



山东工商学院图书馆

The Library Of Shandong Technology and Business University



2023

*Financial
Information*

财商信息

2023年第4期(总第42期)

山东工商学院图书馆

财商信息

2023 年第 4 期（总第 42 期）

目 录

财富管理研究

成渝协同共建西部国际金融中心策略研究

..... 翁舟杰,岳国华 (1)

移动支付对农户金融资产多样化的影响研究

..... 詹 晶,王旭英,叶 静 (9)

绿色金融

绿色金融对经济高质量发展的影响

..... 李成刚 (23)

期刊优秀文章荐读

“推进第三支柱建设 打造养老金融上海样板”研讨会专家观点荟萃（上、下）

..... 《新金融》编辑部,唐成千 (45)

互联网金融对商业银行的业务影响研究

..... 徐嘉蔚，柴柔，孙素华（46）

海通国际财富管理业务发展及启示

.....张雨晨（46）

非居民跨境资产管理业务如何助力贸易投资便利化

..... 张欣然，苏浩，张瑞麟（47）

“2022 天府金融指数”出炉

.....中国人民大学天府金融指数团队（47）

主办： 山东工商学院图书馆

顾问、审核： 沙淑欣

主编： 董 宁

责任编辑： 袁嘉蔓

封面摄影： 董 宁

联系电话：（0535）6903615-8211

本刊网址： <https://lib.sdtbu.edu.cn/cfglxx.htm>



财富管理研究

成渝协同共建西部国际金融中心策略研究

翁舟杰¹, 岳国华²

(1.西南财经大学金融学院, 2.中国金融研究院)

【摘要】成渝地区双城经济圈的发展定位是要形成“高质量发展的重要增长极”，使成渝地区成为具有全国影响力的重要经济中心、科技创新中心、改革开放新高地、高品质生活宜居地。这一目标的实现离不开金融的发展，因为经济发展规律告诉我们，金融是经济发展的重要推动力量；而全球经济金融发展经验进一步告诉我们，金融中心是一个重要城市群或经济圈的“标配”。2021年10月，中共中央、国务院印发的《成渝地区双城经济圈建设规划纲要》（以下简称《纲要》）提出“共建西部金融中心”。2022年12月14日，重庆市人民政府办公厅、四川省人民政府办公厅联合印发《成渝共建西部金融中心规划联合实施细则》。由此可见，成渝协同共建西部国际金融中心既是双城经济圈建设的重要内容，也是成渝地区金融业发展难得的历史性机遇。本文对成渝协同共建西部国际金融中心的定位、布局与着力点进行分析，并提出政策建议。

【关键词】成渝金融；协同共建；策略

【原文出处】《银行家》，2023.（03）

（文中参考文献及注释详见原刊）

成渝地区双城经济圈的发展定位是要形成“高质量发展的重要增长极”，使成渝地区成为具有全国影响力的重要经济中心、科技创新中心、改革开放新高地、高品质生活宜居地。这一目标的实现离不开金融的发展，因为经济发展规律告诉我们，金融是经济发展的重要推动力量；而全球经济金融发展经验进一步告诉我们，金融中心是一个重要城市群或经济圈的“标配”。2021年10月，中共中央、国务院印发的《成渝地区双城经济圈建设规划纲要》（以下简称《纲要》）提出“共建西部金融中心”。2022年12月14日，重庆市人民政府办公厅、四川省人民政府办公厅联合印发《成渝共建西部金融中心规划联合实施细则》。由此可

见，成渝协同共建西部国际金融中心既是双城经济圈建设的重要内容，也是成渝地区金融业发展难得的历史性机遇。本文对成渝协同共建西部国际金融中心的定位、布局与着力点进行分析，并提出政策建议。

（一）成渝金融发展水平概况

成都和重庆作为中国西部的两大国家中心城市，是西部大开发的重要平台，是长江经济带的战略支撑。在社会经济发展中，成都和重庆已经各自逐步成长为西部地区的区域性金融中心乃至国内重要的金融中心。

成渝两地各类金融机构门类较为齐全，金融业务活跃，金融发展水平较高。2021年，重庆和成都的金融业增加值分别为2459.8亿元和2271.6亿元，分别位居全国城市金融业增加值排名第5位和第6位，位居中西部地区第1位和第2位。更为直观的，从中国（深圳）综合开发研究院发布的中国金融中心指数（CDI·CFCI）历年排名来看（见表1），成都和重庆金融中心指数排名上升显著，分别从2009年第1期的第14位和第21位，跃升到2022年第14期的第6位和第7位（前十位依次是上海、北京、深圳、广州、杭州、成都、重庆、南京、天津、武汉）。显然，就中西部来看，目前成都和重庆金融发展水平分别位居中西部地区第1名和第2名，显示出较强的金融综合竞争力。

表1 中国金融中心指数历年排名成渝名次

分项项目名称	成都	重庆
金融产业绩效	4	9
金融机构实力	8	5
法人机构综合实力	8	10
地方金融机构实力	9	2
金融市场规模	未入前十	未入前十
资本市场利用水平	8	未入前十
基金业发展水平	7	未入前十
金融生态环境	5	未入前十
金融开放发展水平	7	未入前十
金融人才集聚能力	6	4
金融风险管理水平	未入前十	10
金融政策综合支持	4	未入前十

当然，需要注意的是，如果进一步考察成都和重庆的综合竞争力得分，作为排在第6位的成都和第7位的重庆，综合竞争力得分均为67，而排名前三的上

海、北京和深圳的综合竞争力得分分别为 312、278 和 182。这些数值直观地表明，成渝两个区域金融中心与长三角的上海金融中心、京津冀的北京金融中心、珠三角的深圳金融中心相比，金融综合竞争力存在着显著差距。进一步的，从英国智库 Z/Yen 集团与中国（深圳）综合开发研究院共同编制的全球金融中心指数报告（GFCI）来看，在 2022 年 9 月发布的第 32 期全球金融中心指数报告排名中，成都位列全球金融中心排名第 34 位，而重庆则未能入榜，表明成渝两地在全球金融领域影响力甚弱，金融中心建设任重道远。

（二）总体定位：顶天立地的西部国际金融中心

应该建设什么样的金融中心，或者说西部国际金融中心的总体定位是什么，这是成渝协同共建西部国际金融中心必须首先回答的问题。从中国金融中心指数（CDI·CFCI）的历年数据可以看出，上海、北京、深圳、广州长期占据中国金融中心排名的前四位。上海和北京这两大金融中心分别对应长三角和京津冀，深圳和广州则根植于粤港澳大湾区，这三大城市群经济发展水平和综合实力远超成渝地区。2021 年，成渝地区双城经济圈、长三角地区、珠三角地区的 GDP 分别为 7.4 万亿元、27.6 万亿元和 10.9 万亿元。按照 2021 年的 GDP 大体估算，成渝地区双城经济圈经济总量只相当于长三角的四分之一，珠三角的三分之二。要在这样的基础上建设西部国际金融中心，必须要有符合自身特色的、差异化的定位，必须以坚持错位发展思路和发挥后发优势为抓手，走“顶天”“立地”的发展之路，建设顶天立地的西部国际金融中心。

“立地”的金融中心。“立地”是指西部国际金融中心的定位必须契合成渝地区的经济特征，确立差异化的、能发挥自身优势的错位发展思路，以求更好地集聚金融资源，更好地服务和引领成渝城市群发展。集聚金融资源是金融中心的基本特征之一，西部国际金融中心同样必须集聚金融资源，但近些年的数据表明，金融资源向领先的金融中心集聚的“马太效应”愈加显著。以当前成渝地区的经济总量和金融资源禀赋，如果任由其自然演进，是难以有突破性吸引力集聚金融资源的，也难以有效追赶上海、北京、深圳等金融中心。那么，西部国际金融中心该如何推进呢？最有效可行的方法无非是立足自身实际，走错位发展之路，也就是建设“立地”的金融中心。成渝地区大农村特征显著，能源和绿色生态资源丰富，如果能在这些领域落地全国性金融改革试点、试验区，或取得全国性商品或要素交易牌照，或引入国际著名交易所分部，以此为抓手必将加速推动西部国

际金融中心的形成。

“顶天”的金融中心。“顶天”是指西部国际金融中心的定位必须把握现代金融发展前沿趋势，在新金融领域特别是金融科技、资产管理、财富管理等领域作出前瞻性的布局，通过后发优势集聚金融资源，更好地服务和引领成渝城市群发展。毋庸置疑，金融科技是当前金融发展的前沿和热门，从产生之初就占据了技术的制高点，在金融业中自带“高端”标签。成都和重庆的金融科技发展水平居于我国前列，具备良好的发展基础。对此，金融科技应该成为西部国际金融建设的有力抓手，也包括结合成渝地区的经济特点，积极探索金融科技如何赋能普惠金融、农村金融等领域，或进行相关试点。除了金融科技，还需注意的是，得益于我国经济的快速增长，中国私人财富增速领先全球，财富管理市场已成长为仅次于美国的全球第二大市场。财富管理是一个综合性极强的领域，涉及银行、信托、保险、基金等金融机构，涵盖银行理财、信托产品、基金、股票、债券、保险等各类投资产品。财富管理应该成为推进西部国际金融中心建设的有力抓手。对此，青岛的经验值得借鉴。青岛在2014年2月成为我国唯一以财富管理为主题的金融综合改革试验区后，发展极为迅速。两年后，即2016年4月，青岛首次入选第19期全球金融中心指数(GFCI)榜单，成都和重庆则均未入榜；在2022年9月发布的第32期榜单中则位列第36位，同期成都的排名为第34位，重庆则仍未入榜。青岛以财富管理为抓手所取得的成功经验的确值得借鉴，成渝协同推进的西部国际金融中心有没有可能成为第二个财富管理综合改革试验区或新设财富管理相关领域的试验区，值得思考。

(三) 布局策略：错位布局与相生相成

从成渝两地金融发展历程来看，成都和重庆在金融中心建设方面各自秉承不同发展线索和目标定位。重庆金融中心建设的目标定位大致经历了从“长江上游地区金融中心”“国内重要功能性金融中心”，到“内陆国际金融中心”的过程。而成都金融中心建设的目标定位大致经历了从“西部区域金融中心”“西部金融中心”，到向“西部国际金融中心”方向努力的阶段。

由于成渝两地各自秉承不同发展线索和目标定位，所以在实际的金融发展历程中，两地金融发展长期缺乏协同，同质化竞争远大于差异化与互补性合作。当前，在成渝地区双城经济圈建设背景下，成渝地区协同一体化发展已成为基本要

义。金融作为经济增长的重要推动力，金融一体化协同发展是必由之路。成渝两地唯有错位布局、相生相成才是协同共建西部国际金融中心的最佳策略。

为了有力推动西部国际金融中心建设，必须要知道成渝两地在金融领域的优势与不足，特别是要了解各自的比较优势，以便更好地通过错位布局实现成渝两地在金融中心建设中的相生相成。在此，主要通过分析被广泛认同的中国金融中心指数（CDI·CFCI）排名入手。

