逆全球化势头高涨,新冠疫情的冲击挥之不去,全球经济不稳定不确定性明显增强。从国内环境看,中国正处于经济增速换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期三期叠加的阶段,改革发展稳定任务艰巨。面对当前中国经济发展的新环境和新阶段,双循环新发展格局应运而生。2020年5月14日,中央提出“深化供给侧结构性改革,充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,构建国内国际双循环相互促进的新发展格局”。其中,双循环发展理念应以畅通国内经济大循环为核心与重点,但在构建全国统一大市场、畅通国内大循环的过程中却面临着中国特有的国内市场分割现象。这一现象的长期存在不仅会阻碍商品和要素在国内自由流动,还会削弱市场机制优化资源配置的效率,最终阻碍经济发展。大量研究已经证明,金融发展在提高经济效率方面具有重要的作用,具体表现为促进全要素生产率的提升和产业结构的优化升级。随着数字技术持续赋能我国金融行业,数字金融已经发展成为一种兼具“普惠性”和“高效性”的新型金融模式。因此,深入研究数字金融对于缓解市场分割,促进经济发展的具有重要现实意义。

本文首先在理论上阐述数字金融发展对国内市场分割的影响机制;在作用机制方面,一是数字金融发展通过促进居民消费水平提高和消费结构升级,推动商品要素跨地区流动,有助于弱化我国的市场分割。二是数字金融发展可以显著提高投资的广度和深度,推动产业结构升级,促进地区间的商品要素流动,削弱国内市场分割程度;在异质性分析方面,数字鸿沟的普遍存在对数字金融的市场分割弱化效应产生了重要影响,具体而言,数字鸿沟较低的地区,数字金融发展缓解市场分割的能力较强,反之较弱。其次,基于 Dagum 基尼系数分解法和核密度估计法分析了中国数字金融发展与国内市场分割程度的相对差异和绝对差异及其时空特征。最后,使用 29 个地区的面板数据,实证检验数字金融发展对国内市场分割的影响。第一,通过双向固定效应 OLS 估计证明数字金融及其三个子指标显著削弱了国内市场分割,其中数字化程度的作用效果最明显,使用深度次之,覆盖广度最小。为排除内生性影响,进一步通过增加控制变量、使用工具变量和双向固定效应 2SLS 估计法进行检验。第二,考虑到关键变量的衡量和样本误差等问题,使用互联网普及率替代北京大学数字金融发展指标、使用市场化

水平指数替代市场分割指数以及剔除直辖市样本三种方法进行稳健性检验，检验结果证实了上述结论。第三，从消费和投资两方面进行作用机制分析，发现居民消费水平、消费结构升级以及产业结构优化在数字金融削弱国内市场分割的过程中发挥了中介效应。第四，从数字鸿沟和地理区位两方面进行异质性分析，发现数字金融的正效应更偏向于数字鸿沟较低的省市和东部地区的省市。第五，进一步分析发现金融监管水平与数字金融发展不匹配将会抑制我国市场分割的弱化效应，但随着时间推移监管红利将逐步释放。

关键词：数字金融 市场分割 居民消费 企业投资 数字鸿沟 金融监管

Abstract

In recent years, trade protectionism has risen, the momentum of anti globalization has soared, the impact of the COVID-19 has lingered, and the instability and uncertainty of the global economy have significantly increased. In terms of the domestic environment, China is in a period of shifting economic growth, painful structural adjustment, and digestion of early stimulus policies. The task of reform, development, and stability is arduous. In the face of the new environment and new stage of China's economic development, a new pattern of double cycle development emerged as the times require. On May 14, 2020, the central government proposed to "deepen the supply side structural reform, give full play to China's super large market advantages and domestic demand potential, and build a new development pattern of domestic and international double circulation and mutual promotion". Among them, the concept of dual cycle development should focus on unblocking the domestic economic cycle, but in the process of building a unified national market and unblocking the domestic cycle, it is facing the phenomenon of China's unique domestic market segmentation. The long-term existence of this phenomenon will not only hinder the free flow of commodities and factors in China, but also weaken the efficiency of market mechanism to optimize resource allocation, and ultimately hinder economic development. A large number of studies have proved that financial development plays an important role

in improving economic efficiency, mainly reflected in the improvement of total factor productivity and the optimization and upgrading of industrial structure. As digital technology continues to empower China's financial industry, digital finance, as a new financial model with both "inclusiveness" and "efficiency", is in the ascendant. Theoretically, Digital finance can mitigate the adverse impact of market segmentation on economic development. Because of this, it is self-evident that it is important to explore the impact of digital financial development on domestic market segmentation, which is also the starting point and foothold of this paper.

Firstly, this paper theoretically expounds the impact mechanism of the development of digital finance on domestic market segmentation. In terms of mechanism, first, the development of digital finance will help weaken China's market segmentation by promoting the improvement of residents' consumption level and upgrading of consumption structure and promoting the cross regional flow of commodity factors. Second, the development of digital finance can significantly improve the breadth and depth of investment, promote the upgrading of industrial structure, promote the flow of commodity factors between regions, and weaken the degree of domestic market segmentation; In terms of heterogeneity analysis, the prevalence of the digital divide has had an important impact on the weakening effect of market segmentation of digital finance. Specifically,

in regions with low digital divide, digital finance development has a strong ability to alleviate market segmentation, and vice versa. Secondly, based on Dagum Gini coefficient decomposition method and kernel density estimation method, this paper analyzes the relative difference and absolute difference between China's digital financial development and domestic market segmentation, as well as their space-time characteristics. Finally, we use panel data from 29 regions to empirically test the impact of digital financial development on domestic market segmentation. First, through the two-way fixed effect OLS estimation, it is proved that digital finance and its three sub indicators significantly weaken the domestic market segmentation, of which the effect of digital degree is the most obvious, followed by the depth of use and the minimum coverage. In order to exclude endogenous effects, further tests were carried out by adding control variables, using instrumental variables and 2SLS estimation of two-way fixed effects. Second, considering the measurement of key variables and sample error, we used Internet penetration rate to replace the digital financial development indicators of Peking University, marketization level index to replace the market segmentation index, and removed the samples of municipalities directly under the Central Government to conduct robustness tests, and the test results confirmed the above conclusions. Third, through the analysis of the mechanism of consumption and investment, it is found that residents' consumption level, consumption

structure upgrading and industrial structure optimization play an intermediary role in the process of digital finance weakening the domestic market segmentation. Fourthly, through the analysis of the heterogeneity of digital divide and geographical location, it is found that the positive effect of digital finance is more biased towards provinces and cities with lower digital divide and eastern regions. Fifth, through further analysis, it is found that the mismatch between the level of financial supervision and the development of digital finance will inhibit the weakening effect of market segmentation in China, but the regulatory dividend will be gradually released as time goes by.

Keywords: Digital Finance; Market segmentation; Resident consumption; Enterprise investment; Digital gap; Financial regulation

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景与意义	1
1.1.1 研究背景	1
1.1.2 研究意义	2
1.2 研究内容与方法	3
1.2.1 基本思路与框架结构	3
1.2.2 研究方法	5
1.3 本文的创新点	5
2 文献综述	7
2.1 市场分割相关的文献综述	7
2.1.1 市场分割的成因	7
2.1.2 市场分割的度量	8
2.2 数字金融相关的文献综述	10
2.2.1 数字金融指标测度	10
2.2.2 数字金融对于社会经济的影响研究	11
2.3 文献评述	12
3 数字金融发展影响国内市场分割的机制分析	13
3.1 数字金融发展对国内市场分割的影响	13
3.2 数字金融发展削弱国内市场分割的作用机制	14
3.2.1 刺激居民消费	14
3.2.2 提高企业投资	15
3.2.3 基于数字鸿沟的异质性分析	15
4 中国数字金融发展与国内市场分割的时空特征	17
4.1 中国数字金融的空间差异与来源分解	17
4.1.1 Dagum 基尼系数及其分解方法	17

4.1.2 各区域内部的数字金融发展水平差异	18
4.1.3 各区域之间的数字金融发展水平差异	18
4.1.4 数字金融发展水平的总体差异及分解	20
4.2 国内市场分割的空间差异与来源分解	21
4.2.1 各区域内部的市场分割程度差异	21
4.2.2 各区域之间的市场分割程度差异	22
4.2.3 市场分割的总体差异及分解	23
4.3 中国数字金融发展和市场分割的时间动态演进	24
4.3.1 核密度估计法	24
4.3.2 中国数字金融发展的时间动态演进	25
4.3.3 国内市场分割的时间动态演进	26
5 数字金融发展对国内市场分割影响的实证研究	28
5.1 研究设计	28
5.1.1 模型设定	28
5.1.2 变量定义	28
5.1.3 数据来源与变量描述	32
5.2 基准回归结果分析	33
5.3 内生性问题	34
5.3.1 遗漏变量	34
5.3.2 反向因果问题	35
5.4 稳健性检验	36
5.4.1 更换核心解释变量	36
5.4.2 替换被解释变量	36
5.4.3 剔除直辖市	37
5.5 作用机制检验	37
5.5.1 消费的中介效应	37
5.5.2 产业结构升级的中介效应	38
5.6 异质性分析	39
5.6.1 数字鸿沟异质性	39
5.6.2 地区异质性	40
5.7 进一步分析	41

6 研究结论与相关建议	43
6.1 研究结论.....	43
6.2 相关建议.....	43
参考文献	45
致谢	49

1 绪论

1.1 研究背景与意义

1.1.1 研究背景

随着我国进入新发展阶段，中央政府十分重视在维持传统市场秩序的基础上构建市场新秩序。早在党的十八届三中全会就提出要建设“统一开放、竞争有序的市场体系”，到 2022 年 4 月中央发布的《关于加快建设全国统一大市场的意见》提出要建设“高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场”。统一市场的形成有助于商品和要素自由流动，有利于在充分竞争中实现市场高效有序运行，因此打破市场分割，构建全国统一市场成为“双循环”新发展格局的基础和要求。目前，国内地区间的市场分割现象虽然正在逐渐减弱但仍然长期存在，如图 1.1 所示，我国商品市场分割指数由 2011 年的 0.34 下降到 2015 年的 0.18，地区间的市场分割程度逐渐减轻，在 2016 年市场分割指数暂时上升至 0.28，在随后的年份中又开始逐步下降，到 2020 年下降到 0.14。与此同时，我国的数字金融发展速度较快，根据北京大学数字金融指数，2011 年全国数字金融指数为 40.63，到 2016 年上升到 231.26，2020 年则达到 342.18，年均增长 31.9%，可见 10 年内我国数字金融取得的发展成就令人瞩目。通过上述分析发现，我国数字金融快速崛起的阶段与市场分割的下降阶段基本吻合，那么，快速发展的数字金融是否能够显著削弱样本期的市场分割呢？



图 1.1 市场分割指数与数字金融指数

最近十年，由于人工智能、云计算和大数据等信息技术的发展和运用，我国数字金融的地位与重要性也不断提升。数字金融是党的十九大提出建设数字中国的应有之义，同时也是现代金融体系的重要组成部分。作为一种新兴信息技术与传统金融服务相结合的金融新业态，数字金融凭借普惠性、高效性、开放性以及地理穿透性等数字化特征，将成为中国金融和经济发展的新型驱动力之一。直观上看，一方面，数字金融大幅改善了金融服务的可得性和便利性，有利于释放我国的内需潜力，促进商品和要素加速流通。另一方面，数字金融利用互联网、大数据技术提高了交易效率，促进了线上交易，有利于商品的跨地区流动。那么，数字金融发展降低我国市场分割的作用机制是什么？随着信息科技和数字金融发展的不断提速，数字鸿沟现象导致的信息不平等对经济社会发展造成的不良影响受到越来越多的关注，数字鸿沟是否会抵消数字金融对市场分割的抑制效应，地区间数字鸿沟的差异性是否会影响数字金融削弱市场分割的效果？百年变局遇上世纪疫情，我国经济发展面临“需求收缩、供给冲击、预期转弱”三重压力，探究数字金融对国内市场分割的影响和作用机制，对于构建全国统一大市场和“双循环”新发展格局，进而推动经济高质量发展。这将是本文研究的主题。

1.1.2 研究意义

现有文献中有关数字金融与市场分割的成果颇丰，但不同学者的研究思路和

方法各有不同。本文在梳理数字金融和市场分割相关文献的基础上，分析数字金融发展对国内市场分割的作用机制，在基础上提出假设命题，并以中国 29 个地区为研究对象进行实证检验，揭示数字金融发展对国内市场分割的影响。一方面，可以在一定程度上补充有关数字金融对国内市场分割影响的研究，尤其是商品和要素的流通方面。另一方面，有助于更全面、深刻地认识数字金融对缓解我国市场分割发挥的作用，有利于构建全国统一大市场、实现双循环的新发展格局。

1.2 研究内容与方法

1.2.1 基本思路与框架结构

本文主体内容共分六个部分：

第一部分是绪论，包括选题背景、研究意义、研究的基本思路与框架结构、研究方法以及可能的创新。

第二部分是文献述评，主要回顾与本文研究相关的既有文献。市场分割从测度方法、形成原因与缓解方法三方面进行评述。数字金融从理论研究和实证分析两方面进行综述。

第三部分是数字金融发展影响国内市场分割的机制分析。从整体上阐述了数字金融有助于激发市场活力、缓解市场摩擦的机理；基于居民消费和企业投资视角，分析了消费水平、消费结构升级、产业结构优化的作用机制以及基于数字鸿沟的异质性，提出假设命题。

第四部分是中国数字金融发展与国内市场分割的时空特征。首先，运用 Dagum 基尼系数分解法对数字金融发展过程和国内市场分割程度的相对差异及其时空特征进行描述分析；其次，运用核密度估计方法对数字金融和市场分割的绝对差异及其时空特征进行描述分析。

第五部分是数字金融发展对国内市场分割影响的实证研究。以 2011-2020 年 29 个省市的面板数据为基础，首先运用双向固定效应 OLS 估计对数字金融及三个子指标进行基准回归分析，其次通过增加控制变量与使用 2SLS 工具变量法排除内生性因素，并进行稳健性检验，最后考虑了消费水平、消费结构与产业结构的中介效应，数字鸿沟和地理区域的异质性以及金融监管的调节效应。