考虑到近三年的疫情因素，笔者以2019年发布的第11期中国金融中心指数报告为分析对象。从第11期中国金融中心指数的分项排名来看（见表2）。成都在金融产业绩效、法人机构综合实力、资本市场利用水平、基金业发展水平、金融生态环境、金融开放发展水平和金融政策综合支持方面领先于重庆。其中，金融产业绩效、金融政策综合支持和金融生态环境这三项具有显著优势，均居于全国前五的靠前位置，但金融市场规模和金融风险管理水平这两项是成都的明显短板。重庆则在金融机构实力、地方金融机构实力和金融人才集聚能力方面领先于成都。其中，地方金融机构实力和金融人才集聚能力这两项具有显著优势，分别位列第二和第五的靠前位置，但金融市场规模、资本市场利用水平、基金业发展水平、金融开放发展水平和金融政策综合支持方面是重庆的显著短板。另外，从分项排名中容易看出，无论是成都还是重庆，金融市场规模、资本市场利用水平、金融风险管理水平和金融开放发展水平等方面都是明显的短板。

总之，成都和重庆的金融发展均有自身较为显著的优势和不足，也存在共同的短板，但从比较优势来看，成都具有相对较好的发展金融市场的基础，而重庆具有较好的发展金融机构和要素市场的基础。成都和重庆完全有条件通过错位布局，有侧重地发挥和发展自己的比较优势，实现成渝两地在金融中心建设中的相生相成，并以最有效的方式形成强大的金融综合竞争力。

具体来看，成都和重庆应该在诸如金融科技、财富管理、要素市场（绿色环保、能源、农产品等要素交易所），以及农村金融和普惠金融等领域进行错位布局，建设“顶天立地”的西部国际金融中心。

在金融科技领域，成都相对于重庆具有较好的基础。在2019年9月发布的第26期全球金融中心指数（GFCI）报告中，金融科技作为体现金融中心城市新兴金融发展的重要领域，首次引入全球金融中心指数体系。从排名情况来看，成

都排在全球第18位，也是中国大陆除了北上广深之外唯一入榜的城市，表明成都金融科技的发展已具备一定优势，并得到国际金融界的认可。因此，在金融科技领域，西部国际金融中心可以把布局重点放在成都，重庆为副。

在财富管理领域，成都是一座非常有潜力打造财富管理中心的城市。众所周知，财富管理是一个综合性极强的金融领域，需要以所在城市的金融综合实力为支撑，从中国金融中心指数排名中看，近年来，成都的金融综合竞争力一直在重庆之上。成都在财富管理方面的优势与成都在这一领域长期深耕分不开，近年来，成都一直致力于完善高端财富管理金融服务体系，鼓励开展专业化财富管理创新，打造了天府国际基金小镇等项目，成果丰硕。因此，在财富管理领域，西部国际金融中心可以把布局重点放在成都，重庆为副。

表2 第11期中国金融中心指数分项十强名次

分项项目名称	成都	重庆
金融产业绩效	4	9
金融机构实力	8	5
法人机构综合实力	8	10
地方金融机构实力	9	2
金融市场规模	未入前十	未入前十
资本市场利用水平	8	未入前十
基金业发展水平	7	未入前十
金融生态环境	5	未入前十
金融开放发展水平	7	未入前十
金融人才集聚能力	6	4
金融风险管理水平	未入前十	10
金融政策综合支持	4	未入前十

在金融资产交易以及能源、绿色环保、农产品等要素市场领域，重庆具有显著优势。目前，重庆共有各类金融资产交易及要素交易所19家，除了拥有具有自身产业特色的航运、石化、摩配等交易所，还成立了土特产、农畜产品、土地、林权、绿色环保，以及金融资产和保险等领域的交易所。其中，重庆石油天然气交易中心是中国第二个国家级大宗能源商品交易中心，而由原中国保监会批准的中保保险资产登记交易系统公司也落户在重庆。相比于重庆，成都共有各类要素交易所13家且无国家级牌照，和重庆存在显著差距。对于重庆未来的努力方向，地处美国西部内陆的芝加哥的经验值得借鉴。芝加哥国际金融中心的形成是从“低端”农产品金融细分行业开始的。著名的芝加哥商品交易所的前身为农产品

交易所，由一批农产品经销商创建，交易所最初上市的主要商品为黄油、鸡蛋、家禽及其他不耐储藏的农产品；芝加哥期货交易所最初也是仅交易农产品，如玉米、小麦、燕麦和大豆等。另外，在绿色金融领域，芝加哥也处于全球领先地位，成立于2003年的芝加哥气候交易所是全球首个基于国际条约并由法律约束的温室气体排放权交易平台，也是北美地区唯一的碳减排交易平台。现在，芝加哥国际金融中心聚集了各类交易所、金融机构和金融衍生品交易公司，是世界金融风险管理之都，芝加哥国际金融中心的发展经验值得重庆学习。总之，在金融资产交易以及能源、绿色环保、农产品等要素市场领域，西部国际金融中心可以把布局重点放在重庆，成都为副。

在地方金融机构领域，重庆同样具有显著优势。在2019年发布的第11期中国金融中心指数“地方金融机构实力”分项排名中，重庆的“地方金融机构实力”位居全国第二。重庆拥有重庆银行、重庆农商行两家上市银行，拥有西部市值最大的券商——西南证券，拥有重庆信托、中新大东方人寿保险、安诚财产保险等各类本土金融机构，重庆地方金融机构体系比较完整且实力不容小觑。另外，也必须注意到的是，地处西部的成渝地区大农村特征显著，而以重庆银行和重庆农商行等为代表的地方银行业金融机构在服务农村金融和普惠金融中发挥着重要作用。对此，重庆应以农村金融和普惠金融为突破口，通过争取把地方性银行发展为全国性股份制银行，或争取国家级农村金融、普惠金融试点或试验区在重庆落地，在更好地服务农村金融和普惠金融的同时，实现西部国际金融中心与发达地区金融中心的错位发展，以及与成都的错位布局。总之，基于重庆的比较优势，在地方金融机构发展以及农村金融和普惠金融领域，西部国际金融中心可以把布局重点放在重庆，成都为副。

（四）着力点：无形之手与有为之手

推进西部国际金融中心建设既要重视市场的“无形之手”，即借助需求引致的模式形成西部国际金融中心；也要重视政府的“有为之手”，即通过供给推动的模式促进西部国际金融中心的形成。成渝所在的西部地区的经济现实决定了成渝地区不具备单纯通过需求引致模式形成西部国际金融中心的能力，因此，成渝地区还需要主动积极争取植入政府力量，即通过供给推动模式助推西部国际金融中心的形成。

实际上,国内外大量关于金融中心建设的成功经验表明,市场力量只是其中的一部分,政府特别是中央政府的资源配置往往更为重要。特别是,在一个金融中心开始推进建设之初,政府“有为之手”的重要性更是远大于市场的“无形之手”。因为政府对某一金融中心一定程度的资源倾斜配置,最能反映出政府发展金融中心的魄力和决心,从而给市场一个强烈的示范信号,进而引导市场行为。成渝协同共建西部国际金融中心,必须高度重视相关金融牌照的申请并加快进行相关布局,如向中央申请设立金融试点或试验区,申请设立全国性交易市场或开放市场准入,申请发放全国性金融牌照等。具体来看,可以谋划和申请的试验区及金融牌照包括:一是争取一个或多个全国性试验区落地,包括金融科技试验区、财富管理创新试验区、普惠金融综合改革试验区。二是申请一家或多家全国性交易所牌照。通过对原有要素交易所改制或新设的方式,申请成立多家具有全国性牌照的要素交易所,包括西部商品交易所、西部能源交易所、西部期货交易所。三是申请全国性股份制银行牌照,包括通过地方商业银行改制或新设的方式,成渝两地共同出资,成立一家全国性股份制银行。

阿基米德说“给我一个支点,我能撬动地球”,这是对“巧劲”胜过“蛮劲”的最好注解。成渝两地只有提前做好规划,使好“巧劲”,才能使市场“无形之手”与政府“有为之手”相得益彰,以更强大有效的“合力”推进西部国际金融中心的建设。

财商信息

移动支付对农户金融资产多样化的影响研究

詹晶¹, 王旭英¹, 叶静²

(1.南华大学经济管理与法学学院, 2.上海大学经济学院)

【摘要】 本文利用中国家庭金融调查 (CHFS) 2015 年、2017 年和 2019 年的数据, 构建 Fractional Probit 模型实证检验了农户使用移动支付对金融资产多样化的影响。研究发现, 移动支付通过增强农户对金融知识的关注和认知程度、提升农户的风险偏好、提高收入水平和缩小数字鸿沟, 显著促进了农户金融资产多样化。异质性分析表明, 农户的收入、年龄、受教育程度的差异会影响移动支付对农户金融资产多样化的促进作用。为进一步促进农户金融资产多样化和共同富裕目标的实现, 需要加强移动支付平台建设, 促进支付方式数字化转型, 培养农户移动支付使用习惯, 并防控金融资产多样化带来的风险。

【关键词】 移动支付; 数字鸿沟; 多样化指数

【原文出处】 《金融发展研究》, 2023.(01)

(文中参考文献及注释详见原刊)

一、引言

共同富裕是社会主义的本质要求, 是中国式现代化的重要特征, 是广大人民群众的共同期盼。壮大中等收入群体规模, 是推动共同富裕取得实质性进展的关键。扩大中等收入群体的重点在农村, 只有持续快速提高农户收入, 加快缩小城乡差距, 才能有效减少人口众多的农村低收入群体的比重, 相应扩大我国中等收入群体规模, 从而推动共同富裕目标的实现。党中央多次强调要多渠道增加农户收入, 而多样化的金融资产组合对于提升农民收入水平具有重要意义。然而, 中国家庭金融调查 (China Household Finance Survey, CHFS) 数据显示, 我国家庭金融资产的多样化程度较低, 2019 年, 高达 70.5% 的家庭仅持有一种金融资产 (吴雨等, 2021)^[1], 农村家庭的金融资产持有率更低 (费舒澜, 2017)^[2]。从农户持有的金融资产种类来看, 主要以存款和现金等无风险资产为主, 风险金融资产持有率极低 (张哲和谢家智, 2018)^[3]。研究农户家庭金融资产多样化问题, 有助于引导农户合理投资、增加家庭金融福利, 也对扩大我国中等收入群体规模及实现共同富裕具有重要的意义。关于我国家庭金融资产配置的研究较为成熟, 学者们从家庭收入、家庭保险、社会互动、住房资产、个人及家庭特质等多个维度研究了家庭金融资产多样化的影响因素 (史晓和张冀, 2021; 戴圣涛, 2021; 胡振等, 2018)^[4,5,6]。但是, 鲜有学者关注移动支付这一新技术手段对农户金融

资产多样化的影响。

移动支付是指使用移动设备进行付款的一种支付方式。随着移动支付的普及,学者们开始关注移动支付对家庭创业、消费以及农户主观幸福感等的影响。例如,尹志超等(2019)^[7]发现移动支付提高了家庭选择创业的可能性,通过降低创业成本、为家庭带来资金扶持对家庭创业产生促进作用。张蓉(2020)^[8]研究发现移动支付促进了农户消费,驱动农户的消费结构从生存型消费向享受型和发展型消费转型。冷晨昕等(2022)^[9]研究表明使用微信与支付宝等移动支付工具能够提升农户的主观幸福感,这一影响在老年人、女性群体中表现得更为突出。在加快推进乡村振兴、追求共同富裕的过程中,移动支付凭借操作方便快捷等优势,广受农户青睐并在农村地区迅速发展;同时,移动支付促进了线上投资理财等金融创新服务的蓬勃发展,拓宽了农户的投资理财渠道,为金融市场增添了活力,提升了家庭资产配置效率。

目前,部分学者已经开始关注移动支付对理财或投资行为的影响,如高玉强等(2022)^[10]研究了移动支付对家庭金融资产配置的影响。但是,基于微观数据的实证研究还很少,专门针对农户的调查研究更是微乎其微。为此,本文基于CHFS 2015年、2017年、2019年的数据,实证检验了移动支付对农户金融资产多样化的影响,以期进一步丰富现有关于家庭金融资产配置的研究。与已有文献相比,本文的边际贡献在于:第一,立足微观农户,关注农户使用移动支付对金融资产多样化的影响,为家庭金融资产配置的理论研究提供了新的视角。第二,借鉴Markowitz(1952)^[11]的投资组合理论构造了多样化指数来衡量农户金融资产的多样化程度,并采用Fractional Probit模型估计农户使用移动支付对金融资产多样化的影响,进一步保证了模型估计系数的一致性。

二、文献综述与理论假设

经典资产组合模型假设投资者是理性的、市场无摩擦,投资者会根据承受风险的能力和期望得到的收益进行多元化投资。然而,经典理论与家庭实际投资行为不符,在金融市场中,家庭投资品种类单一,相当一部分家庭不参与风险金融市场,资产配置多样性不足(Guiso和Jappelli,2008)^[12]。已有学者分别从三个方面来探讨家庭资产多样化程度较低的成因:一是投资者的偏好、过度自信和 risk 态度,投资者偏好于投资自己熟悉的领域,从而造成投资品种单一,且往往

会高估自己获取信息的准确度,只投资某一种金融产品;风险厌恶型的家庭倾向于投资多样化程度较低的投资组合(Massa和Simonov,2006)^[13]。二是投资摩擦理论,强调交易成本、信息成本等造成金融市场摩擦,会降低家庭金融资产多样性(Bonaparte和Kumar,2012)^[14]。三是健康状况、金融素养、投资者对投资风险的承受能力也与家庭持有的金融资产种类密切相关(吴卫星等,2016;Edwards,2010;Berkowitz和Qiu,2005;曾志耕等,2015;尹志超等,2015)^[15,16,17,18,19]。但这些解释忽视了移动支付等新型外部环境因素对家庭金融资产多样性的影响。

移动支付是数字金融创新的重要环节,凭借其快捷的交易速度、简便的交易流程改变了农户日常支付习惯,也逐渐影响着家庭金融资产多样化程度。其影响具体表现为三点:第一,移动支付通过缓解流动性约束,使农户获取更多种类的金融服务,进而促进农户金融资产多样化。移动支付将互联网、终端设备和金融机构有效联合,依托支付宝、微信、手机银行等应用,以个人信用为基础,推出了各种新型投资理财产品,其准入门槛低,操作方便,刺激了家庭的投资理财需求,从而有助于促进农户家庭金融资产多样化。第二,移动支付作为一种交易媒介,消除了距离和地域的限制,形成一个在线金融平台,连接了交易双方,信息可以在交易各方之间自由流动,减少信息不对称,促进农户通过网上交易平台探讨投资理财等相关问题,刺激投资理财需求。第三,移动支付通过降低交易成本,使农户投资预期收益率上升,从而促进农户金融资产多样化。在交通不便、居住分散的农村地区,降低交易成本对促进农户投资理财尤为重要,移动支付通过降低交易成本,扩大家庭的盈利空间,农户可灵活利用时间投资多元化理财产品,拓展家庭收入获取渠道,加速财富积累,形成良性循环,进而提高农户投资的积极性。据此,本文提出假设1。

假设1:移动支付促进了农户金融资产多样化。

农户对金融知识的关注与认知程度是影响家庭投资决策的一个重要方面。农户对金融知识的关注与认知程度,决定了其做出投资理财决策时搜寻、筛选和分析信息的能力,也决定了家庭是否进行多样化投资(Guiso和Jappelli,2008;曾志耕等,2015)^[12,18]。移动支付等新型支付方式将社交行为引入支付平台,打破了传统社交的地域限制,加速了信息的传递和共享,降低了家庭的信息检索成本,农户有更多机会学习金融知识、交流投资理财信息、获取金融服务,有利于

提高农户金融资产多样化的能力。

风险偏好会影响农户对风险和无风险金融资产的选择。根据新古典金融理论, 投资人应在一定的风险条件下实现组合收益最大化, 即投资人既持有风险资产, 也持有无风险资产来提高投资效率(饶育蕾等, 2021)^[20], 但现实是许多家庭的风险资产持有比例偏低甚至为零(Guiso等, 2002)^[21]。移动支付的发展通过影响农户的风险偏好, 促进了其金融资产的多样化配置。移动支付手段在一定程度上降低了农户参与风险资产投资的交易成本, 减少了信息不对称, 为风险资产的投资提供了一种隐性担保, 刺激农户积极参与金融市场。同时, 移动支付拓宽了金融服务的渠道, 增加了线上第三方金融服务提供商, 促使线下的金融服务向线上渗透。因此, 当农户置身于移动支付的数字化金融场景中, 会降低风险厌恶程度, 增加风险资产投资, 丰富投资种类, 从而促进金融资产多样化。

农户的家庭收入水平会制约其对不熟悉的金融资产类型的投资。2019年12月16日, 由斯坦福大学、五道口金融学院、复旦大学和蚂蚁金服研究院共同举办的“支付经济学”研讨会上发布的一项研究成果表明, 移动支付提高了创业家庭的年营业收入和年盈利水平。其中, 使用移动支付可以使得农村创业家庭营业收入提高284%。家庭收入水平的提高, 使得家庭有能力去尝试投资更多类型的资产, 从而提升家庭投资多样化水平。

移动支付有利于缩小数字鸿沟, 催生农村经济发展新动力。移动支付降低了信息搜寻成本和投资成本, 缓解了信息不对称, 提高了农户获取信息的能力, 畅通了信息渠道。进一步地, 移动支付汇聚了用户常用服务场景, 在提升农户使用体验的同时, 便于农户获取金融信息和服务, 从而促进了农户金融资产多样化投资。因此, 移动支付缩小了数字鸿沟, 进而促进农户多样化投资。

基于以上四个方面, 本文提出假设2。

假设2: 移动支付通过增强农户对金融知识的关注度、提升农户的风险偏好、提高家庭收入、缩小数字鸿沟, 进而促进了金融资产多样化。

不同收入水平的农户投资需求不同, 不同年龄段的农户财富水平及风险承受能力不同, 受教育程度不同的农户拥有不同的金融知识关注与认知程度, 这都会影响农户金融资产多样化程度。通常, 农户收入水平越低, 受教育程度越低, 移动支付改善农户金融资产配置的可能性越大, 即对金融资产多样化的影响越大;

相对于年轻和年长的农户，中年农户承受风险的能力越强，越有可能受到移动支付的影响，提高金融资产多样性。据此，本文提出假设3。

假设3：移动支付对不同收入、年龄及受教育水平的农户金融资产多样化的影响存在异质性。

三、数据来源与模型构建

（一）数据来源

本文利用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心的CHFS 2015年、2017年、2019年的数据为样本。CHFS是一项全国性的社会追踪调查项目，调研范围覆盖全国29个省（自治区、直辖市），采用了多层次、多阶段的抽样方式，拒访率低，数据接近人口普查数据结果，具有代表性。本文利用stata15.0，对样本中与农户个人基本情况、家庭基本情况、金融资产配置情况和支付习惯相关的四部分数据进行了处理，剔除了城市家庭和有缺失值的样本，对家庭收入进行了上下1%的缩尾处理，最终得到25280个有效样本。

（二）变量选取

1. 被解释变量

根据中国家庭金融调查问卷，家庭参与金融市场的方式主要包括现金、存款（定期存款和活期存款）、股票、债券、基金、理财、黄金、金融衍生品等八大类。参照Woerheide和Persson（1992）^[22]的研究成果，本文以农户对各类金融资产的投资比重作为权重，计算金融资产多样化指数，计算公式为：

$$D_i = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N P_{i,k}^2$$

其中，N是农户i拥有金融资产类型的总数，N的最大值是8； $P_{i,k}$ 是农户i所拥有的第k种金融资产额占金融资产总额的比重。多样化指数的取值范围为 $[0, 1 - \frac{1}{N}]_c$ 。如果农户i仅有一种金融资产，多样化指数为0；随着拥有金融资产种类的增加，单个金融资产额 $P_{i,k}$ 会下降，多样化指数会接近于 $1 - \frac{1}{N}$ 。因此，多样化指数值越大，代表农户的金融资产多样化程度越高。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是移动支付，移动支付是一个虚拟变量，如果家庭开通

支付宝、微信支付、京东网银钱包、百度钱包等第三方支付账户或者家庭在购物时使用手机、ipad等移动终端支付，则该变量取1，否则取0。

3. 控制变量

参照徐嘉莹(2020)^[23]、周雨晴和何广文(2020)^[24]、陈雨丽和罗荷花(2020)^[25]、苏芳和殷娅娟(2020)^[26]、郭新华和欧阳芬(2022)^[27]，本文选取的控制变量包括农户性别、年龄、受教育程度、婚姻状态、健康状况、风险态度、金融知识、幸福感等个人特征变量以及家庭年收入对数、家庭规模等家庭特征变量。此外，由于时间差异会对结果产生影响，本文进一步控制了时间固定效应。

表 1：变量说明及描述性统计

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值
多样化指数	由公式计算得出	0.1647	0.1946	0	0.7122
移动支付	使用=1,不使用=0。	0.5618	0.4962	0	1
性别	男=1,女=0。	0.5112	0.4999	0	1
年龄	年龄(岁)	46.3857	15.5746	1	118
受教育程度	取值为1~9,表明受教育程度依次上升。	3.1499	1.5068	1	9
婚姻状况	未婚=0,已婚=1。	0.8709	0.3353	0	1
健康状况	健康=1,一般=2,不健康=3。	2.0181	0.5623	1	3
风险态度	取值为1~5,表明风险偏好程度依次上升。	1.7717	1.0934	1	5
金融知识	关注=1,较不关注=2,一般=3,较关注=4,非常关注=5。	1.8063	1.0244	1	5
幸福感	非常幸福=1,幸福=2,一般=3,不幸福=4,非常不幸福=5。	2.1617	0.8557	1	5
收入(对数)	家庭年总收入(原单位:元)	10.5674	1.4959	0	15.3606
家庭规模	家庭人口数	3.8078	1.7988	0	15
数字鸿沟	由公式计算得出	0.0821	0.0747	0.000002	0.2086