第六章，本文的结论与政策建议。

本文的框架结构如图 1.2 所示

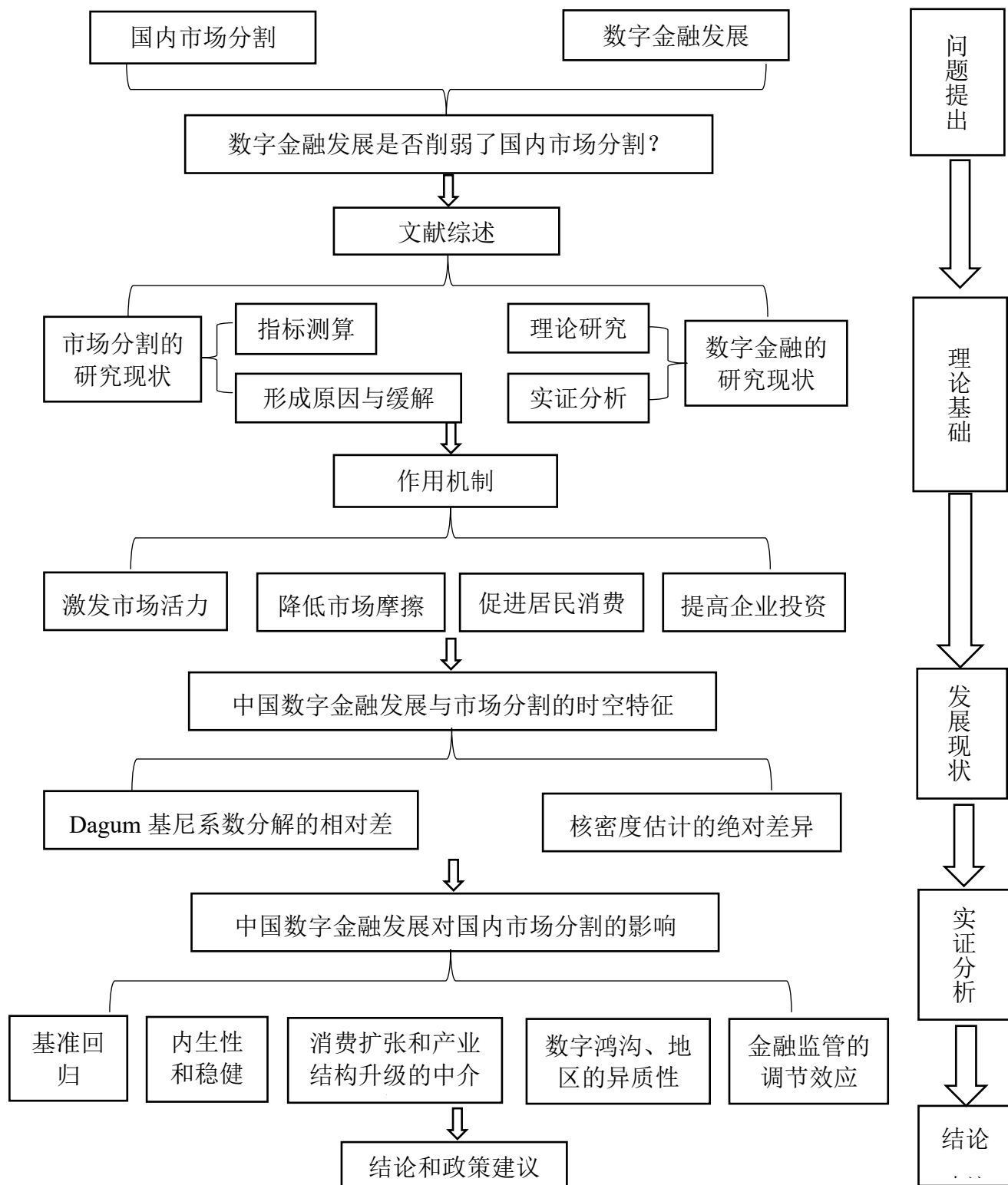


图 1.2 技术路线图

1.2.2 研究方法

在写作过程中，本文使用了金融发展理论和贸易理论等理论和相关研究方法，分析数字金融发展对国内市场分割的影响，探究数字金融发展影响地区间市场分割程度遵循的基本规律。在研究问题的分析过程中采用以下具体研究方法：

（1）计量分析方法

经济计量分析法为研究经济运行过程中各个变量之间的作用关系提供了经验证据，是研究经济问题不可或缺的分析方法。计量分析方法基于统计理论对经验资料进行系统分析，为理论提供依据。同时还考虑了随机因素对经济关系的干扰，提高了研究结论的严谨性和科学性。据此，本文以全国 29 个省市的面板数据构建多元线性回归模型，在排除内生性因素，考虑稳健性、异质性、中介效应和调节效应的基础上，应用计量经济学方法估计数字金融发展对国内市场分割的影响。

（2）比较分析法

比较分析法是指通过比较研究对象从而正确认识研究对象的本质和发展规律。运用比较分析法对比研究对象之间的统一性和差异性，有助于深入理解研究对象的内涵和关系。因此，本文在研究数字金融发展对国内市场分割影响的基础上，比较分析该影响是否会因数字鸿沟、地理区位不同而存在差异。

（3）归纳演绎法

目前，研究数字金融影响国内市场分割的文献尚显不足，相关研究尚未成体系。本文在查阅大量已有文献的基础上，总结了关于市场分割的成因和解决方法、数字金融的经济发展效应，梳理出数字金融发展对国内分割的影响及作用机制。其次，在综合分析中国数字金融发展和地区间市场分割的相对差异和绝对差异及其时空演变趋势的基础上，进一步探究经济现象的具体效应及规律。

1.3 本文的创新点

第一，目前对于数字金融和国内市场分割的研究均已具备相当的广度和深

度，但鲜有文献探讨二者的关系。本文基于 17 类商品构建我国市场分割指数，尽可能全面地反映我国市场分割程度，在此基础上探讨数字金融发展对我国市场分割的作用，考察了居民消费和产业升级在数字金融影响市场分割过程中的传导机制，补充了数字金融领域的研究内容。

第二，数字鸿沟是伴随数字经济发展产生的不利因素，在一定程度上会抵消数字红利，本文基于数字鸿沟视角，从理论和实证两方面探讨了数字金融对市场分割影响的异质性，研究视角具有一定的启发性，丰富了数字鸿沟方面的研究文献。

第三，考虑到金融监管会随着数字金融发展而发生变化，这可能导致数字金融的市场分割弱化效应受到冲击。因此，本文在研究数字金融与市场分割之间关系的过程中加入金融监管因素做进一步分析，增加了研究结论的科学性和有效性。

2 文献综述

现有研究文献中鲜有直接涉及数字金融发展与国内市场分割关系的研究。本文从中国的市场分割的成因、测算与治理，数字金融的测算以及与传统金融发展的关系两方面进行文献梳理并作评述。

2.1 市场分割相关的文献综述

市场分割问题一直以来都是学术界的研究热点。古典经济学的研究通常假定商品可以跨地区自由流动，而现实中分割的市场却存在着进出壁垒，导致商品无法实现地区间的自由流动。早在 2000 年 Young 就开始研究我国市场分割的问题，Young 的研究起到了抛砖引玉的效果，随后关于市场分割的文献相继发表，取得了重要的理论和现实价值。

2.1.1 市场分割的成因

市场分割的含义是商品和要素在区域间无法实现自由流通，与市场一体化相对应，显然不符合我国全国统一大市场的建设要求。其原因既有地方保护等人为因素，又受到自然、文化等非人为因素的影响。

(1) 自然因素

形成市场分割的自然因素主要包括商品特有属性和空间地理距离。商品流通的制造、批发和零售需要借助物流运输连接(Hillberry 和 Hummels,2003)^[1]。由于批发商和零售商在空间分布上并不集中，较大的地理距离会加重成本负担，使得商品的销售局限于特定的区域，形成了区域间市场的分割(Danumal 和 Zignago,2010)^[2]。

(2) 地方保护主义

当前形成我国市场分割的一个主要人文因素是地方保护主义，其通过人为方式扭曲资源配置并阻碍商品要素自由流动。作为我国经济分权改革的产物，地方保护主义具有多种表现形式，是学者们的重点研究对象。地方保护主义的根源性原因有：第一，地方政府竞争性发展。地方政府出于自身发展的需要限制资源要素的流出，忽视了要素结构与地方产业的匹配性，其结果就是既降低了经济增长

效率又造成了市场分割(Young,2000)。在改革开放初期,为了保护我国弱势产业免受国际竞争的沉重打击,需要采取一些保护性政策。但在改革后的分权制下,各地方政府延续了保护政策,逐渐形成了产业发展结构趋同的市场分割局面。第二,保护财税收入。随着我国财政分权改革的逐步落实,中央逐渐将财政税收权力下放给地方政府,这使得地方政府拥有财税收入来源的同时也带来了政府收入的差异。地方政府必须保护当地企业盈利和经济发展以保障自己的税源,这一激励促使地方政府更加注重保护本地市场,避免企业过度竞争(马光荣等,2010)^[3]。第三,保护国有企业。一方面,由于国有企业往往具有较高的人均资本回报率,地方政府出于利益的目的会对国有企业的生产经营决策进行干预和保护(白重恩,2004;平新乔,2004)^[4-5]。另一方面,根据我国现有的干部管理体制,国有企业与地方政府的领导干部可以相互调任,使得国有企业具有政府背景,政府有意愿保障当地国有企业的发展(夏骥,2014)^[6]。第四,政治晋升需要。所在地区的经济发展是我国官员晋升考核的一项重要指标,地方官员为了官职晋升的需要而实行地方保护,试图推动本地区的经济发展。地方政府试图通过改革来打破这种“政治晋升——经济发展——地方保护”的局面,但在晋升体制的约束下,地方官员通常会根据所辖地区经济增长和晋升利益最大化的目标来决策,从而弱化了改革效果(刘君德,2006;周黎安,2007)^[7-8]。因此,现行官员晋升体制是造成我国地方保护和市场分割的一个重要因素。

(3) 文化、历史因素

各个地区语言、文化以及历史等方面的差异也会导致国内市场分割。对于消费者而言,相比于外地产品,本地产品更符合居民自身对于地域文化、消费习惯的偏好。对于企业而言,在交易条件和交易成本一致的情况下,本地企业基于文化、情感等方面的认同而容易信任同地区的企业,进而选择跟其进行交易(赵永亮,2012)^[9]。因此,历史、文化以及消费习惯等方面的认同感会促使生产和交易本地化,从而导致市场分割。此外,方言作为一个地区文化和历史因素的重要象征,其差异过大也不利于资源在地区间的自由流动(刘毓芸,2017)^[10]。

2.1.2 市场分割的度量

科学测度市场分割指标是研究市场分割问题的基础,现有文献常用的方法有

三种:

(1) 生产法

生产法基于专业化分工理论,认为如果各地区根据自身禀赋发展各自的产业,一方面,地区间的商品要素流动将更加频繁,市场分割程度比较小;另一方面,地区间的产业结构差异将十分明显。因此,产业结构差异越大,地区间的市场分割越小。主要使用的指标有生产专业化程度、产业结构以及生产效率(郑毓盛等,2003;白重恩等,2004)^[11,4]。具体而言,在地区专业化程度和产业结构方面,路江涌和陶志刚(2006)基于我国东部、西部以及中部地区的样本数据,使用 Hoover 地区化系数和区位商来测算专业化程度。专业化程度高体现了各地区根据比较优势进行生产分工,地区间完整的产业链供应链有利于商品和要素的自由流动,削弱了国内市场分割。在生产效率方面,市场分割会扭曲资源配置,企业的产量无法趋近于生产可能性边界,导致产出损失,生产效率低下(刘培林,2005)^[12]。生产法的优势在于数据易得、测算方法成熟,有较高的可行性,但如前面所述,生产法基于专业化程度、产业结构以及生产效率等指标衡量市场分割程度,与真正意义上的国内市场分割还有差别(桂琦寒等,2006)^[13]。

(2) 贸易流量法

贸易流量法基于经贸领域的模型和理论,认为地区间的交易流量与交易阻力存在紧密联系,即所谓的边界效应,各地区的交易流量越小说明资源流动受到的限制越大,国内市场分割越严重。陈家海(1996)基于省级截面数据测算的贸易依存度显示我国省际交易资金占比较高,经济联系紧密,但显然不能刻画时间趋势的市场分割指标存在较大局限性,即结论不够稳健,无法充分认识到其变化趋势。Naughton(1999)充分认识到了这一点,于是使用引力模型通过计算我国省际贸易流量占 GDP 的比重对国内市场分割进行动态分析,发现贸易流量平均而言有所增加。Poncet(2002)运用边界效应法进一步分析发现,虽然地区间的贸易流量有所增加,但增幅小于进口增幅,据此得出市场分割加剧的结论。贸易流量法的优势在于其利用地区间的交易流量来刻画市场分割,较符合市场分割的经济学含义,但同时也存在局限,一方面,市场分割与贸易流量两个概念有交集,但并不完全重合,影响市场分割只是影响地区间贸易流量的因素之一(Parsley 和 Wei,2001;Xu,2002)^[14-15]。另一方面,贸易流量无法体现资本、劳动力等要素的流

动程度,只能衡量商品流通,因此用于对市场分割的测度上存在片面性(余东华和刘运,2009)^[16]。

(3) 相对价格法

相对价格法基于“冰川”模型理论,认为如果同一种商品在两地的价格不同,就会存在套利空间,即套利收益大于套利成本,此时两地市场间的价格差就会逐渐缩小直到为零,套利行为停止,市场分割程度越高,套利成本越高,价格差较大,反之,价格差较小。因此,可以用地区间的价格差来衡量市场分割程度。自Engel和Rogers(1998)提出相对价格法以来,经由Parsley和Wei(2001)对这一方法的推广,相对价格法已成为测算市场分割程度最为常用的指标^[17,14]。在国内,桂琦寒等(2006)较早地使用了相对价格法测算国内商品市场分割程度^[13]。此后,申广军和王雅琦(2015)又对计算相对价格的商品种类进行扩充,重新测算了我国商品市场分割^[18]。相对于商品市场而言,我国的要素市场分割程度更加严重,黄贇琳和姚婷婷(2020)基于我国商品价格、固定资产价格以及实际工资指数测算了我国的商品市场分割指数和要素市场分割指数^[19]。相对价格法测度的市场分割指数具有明确的经济学含义,测算方法简单、可行,能够克服生产法和贸易流量法的缺点,成为最常用的市场分割测算方法。

2.2 数字金融相关的文献综述

随着我国金融市场化改革和数字技术的兴起,数字金融的理论研究和实践应用受到了广泛的关注。但是,数字金融作为一个仅有十几年发展历程的新型金融模式,其研究的深度和广度有待加强,例如,将获得数字技术赋能的数字金融与构建全国统一大市场、畅通国内大循环相结合就是一个有价值的研究方向。