4. 中介变量

本文选取金融知识、风险态度、家庭年收入以及数字鸿沟作为中介变量。金融知识，采用 CHFS 问卷中对经济、金融方面信息的关注程度来衡量。风险态度，根据 CHFS 问卷中投资倾向风险类型由低到高依次赋值。家庭年收入，用 CHFS 问卷中家庭一年总收入来衡量。数字鸿沟，借鉴尹志超等(2021)^[28]从接入沟和使用沟两个维度构建数字鸿沟相应子指标，并利用熵值法测算农户数字鸿沟指数。

表 1 汇报了各变量的描述性统计结果。可以看出，农户金融资产多样化指数的均值为 0.16，其中，2015 年、2017 年、2019 年均值分别为 0.12、0.14、0.17，这表明农户金融资产多样化指数在逐渐上升，但指数并不高，即多样化程度有限。此外，移动支付变量的均值为 0.5618，说明约有 56.18% 的样本有使用移动支付的行为。

（三）计量模型

本文构造的金融资产多样化指数落在 $[0, \frac{7}{8}]$ 区间内，且为比率值，采用Probit模型估计会使误差较大。因此，借鉴王晶等（2021）^[29]的研究，在估计移动支付对农户金融资产多样化的影响时，采用Fractional Probit模型进行估计，模型设置如下：

$$\Phi(\gamma_0 + \gamma_1 MP_i + \gamma_2 control_i + \mu_i) \quad (1)$$

其中， MP_i 表示是否使用移动支付， $control_i$ 是控制变量， μ_i 为不可观测误差项。待估计系数 γ_1 衡量了移动支付的使用对农户金融资产多样化的影响。

如果使用移动支付农户的个人特征与未使用移动支付农户的个人特征不同，农户的个人特征同时影响农户移动支付使用和金融资产多样化的选择，那么可能造成内生性问题。为了解决内生性问题，本文借鉴Parke和Wooldridge（2008）^[30]的研究方法，采用控制函数（Control function, CF）方法将农户使用移动支付影响因素的回归模型拟合残差引入模型（2）中。借鉴尹志超等（2019）^[7]的研究，本文选取是否拥有智能手机作为移动支付的工具变量。具体模型分为以下两个阶段：

第一阶段，估计农户使用移动支付的影响因素，模型设定如下：

$$MP_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 S_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中， Z_i 是影响农户使用移动支付的外生变量， S_i 是 MP_i 的工具变量， ε_i 为随机扰动项。

第二阶段，将农户使用移动支付影响因素的回归模型拟合残差引入模型（2）中，分析移动支付对农户金融资产多样化的影响。模型（2）可以重写为：

$$\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 MP_i + \alpha_2 control_i + \alpha_3(r_i) + \mu_i) \quad (3)$$

若第一阶段的残差项系数 α_3 在模型中显著，则说明移动支付的使用存在内生性问题；若 $\alpha_1 > 0$ ，表明移动支付促进了农户金融资产多样化，若 $\alpha_1 < 0$ ，表明移动支付抑制了农户金融资产多样化。若 α_3 不显著，则不能拒绝移动支付外生性的原假设，可以直接估计移动支付对农户金融资产多样化的影响。

四、实证分析

(一) 移动支付对农户金融资产多样化的影响

基于前文的研究设计,表2给出了移动支付对农户金融资产多样化影响的实证结果。各列均控制时间固定效应,运用Fractional Probit模型进行回归。列(1)一列(3)分别为仅控制时间固定效应、加入个人特征、加入家庭特征后的回归结果,可以发现,移动支付对农户金融资产多样化指数的影响系数均为正且在1%的水平上显著,说明移动支付仍可以提高农户金融资产的多样化程度。假设1得以验证。

表2: 移动支付使用对农户家庭资产多样化影响的回归结果

变量	多样化指数		
	(1)	(2)	(3)
移动支付	0.273*** (24.418)	0.192*** (15.969)	0.182*** (14.951)
性别		0.004 (0.427)	0.005 (0.470)
年龄/10		0.064*** (2.775)	0.070*** (2.992)
年龄的平方/100		-0.006*** (-2.712)	-0.006*** (-2.855)
受教育程度		0.029*** (7.276)	0.028*** (6.927)
婚姻状况		0.044** (2.178)	0.033 (1.617)
健康状况		-0.048*** (-5.037)	-0.046*** (-4.761)
风险态度		0.042*** (9.325)	0.041*** (9.191)
金融知识		0.087*** (18.411)	0.085*** (18.037)
幸福感		0.016*** (2.757)	0.018*** (2.963)
收入(对数)			0.013*** (3.582)
家庭规模			0.007** (2.247)
常数项	-1.459*** (-58.442)	-1.856*** (-30.834)	-2.002*** (-29.127)
时间固定效应	控制	控制	控制
N	25280	25280	25280

注: 括号内为稳健标准差, *、**和***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。下同。

从控制变量看,农户的个人特征、家庭特征也会显著影响农户金融资产多样化。具体地,户主年龄和农户金融资产多样化程度呈倒U形关系:从年轻到中年,农户的收入不断增加,抗风险能力增强,金融资产多样化程度逐渐增加;从中年到老年,农户收入水平下降,抗风险能力下降,金融资产多样化程度逐渐降低。农户受教育程度越高,越有能力采取多样化的金融资产配置策略。健康状况越差,家庭负担越重,抗风险能力越弱,没有多余的资金投资多样化金融资产。风险偏好者更倾向于同时持有多种金融资产。更加关注金融知识的农户对金融市场更加熟悉,可以更好地进行多元化资产配置。较高的生活幸福感推动农户金融资产呈

多样化发展。家庭收入是影响农户金融资产多样化的重要因素，家庭收入越高，农户越积极地参与金融资产配置。家庭人口数越多，财富越多，所拥有的资源也越多，可以分散化的资金就越多，农户的金融资产多样化程度可能就越高。

（二）移动支付对农户金融资产多样化影响的内生性分析

表3第(1)列汇报了农户使用移动支付的影响因素的回归结果。在此基础上，将第一阶段拟合残差代入模型(4)中，结果如第(2)列所示。根据回归结果可以看到：残差项系数显著，说明使用移动支付与金融资产多样化之间存在内生性问题；移动支付系数显著为正，说明移动支付显著促进了农户金融资产多样化。假设1进一步得以验证。

表3：内生性检验结果

变量	(1)	(2)
	移动支付	多样化指数
智能手机	1.342*** (51.130)	
移动支付		0.564*** (16.652)
个人特征变量	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制
第一阶段残差		-0.444*** (-12.168)
常数项	-2.557*** (-18.555)	-1.372*** (-18.747)
时间固定效应	控制	控制
N	23794	23794

（三）稳健性检验

为了验证表2结果的稳健性，本文用农户投资的金融资产种类数来衡量金融资产多样化程度。农户同时持有的资产种类越多，金融资产多样化程度越高。从表4的列(3)可以看出，使用移动支付会促使农户投资更多种类的金融资产，即金融资产的多样化程度更高，也进一步验证了假设1。

（四）影响机制分析

移动支付发展究竟通过哪些途径发挥作用呢？本文从农户的金融知识、风险偏好、家庭收入和数字鸿沟四个方面进行分析，结果见表5。在控制了个人特征变量、家庭特征变量后，列(1)显示移动支付的发展显著提高了农户关注和获取金融知识的能力。正如前文所述，对金融知识的关注会影响农户投资理财行为，

获取更多的金融知识不仅有助于农户了解金融市场以及金融产品的收益和风险，还能合理投资，避免过度自信。随着移动支付的发展，农户有更多机会去接触金融类相关知识，获取更多不同类型的产品和服务。列（2）显示移动支付的发展显著提高了农户的风险偏好。移动支付的发展会减少信息不对称，农户置身于移动支付的数字化金融场景中，会降低风险厌恶程度，从而尝试多种类的资产投资，促进金融资产多样化。列（3）显示移动支付的发展显著增加了农户的家庭收入。移动支付的发展使得家庭收入增加，家庭有能力去投资更多的资产，实现家庭投资的多样化。列（4）显示移动支付的发展显著缩小了数字鸿沟。移动支付通过改善产品供给，促使金融产品和服务下沉至农村地区，切实解决了农户应用智能技术中的问题，提高了农户获取信息的能力，帮助农户享受到数字红利，进而提高了财富水平和风险承担水平，促进投资种类多样化。

表 4：稳健性检验结果

变量	金融资产种数		
	(1)	(2)	(3)
移动支付	0.352*** (42.345)	0.279*** (31.642)	0.259*** (29.072)
个人特征变量		控制	控制
家庭特征变量			控制
时间固定效应	控制	控制	控制
常数项	1.156*** (65.958)	0.744*** (16.965)	0.406*** (8.243)
N	25280	25280	25280

表 5：移动支付对农户金融资产多样化影响的机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	金融知识	风险偏好	收入(对数)	数字鸿沟
移动支付	0.137*** (9.035)	0.427*** (27.081)	0.492*** (23.291)	-0.109*** (-163.514)
个人特征变量	控制	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	0.732*** (8.717)	0.966*** (10.938)	7.826*** (72.875)	0.299*** (81.358)
N	25280	25280	25280	25280

综上，金融知识、风险偏好、家庭收入和数字鸿沟是移动支付影响农户金融资产多样化的重要渠道，随着移动支付的发展，农户对金融知识的关注程度得以提升，风险偏好程度提高，家庭收入也会进一步增加，数字鸿沟逐渐缩小，进而影响农户的投资理财需求，提升了金融资产多样化程度。假设 2 得以验证。

（五）异质性分析

1. 基于收入的异质性

本文将样本家庭总收入按照从小到大排序，并把收入处于0~25%的农户归为低收入组，把收入处于25~75%的农户归为中收入组，把收入处于75~100%的农户归为高收入组，进行分组回归。根据表6，移动支付与三组农户金融资产多样化程度的回归系数均在1%的水平上显著为正，随着收入的增加，回归系数呈递减的状态。这可能是因为在移动支付普及前，低收入农户金融资产多样化程度较低，多样化程度上升空间较大，移动支付打破了流动性约束，放宽了家庭预算约束的限制，使家庭有能力投资更多的风险性资产，增加了金融资产的种类，加之移动支付提供了更多样化的投资理财渠道，低收入农户可灵活利用时间进行资金管理，加速财富积累，形成了良性循环。而高收入农户自身的金融资产多样化程度已较高，移动支付带来的影响有限。因此，推动移动支付向低收入群体下沉，对扩大中高收入群体规模和实现共同富裕具有重要意义。

表6：不同收入水平分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	低收入组	中收入组	高收入组
移动支付	0.186*** (6.844)	0.170*** (10.272)	0.153*** (6.156)
个人特征变量	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	6319	12640	6321