2.2.1 数字金融指标测度

首先,由于缺乏相关研究数据,数字金融指标的测算成为研究相关问题的重要阻碍,导致现有研究多聚焦于理论分析和政策研究,少有学者在数字金融的指标量化以及数字金融应用价值等方面进行深入探讨。其次,数字金融的测算标准未能统一。许多学者通过考察金融机构数量的空间分布特征来确定各地区的金融

发展水平(陈银娥等,2015;焦瑾璞等,2015)^[20-21],但显然,这种测算方法无法满足数字金融的测算要求。事实上,随着“大数据、云计算、人工智能以及区块链”等数字技术的深度赋能,数字金融虽然与传统金融业务有交叉,但已经形成了包括大数据信用、网络贷款、网络投资理财以及互联网保险在内的多模态、一体化的金融体系,有效延申了传统金融的空间覆盖广泛性和客户接触深度,赋予金融行业普惠性特征。通过梳理文献可以发现,现有的权威性数字金融指标是“北京大学数字普惠金融指数”,该指标的编制兼具数据独家性和测算科学性。在数据方面,通过与蚂蚁集团研究院合作,获得了关于数字金融的海量研究数据。在指标测算方面,从空间覆盖广泛性、客户接触深度以及数字技术结合程度三个维度,又在三个维度下包含众多二级指标,结合 AHP 分析方法确定指标权重,综合编制了数字普惠金融发展指数。

2.2.2 数字金融对于社会经济的影响研究

现有关于数字金融对社会经济影响的研究主要集中在促进居民消费和投资理财、提高居民收入以及就业创业等方面。

在居民消费方面,数字金融可以提高金融服务的可得性和便利性,促进居民消费增长(易行健和周利,2018)^[22]。数字金融的发展为用户提供多元的理财产品和消费模式,有效缓解高消费带来的资金约束,促进居民消费结构升级(江红莉和蒋鹏程,2020)^[23];在居民投资理财方面,数字金融的推广可以缓解信息不对称,为投资者提供更广泛的投资选择,进一步扩大投资者的投资机会和获得更多金融服务的可能(胡宁宁和侯冠宇,2022)^[24]。张凯和李容(2022)利用 CFPS 调查数据研究发现,数字金融的投融资功能可以降低家庭财务杠杆以缓解其对家庭财务脆弱性的负面冲击^[25]。在居民收入方面,数字金融可以降低农民与资金供给方的信息不对称,缓解农民的信贷约束,进而帮助农民提高创业绩效(何婧和李庆海,2019)^[26]。进一步研究发现,数字金融通过提高农户创业绩效促进了农村整体的非农就业水平(王永仓等,2021)^[27]。此外,还有文献研究了数字金融对大众创业(谢绚丽等,2018)^[28]、商业银行绩效(Berger,2004)^[29]、货币政策(段永琴和何伦志,2021)^[30]、系统性金融风险(李优树和张敏,2020)^[31]、城乡收入差距(张勋等,2019)^[32]、经济高质量发展(杨文溥,2022)^[33]等方面的影响。

综上所述,大数据、云计算、人工智能以及区块链等数字技术赋能金融行业,拓展金融业务的地理覆盖范围和客户使用深度(郭峰等,2017)^[34]。数字金融相对于互联网金融而言具有更深刻的内涵、更成熟的技术以及更广泛的应用场景,不论是网上融资还是移动支付还是其他内容,无疑都能够助力于金融交易成本大幅度降低,改变了商业模式中价值交付的环节,释放了大量的新商业空间,从而成为全国商品流通新动能,有效打破国内市场分割,更好的发挥金融业服务实体经济的职责。

2.3 文献评述

一方面,现有关于市场分割的研究文献采用多种度量方法测算了我国市场分割程度,并且多数文献基于制度改革视角探讨了如何弱化国内市场分割,少量文献则涉及了自然、技术以及文化差异因素。另一方面,关于数字金融的研究说明数字金融能够赋能传统金融业并在促进居民消费、投资以及收入等方面发挥更加重要的作用。但现有研究还存在以下两方面的不足:第一,在中国特色社会主义经济体制基本形成的背景下,各地区的商品流通和经济来往愈加频繁。特别是近年来,反行政垄断执法持续出击,弱化市场分割的重点和难点正逐渐由打破政府行政垄断转向加强地区间经济联系。此时,促进商品跨地区流动的非制度因素将成为削弱我国市场分割的关键动因。由于地区技术发展与市场分割的关系十分紧密,随着互联网的普及和数字技术的推广,创新技术发展对市场分割的影响将更加值得研究(刘志彪和孔令池,2021)^[35],但以技术进步为切入点研究如何推动市场分割的文献尚显不足。第二,金融可以通过提供融资支持促进国内市场统一(彭红枫和梁子敏,2021)^[36],作为数字技术与传统金融相结合的新型金融模式,数字金融使得金融服务更加“普惠”和“高效”,可以有效缓解长尾客户的资金约束,在扩大内需的同时缓解了交易活动的时空约束,但目前相关研究多聚焦于数字金融的经济发展效应,鲜有文献研究数字金融在促进商品流通、削弱市场分割过程中发挥的作用。基于此,本文考察了数字金融发展对国内市场分割的影响以及内在机制,从理论和实证两方面探讨在统一市场形成的过程中,数字金融发挥的重要作用。

3 数字金融发展影响国内市场分割的机制分析

3.1 数字金融发展对国内市场分割的影响

市场分割是指不同地区的商品和服务无法实现价格统一,即存在价格的跨地区套利行为。导致国内市场分割的因素有很多,大致可以分为制度因素、自然因素以及技术因素(范欣等,2017)^[37]。随着20世纪80年代我国实施财政分权,地方政府为了促进本地区经济增长、提高施政绩效而人为设置贸易壁垒,实行地方保护主义,阻碍了商品的自由流动,长期来看不利于地区经济健康可持续发展。而作为信息技术与传统金融深度融合的新型金融模式,数字金融可以利用大数据实现精细的信用评估、风险定价和业务交易,使金融服务具有了普惠性、高效性,进而渗透到经济社会的各个层面并有效推动商品和要素跨地区、跨组织流动和共享,能够有效打破地区间的市场分割,促进我国统一市场的形成。

具体而言,第一,数字金融的“普惠性”降低了金融服务门槛,有利于激发市场活力、加速商品要素跨地区流通,以此打破地区间的市场分割。首先,以大数据、云计算、区块链和人工智能等数字技术为基础,数字金融突破了传统金融服务实体经济发展的瓶颈,提高了金融覆盖广度,降低了金融服务成本(汪伟和潘孝挺,2015)^[38],满足了中小企业和低收入人群等长尾群体的资金需求。其次,数字金融完善了客户审核评价体系、优化了借贷审批流程,能够向经济活动参与主体中的长尾用户提供普惠性金融服务。最后,数字金融凭借“普惠”优势对国内传统金融机构的业务产生冲击的同时,也促进了传统金融机构加速数字化转型升级,提高了自己的风险承担行为,降低服务门槛,从整体上提升了金融服务的普惠性。数字金融降低了金融服务门槛,为市场主体特别是融资“弱势群体”提供资金支持,从而激发了市场活力,促进了商品要素的地区流动,有效弱化了国内市场分割。

第二,数字金融的“高效性”缓解了市场存在的交易摩擦,降低了买卖双方的交易成本,突破了市场分割对商品要素自由流动的阻碍。首先,数字金融凭借数字技术获得了精准高效的信息收集处理能力,很大程度上消除了交易双方之间的逆向选择、道德风险等信息不对称问题。其次,数字金融促进了商业模式创新,推动了电子商务的发展,通过线上渠道对供求双方的交易需求及时匹配,使消费者和商家在较低的交易成本下突破时空限制完成交易,加速了商品要素在各地区

的自由流动,以此打破国内市场分割。此外,海量线上交易的完成和交易数据的处理与存储又会倒逼大数据、人工智能、云计算和区块链等信息技术的进一步发展,对促进要素和商品的流通发挥重要作用,成为削弱我国市场分割的重要动因。

因此,数字金融凭借“普惠性”和“高效性”等特征不仅能够有效降低金融服务门槛和市场交易成本,在一定程度上也激发了市场活力、改善交易环境,促进了我国商品和要素的自由流动,有助于打破地区间的市场分割。基于上述分析,本文提出假设 H1。

H1:数字金融的发展能够削弱我国地区间的市场分割。

3.2 数字金融发展削弱国内市场分割的作用机制

3.2.1 刺激居民消费

从消费角度出发,较高级度的市场分割会弱化消费需求扩张的地区经济发展效应(黄贇琳和姚婷婷,2020)^[19]。消费对于我国整体经济发展具有重要作用,不仅是因为消费直接构成了社会总需求,更重要的是它对于商品流动和上游产业的空间布局能够产生深刻影响,进一步促进了生产要素优化配置和区域间协调发展。随着我国居民的消费水平增长和消费结构升级,市场分割的存在不仅会阻碍商品跨地区流动,还会进一步制约地区经济高质量发展。近年来,我国的数字金融产品和服务不断推陈出新为促进我国居民消费,弱化地区间市场分割提供了新路径。首先,数字金融可以缓解居民消费的资金约束。数字金融发展通过提高金融的可得性、降低金融服务门槛,可以有效缓解消费者的流动性约束(葛和平和朱卉雯,2018)^[39],进而刺激消费水平增长。其次,数字金融可以提高居民的消费效率。数字货币、第三方支付等数字金融产品和服务的广泛应用可以提高消费的便利性,加速居民的消费决策(张勋等,2020)^[32]。再者,数字金融有助于提高家庭抗风险能力。数字保险的推广可以显著降低居民的家庭风险(封思贤和宋秋韵,2021)^[40],家庭的消费意愿和消费能力随着不确定性的降低而提高。最后,数字金融可以拓宽收入渠道,增加居民收入。互联网理财产品的广泛使用有利于居民收入多样化,促进了消费结构升级(司传宁等,2022)^[41]。居民消费需求的扩张可以促进商品和要素跨地区流动,有效削弱我国地区间的市场分割(张昊,2020)^[42]。短期而言,居民

的消费水平提高和消费结构升级会导致一个地区的商品供不应求,进而造成外地商品的加速流入。长期而言,消费市场扩大和升级影响了一个地区的供给水平和供给结构,企业为了追求规模经济和分工效率会自动优化最终产品和中间品的生产空间布局,进而推动了商品要素的跨地区流动,加强了地区间的经济联系,形成削弱我国市场分割的内在动因。因此,数字金融发展可以通过促进居民消费,推动商品跨地区流动,弱化我国的市场分割。通过上述的分析,本文提出假说 H2-1。

H2-1:数字金融发展通过促进居民的消费水平增长和消费结构升级削弱我国地区间的市场分割。

3.2.2 提高企业投资

从投资角度出发,数字金融的发展能够提高实体经济中投资的广度和深度,促进企业技术创新,有助于优化产业结构(薛秋童和封思贤,2022)^[78],实现地区间产业结构的互补,加速地区之间的商品和要素流动,从而缓解市场分割程度。数字金融利用自身的信息优势,降低了金融部门和资本市场主体间的信息不对称问题,一定程度上提高了资金供求双方的信息透明度、打破了金融发展壁垒、提高了企业资金配置效率和风险管理能力,以此推动企业技术创新,进而在数字化程度不断加深的金融发展背景下实体经济中的资本配置效率得到了显著提升,产业结构进一步优化升级,地区间的比较优势进一步显现,从而提升地区间产业结构的协调性,有助于形成上下游产业链分工,促进地区间商品要素的自由流动,最终缓解国内市场分割程度。因此,数字金融发展可以显著提升投资的广度和深度,推动产业结构升级,促进地区间的商品要素流动,削弱国内市场分割程度。据此,本文提出假设 H2-2。

H2-2:数字金融发展通过推动产业结构升级缓解我国地区间的市场分割。

3.2.3 基于数字鸿沟的异质性分析

数字金融发展为能够接触到互联网的居民带来了便利和机会,相对于无法接触到互联网的居民形成了比较优势(何宗樾等,2020)^[44],这种数字鸿沟现象会扩大

贫富差距，弱化数字金融对市场分割的抑制效应。因此，本文结合数字金融的特性及其对市场分割的影响，进一步围绕“数字鸿沟”展开异质性分析。

随着数字经济的发展，“数字鸿沟”也受到广泛关注，数字鸿沟导致的信息不平等会在国家内部群体之间造成信息穷人和信息富人，加剧社会贫富分化，给经济发展带来一系列负面影响。OECD 提出：数字鸿沟是指不同社会经济层面的个人、家庭、企业和地理区域，在获取信息和通信技术以及在各种活动中利用互联网的机会及其使用方面的差距。从数字鸿沟的定义中引申出两种类型：一级数字鸿沟指信息的可接触性，主要以数字设备或互联网的接入为标志；二级数字鸿沟指对互联网使用的自主性、相关技能以及目的不同。一级数字鸿沟是数字金融使用和发挥作用的基础性条件，本文以互联网普及程度作为衡量指标，数字金融依靠信息技术、大数据和云计算等技术拓展普惠金融的服务边界和覆盖广度，降低金融约束，而这一系列创新技术的应用则是基于互联网的普及，互联网的接入与否直接影响到客户是否可以享受数字金融服务，因此受影响的群体和地区要具备一定的互联网等基础设施使用条件。二级数字鸿沟是造成数字金融的市场分割弱化效应存在地区差异的主要因素。2020 年召开的中共中央政治局会议提出要全面加强基础设施建设。随着我国新型基础设施建设的不断提速，一级数字鸿沟将被逐步消除，数字鸿沟的衡量标准将从互联网的接触和使用向用户的数字技能过渡(Mariën 和 Prodnik,2014)^[45]。只有用户的互联网应用水平比较高时，数字金融发挥的效应才会比较明显。用户获取互联网技术和经验的能力与受教育程度最一致(Vicente 和 López, 2011)^[46]，受过高等教育的人群与接受过少量教育的人相比，通常对互联网较熟悉也较有经验，他们可以轻松访问互联网，及时了解技术发展情况(Chinn 和 Fairlie,2006)^[47]。因此本文选择教育程度作为二级数字鸿沟的衡量指标。如果一个地区的居民受教育程度高，他们一般有较强的意愿和能力使用数字金融服务来满足自身消费、投资和风险规避的需求，那么数字金融的作用将被放大。综上所述，互联网普及程度或居民受教育程度比较高的地区，数字金融弱化地区市场分割的边际效应较大。根据以上分析，本文提出假设 H3。