表7：不同年龄段分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	30岁以下	30~50岁	50岁及以上
移动支付	0.119***	0.198***	0.171***
	(3.683)	(9.576)	(9.429)
个人特征变量	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	7006	12586	5688

表 8：不同受教育程度分样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	未接受教育	初级教育	中高级教育
移动支付	0.228***	0.189***	0.110***
	(5.016)	(14.139)	(2.747)
个人特征变量	控制	控制	控制
家庭特征变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
N	2168	20347	2765

2. 基于年龄的异质性

根据户主年龄将总样本划分为小于 30 岁组、30~50 岁组和 50 岁及以上组，分别进行回归，结果见表 7。移动支付与三组农户的金融资产多样化的回归系数均在 1% 的水平上显著为正，其中，30~50 岁的农户移动支付的回归系数最大，这表明移动支付对中年农户金融资产多样化的影响更大。这可能是因为：相对于年轻人而言，中年人拥有更多的财富积累，收入相对稳定，有更多的闲散资金，因而可以投资更多种类的金融资产；相对于老年人而言，中年人接受新鲜事物的能力更强，抗风险能力更强，老年人进行金融资产投资时更依赖于线下银行等传统方式，导致移动支付对中年人金融资产多样化的影响更大。

3. 基于受教育程度的异质性

将总样本根据受教育程度划分为三组，即未接受教育、接受初级教育、接受中高级教育，分别进行回归，结果见表 8。与上述回归结论相似，移动支付与不同受教育水平农户的金融资产多样化程度的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。移动支付对未接受教育农户金融资产多样化的影响更强烈，对接受中高级教育农户的影响更弱，可能是因为：接受中高级教育的农户自身能够积极参与金融市场，

有多元化投资决策的能力，因而移动支付带来的影响相对较小；而未接受教育的农户金融资产多样化程度上升空间较大，移动终端更有可能显著改善这些农户的金融认知，支付与社交的深度融合也强化了这些农户的社会资本，使其有机会了解更多的金融知识和信息，获取更多种类的金融服务，刺激了投资理财需求，大大提高了其金融资产多样化程度。

五、结论与建议

本文基于 CHFS 2015 年、2017 年和 2019 年的数据考察了移动支付对农户金融资产多样化的影响，实证分析发现：移动支付对农户金融资产多样化有显著促进作用；机制分析表明，移动支付通过增强农户对金融知识的关注度、提升农户的风险偏好、提高家庭收入、缩小数字鸿沟来促进金融资产多样化；异质性分析表明，移动支付的使用对低收入、中年、受教育程度低的农户金融资产多样化的影响更大。

基于以上结论，提出如下政策建议：

第一，加强农村地区移动支付平台建设。精准服务“三农”，聚焦农业和农民降费呼声高、收益感强的基础支付服务，建立健全适合现代农业产业体系、生产体系、经营体系的移动支付产品和服务，更好地服务于数字乡村建设、共同富裕等重要工作。移动支付服务要与智慧交通、智慧生活、智慧医疗、智慧养老等民生便民场景深度融合应用，全面实现农村地区移动支付普及应用。积极推进移动支付产品的适老化改造，实现大字显示、语音播报、简易操作等功能，方便老年人使用移动支付，缩小数字鸿沟，最终提高农户的金融资产配置水平。

第二，促进支付方式数字化转型。在防范风险的基础上鼓励移动支付加快数字化转型，加快移动支付场景建设，让移动支付更好地下沉乡、镇、村一级，减少农户资金支付风险，提升支付服务满意度。银行业金融机构要推陈出新，利用数字技术探索新产品、新服务，在产品设计上满足农户多样化金融资产投资需求，尤其是对低收入和低学历等弱势群体，有针对性地创新金融产品和服务模式，为农户提供高效、便捷、透明、一站式的支付服务，更好地服务农户。

第三，培养农户移动支付使用习惯。要完善发展农村地区移动支付的基础设施建设，改善农村基础金融服务，从广度和深度方面对传统支付业务及移动支付业务进行有效延伸，面向农村地区大力推广新型支付工具，结合当地特色实现移动支付自由，提升农村支付业务水平，实现高效率的家庭金融资产配置。要完善农村地区金融环境，引导农户使用移动支付，提倡农户多元化投资，有效减少农村低收入群体比重，推动共同富裕目标的实现。

第四，防控金融资产多样化带来的风险。强化移动支付平台行业自律，杜绝金融风险发生，为农村移动支付健康有序发展提供制度保障。开展多渠道、多层次、多元化的金融知识普及宣教活动，全面提升农户的金融素养，增强农户的金融安全意识和风险意识。推广下载安全反诈软件，加强移动终端安全保护，保障农户个人信息和财产安全。移动支付平台要合理制定风险防范措施及预案，一旦出现金融风险，要及时进行解决应对，切实保障农户的合法权益。

财商信息

绿色金融

绿色金融对经济高质量发展的影响

李成刚

(1.贵州财经大学大数据应用与经济学院,2.贵州财经大学贵州省大数据统计分析重点实验室)

【摘要】本文选取2008—2020年中国30个省(市、区)的省级面板数据,利用熵值法测算各省(市、区)的绿色金融与经济高质量发展综合指数,采用面板固定效应模型实证分析了绿色金融对经济高质量发展的激励效应,构建面板门槛模型实证检验了绿色金融对经济高质量发展的门槛效应。实证结果表明:各省(市、区)的绿色金融与经济高质量发展综合指数持续增大,呈现持续向好的发展趋势;绿色金融显著地促进了经济高质量发展,具有显著的激励作用;技术创新对经济高质量发展具有显著的正向调节效应;绿色金融对经济高质量发展具有非线性影响,在产业结构升级约束下,存在单门槛非线性影响;绿色金融对经济高质量发展的影响具有显著的异质性,对东部地区的促进作用最大,对西部地区的促进作用最小。中国应该不断完善绿色金融产品体系,优化产业结构、促进产业结构升级,提高技术创新水平、增加绿色工艺生产,推动经济高质量发展。

【关键词】绿色金融;经济高质量发展;产业结构升级;技术创新;
激励效应;门槛效应

【基金资助】贵州省哲学社会科学规划重点项目

“贵州绿色金融助推经济高质量发展的机制与路径研究”(20GZZD61)

【原文出处】《中南财经政法大学学报》,2023.(02)

(文中参考文献及注释详见原刊)

一、引言

近年来,我国经济总量保持持续较快增长趋势,但是经济较快增长同时也给我国带来一定的环境压力,如煤炭的过度开采、钢铁和化工行业的快速发展导致大气污染、水污染、土地污染等问题十分严重。这种发展模式产生的负面影响受

到政府和社会各界的广泛关注。“十四五”规划明确提出要积极应对气候变化,采取更加有力的政策和措施,锚定努力争取2060年前实现碳中和。这既顺应了全球气候治理新趋势,体现我国面对世界气候变化而做出的贡献,又彰显我国坚定转变经济发展方式的决心和勇气,对实现经济高质量发展具有十分重要的意义。习近平总书记在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告也指出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”“要坚持以推动高质量发展为主题,把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来,增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平,加快建设现代化经济体系”。绿色金融成为推动我国经济发展方式转变和产业结构转型、促进经济高质量发展的重要手段。为了实现这一目标,同时解决好实现经济高质量发展过程中资金筹措和转型优化等难题,研究绿色金融对经济高质量发展的影响,包含激励效应与门槛效应,是亟待解决的问题。

2021年中国人民银行发布的《中国绿色金融发展报告(2020)》指出,绿色金融发展取得新进展,制度安排不断完善,基础实践成效显著;已初步形成支持绿色金融发展的政策体系和市场环境。绿色金融对经济高质量发展是否起到积极的作用?绿色金融对经济高质量发展的影响是否存在区域异质性?绿色金融对经济高质量发展是否具有门槛效应?绿色金融与经济高质量发展之间是否存在非线性影响?产业结构升级和技术创新在绿色金融助推经济高质量发展过程中是否发挥积极作用?准确地回答这一系列问题对我国制定绿色金融支持政策、推动经济高质量发展具有重要的现实意义。

与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:第一,拓展了绿色金融对经济高质量发展的研究内容。既有文献从绿色金融对经济高质量发展的作用机理^[1]、影响效应^[2]、耦合协调^[3]和路径选择^[4]等方面考察绿色金融对经济高质量发展的影响。本文通过建立面板数据模型,重点关注绿色金融对经济高质量发展的激励效应。第二,为探析绿色金融对经济高质量发展的门槛效应提供了新的视角。现有文献主要从经济创新^[2]、技术创新^[5]和绿色创新^[6]等创新视角剖析了绿色金融对经济高质量发展的门槛效应。而本文将绿色金融、经济高质量发展和产业结构

升级放在同一个研究框架中,构建面板门槛模型,从产业结构升级角度实证检验绿色金融对经济高质量发展的门槛效应,为绿色金融影响经济高质量发展的门槛效应分析提供了新的经验证据。

二、文献综述

国外学者深入地探究了金融发展、绿色金融与经济发展之间的关系。金融发展与经济结构密切相关,金融发展能够引导资金进行合理地配置,对资源进行重组,优化经济结构^[7]。特别地,绿色金融可以有效地将环境和经济联系起来,能够在兼顾环境保护的同时实现经济增长^[8]。大银行的绿色金融发展对环境污染治理、资源与能源节约、经济可持续发展具有显著的促进作用^[9]。绿色金融是促进可持续发展、优化环境的一种有效手段,能够降低环境污染带来的风险,有助于降低环境成本^[10]。绿色基金、绿色信贷、绿色债券和绿色保险等绿色金融工具的创新和应用可以有效推动经济发展,促进经济发展活力^[11]。金融机构应该主动建立更加有利于环境保护的金融市场,减少环境压力,促进可持续发展^[12]。此外,通过新的金融工具和新政策,如绿色债券、绿色银行、碳市场工具、财政政策、绿色中央银行等,为绿色项目打开新的大门,能够实现可持续发展目标^[13]。绿色金融政策能够加速生产和消费模式的转型,确保传统经济和绿色经济之间的公平竞争^[14]。绿色金融相关政策和金融科技发展有助于减少二氧化硫排放,并对环境保护投资计划产生积极影响^[15]。

国内学者关于绿色金融与经济的研究主要包括以下两个方面:第一,研究绿色金融与经济高质量发展的直接联系。各个国家依据赤道原则来引导绿色金融,推动绿色金融成为经济发展的动力^[16]。绿色金融给绿色发展领域提供资金来源,引导资金流向绿色经济发展领域,直接促进经济向绿色转型^[17]。绿色金融对技术进步和经济发展具有正向影响,通过集聚资本、分配资本、提供信息、风险管理和激励机制等渠道,从供给侧和需求侧两个方面推动经济发展^{[18][19]}。第二,研究绿色金融通过中介传导机制间接对经济高质量发展产生影响。绿色金融可以为企业绿色技术创新提供融资渠道,如绿色股票、绿色债券、绿色保险、绿色基