H3-1: 在互联网普及程度高的地区，数字金融弱化市场分割的边际效应较大。

H3-2: 在居民受教育程度高的地区，数字金融弱化市场分割的边际效应较大。

4 中国数字金融发展与国内市场分割的时空特征

4.1 中国数字金融的空间差异与来源分解

4.1.1 Dagum 基尼系数及其分解方法

在 1997 年, Dagum 提出了可以分解的基尼系数, 即 Dagum 基尼系数, 该指数通过组内差异、组间净差异和组间超变密度三个部分来刻画样本的差异来源, 获得学界的认可并被广泛应用。具体计算方法如下:

$$G = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{2n^2 \bar{y}} \quad (1)$$

$$G_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |y_{ji} - y_{jr}|}{2n^2 \bar{y}_j} \quad (2)$$

$$G_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |y_{ji} - y_{hr}|}{n_j n_h (\bar{y}_j + \bar{y}_h)} \quad (3)$$

$$G_w = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j \quad (4)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh} \quad (5)$$

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh}) \quad (6)$$

$$d_{jh} = \int_0^\infty dF_j(y) \int_0^y (y-x) dF_h(x) \quad (7)$$

$$p_{jh} = \int_0^\infty dF_h(y) \int_0^y (y-x) dF_j(x) \quad (8)$$

其中, G 为总体基尼系数, 表示各省份数字金融发展水平和市场一体化程度的差异; k 为划分区域的个数, n 是省份的数量, j 、 h 是区域 k 的内集, i 、 r 是不同的省份, y_{ji} 和 y_{hr} 分别表示第 j 个区域中 i 个省份、第 h 个区域中 r 个省份数字金融发展水平和市场一体化程度; G_{jj} 表示第 j 个区域的基尼系数, G_{jh} 表示第 j 个和第 h 个区域的基尼系数; G_w 、 G_{nb} 、 G_t 分别为区域内差距贡献、区域间净值差距贡献和超变密度贡献; d_{jh} 表示第 j 个和第 h 个区域间数字金融发展水平和市场一体化的差值, 即 $y_{ji} - y_{jr} > 0$ 的样本值加总的数学期望; p_{jh} 表示

即第 j 个和第 h 个区域中所有 $y_{ji} - y_{hr} < 0$ 的样本值加总的数学期望, F_j 是第 j 个地区的累积密度分布函数。

4.1.2 各区域内的数字金融发展水平差异

使用 Dagum 基尼系数测算全国和东、中、西三大经济区域数字金融发展水平的组内差异程度, 结果如图 4.1 所示。

从全国层面来看, 我国数字金融发展水平的整体基尼系数相对较低, 在样本期内的均值为 0.11, 在样本期初急剧下降, 随后进入平稳期, 说明我国各地区内部的数字金融发展水平逐渐进入的均衡状态。通过对比不同区域可以发现, 三大经济区域的组内基尼系数均未超过全国的整体基尼系数, 说明区域内部的不均衡程度相对较低, 样本数据的整体差异主要来源于区域间差异。三大经济区域的样本数据与全国数据具有相似的趋势, 东部和西部地区的样本均值较高, 中部地区最小, 数字金融的组内差异性存在收敛现象。

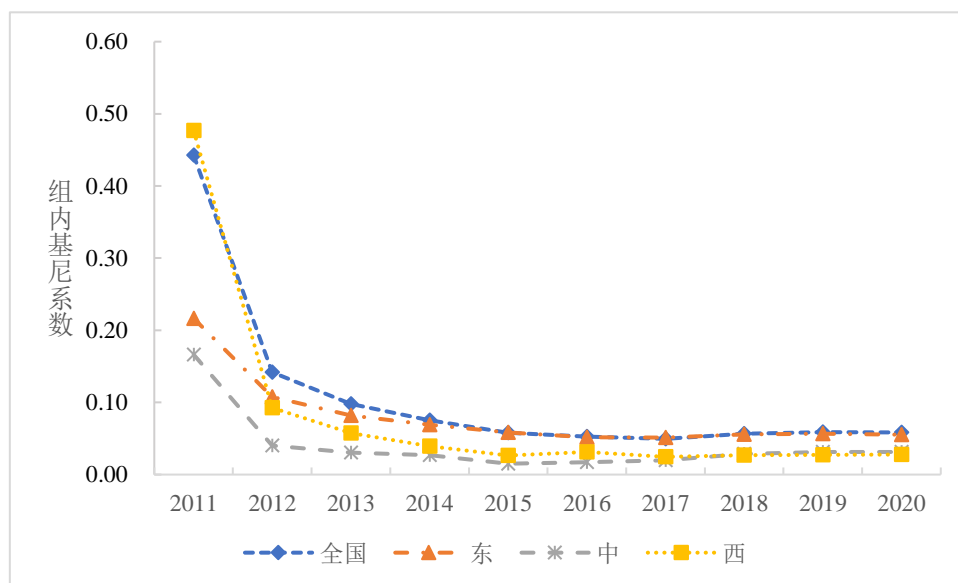


图 4.1 全国和三大经济区域数字金融组内差异的变化情况

4.1.3 各区域之间的数字金融发展水平差异

使用 Dagum(1997)提出的组间基尼系数测算我国三大经济区域数字金融发展水平之间的差异程度, 结果如图 4.2 所示。

从整体趋势上看，图中曲线在样本期初急剧下降，随后进入平稳期，说明我国各区域之间的数字金融发展水平趋于协调。从区域间差异的数值水平来看，中部和西部之间的差异较小，样本均值为 0.07，东部和中部两个区域之间的平均差异为 0.14；三大经济区域之间差异的较大值均源自东西区域之间的对比，其样本期内均值达到 0.16，这与东西部之间巨大的经济发展差距有关。从区域差异的时变趋势来看，数字金融的组间差异下降幅度大致相当，东部和西部、东部和中部、中部和西部之间的组间基尼系数在样本期内的年均增幅为-15.60%、-16.04%和-14.30%。

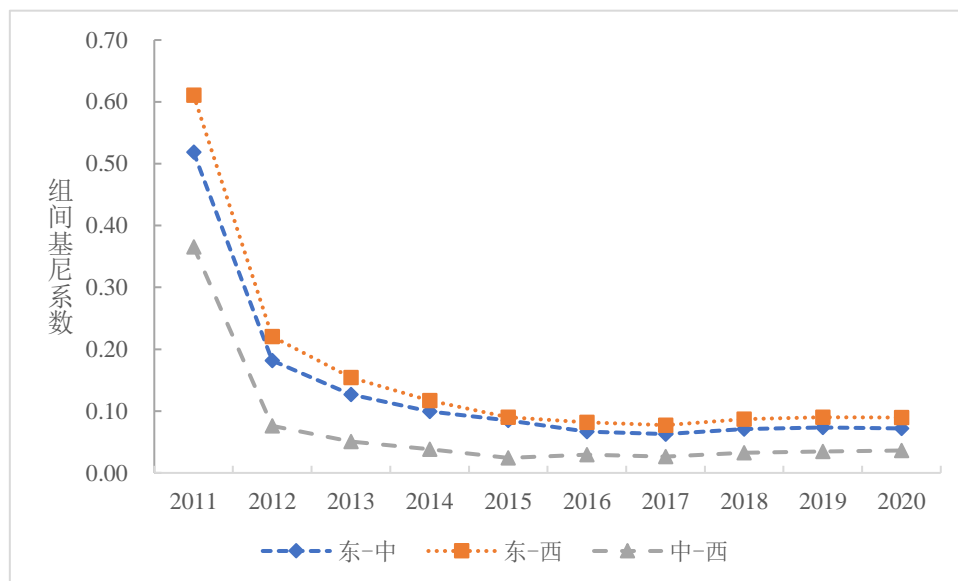


图 4.2 全国和三大经济区域数字金融组间差异的变化情况

4.1.4 数字金融发展水平的总体差异及分解

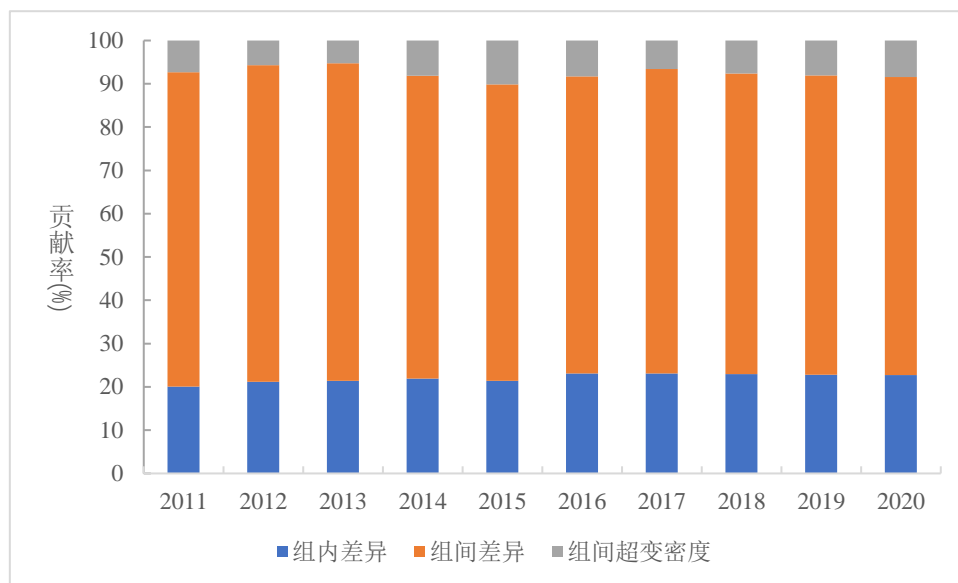


图 4.3 全国和三大经济区域数字金融差异贡献率

使用前述方法可以将样本数据的整体差异分解为组内贡献、组间净贡献和组间超变密度等三部分，结果如图 4.3 所示。

我国三大经济区域数字金融发展水平的组内基尼系数对于整体差异的贡献率在样本期初为 20.09%，随后以 2016 年为分界点表现出先增后降的趋势，但最终在样本期末上升至 22.75%，样本期间的平均贡献率为 22.07%。组间净差异对于整体差异的贡献率呈现波动下降趋势，从样本早期的 72.61% 下降至样本末期的 68.44%，样本期内的平均贡献率为 70.37%，故而区域间净差异是数字金融发展差异的主要来源。组间超变密度的贡献率在样本期内呈现明显的“W”型特征，贡献率在 5.26%~10.16% 之间波动，样本期内的平均贡献率为 7.55%。因为组间超变密度反映的是各分样本之间的交叉重叠部分对于总体差异的贡献，其在本文研究结果中所占的份额较低，意味着三大经济区域的划分方式能够有效地将不同类型的地区划分开来，具有较强的合理性。

4.2 国内市场分割的空间差异与来源分解

4.2.1 各区域内的市场分割程度差异

使用 Dagum 基尼系数测算全国层面和八大经济区市场分割程度的组内差异，结果如图 4.4 所示。

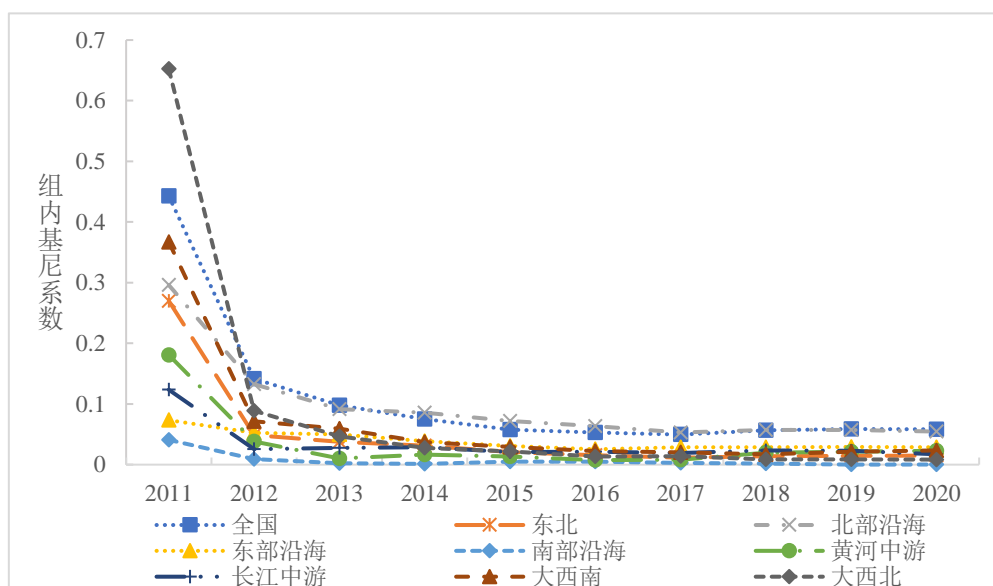


图 4.4 八大经济区市场分割程度组内差异的变化情况

从全国层面来看，我国市场分割程度的整体基尼系数相对较低，在样本期内的均值为 0.11，除在样本初期存在大幅度下跌外，其余时期内均保持在较低水平，说明我国各地区之间的市场分割程度较为均衡。从分区域对比来看，除了 2012 年以前大西北的组内基尼系数高于全国，其他时期所有经济区均为超过全国的整体基尼系数，说明区域内部的不均衡程度相对较低，样本数据的整体差异主要来源于区域间差异。各经济区的组内基尼系数样本均值处于 0.03 到 0.10 之间，差距较小，其中北部沿海最高，主要原因是经济区内部省市经济发展质量差距较大，如北京将传统产业纾解到河北；长江中游最低，这与该区域经济发展协同化程度高有关。