金等绿色金融创新产品在一定程度上缓解了企业融资难,满足绿色技术创新活动的融资需求^[20]。绿色金融对纯技术效率和规模效率的影响不同,能够提高纯技术效率,弥补规模效率造成的损失,有利于提高绿色金融发展效率,进而促进经济高质量发展^[21]。由于外部融资可能会带来一些约束条件,制约管理层决策,所以放松企业外部融资约束能够促进技术创新,降低企业能源消耗强度,有效推动绿色金融发展^[22]。在市场化进程中,绿色投资对经济高质量发展存在显著影响,将绿色投资与市场化进程结合,能够更快推动经济高质量发展^[23]。绿色金融有利于提升绿色产业的融资效率,同时促进产业结构升级重组与产业转型升级,缓解绿色产业发展和资源环境压力,优化生产要素的配置,实现资源节约利用,对经济高质量发展产生积极影响^[24]。绿色金融可以有效促进经济高质量发展,影响路径包括引领绿色技术创新、引导居民绿色消费和推动产业结构升级等^[25]。

综上,学者们深入探讨了绿色金融对经济发展产生直接和间接影响,研究结论对本文的研究具有借鉴意义。但是,现有研究还存在一些不足:(1)指标单一,缺乏综合考虑。部分文献采用单一指标刻画绿色金融、经济高质量发展,如以绿色信贷指代整个绿色金融,以人均GDP代替经济高质量发展,导致各地区绿色金融与经济高质量发展评价不全面、不客观;(2)由于不同区域的产业结构、技术创新能力各不相同,绿色金融对经济高质量发展的激励效应是否具有异质性,以及绿色金融对经济高质量发展的影响是否存在门槛效应是现有研究尚未考虑的问题。因此,本文选取2008—2020年我国30个省(市、区)的年度数据,构建面板数据模型实证分析绿色金融对经济高质量发展的激励效应及其异质性,建立面板门槛模型检验绿色金融对经济高质量发展的门槛效应和非线性影响。

三、理论分析与研究假设

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段^[26]。绿色发展是经济高质量发展的应有之义^[27],是经济发展模式向经济高质量发展转型的重要路径^[28]。绿色金融通过绿色投资、绿色证券、绿色保险、绿色债券等金融活动,将社会资金引导投入环保产业、节能产业、可再生能源、清洁交通等绿色产业,引导资金

从“三高”领域撤出，降低绿色产业投融资成本，重塑产业、能源和交通运输结构，进而促进经济高质量发展^[29]。绿色金融不仅可以改变企业生产方式，对居民的消费行为、消费习惯也存在重要影响，引导居民消费模式进行绿色转变，促进绿色发展。绿色信贷通过降低贷款利率、提升信贷额度，可以引导居民采购新能源汽车，减少污染排放，也能促进居民对节能环保产品的消费^[30]。居民的绿色消费行为，增加了对环保、绿色产品的消费需求，推动了生产端对这些产品的生产供应，有利于企业雇佣更多的生产人员，同时生产规模扩大化降低了消费品的价格，有助于促进居民对产品的消费，在社会领域形成了一种良性循环，推动经济高质量发展^[31]。绿色金融通过空间相关性能够显著提升经济高质量发展水平，对经济高质量发展具有显著的空间传导作用，有效促进邻近省份经济高质量发展^[32]。基于以上分析，本文提出研究假设 1：

H1: 绿色金融能够显著地促进经济高质量发展。

技术创新是实现经济高质量发展的关键。绿色金融能够通过降低融资成本、拓宽融资渠道、提升全要素生产率等途径促进技术创新，从而实现经济高质量发展^[33]。技术创新是一个过程，需要企业投入一定的研发资金，特别是对于中小企业而言，获得市场融资是进行技术创新的一个关键渠道。绿色金融通过为绿色企业提供信贷支持、发行绿色债券，缓解企业研发资金压力，推动企业进行技术创新，实现经济的绿色发展和创新发展^[3]。对于高污染、高耗能、高排放企业，绿色金融通过引导资金流出、限制信贷等金融手段倒逼企业进行技术创新，达到节能减排和经济高质量发展的目的^[5]。技术研发投入水平越高，绿色金融越能够促进创新产出，对经济高质量发展的促进作用也越大^[34]。综上所述，本文提出研究假设 2：

H2: 技术创新在绿色金融对经济高质量发展的影响中具有调节作用。

经济高质量发展要求生产要素配置更优化、更合理，需要把生产要素投入产出附加值更高的行业和产业中^[35]。相同的要素投入，服务贸易业相比农业、制造

业取得更高附加值同时产生更少污染物排放,资本利用效率更高。产业结构转型和升级是绿色金融影响经济高质量发展的重要传导路径^[36]。绿色金融对经济高质量发展的传导效应与产业结构升级水平紧密相关。在产业结构转型初期,绿色金融减少甚至拒绝为污染行业提供信贷支持,压缩其融资规模,促使其转型发展^[37]。同时,绿色金融将资金引导到污染排放少、绿色和高技术行业,弥补其资金短缺,推动地区产业结构升级,促进绿色发展和高效发展^[38]。但是,当产业结构升级到一定水平以后,绿色金融贷款大量持续涌入服务业、高新技术行业,出现过度投资,会导致国民经济发展“脱实向虚”,经济发展容易出现去工业化、空心化的现象,可能会抑制经济高质量发展^[39]。因此,要保持合理的产业结构,引导绿色金融资本有序流动,推动各产业协同发展,驱动经济高质量发展。综上所述,我们提出研究假设3:

H3:产业结构升级具有门槛效应,绿色金融对经济高质量发展的促进效应边际递减。

四、研究设计

(一) 变量选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为经济高质量发展(HQD)。部分学者对经济高质量发展进行了测算。陈晓雪和时大红以“五大发展理念”为指导,从创新、绿色、协调等维度对我国经济高质量发展进行了测算^[40]。李光龙和范贤贤从经济增长动能、经济增长结构和经济增长成果三个方面衡量经济高质量发展^[41]。曾艺等在动能转换、结构升级、增长效率、节能减排、成果分享五个指标的基础上,构建中国城市经济增长质量测度指标体系^[42]。参考以上经典文献,本文选取经济增长动能、经济增长结构和经济增长成果作为度量经济高质量发展的一级指标,在一级指标下面选取科技发展、人力资本等8个二级指标和19个三级指标对经济高质量发展进行全面刻画,具体的指标体系如表1所示。

表1 经济高质量发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标(定义)
经济增长动能	科技发展	高新技术企业数量 技术市场交易额
	人力资本	教育支出占财政支出的比重 高技术产业就业人员占就业人员比重 高等教育人数占总人口的比重
经济增长结构	产业结构	第二产业占 GDP 的比重 第三产业占 GDP 的比重
	城乡居民消费结构	城乡居民人均消费水平的比重
	金融结构	金融机构存款余额占 GDP 的比重 金融机构贷款余额占 GDP 的比重
	国际贸易结构	进出口额占 GDP 的比重
经济增长成果	资源与环境	工业污染治理完成支出 生活垃圾清运量 治理废水支出 建成区绿化覆盖率 人均公园绿地面积
	公共设施建设	老年抚养比(负担老年系数) 每万人拥有公共汽车 医院数(百个)

2. 核心解释变量

本文参考李晓西和夏光^[43]、文书洋等^[44]、易福金等^[45]的研究,从绿色信贷、绿色证券、绿色投资、绿色保险四个方面建立绿色金融指标体系,构建绿色金融指数,测算绿色金融发展水平。采用高耗能行业企业利息支出占比衡量绿色信贷,其中,高耗能行业为石油加工炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、非金

属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、电力热力的生产和供应业。以高耗能行业市值占比衡量绿色证券，以节能环保支出占比衡量绿色投资。由于环境责任险于 2013 年在我国开始实行，考虑到研究的时间范围，本文选取农业保险规模占比和农业保险赔付率两个变量衡量绿色保险，具体的指标选取与指标定义如表 2 所示。

表 2 绿色金融指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标定义
绿色金融	绿色信贷	高耗能企业利息支出占比	规模以上高耗能企业利息支出/规模以上工业企业利息支出
	绿色证券	高耗能行业市值占比	高耗能行业企业 A 股市值/A 股总市值
	绿色投资	节能环保支出占比	节能环保财政支出/财政支出总额
	绿色保险	农村保险规模占比 农村保险赔付率	农村保险收入/财产险收入 农村保险支出/农业保险收入

3. 控制变量

经济高质量发展不仅受到绿色金融发展的影响，也受到另外一些宏观经济变量的影响。因此，本文选取如下宏观经济变量作为控制变量：城镇化率、政府干预、工业化发展水平。其中，采用城镇人数占总人数比重刻画城镇化水平；采用财政支出占 GDP 的比重表示政府干预；采用规模以上工业企业数表示工业化发展水平。

4. 调节变量

技术创新是促进经济发展的重要推动力,也是制约经济高质量发展的关键因素。因此,本文从技术创新的投入角度出发,以工业 R&D 项目经费支出占工业增加值比重取对数来衡量。

5. 门槛变量

产业结构反映地区经济金融发展水平与增长潜力,第二产业与第三产业的发展决定了该地区的经济高质量发展强度,也是制约经济高质量发展的关键因素。借鉴周国富和陈菡彬[46]的研究,本文以第三产业与第二产业的比重来衡量产业结构升级。

(二) 实证模型与方法

1. 熵值法

本文采用熵值法测算绿色金融和经济高质量发展的水平。该方法利用各评价指标值之间的差异程度刻画指标的重要程度,在一定程度上避免了人为因素造成的偏差。在计算熵值之前,为避免主观偏差影响研究结果,解决评价指标之间存在的类型、量纲不一致等问题,我们首先使用归一法对原始指标进行无量纲化处理。

第一,对于负向指标做如下处理:

$$X_{ij} = \left[\frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \right] \times 100\% \quad (1)$$

第二,对于正向指标做如下处理:

$$X_{ij} = \left[\frac{\max x_{ij} - x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \right] \times 100\% \quad (2)$$

绿色金融和经济高质量发展综合评价步骤如下:

第一,计算第 j 项指标。第 i 个方案占该指标的比重,如式(3)所示:

$$P_{ij} = \frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^n X_{ij}}, (j = 1, 2, \dots, n) \quad (3)$$