4.2.2 各区域之间的市场分割程度差异

使用 Dagum(1997)提出的组间基尼系数测算我国八大经济区市场分割程度之间的差异性,如图 4.5 所示。

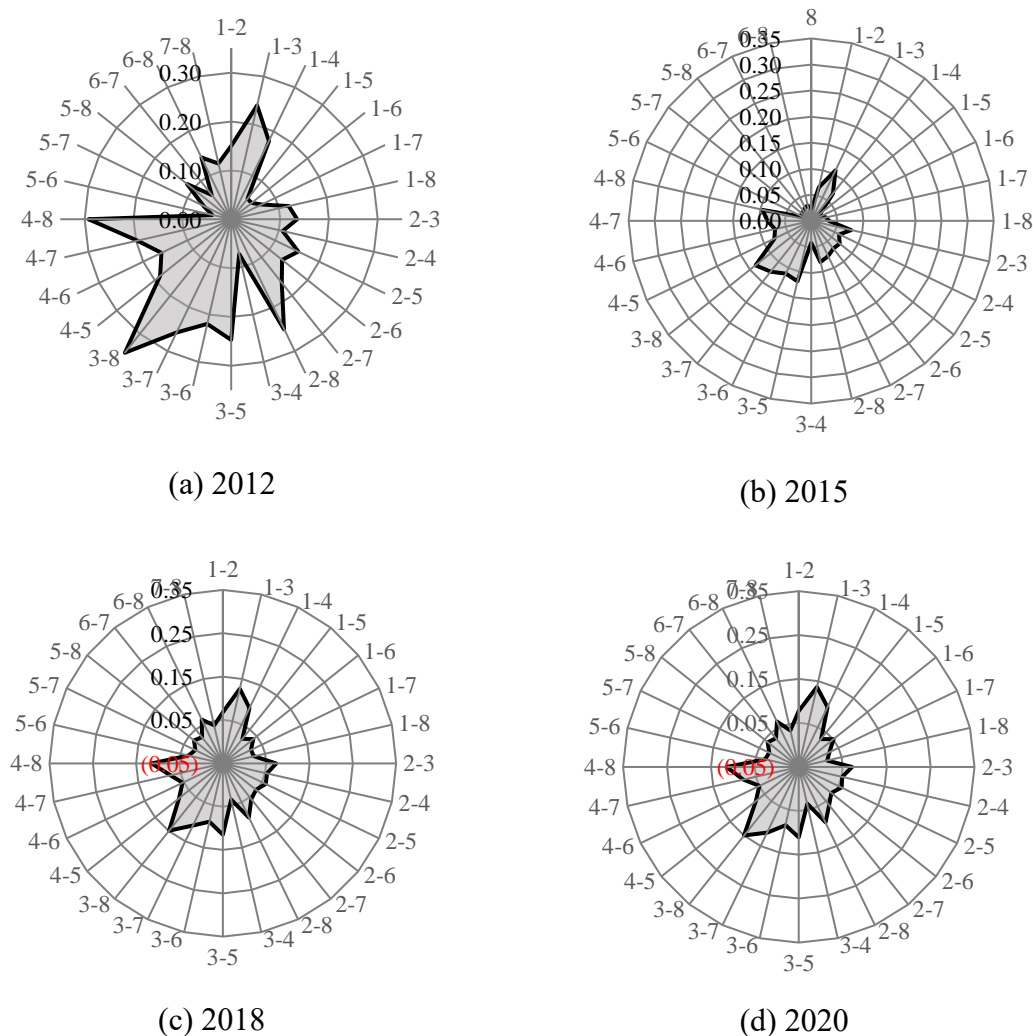


图 4.5 八大经济区市场分割程度组间差异的变化情况

从整体趋势看,图中的阴影面积迅速下降,然后逐渐保持稳定,说明我国各区域的市场分割程度集中趋势明显。从区域间差异的数值水平来看,中部、西部之间的差异较小,如黄河中游和长江中游、黄河中游和大西南、长江中游和大西南、黄河中游和大西北、大西南和大西北,组间基尼系数的样本均值分别为 0.04、0.06、0.11;东部各区域之间的差异较小,如东部沿海和南部沿海、北部沿海和南部沿海、东部沿海和北部沿海,样本均值分别为 0.05、0.08、0.10;八大经济

区差异的较大值均源自东西区域之间的对比,比如东部沿海和大西北之间的差距最大,其样本期内均值达到 0.25,其次是南部沿海和大西北地区、东部沿海和大西南地区、北部沿海和大西北地区,三者的组间基尼系数的样本均值依次为 0.21、0.19、0.18,这与我国各区域的地理位置分布有关,侧面印证了加快基础设施建设和提高交通便利性对弱化国内市场分割的显著影响力。从区域差异的时变趋势来看,各地区的组间基尼系数与整体趋势保持一致,在样本期初迅速下降,随后逐渐趋于稳定,东北和大西南之间的下降幅度最显著,样本期内的均值达到-0.27,这表明随着我国交通设施建设的不断完善,地理距离较大的区域也可以实现商品要素的快速流通,促使我国各区域的市场一体化水平不断提高。

4.2.3 市场分割的总体差异及分解

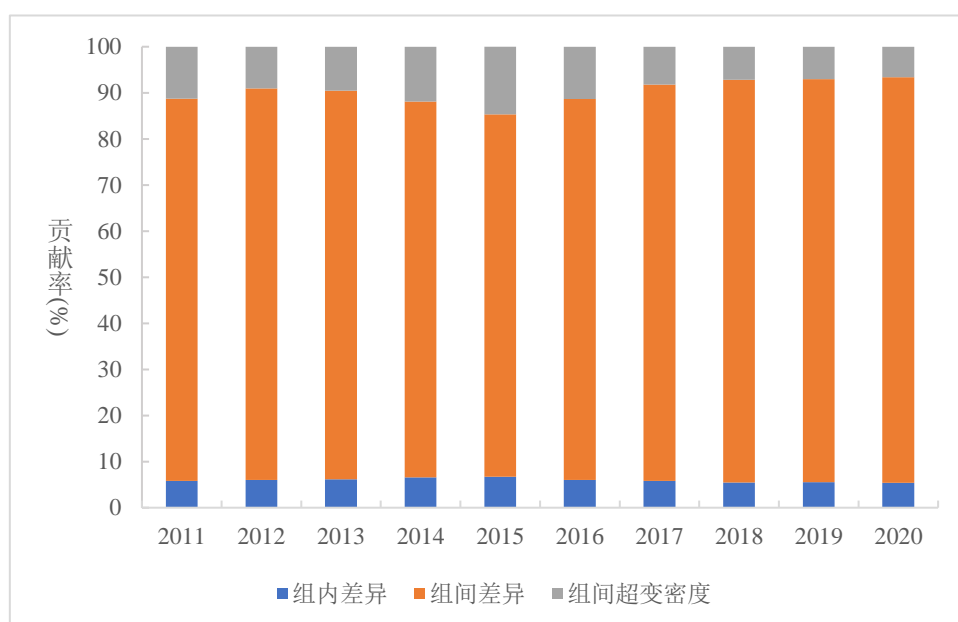


图 4.6 八大经济区市场分割程度差异来源

使用前述方法可以将样本数据的整体差异分解为组内贡献、组间净贡献和组间超变密度等三部分,结果如图 4.6 所示。

我国八大经济区市场分割程度的组内基尼系数对于整体差异的贡献率在样本期内呈倒“U”形特征,在样本期初的取值为 5.80%,然后逐渐上升至 6.72%,最后又降至样本期末的 5.42%,样本期内的平均贡献率为 5.95%。可以得到,区域间总体差异的平均贡献率为 94.05%,说明我国八大经济区市场分割总体差异的主要来源于区域总体差异,验证了前面阐述的结论。

组间净差异对于总体差异的贡献率曲线呈现为明显的“U”形，即从样本早期的 82.94% 逐渐下降至 2015 年的最低值 78.61%，后来又持续增加到样本期内的最高值 87.98%，故而削弱区域间净差异应是我国未来一段时间内推动市场一体化的重中之重。组间超变密度的相对贡献率在样本期初的 11.25% 下降到样本期末的 6.60%，样本期内的平均贡献率为 9.68%。组间超变密度反映了各分样本之间的交叉重叠部分对于总体差异的贡献，本文的研究结果在一个较低水平上持续下降，意味着使用八大经济区划分样本是有效且合理的。

4.3 中国数字金融发展和市场分割的时间动态演进

基于 Dagum 基尼系数的研究揭示了我国省域数字金融发展水平和市场分割程度总体差异的数值水平及具体来源，识别出各经济区域之间相对差异的移动路径，却不能有效刻画各区域绝对差异的时变演化轨迹。基于此，本文使用核密度估计方法描绘各区域样本数据随时间变化的分布特征。从分布位置、主峰分布形态、分布延展性和波峰数目等四个方面考察核密度曲线的动态演变过程。

4.3.1 核密度估计法

核密度估计是一种十分常用的非参数估计方法，直观上，可将其理解为“光滑化”地直方图，能够用连续的密度曲线描述地区数字金融发展水平和市场一体化程度的分布特征。单独某期样本数据核密度曲线的水平位置可代表数字金融发展水平和市场一体化程度的高低，曲线波峰的高度和宽度可体现数字金融发展水平和市场一体化程度在区间内的聚集程度，波峰数目可刻画样本数据的极化程度，分布延展性即曲线拖尾程度可描述数值最高或最低的地区与其他地区的距离，拖尾越严重，代表区域内差异程度越高。纵向对比同一区域多期样本的核密度曲线可以识别出该区域数字金融发展水平和市场一体化程度分布特征的动态演进过程，而横向比较多个区域核密度曲线的形态能够捕捉到它们在变化轨迹上的差异。具体来讲， j 区域碳排放强度的核密度曲线由如下函数生成：

$$f_j(y) = \frac{1}{n_j h} \sum_{i=1}^{n_j} K\left(\frac{y_{ij} - y}{h}\right) \quad (9)$$

其中， $K(\cdot)$ 代表核密度函数，描述了 y 邻域内所有样本点 y_{ij} 所占的权重， h

代表核密度估计的窗宽。核密度函数选择方面，常用的核密度函数有高斯核、Epanechnikov 核、双角核、三角核等，但在一般情况下选择不同的核密度函数对于估计结果的影响不大，故而本文基于最常见的高斯核函数展开讨论。窗宽选择方面，窗宽越小估计量越精确，但区间内参与计算的样本数目也会相应减少，造成估计量方差较大，密度曲线光滑性较差。本文用 Silverman(1986)提出的最优窗宽选择方法确定窗宽。

4.3.2 中国数字金融发展的时间动态演进

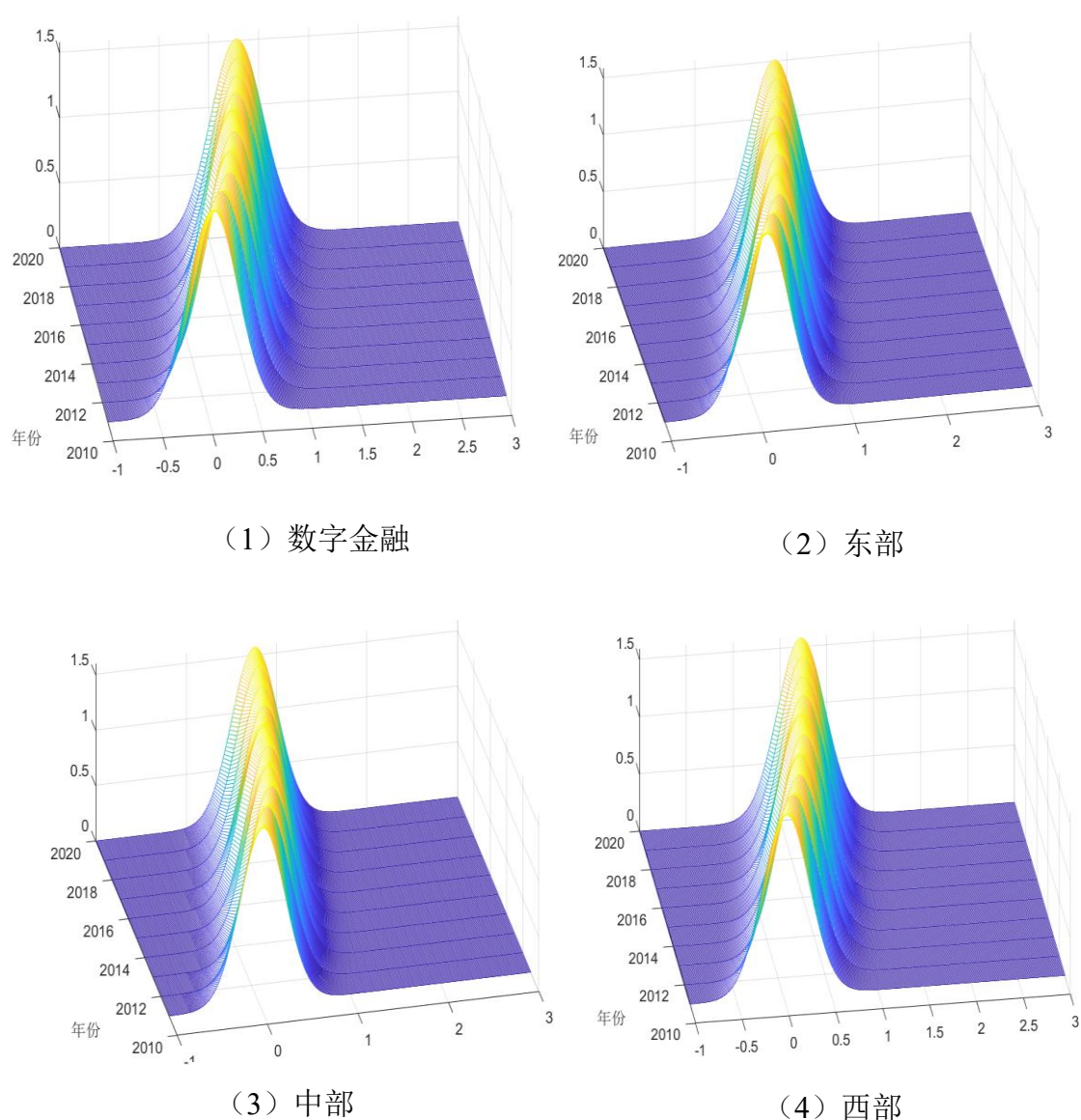


图 4.7 中国数字金融发展的动态演进

在分布位置方面，从全国层面来看，数字金融的核密度曲线表现出整体右移

的趋势，表明我国大部分地区的数字金融发展水平处于上行轨道，东、中、西三大经济区域的分布曲线均出现了不同幅度的右移趋势，说明这些区域的数字金融取得了显著的发展成效。在主峰分布形态方面，全国和地区层面的核密度曲线整体表现为主峰高度上升且宽度缩小，意味着区域内数字金融发展水平的集聚程度具有上升趋势，绝对差异正在逐渐缩小。在分布延展性方面，全国和东、中、西三大经济区域的分布曲线均存在显著的右拖尾现象，即区域内存在部分地区的数字金融发展水平高于同一区域内其他地区。在波峰数目方面，全国和三大经济区域在样本期内均只存在单峰现象，即区域内数字金融发展水平不存在明显的极化趋势。

4.3.3 国内市场分割的时间动态演进

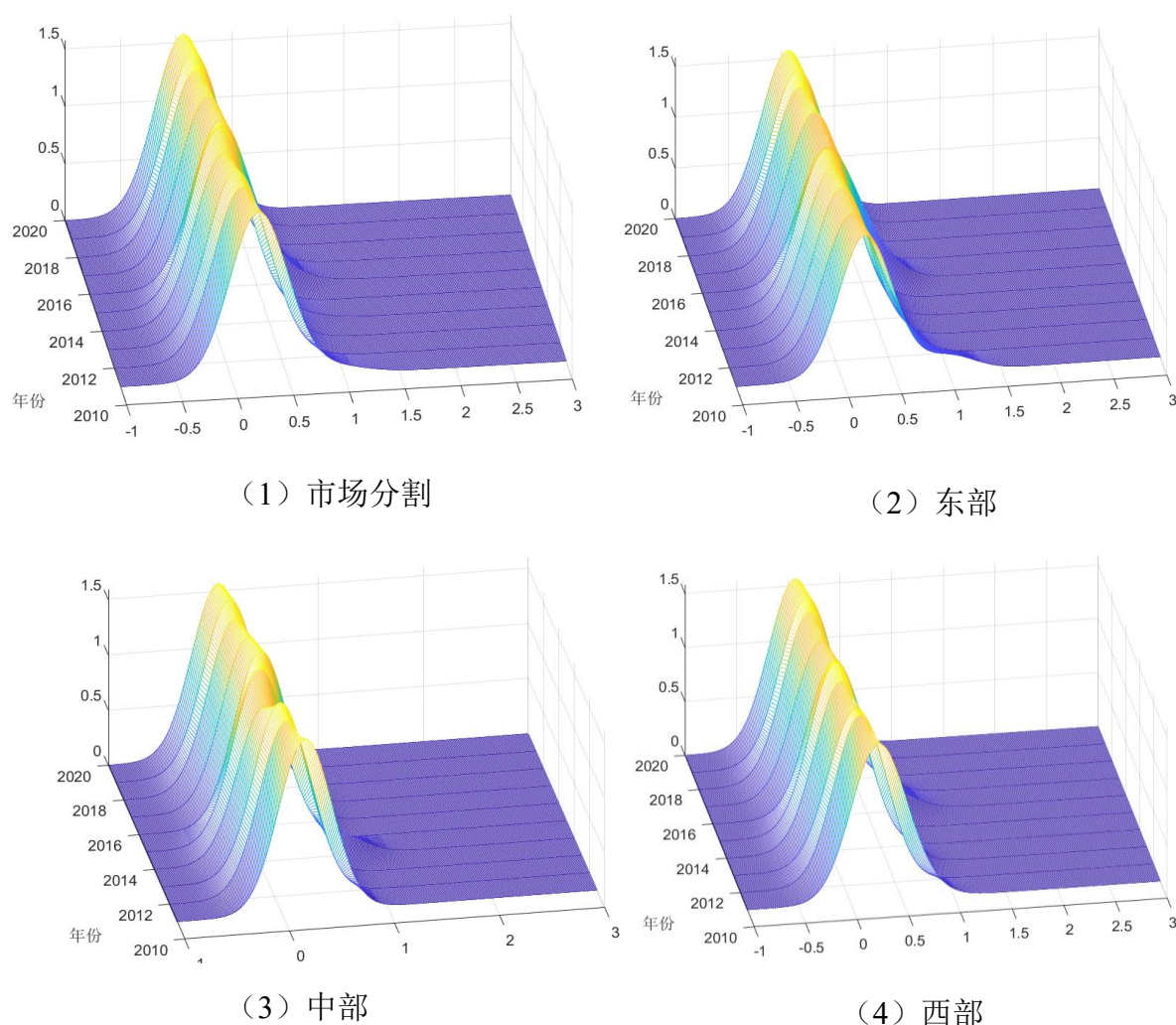


图 4.8 国内市场分割的动态演进

在分布位置方面，从全国层面来看，国内市场分割的核密度曲线表现出整体左移的趋势，表明我国大部分地区的市场分割水平处于下行轨道，构建“双循环”新发展格局的理念正在倒逼地方政府放弃贸易保护，加快推动国内市场一体化。三大经济区域的分布曲线均出现了不同幅度的左移趋势，说明这些地区的市场分割程度正趋于减弱，将助力全国统一大市场的构建。在主峰分布形态方面，全国层面和东、中、西三大经济区域的核密度曲线整体表现为主峰高度上升且宽度变小，说明样本期内地区市场分割的离散程度呈现下降趋势，各地区的绝对差异正在逐渐缩小。在分布延展性方面，全国和东、中、西三大经济区域的分布曲线均存在显著的右拖尾现象，即区域内存在部分地区的市场分割程度显著高于同一区域内其他城市。在波峰数目方面，全国和各经济区域在样本期内均只存在单峰现象，即区域内地区市场分割程度不存在极化现象，区域内差异化程度较低。

5 数字金融发展对国内市场分割影响的实证研究

5.1 研究设计

5.1.1 模型设定

全国各省之间存在较大的地理和文化等固定因素差异,为了尽可能减轻不可观测固定因素的干扰,而且在 1%的显著性水平上通过 Hausman 检验的前提下,本文构建时间和地区双固定效应模型探究数字金融发展对国内市场分割的影响:

$$segm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 index_{i,t} + \beta_2 contrals_{i,t} + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

式(1)中, $segm_{i,t}$ 表示市场分割指数; $index_{i,t}$ 表示数字金融发展水平,包括三个维度:覆盖广度(*breadth*)、使用深度(*depth*)、数字化程度(*digital*); $contrals_{i,t}$ 表示其他影响地区市场分割程度的控制变量,包括:教育程度(*edu*)、对外开放水平(*tra*)、交通基础设施(*inf*)、人口抚养负担(*dem*)、政府支出行为(*gov*)、地区经济发展水平(*eco*); β 表示对应变量的系数, ϑ_i 表示个体固定效应, μ_t 表示时间固定效应, i 和 t 分别表示省份和年份, $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机扰动项。

数字金融在提高消费水平的同时推动家庭由生存型消费向发展型和享受型消费转变,促进商品和要素的跨地区流动,有助于削弱国内市场分割。为进一步检验该作用机制,本文在基准模型之上构建中介效应模型:

$$\begin{aligned} segm_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 index_{i,t} + \beta_2 contrals_{i,t} + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \\ med_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_1 index_{i,t} + \alpha_2 contrals_{i,t} + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (11)$$

$$segm_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 index_{i,t} + \gamma_2 med_{i,t,j} + \gamma_3 contrals_{i,t} + \vartheta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

式(2)中, $med_{i,t}$ 表示中介变量, β_1 表示数字金融对市场分割的总效应, γ_1 表示数字金融对市场分割的直接效应, $\alpha_1\gamma_2$ 表示中介效应。

5.1.2 变量定义

(1) 被解释变量

市场分割指数(*segm*): 参考桂琦寒(2006)^[13]的做法, 本文使用相对价格方差平均值法度量国内市场分割指数, 该方法基于“冰川”模型理论。该理论认为, 当同一种商品在两地区的相对价格之比处于一定范围使得跨地区贸易的套利收入不高于套利成本, 即不存在商品价格的套利行为, 则表示两地区市场整合。如果相对价格方差随时间而逐渐收敛, 则表示两地区的价格水平趋于一致, 进而从侧面反映出导致市场分割的因素在逐步减少, 地区间的市场趋于统一。具体计算步骤如下所示:

第一, 计算两地区相对价格的绝对值 $|\Delta Q_{i,j,t}^k|$ 。

记商品 k 在 i 地区第 t 年的价格为 $P_{i,t}^k$, 相对价格为 $Q_{i,j,t}^k = \ln(P_{i,t}^k/P_{j,t}^k)$,

则有:

$$\begin{aligned} |\Delta Q_{i,j,t}^k| &= \left| \ln(P_{i,t}^k/P_{j,t}^k) - \ln(P_{i,t-1}^k/P_{j,t-1}^k) \right| \\ &= \left| \ln(P_{i,t}^k/P_{i,t-1}^k) - \ln(P_{j,t}^k/P_{j,t-1}^k) \right| \end{aligned} \quad (12)$$

第二, 对于商品差异性导致的不可加性选取均值法加以消除, 可得到 $q_{i,j,t}^k$ 。

$$q_{i,j,t}^k = |\Delta Q_{i,j,t}^k| - \overline{|\Delta Q_{i,j,t}^k|} \quad (13)$$

式(4)中, $\overline{|\Delta Q_{i,j,t}^k|}$ 表示地区之间相对价格的平均值。

第三, 计算 $q_{i,j,t}^k$ 的波动水平 $Var(q_{i,j,t}^k)$ 后再求市场分割指数 $segm$ 。

计算关于 $q_{i,j,t}^k$ 的方差 $Var(q_{i,j,t}^k)$, 再分别计算 i 地区相对于其他地区各类商品价格方差的均值, 得到地区 i 的市场分割指数 $segm_{i,t} = (\sum_j Var(q_{i,j,t}^k))/N$ 。 $segm_{i,t}$ 数值越小, 市场分割程度越低, 市场整合水平越高。

对于商品类别的选择, 为了尽可能完整地衡量各地区商品市场的分割趋势, 本文选择 17 类商品的价格指数来计算市场分割指标。

(2) 解释变量

数字金融指数(*index*): 北京大学数字金融研究中心编制的“北京大学数字普惠金融指数”得到学术界的广泛使用。数字金融指数从覆盖广度(*breadth*)、使用深度(*depth*)和数字化水平(*digital*)三个维度来构建指标体系, 覆盖了除港澳台以

外的中国内地 31 个省(直辖市、自治区,简称“省”)、337 个地级市和近 2800 个县,包括的人群范围广泛,样本量巨大、数据质量高,测算方法科学,能够综合反映我国数字金融的发展水平。因此,本文选择对数化的数字金融指数及其细分指数作为关键解释变量来进行实证检验。

(3) 控制变量

市场分割程度不仅受关键解释变量的影响,还受到控制变量的影响,参考薛启航等(2022)和赵新宇等(2022)的做法,本文选取以下控制变量:

教育程度(*edu*): 受教育程度能够显著促进人口垂直流动,打破阶层固化弊端,对较远地区流动人口的收入水平具有“乘数效应”,造成流入地区和流出地区的消费需求产生变化,进而影响商品流动。因此,本文选取地区高中以上学历人口与常住人口的比值作为居民受教育水平的代理变量。

对外开放水平(*tra*): 扩大地区经济开放水平可以促进商品的跨地区流动,打破贸易壁垒,有利于弱化地区间市场分割。因此,本文选择地区进出口贸易总额占 GDP 的比重作为地区对外开放水平的代理变量。

交通基础设施(*inf*): “要想富先修路”,作为商品流通的基础性条件,完善交通基础设施可以弱化市场分割。本文以地区公路、铁路以及内河里程之和占行政区域面积的比重作为交通基础设施发展水平的代理变量。

人口抚养负担(*dem*): 地区抚养负担的增加会提高生存型消费比重,降低家庭投资水平,不利于消费结构升级,阻碍地区的商品流动和经济发展。因此,本文选取非劳动年龄人口占劳动年龄人口的比重衡量人口抚养负担。

政府支出行为(*gov*): 政府支出的增加可以提高基本公共服务均等化程度,弱化市场的地区分割。因此,本文选取地区财政支出占 GDP 的比重来表示政府支出行为。

此外,为了尽可能减少遗漏变量等内生性问题,本文还在模型中加入地区经济发展水平(*eco*),用人均 GDP 衡量。

(4) 工具变量

为了避免反向因果等内生性问题,采用外生政策冲击虚拟变量与数字金融乘积(*IV1*)以及相邻地区数字金融发展水平的均值(*IV2*)作为工具变量并采取两阶段最小二乘法(2SLS)进行参数估计。

工具变量一(IV1): 参考聂秀华等(2022)^[83]的相关研究, 选取外生政策冲击 2016 年央行颁布的《G20 数字金融高级原则》(以下简称《原则》)的虚拟变量与数字金融的乘积作为工具变量。一方面, 政策的颁布对数字金融发展有直接影响, 2016 年央行颁布的《原则》是数字金融发展的国际性规范, 具有全面性和权威性, 其制定和颁布会进一步推动数字金融又好又快地发展; 另一方面, 《原则》属于全国性政策, 具有外生性, 将其作为数字金融发展指数的工具变量可以排除地区因素对数字金融削弱市场分割产生的外部干扰, 而且这种外生性也表明《原则》的制定和实施与国内市场分割不相关, 从而满足工具变量需具备外生性的要求。本文将政策颁布的虚拟变量定义为: 政策颁布前记为 0, 政策颁布后记为 1。

工具变量二(IV2): 以相邻地区数字金融发展水平的均值作为工具变量。一方面, 一个地区数字金融的发展水平往往与其邻近地区存在关联, 即数字金融不具有完全的地理穿透性; 另一方面, 从地区的差异性角度看, 该指标与本地区的市场分割水平无直接关联。因此满足工具变量的外生性要求。

(5) 中介变量

为探究居民消费水平(*lev*)和消费结构升级(*str*)对于数字金融影响国内市场分割的中介效应, 选取全体居民消费支出占 GDP 的比重衡量居民消费水平, 选取教育文化娱乐消费、医疗保健消费、其他用品及服务消费三项之和占消费总支出的比重作为消费结构升级的代理变量。

为消除价格因素, 本文对所有相关名义变量进行了平减处理。

表 5.1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	市场分割指数	segm	采用相对价格方差平均值法测得市场分割指数
	数字金融指数	index	北京大学数字金融指数取自然对数
解释变量	覆盖广度	breath	北京大学数字金融覆盖广度指数取自然对数
	使用深度	depth	北京大学数字金融使用深度指数取自然对数
	数字化水平	digital	北京大学数字金融数字化水平指数取自然对数
中介变量	居民消费水平	lev	全体居民消费支出/GDP
	消费结构升级	str	(教育文化娱乐消费+医疗保健消费+其他用品及服务消费)/总消费
	产业结构升级	ind	第一产业增加值*1+第二产业增加值*2+第三产业增加值*3