第二步，计算熵值。利用式（3）的结果计算第 j 项的信息熵 e_j ：

$$e_j = -K * \sum_{i=1}^n P_{ij} \ln(P_{ij}) \quad (4)$$

其中， $K > 0$ 。 K 值与样本大小 n 有关。 $K = \frac{1}{\ln(n)}$ ， \ln 为自然对数， $e_j \geq 0$ 。

第三步，计算差异系数。使用式（4）的熵值 e_j ，计算第 j 项的差异系数 g_j ：

$$g_j = 1 - e_j \quad (5)$$

第四步，计算指标权重。利用式（5）的结果，计算该指标的权重 W_j ，如式（6）所示：

$$W_j = \frac{g_j}{\sum_{j=1}^n g_j}, (j = 1, 2, \dots, n) \quad (6)$$

第五步，计算综合得分。综合评价值为每个指标的得分与该指标权重的乘积之和，如式（7）所示：

$$S_i = \sum_{j=1}^n W_j P_{ij}, (i = 1, 2, \dots, n) \quad (7)$$

2. 面板数据模型

绿色金融通过资金导向机制、风险规避机制以及杠杆作用，帮助实体经济合理配置资金，促进经济协调、高效发展。同时，绿色金融通过引导资金流向绿色发展和环境保护领域，促进产业结构升级，推动绿色技术进步和技术创新^{[47][48]}。产业结构升级和技术创新又能够促进绿色发展、创新发展、共享发展、开放发展，

实现经济高质量发展^{[49][50]}。因此,为了深入分析绿色金融对经济高质量发展的线性影响,探讨绿色金融对经济高质量发展的激励效应,本文借鉴潘雅茹和罗良文^[51]、高培勇等^[52]、韩英和马立平^[53]、杨耀武和张平^[54]的研究,构造如下面板数据模型:

$$HQD_{it}=\alpha_0+\alpha_1FG_{it}+\eta X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

式(8)中, HQD_{it} 为被解释变量,表示经济高质量发展综合指数; FG_{it} 为核心解释变量,表示绿色金融发展指数。 X_{it} 表示控制变量、门槛变量和调节变量,分别为城镇化率 (URB_{it})、政府干预 (GI_{it})、工业化发展水平 (IND_{it})、产业结构升级 (IS_{it}) 和技术创新 (IT_{it})。 α_0 为常数项, α_1 和 η 分别表示回归系数; ε_{it} 表示模型的随机扰动项, μ_i 和 δ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应。为了避免出现异方差,同时消去时间趋势,本文对上述变量进行对数化。

3. 调节效应模型

在绿色金融促进经济高质量发展过程中,技术创新是重要的渠道。因此,本文进一步分析绿色金融是否通过提高技术创新,进而促进经济高质量发展。借鉴江艇的研究思路^[55],在回归方程中引入绿色金融与技术创新的交互项,构建如下面板数据模型:

$$HQD_{it}=\alpha_0+\alpha_1FG_{it}+\alpha_2FG_{it}^*IT_{it}+\alpha_3IT_{it}+\eta X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (9)$$

4. 面板门槛模型

根据文书洋等^[27]、刘华珂和何春^[56]的研究,绿色金融通过资金配置,将资金提供给低污染、低能耗的绿色产业,使得绿色产业获得更多的资金,促进绿色产业发展,同时遏制资金流向高污染、高能耗产业,促进产业结构优化升级和经济高质量发展。但是,当产业结构升级过高以后,可能会使得绿色金融贷款大量继续涌入第三产业,出现过度投资问题。同时,我国各省(市、区)经济发展和产

业发展不平衡,绿色金融可能会对经济发展质量产生非线性影响。产业结构升级可能导致绿色金融对经济高质量发展的影响存在门槛效应。为检验绿色金融对经济高质量发展的非线性影响与门槛效应,本文将产业结构升级作为门槛变量,构建面板门槛模型,探究在产业结构升级约束下绿色金融对经济高质量发展是否具有非线性影响与门槛效应。本文使用门槛回归(Threshold regression)方法,将门槛值当成未知数引入到模型中,根据门槛值将回归模型区分为多个阶段,分别回归后比较不同阶段系数的变化,进一步评估和验证门槛效应。单一面板门槛模型如式(10)所示:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 x_{it} * I(q_{it} \leq \gamma) + \alpha_2 x_{it} * I(q_{it} > \gamma) + \mu_i + \xi_{it} \quad (10)$$

式(10)中, $I(\cdot)$ 为示性函数,若括号内表达式为真,则取值为 1,否则取 0。 q 为门槛变量。利用似然比 LR 检验是否存在门槛效应。若 $\alpha_1 = \alpha_2$,则不存在门槛效应;若 $\alpha_1 \neq \alpha_2$,则存在门槛效应。本文选择产业结构升级为门槛变量,考察存在门槛变量约束的情况下绿色金融对经济高质量发展的影响,模型设定如下:

$$HQD_{it} = \beta_0 + \beta_1 FG_{it} * I(IS_{it} \leq \gamma) + \beta_2 FG_{it} * I(IS_{it} > \gamma) + \eta X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式(11)中, γ 代表门槛值, μ_{it} 为随机干扰项。其他变量均与上述模型变量相同。

(三) 数据来源

2007年7月,针对我国节能减排形势严峻——环境违法现象突出、单部门调控范围有限的情况,环保总局、人民银行、银保监会联合发布了《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,中国的绿色信贷政策正式出台。考虑到政策实施的滞后性,本文选择从2008年开始收集数据,同时受限于数据的可获得性,最终选择2020年作为最后年限。因此,本文选取2008—2020年中国30个省(市、区)的年度数据作为研究样本(由于西藏的数据缺失严重,故剔除西藏自治区的数

据)。本文的数据主要来自《中国统计年鉴》《中国区域经济年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国金融年鉴》《中国财政年鉴》，部分数据来源于《第四次全国经济普查》、国家统计局网站和中国统计信息网站。

五、实证分析

(一) 描述性统计

本文选取的变量描述性统计结果如表3所示。根据表3的结果可以发现，样本中的经济高质量发展指数和绿色金融指数存在较大的差异。经济高质量发展指数的最小值为5.470，最大值为69.258，说明随着时间的推移，经济高质量发展水平呈现增长趋势，并且不同省（市、区）之间存在差异性；绿色金融指数的最小值为0.057，最大值为0.839，表明随着时间的推移，绿色金融水平呈现增长趋势，并且不同省（市、区）之间存在较大的差异性。

表3 主要变量的描述性统计

变量名称	样本量	均值	最大值	最小值	标准差
经济高质量	390	17.471	69.258	5.470	0.951
绿色金融	390	0.175	0.839	0.057	0.107
产业结构升	390	0.807	1.567	0.090	22.027
技术创新	390	230.693	617.140	37.290	138.280
城镇化率	390	0.570	0.896	0.291	13.141
政府干预	390	0.240	0.640	0.090	0.101
工业化发展	390	12871.240	65495	337	14345.120

(二) 基准回归分析

为了研究绿色金融对经济高质量发展的激励效应，本文将控制变量逐一加入，对面板数据模型进行参数估计，估计结果如表4所示。在模型（1）中，可以看

到在 1% 的显著性水平下，绿色金融指数对经济高质量发展指数的回归系数显著为正，估计结果表明绿色金融对经济高质量发展具有显著正向影响。在模型（2）中，加入城镇化率控制变量后，发现绿色金融对经济高质量依旧表现为显著的正向影响，城镇化率的提高可以促进经济高质量发展。在模型（3）中，加入政府干预控制变量，发现绿色金融、城镇化率和政府干预对经济高质量发展存在显著的正向影响。在模型（4）中，加入工业化发展水平控制变量，估计结果表明绿色金融、城镇化率和政府干预对经济高质量具有显著的正向影响，工业化发展水平对经济高质量发展不产生显著影响。可能的原因一是进入 21 世纪以来，工业化发展水平已经达到较高水平且存在发展瓶颈，目前无法大幅度地提升；二是工业化发展可能对绿色发展和生态环境造成破坏，不是政府重点扶持的领域，发展较为缓慢。因此，工业化发展没有对经济高质量发展水平的提升产生显著的促进作用。在模型（5）中，加入调节变量技术创新，估计结果表明除了工业化发展水平这一变量对经济高质量发展没有显著影响以外，其余变量均对经济高质量产生显著的正向影响。在模型（6）中，加入门槛变量产业结构升级，估计结果表明产业结构升级对经济高质量发展具有显著的正向影响。基准回归结果表明，绿色金融对经济高质量发展具有明显的激励作用。假设 1 得到验证。

表 4 基准回归结果

解释变量	模型（1）	模型（2）	模型（3）	模型（4）	模型（5）	模型（6）
FG _{it}	0.2935*** (5.03)	0.2899*** (5.11)	0.3004*** (5.37)	0.3088*** (5.46)	0.2643*** (4.70)	0.2115*** (3.78)
URB _{it}		0.3499*** (4.66)	0.4162*** (5.45)	0.4821*** (4.83)	0.3955*** (3.97)	0.3331*** (3.40)
GI _{it}			0.1293*** (3.42)	0.1225*** (3.19)	0.1027*** (2.72)	0.0621* (1.64)
IND _{it}				-0.0252 (-1.02)	-0.0204 (-0.85)	0.0021 (0.09)
IT _{it}						0.0727*** (3.86)

IS _{it}						0.0932*** (4.44)
Constant	-1.0256***	-2.5341***	-2.5770***	-2.6542***	-2.8623***	-3.2619***
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9822	0.9832	0.9838	0.9838	0.9846	0.9855
N	390	390	390	390	390	390

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著，括号内为 t 值。下表同。

（三）内生性检验

面板数据模型估计可能会出现内生性问题。内生性问题可能会导致实证结果出现偏差。为了避免内生性问题导致的偏差，本文采用工具变量法，选择滞后 1 期的绿色金融作为工具变量，进行内生性检验。之所以选取滞后 1 期的绿色金融为工具变量，主要基于如下考虑：一方面，滞后 1 期的绿色金融与当期绿色金融密切相关，符合与内生解释变量高度相关的条件；另一方面，滞后 1 期的绿色金融不会直接影响被解释变量，与扰动项无关，满足工具变量外生性的要求。本文利用工具变量——两阶段最小二乘法（IV-2SLS）对面板数据模型进行估计，估计结果见表 5。表 5 的结果显示，模型（7）～（12）中绿色金融对经济高质量发展的回归系数仍然显著为正，并且其余变量的回归系数符号与表 4 相同，表明经过内生性问题处理后，绿色金融仍然能够显著地促进经济高质量发展。

（四）稳健性检验

基础回归中采用面板固定效应的 OLS 模型进行回归，为了检验回归结果的稳健性，本文进一步采用面板随机效应模型分析绿色金融对经济高质量发展的激励效应。面板随机效应模型的估计结果如表 6 所示。表 6 的回归结果表明，采用面板随机效应模型后，绿色金融仍能够显著促进经济高质量发展，存在激励效应。因此，采用面板随机效应的稳健性检验结果表明基准回归结果具有稳健性。

表 5 内生性检验结果

解释变量	模型 (7)	模型 (8)	模型 (9)	模型 (10)	模型 (11)	模型 (12)
FG _{it}	0.3145** * (5.97)	0.3114*** (5.98)	0.3318*** (6.50)	0.3431*** (6.67)	0.3139*** (6.05)	0.2827*** (5.52)
URB _{it}		0.2224*** (3.03)	0.3055*** (4.11)	0.3944*** (4.22)	0.3290*** (3.45)	0.2835*** (3.03)
GI _{it}			0.1413*** (4.10)	0.1303*** (3.72)	0.1147*** (3.27)	0.0748** (2.10)
IND _{it}				-0.3516 (-1.56)	-0.0307 (-1.38)	-0.0133 (-0.60)
IT _{it}					0.0580** * (2.86)	0.0513** (2.58)
IS _{it}						0.0766*** (4.07)
Constant	-0.8261* ** (0.01)	-0.8261** * (0.01)	-1.8919** * (0.00)	-1.9896*** (0.00)	-2.1441*** (0.00)	-2.4825*** (0.00)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9867	0.9871	0.9877	0.9878	0.9881	0.9887
N	360	360	360	360	360	360