续表 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	教育程度	edu	高中以上学历人口/常住人口
	对外开放水平	tra	进出口贸易总额/GDP
	交通基础设施	inf	公路、铁路以及内河里程之和/行政区域面积
	人口抚养负担	dem	非劳动年龄人口/劳动年龄人口
	政府支出行为	gov	财政支出/GDP
	经济发展水平	eco	人均 GDP 取自然对数
工具变量	外生政策冲击	IV1	政策冲击虚拟变量*数字金融
	相邻地区数字金融	IV2	相邻地区数字金融发展水平的均值

5.1.3 数据来源与变量描述

鉴于数据的可得性,本文使用我国除港澳台、海南以及西藏以外的 29 个省、自治区、直辖市 2011~2020 年的居民消费价格指数和数字金融发展指数来研究数字金融发展对市场分割的影响。各省数字金融发展指数来自北京大学数字普惠金融指数,各省居民消费价格指数和其他相关变量数据来自中国统计年鉴、CSMAR 数据库以及 EPS 数据库。

表 5.2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
segm	290	0.212	0.114	0.079	1.029
index	290	5.218	0.671	2.909	6.068
breath	290	5.073	0.824	0.673	5.984
depth	290	5.199	0.651	1.911	6.192
digital	290	5.508	0.703	2.026	6.136
str	290	9.881	0.383	9.043	10.981
edu	290	0.117	0.077	0.000	0.477
tra	290	0.276	0.294	0.008	1.464

续表 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
inf	290	1.044	0.702	0.095	3.715
dem	290	37.000	6.973	19.270	52.660
gov	290	0.262	0.116	0.120	0.758
eco	290	5.482	2.824	1.174	16.54
IV1	290	2.291	2.812	0	6.068
IV2	290	5.207	0.663	2.922	5.976

5.2 基准回归结果分析

在基准模型中,本文运用固定效应模型研究数字金融发展对市场分割的影响。表3中(1)列控制了时间和个体固定效应,但未加入控制变量;(2)列则在控制了时间和个体效应的同时加入了控制变量,通过比较(1)和(2)列的结果可以发现,无论是否加入控制变量,数字金融均能够显著弱化市场分割。因此,H1得到验证。表3中(3)、(4)、(5)列的结果显示,数字金融的三个子指标即数字金融覆盖广度(*breadth*)、使用深度(*depth*)、数字化程度(*digital*)均能促进地区间商品流动,缓解市场分割,其中数字化程度的作用效果最大,使用深度次之,覆盖广度最小。可能的原因如下:首先,数字金融覆盖广度对市场分割的作用效果由该指标的内涵决定。覆盖广度注重的是为客户提供充足的数字金融服务,这表明增加数字金融服务供给对降低市场分割有积极作用。其次,数字金融使用深度衡量的是数字金融的有效需求,回归结果表明,丰富的金融产品和服务可以有效满足客户多元的需求,进而显著抑制市场分割。最后,数字金融数字化程度突出的是金融服务的便利性和低成本,与传统金融模式相比,人工智能、大数据、区块链和云计算等信息技术的赋能使得数字金融具备了这些优势,从而可以有效缓解地区市场分割。

表 5.3 基准回归结果

变量	(1) segm	(2) segm	(3) segm	(4) segm	(5) segm
index	-0.085*** (0.012)	-0.092*** (0.019)			
breath			-0.055*** (0.141)		
depth				-0.083*** (0.027)	
digital					-0.095*** (0.024)
edu		0.282 (0.231)	0.397 (0.276)	0.354 (0.235)	0.440 (0.304)
tra		0.242 (0.162)	0.248 (0.177)	0.212 (0.167)	0.128 (0.132)
inf		-0.084 (0.075)	-0.133 (0.083)	-0.122 (0.082)	-0.076 (0.066)
dem		0.006*** (0.003)	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)
gov		-0.695*** (0.387)	-0.787*** (0.351)	-0.739*** (0.423)	-0.800*** (0.318)
eco		0.014 (0.009)	0.010 (0.011)	0.012 (0.011)	0.017 (0.009)
截距项	0.644*** (0.064)	0.540*** (0.148)	0.498*** (0.152)	0.591*** (0.146)	0.521*** (0.148)
个体和时间 固定效应	是	是	是	是	是
样本量	290	290	290	290	290
R ²	0.354	0.409	0.393	0.402	0.400

5.3 内生性问题

5.3.1 遗漏变量

虽然在模型中控制了教育程度(*edu*)、对外开放水平(*tra*)、交通基础设施(*inf*)、人口抚养负担(*dem*)、政府支出行为(*gov*)、经济发展水平(*eco*)等变量,也控制了时间固定效应和个体固定效应,但仍然无法排除遗漏变量问题。由于传统金融业发展水平较高的地区,金融业务效率和服务水平较高,同时监管成本较低,这可能使得样本期内市场整合程度上升。因此,进一步控制了地区传

统金融业发展水平(fin), 用地区金融业增加值占地区 GDP 的比值来衡量。考虑到各省的工资水平($wage$)、土地租金($land$)、物流成本($cour$)等成本方面的差异会对市场分割产生影响, 因此, 控制了上述三个变量, 分别用各省城镇单位就业人员平均工资增长率、土地购置费占 GDP 比重、快递业务总量增长率衡量。另外, 以方言差异为代表的文化差异会造成地区间的资源错配, 进而加剧市场分割, 为控制文化因素的影响, 参考张杰和王文凯(2022)^[51]的做法构建方言多样化(div)指标。检验结果如表 4 的(1)列所示, $index$ 的估计系数显著为负, 说明基准回归结论稳健。

5.3.2 反向因果问题

以外生政策冲击虚拟变量与数字金融的乘积($IV1$)以及相邻地区数字金融发展水平的均值($IV2$)作为工具变量进行两阶段最小二乘估计, 以缓解内生性问题给结论带来的影响。相关结果如表 4 所示, 在工具变量的有效性检验中, 由于工具变量与内生解释变量个数相同属于恰好识别情况, 所以无法进行过度识别检验。表 4 的(2)、(4)列表明外生政策冲击虚拟变量与数字金融的乘积($IV1$)以及相邻地区数字金融发展水平的均值($IV2$)通过了工具变量识别不足($Kleibergen - Paap rk LM$)和弱工具变量($Kleibergen - Paap rk Wald F$)检验, 证明工具变量选择合理。(3)和(5)列表明数字金融的估计系数显著为负, 验证了基准回归结论的有效性。

表 5.4 遗漏变量和工具变量法的回归结果

变量	(1) 遗漏变量 segm	(2) 第一阶段结果 index	(3) 第二阶段结果 segm	(4) 第一阶段结果 index	(5) 第二阶段结果 segm
index	-0.092*** (0.018)		-0.107*** (0.019)		-0.097*** (0.017)
IV1		0.421*** (0.015)			
IV2				1.012*** (0.027)	

续表 遗漏变量和工具变量法的回归结果

变量	(1) 遗漏变量 segm	(2) 第一阶段结果 index	(3) 第二阶段结果 segm	(4) 第一阶段结果 index	(5) 第二阶段结果 segm
Kleibergen- Paap rk LM		38.435***		41.929***	
Kleibergen- Paap rk Wald F		819.653		1421.294	
fin	0.350 (1.257)				
wage	-1.479 (1.635)				
land	0.383*** (0.265)				
cour	0.007*** (0.013)				
div	0.581*** (0.686)				
控制变量 个体和时间 固定效应	是 是	是 是	是 是	是 是	是 是
样本量	290	290		290	290
R^2	0.584		0.407		0.409

5.4 稳健性检验

本文将进行三个维度的检验以保证研究结论的稳健性：

5.4.1 更换核心解释变量

互联网普及程度是数字金融的基础性条件。因此，选择各省互联网普及率 (*internet*) 替换数字金融发展指数。表 5.5 的(1)列显示，互联网普及率的估计系数显著为负，说明实证结果具有稳健性。

5.4.2 替换被解释变量

利用市场分割指数(*segm*)构造市场整合指数，即 $integration =$

$\sqrt{1/segm}$ ，表(2)列显示，数字金融发展对国内市场整合具有显著正效应，说明实证结果具有稳健性。

5.4.3 剔除直辖市

中国地域辽阔，地区的经济和金融发展水平不平衡，直辖市的数字金融发展水平较高，市场分割的抑制效应比较大，可能放大变量间的因果关系，导致数字金融的作用效果不一致。因此，选择剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市样本，回归结果如表 5.5 的(3)列所示，数字金融发展可以显著降低国内市场分割，说明实证结果是稳健的。

表 5.5 稳健性检验

变量	(1) segm	(2) integration	(3) segm
internet	-0.372*** (0.078)		
index		0.424*** (0.065)	-0.116*** (0.037)
控制变量	是	是	是
个体和时间 固定效应	是	是	是
样本量	290	290	290
R^2	0.409	0.583	0.488

5.5 作用机制检验

为了验证假设 H2，利用前述的中介效应模型和中介变量对数字金融的作用机制进行检验。

5.5.1 消费的中介效应

表 5.6 报告了消费在数字金融弱化国内市场分割的过程中发挥的直接效应和间接效应。(1)—(3)列的中介效应 Sobel 检验结果在 5%水平上显著，且(3)列的数字金融指数(*index*)和居民消费水平指标(*lev*)的回归系数分别通过 1%和 5%水平上的显著性检验，而(4)—(6)列的中介效应 Sobel 检验结果在 1%水平上显

著，且(6)列的数字金融指数(*index*)和消费结构升级指标(*str*)的回归系数均通过1%水平上的显著性检验。结果表明，居民消费水平和消费结构升级对数字金融影响市场分割存在部分中介效应。一方面，数字金融能够直接抑制市场分割；另一方面，数字金融还能够通过促进居民消费水平提高和消费结构升级，加快商品的跨地区流动，进而间接缓解各省的市场分割。通过比较可以发现，在数字金融发展削弱国内市场分割的过程中，通过提高居民消费水平发挥的间接效应比重为0.124，表明数字金融抑制市场分割的直接效应为87.6%，间接效应为12.4%，而数字金融通过消费结构升级产生的中介效应为23%，直接效应为77%，显然，消费结构升级发挥的中介效应要高于消费水平提高。

表 5.6 消费的作用机制检验

变量	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)		(6)
	segm	居民消费水平		segm	segm	消费结构升级		segm
		lev				str		
<i>index</i>	-0.077*** (0.015)	0.015*** (0.005)		-0.071*** (0.015)	-0.077*** (0.015)	0.020*** (0.003)		-0.059*** (0.016)
<i>lev</i>				-0.406** (0.195)sk				
<i>str</i>								-0.870*** (0.315)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体和时间 固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	290	290	290	290	290	290	290	290
R^2	0.372	0.620	0.382	0.372	0.618	0.389		
中介效应 比例		0.124				0.230		
Sobel 检验		-0.009(0.003)**				-0.018(0.007)***		

5.5.2 产业结构升级的中介效应

表 5.7 报告了产业结构升级在数字金融弱化国内市场分割过程中发挥的中介效应。(1)—(3)列的中介效应 Sobel 检验结果在 10%水平上显著，且(3)列的数字金融指数(*index*)和居民消费水平指标(*ind*)的回归系数分别通过 1%和 10%水平上的显著性检验，结果表明，产业结构升级对数字金融弱化市场分割存在部分中介效应。一方面，数字金融能够直接抑制市场分割；另一方面，数字金融

还能够通过推动产业结构升级，促进商品在地区间自由流动，进而间接缓解各省的市场分割程度。通过比较可以发现，在数字金融发展削弱国内市场分割的过程中，通过推动产业结构升级发挥的间接效应比重为 0.177，表明数字金融抑制市场分割的直接效应为 82.3%，间接效应为 17.7%。

表 5.7 消费的作用机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	segm	产业结构升级 ind	segm
index	-0.077*** (0.015)	0.058*** (0.008)	-0.065*** (0.016)
ind			-0.197* (0.112)
控制变量	是	是	是
个体和时间 固定效应	是	是	是
样本量	290	290	290
R^2	0.372	0.845	0.379
中介效应 比例		0.177	
Sobel 检验		-0.012(0.007)*	

5.6 异质性分析

5.6.1 数字鸿沟异质性

为了验证前文的假设 H3，本文基于数字鸿沟视角，分样本检验数字金融发展对国内市场分割的影响。

第一，基于一级数字鸿沟的异质性分析。选择互联网普及率(互联网宽带接入端口数占常住人口的比重)作为一级数字鸿沟的代理变量，将各省分为高互联网普及率(中位数以上)和低互联网普及率(中位数以下)，分两组样本进行回归，结果如表 5.8 所示，(1)、(2)列表明互联网普及率越高，数字金融降低市场分割的边际效应越大，假设 H3-1 成立。

第二，基于二级数字鸿沟的异质性分析。选择居民受教育程度(大专以上学历人口占地区常住人口的比重)作为二级数字鸿沟的代理变量，将各省分为高教育程

度(中位数以上)和低教育程度(中位数以下),分两组样本进行回归,结果如表 5.8 所示,(3)、(4)列表明数字金融对两组样本的市场分割程度均有显著的缓解效果,但观察系数可知,在居民受教育程度较高的地区效果更好,进而验证假设 H3-2 的合理性。

表 5.8 基于数字鸿沟的异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高互联网普及率	低互联网普及率	高教育程度	低教育程度
	segm	segm	segm	segm
index	-0.130*** (0.039)	-0.066*** (0.035)	-0.118*** (0.030)	-0.079*** (0.032)
控制变量	是	是	是	是
个体和时间	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
样本量	290	290	290	290
R^2	0.401	0.473	0.403	0.483

5.6.2 地区异质性

为了检验数字金融影响国内市场分割的地区异质性,将各省按照东、中、西三个地区分样本进行回归,结果如表 5.9 所示。观察(1)、(2)、(3)发现,数字金融仅对东部地区各省之间的市场分割存在显著的弱化效应,而中部地区和西部地区不显著,意味着中、西部地区数字金融发展水平的提高并不会显著削弱该地区的市场分割程度,甚至由于数字经济发展的差距较大,可能会使其市场分割程度进一步加剧。

表 5.9 基于地区异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	segm	segm	segm
index	-0.228*** (0.079)	0.047 (0.064)	-0.071 (0.042)
控制变量	是	是	是
个体和时间	是	是	是
固定效应	是	是	是
样本量	290	290	290
R^2	0.541	0.428	0.480

5.7 进一步分析

数字金融是金融与信息科技结合的产物，具有便捷性、高效性、普惠性等特征，但复杂的属性使得金融风险更加隐蔽和易变，这无疑给传统的金融监管模式带来一个巨大挑战，即金融监管既要与数字金融的发展水平相适应，又要有足够的力量防范、识别和化解可能产生的风险，引导数字金融健康有序发展。值得注意的是，随着数字金融的发展，金融监管力度与监管模式也在逐步转变，此时，数字金融对国内市场分割的影响将会发生何种变化？

鉴于此，选取金融监管支出占地区金融业增加值的比重作为金融监管发展水平(*sup*)的代理变量，在此基础上构建数字金融与金融监管的交互项。进一步地，随着数字金融的发展，国内的金融监管模式将逐渐完善，为考察金融监管发展对于数字金融降低地区间市场分割的影响，选取 2013 年、2014 年以及 2016 年三个时间点，构建政策事件冲击、金融监管和数字金融的交互项，分阶段对其展开分析。具体表现为：2013 年余额宝首次上线标志着中国数字金融的正式开端；2014 年的政府工作报告首次提及数字金融，意味着政府已经将数字金融发展纳入国家战略决策；2016 年中国在 G20 峰会上提出《G20 数字金融高级原则》，表明政府将引导数字金融健康有序地加速发展。

回归结果如表 5.10 所示，(1)列显示金融监管与数字金融的交互项显著为正，表明金融监管抑制了数字金融的市场分割弱化效应，可能的原因为：一方面，数字金融作为信息化社会的新兴事物，当前监管力度不足导致其“野蛮生长”，造成了运行效率底下，使得数字金融的市场分割弱化效应受到冲击；另一方面，数字金融的复杂性、内生性和易变性会放大当前金融监管的缺陷，由于金融监管模式转变的滞后性，不恰当的金融监管有可能束缚数字金融的健康发展，抑制市场分割的弱化效应。(2)、(3)、(4)列表明在数字金融发展的过程中，金融监管对于数字金融作用效果的抑制效应经历了先上升后下降的过程。可能的原因为，数字金融发展初期的相关监管措施较少，监管力度不足，在数字金融领域的套利和风险衍生行为频繁发生，数字金融的无序发展使得其无法有效发挥对市场分割的抑制效应；2014 年国家开始对数字金融的发展进行战略布局，各地政府不断出台试行政策，加快金融监管力度和模式的转变，但政策实

施存在滞后性，在这期间，金融监管对于数字金融作用效果的抑制效应进一步上升；2016年我国央行制定的国际性数字金融准则推动了数字金融发展提速，也促进了金融监管的不断完善，监管力度和监管模式与数字金融发展水平的逐步适应使得金融监管对于数字金融作用效果的抑制效应得以降低。随着金融监管逐步适应数字技术带来的冲击，监管红利将逐渐释放，具体表现为在有效防范新型金融风险的同时引导数字金融健康有序发展，有效削弱国内市场分割，加速我国统一市场的形成。

表 5.10 金融监管的阶段影响

变量	(1) segm	(2) segm	(3) segm	(4) segm
index*sup	0.633*** (0.247)			
post1*index*sup		0.243*** (0.110)		
post2*index*sup			0.331*** (0.110)	
post3*index*sup				0.296*** (0.140)
index	-0.116*** (0.025)	-0.114*** (0.025)	-0.116*** (0.022)	-0.113*** (0.023)
sup	-4.000** (1.639)	-1.840** (0.698)	-1.840*** (0.443)	-1.513*** (0.473)
控制变量	是	是	是	是
个体和时间 固定效应	是	是	是	是
样本量	290	290	290	290
R^2	0.426	0.426	0.432	0.427

6 研究结论与相关建议

6.1 研究结论

当前我国正加快构建全国统一大市场，促进数字金融等新型金融业态健康有序发展，与此同时，数字鸿沟问题也备受关注。在此背景下，本文首先分析了数字金融和市场分割的区域差异来源和动态演进过程，此外着重探讨了数字金融对地区间市场分割的影响和作用机制，以及围绕“数字鸿沟”探讨了该机制的差异性。具体而言，文章基于我国 2011~2020 年 29 个省级行政区数据，从理论和经验两个方面，分析了数字金融对我国市场分割的影响和机理，得出了以下结论：

第一，全国及三大经济区域数字金融发展水平显著提升，全国及八大经济区域市场分割程度逐渐降低，数字金融和市场分割整体表现出明显的“东高西低”空间格局，且各经济区域的组间差异先急剧下降后保持平稳。全国及三大区域数字金融发展水平的动态演进特征差异较小且呈上升趋势，三大经济区域不存在明显的内部极化现象。全国及八大经济区域市场分割程度的动态演进特征差异较小且呈下降趋势，八大经济区域内部不存在明显的极化现象。

第二，数字金融发展可以显著弱化国内市场分割，其三个子指标，即数字金融覆盖广度、使用深度以及数字化程度均可以在不同程度上削弱市场分割。数字金融发展可以有效提高居民消费水平、推动消费结构升级，进而打破市场分割，但居民消费水平的中介效应要小于消费结构升级。在数字鸿沟的视角下，互联网覆盖率高的地区，数字金融发展削弱市场分割的边际效应较大；居民受教育程度高的地区，数字金融推动市场整合的效果较明显。金融监管的力度和模式与数字金融发展水平不匹配会对数字金融的市场分割弱化效应造成冲击，但随着监管力度和监管模式的转变，金融监管红利将逐步释放。

6.2 相关建议

第一，各地区要加快数字金融发展和金融机构的数字化转型，构建金融新业态，不断提高金融服务实体经济的效率和质量。一方面，作为一种新型金融

模式，数字金融的发展还有很长的路要走，政府干预作为“有形的手”要努力完善顶层设计、战略规划以及监管措施，通过一系列配套的政策工具，支持和引导我国数字金融的健康有序发展；另一方面，鼓励传统金融机构与金融科技公司合作并且推动大数据、云计算、区块链等信息技术在传统金融业务中的应用，促进传统金融机构的数字化转型。

第二，降低数字鸿沟在市场分割进程中可能带来的负面影响，我国的一级数字鸿沟显著存在，但二级数字鸿沟产生的影响也不容忽视。一方面，要在推进互联网等数字化基础设施建设的基础上，进一步加快 5G 基站、大数据中心、人工智能等新型基础设施建设，促进数字金融不断发展，更好地发挥数字金融对市场分割的促进效应，助力全国统一大市场的建设；另一方面，加强数字金融相关知识的宣传和推广，对居民定期开展针对数字金融的专项培训和服务体验，帮助居民提高对数字金融的理论认识和应用技能。

第三，防范数字金融发展带来的新型金融风险，防止数字金融平台的不规范运行和业务的无序发展。现阶段我国金融监管力度和监管模式的转变相对滞后，金融监管机构要创新监管思路，加强监管力度，采取开放性、多元化的监管模式，通过建立“监管沙盒”制度为数字金融活动提供事先的安全模拟测试，坚持金融创新和金融安全并重。此外，监管机构要顺应科技化和信息化的社会发展趋势，积极引进科技人才，推动人工智能、大数据、区块链等创新科技在金融监管中的应用，实现金融监管和数字金融发展相匹配，更好地畅通国内经济大循环。

参考文献

- [1] Russell Hillberry, David Hummels. Intra-national Home Bias: Some Explanations [J]. The Review of Economics and Statistics, 2003, 85(4): 1089-1092.
- [2] Marie Danumal, Soledad Zignago. Measure and Determinants of Border Effects of Brazilian States [J]. Papers in Regional Science, 2010, 89(4): 735-758. .
- [3] 马光荣, 杨恩艳, 周敏倩. 财政分权、地方保护与中国的地区专业化 [J]. 南方经济, 2010(1): 15-2.
- [4] 白重恩, 杜颖娟, 陶志刚, 仝月婷. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J]. 经济研究, 2004(4): 29-40.
- [5] 平新乔. 政府保护的动机与效果——一个实证分析 [J]. 财贸经济, 2007(5): 3-10.
- [6] 夏骥. 市场分割与边界效应研究述评 [J]. 区域经济评论, 2014(2): 148-155.
- [7] 刘君德. 中国转型期“行政区经济”现象透视——兼论中国特色人文经济地理学的发展 [J]. 经济地理, 2006(6): 897-901.
- [8] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [9] 赵永亮. 国内贸易的壁垒因素与边界效应 [J]. 南方经济, 2012(3): 13-22.
- [10] 刘毓芸, 戴天仕, 徐现祥. 汉语方言、市场分割与资源错配 [J]. 经济学(季刊), 2017(12): 351-368.
- [11] 郑毓盛, 李崇高. 中国地方分割的效率损失 [J]. 中国社会科学, 2003(1): 64-72.
- [12] 刘培林. 地方保护和市场分割的损失 [J]. 中国工业经济, 2005(4): 70-77.
- [13] 桂琦寒, 陈敏, 陆铭, 陈钊. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析 [J]. 世界经济, 2006(2): 20-30.
- [14] Parsley D C, Wei S. Limiting currency volatility to stimulate goods markets integration: a price based approach [J]. NBER Working Paper No. 8468, National Bureau of Economic Research, 2001.
- [15] Xu X P. Have the Chinese provinces become integrated under reform [J]. China Economic Review, 2002, 13: 116-133.
- [16] 余东华, 刘运. 地方保护和市场分割的测度与辨识——基于方法论的文献综述 [J]. 世界经济文汇, 2009(1): 80-93.
- [17] Engel, Charles and John H, Rogers. Relative Price Volatility What Role Does the

- Border Play[J]. Discussion Paper in Economics at the University of Washington,1998,61.
- [18]申广军,王雅琦.市场分割与制造业企业全要素生产率[J].南方经济,2015(4):27-42.
- [19]黄贇琳,姚婷婷.市场分割与地区生产率:作用机制与经验证据[J].财经研究,2020(1):96-110.
- [20]陈银娥,孙琼,徐文赞.中国普惠金融发展的分布动态与空间趋同研究[J].金融经济研究,2015(6):72-81.
- [21]焦瑾璞,黄亭亭,汪天都.中国普惠金融发展进程及实证研究[J].上海金融,2015(4):12-22.
- [22]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.
- [23]江红莉,蒋鹏程.数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究[J].现代财经(天津财经大学学报),2020,40(10):18-32.
- [24]胡宁宁,侯冠宇.数字金融对家庭风险投资决策的影响及路径研究——基于CHFS数据的实证检验[J].管理现代化,2022,42(3):39-45.
- [25]张凯,李容.债务杠杆、数字金融与家庭财务脆弱性[J].现代经济探讨,2022(8):1-13.
- [26]何婧,李庆海.数字金融使用与农户创业行为[J].中国农村经济,2019(1):112-126.
- [27]王永仓,温涛,王小华.数字金融与农户家庭增收:影响效应与传导机制——基于中国家庭金融调查数据的实证研究[J].财经论丛(浙江财经学院学报),2021(9):37-48.
- [28]谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(4):1557-1580.
- [29] Allen N. Berger, et al. Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making[J]. Journal of Money, Credit and Banking,2004,36(3):433-451.
- [30]段永琴,何伦志.数字金融对我国货币政策利率传导机制有效性的影响[J].统计与决策,2021,37(9):136-139.

- [31]李优树,张敏.数字普惠金融发展对系统性金融风险的影响研究[J].中国特色社会主义研究,2020(5):26-34.
- [32]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(8):71-86.
- [33]杨文溥.数字经济促进高质量发展:生产效率提升与消费扩容[J].上海财经大学学报(哲学社会科学版),2022,24(1):48-60.
- [34]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(4):1401-1418.
- [35]刘志彪,孔令池.从分割走向整合:推进国内统一大市场建设的阻力与对策[J].中国工业经济,2021(8): 20-36.
- [36]彭红枫,梁子敏.“双循环”新发展格局的金融支持研究[J].经济与管理评论.,2021,37(5):5-20.
- [37]范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J].经济研究,2017,52(2):20-34.
- [38]汪伟,潘孝挺.金融要素扭曲与企业创新活动[J].统计研究,2015(5):26-31.
- [39]葛和平,朱卉文.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(8):47-53.
- [40]封思贤,宋秋韵.数字金融发展对我国居民生活质量的影响研究[J].经济与管理评论,2021(1):101-103.
- [41]司传宁,李亚红,孙乐.数字金融能力、收入多样化与家庭消费升级[J].消费经济,2022(8):1-14.
- [42]张昊.居民消费扩张与统一市场形成——“本土市场效应”的国内情形[J].财贸经济,2020(6):144-159.
- [43]薛秋童,封思贤.“双循环”新发展格局下数字金融对产业结构升级的影响[J].暨南学报(哲学社会科学版),2022,44(9):82-105.
- [44]何宗樾,张勋,万广华.数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J].统计研究,2020,37(10):79-89.
- [45] Mariën I, Prodnik J A. Digital inclusion and user (dis)empowerment: A critical perspective[J].2014,16(6):35-47.

- [46] Vicente M R, López A J. Assessing the regional digital divide across the European Union-27[J].Telecommunications Policy,2011, 35(3): 220-237.
- [47] Chinn M D, Fairlie R W. The determinants of the global digital divide: A cross-country analysis of computer and Internet penetration[J].Oxford Economic Papers, 2006, 59(1):16-44.
- [48]薛启航,王慧敏,魏建.金融科技发展是否削弱了国内市场分割? ——来自消费品市场和资本品市场的证据[J].改革, 2022(5):110-125.
- [50]赵新宇,蔡佳怡,刘星.数字经济对国内市场整合的作用——基于中国省际面板数据的实证检验[J].学术交流,2022(7):94-107.
- [51]张杰,王文凯.方言多样化和企业创新——中国的事实及机制[J].金融研究,2022(3):135-148.

致谢

时光飞逝，转眼之间三年的硕士生涯即将画上句号，从初入校园时的懵懂无知到现今顺利完成硕士毕业论文，期间经历了许多挫折和难题，感激读研期间遇见的导师、老师、朋友和同学们，幸亏有你们我才能顺利实现硕士毕业，这段时光我将永远铭记。

感谢在我读研期间给予支持和关怀的老师和同学们。感谢韩海波老师在学习和科研上的悉心指导。感谢我的同学和室友给予我安慰和欢笑，感谢我的同门，非常开心跟你们参加比赛、讨论问题。

最后，感谢我的家人对我的无私爱护和奉献，感谢你们对我的理解和支持，你们是我读研求学过程中最大的动力。

三年的硕士研究生生涯对我而言是一次珍贵的经历，“路漫漫其修远兮，吾将上下而求索”，未来的道路还很长，我将继续坚定执着地向下一个目标奋进。

2023年4月于兰州财经大学