表 6 随机效应模型估计结果

解释变量	模型 (13)	模型 (14)	模型 (15)	模型 (16)	模型 (17)	模型 (18)
------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

	0.3250**	0.3832***	0.3703***	0.3883***	0.3237***	0.3214***
FG _{it}	(0.1284)	(0.1222)	(0.1205)	(0.1242)	(0.0665)	(0.0651)
		0.0024***	0.0022***	0.0017***	0.0008	0.0009
URB _{it}		(0.0006)	(0.0006)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0007)
			-0.0608	-0.0615	-0.0062	-0.0312
GI _{it}			(0.0623)	(0.0603)	(0.0477)	(0.0498)
				0.0000	0.0000	0.0000*
IND _{it}				(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
					0.0002***	0.0002***
IT _{it}					(0.0001)	(0.0001)
						0.0002*
IS _{it}						(0.0001)
	0.0910***	-0.0344	-0.0112	-0.0082	0.0039	-0.0181
Constant	(0.0180)	(0.0330)	(0.0331)	(0.0237)	(0.0288)	(0.0308)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制	不控制
R ²	0.727	0.740	0.740	0.743	0.789	0.791
N	390	390	390	390	390	390

六、进一步分析

(一) 调节效应分析

本文使用技术创新作为调节变量,进一步探讨绿色金融对经济高质量发展的影响,引入技术创新与绿色金融的交互项进行回归分析,研究交互项对经济高质量发展的调节效应。结果如表7所示。模型(20)是在模型(19)的基础上,引

入了技术创新和绿色金融的交互项进行估计。从表7的结果可知：（1）绿色金融、产业结构升级和技术创新均对经济高质量发展具有显著的促进作用；（2）技术创新与绿色金融的交互项的系数在1%的显著性水平下显著为正，说明绿色金融通过技术创新对经济高质量发展也存在显著的正向影响。以上估计结果表明，技术创新是绿色金融促进经济高质量发展的重要途径，对绿色金融与经济高质量发展的关系的确存在正向调节作用。究其原因，绿色金融可以为技术创新(特别是绿色技术创新)提供资金，在资金的大力支持下，技术创新更好地为产业转型、绿色发展、创新发展、共享发展、开放发展和共享发展服务，推动经济高质量发展，从而假设2得到验证。

表7 调节效应回归结果

解释变量	模型(19)	模型(20)	解释变量	模型(19)	模型(20)
FG _{it}	0.2115*** (3.78)	0.1342** (2.18)	IT _{it}		
FG _{it} *IT _{it}		0.0637** (2.89)	IS _{it}		
URB _{it}	0.3331*** (3.40)	0.4645*** (4.34)	Constant		
GI _{it}	0.0621* (1.64)	0.0804** (2.12)	时间效应	控制	控制
			地区效应	控制	控制
IND _{it}	0.0021 (0.09)	0.0138 (0.57)	N	390	390
			R ²	0.9855	0.9858

（二）门槛效应检验

在估计面板门槛模型时，首先检验样本是否存在门槛效应。门槛值分析过程中，我们运用“300次自主抽样法”对模型（6）进行单门槛检验。如果实证结果显著，则进一步验证双重门槛与三重门槛的存在性，直至最终的实证结果不显著为止。本文将产业结构升级作为门槛变量，分别从单门槛、双重门槛和三重门

槛来验证绿色金融通过产业结构升级影响经济高质量是否存在门槛效应,确定门槛值的大小,检验绿色金融对经济高质量的非线性影响与门槛效应,检验结果见表8。表8的实证结果表明,产业结构升级仅存在单一门槛,双重门槛并不显著,故产业结构升级对经济高质量发展存在单门槛效应。

表8 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛个数	F 值	P 值	10%	5%	1%
IS _{it}	1	41.79	0.0000**	22.1240	26.0249	33.3843
	2	14.60	0.1867	18.5233	23.0406	29.8192

注: P 值为采用 Bootstrap 方法反复抽样 300 次得到的概率值。

结合面板门槛效应的检验结果,进一步进行门槛回归分析,门槛回归结果见表9。如表9所示,产业结构升级对绿色金融影响经济高质量发展仅存在单一门槛,当产业结构升级小于某一特定门槛值时,绿色金融水平对经济高质量发展的影响系数为0.2345,存在显著的正向效应;当产业结构升级大于门槛值时,绿色金融对经济高质量发展的影响系数为0.1911,在1%水平下通过显著性检验,说明产业结构升级程度能够提升绿色金融对经济高质量发展的促进作用。绿色金融对经济高质量发展的促进作用受到产业结构升级的影响,合理的产业结构升级有利于促进绿色金融对经济高质量发展的提升,过高的产业结构升级水平会使得绿色金融对经济高质量发展的促进作用减弱。因此,面板门槛回归结果表明绿色金融对经济高质量发展具有非线性影响,存在门槛效应。究其原因,可能在于当产业结构升级小于门槛值时,绿色金融的相关政策如信贷条款等会引导高污染高排放的企业转向更为环保的经营模式,促进技术的更新,高新技术产业加速发展,从而有利于经济高质量发展的方方面面。但是当产业结构升级水平过高之后,可能会使得绿色金融贷款大量继续涌入第三产业,出现过度投资问题。国家整体经济由“实”向“虚”发展,容易出现去工业化、空心化的现象,这种不稳健发展趋势显然与经济高质量发展背道而驰。因此,在产业结构升级门槛值前后,绿色金融对经济高质量发展的促进效果明显下降,从而假设3得到验证。

表 9 门槛模型参数估计结果

变量	回归系数	变量	回归系数
URB _{it}	0.5476*** (6.65)	FG _{it} (IS _{it} ≤γ1)	0.2345*** (6.45)
GI _{it}	0.1448*** (4.07)	FG _{it} (IS _{it} >γ1)	0.1911*** (5.00)
IND _{it}	0.0093 (0.46)	Constant	-4.1273*** (0.00)
IS _{it}	0.1201*** (6.33)	N	390
		R ²	0.8570

(三) 异质性分析

考虑到东部、中部与西部地区的经济发展水平不同，绿色金融水平、政府干预、技术创新等也存在着地区差异，对经济高质量发展的影响可能存在区域差异，本文进一步围绕地区异质性展开研究，结果如表 10 所示。从表 10 中可以看出，东部地区和中部地区绿色金融对经济高质量发展的回归系数在 1% 的显著性水平下是显著的，东部地区的绿色金融水平每上升 1%，该地区的经济高质量发展水平提高 0.3565%，中部地区的绿色金融水平每提高 1%，该地区的经济高质量发展水平提高 0.2153%，说明东部地区与中部地区绿色金融对该地区的经济高质量发展具有显著的正向影响，并且东部地区的绿色金融对经济高质量发展的促进作用高于中部地区的绿色金融对经济高质量发展的促进作用。西部地区绿色金融对经济高质量发展仅能通过 10% 显著性水平的检验，并且影响系数最小。可能的原因在于西部大多数地区经济发展水平较低，绿色投资、绿色信贷以及绿色证券等发展缓慢，对经济高质量发展产生的促进作用并不非常明显。

表 10 地区异质性

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
	0.3565***(3.33)	0.2153***(2.92)	0.1955*(1.73)

FGit			
URBit	0.5051***(2.79)	0.0593(0.25)	0.2824(1.34)
GLit	0.0120(0.15)	-1.1112(-1.70)	0.1203(-1.73)
INDit	-0.0330(-0.88)	-0.1354(-3.48)	-0.0802(-1.52)
ITit	0.1278**(2.42)	0.1177***(2.72)	0.0053(0.20)
ISit	0.0605***(2.21)	0.0899*(1.89)	0.1757***(3.50)
Constant	-3.7810***(0.00)	-2.1782***(0.00)	-3.6689***(0.00)
时间效应	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制
N	143	104	143
R ²	0.9859	0.9775	0.9752

七、结论与政策建议

本文选取 2008—2020 年省级面板数据，采用熵值法测算经济高质量发展和绿色金融发展指数，运用面板数据模型实证分析绿色金融对经济高质量发展的线性影响，分析绿色金融影响经济高质量发展的机制，采用门槛回归模型检验产业结构升级在绿色金融促进经济高质量发展过程中的门槛效应，讨论不同门槛约束下绿色金融对经济高质量发展的非线性影响。实证结果发现：（1）中国各省（市、

区)的绿色金融指数与经济高质量发展指数不断增大,呈现出上升的时间演变趋势。绿色金融水平的提升能够显著促进经济高质量发展,对经济高质量发展具有明显的激励作用。绿色金融与技术创新的交互项对经济高质量发展均具有显著的正向作用,绿色金融可以通过技术创新这条途径促进经济高质量发展。(2)不同地区的绿色金融对经济高质量发展的影响存在差异性,东部地区绿色金融对经济高质量发展的促进作用最大,中部地区次之,西部地区最小。(3)产业结构升级对绿色金融带动经济高质量发展存在单一门槛效应,在一定的合理区间内提高进行产业结构升级能够显著促进绿色金融对经济高质量的提升,超过合理的区间,产业结构升级促进绿色金融对经济高质量的影响将会减弱。基于以上研究结果,本文提出以下政策建议:第一,不断完善绿色金融产品体系。绿色金融产品体系的完善是助推经济实现高质量发展的重要前提,金融市场的规范与稳定有助于绿色金融驱动经济高质量发展。要加大绿色金融产品创新力度,不断丰富现有的绿色金融产品体系,完善金融规章制度,防范金融风险冲击。第二,提升第三产业在社会经济发展中的地位,不断优化产业结构,促进产业结构升级。要转变经济发展模式,改变粗放式、高污染的经济发展模式,促进产业转型升级,开发和推广新能源产品,向绿色发展和绿色消费模式转型,同时兼顾环境保护和经济发展,充分发挥第三产业对经济高质量发展的积极作用。第三,提高技术创新水平,增加绿色工艺生产。在经济高质量发展的进程中,技术创新扮演着日益重要的角色,绿色技术创新更是影响经济高质量发展中不可或缺的因素。各地区应根据自身优势,进一步加大技术创新投入,提高绿色创新专利数,促进创新成果转化,发挥绿色金融对地区经济高质量发展的拉动作用。

题名：“推进第三支柱建设 打造养老金融上海样板”

研讨会专家观点荟萃（上、下）

作者：《新金融》编辑部¹，唐成千²

机构：1.《新金融》编辑部，2.上海财经大学

摘要：人口老龄化已成为当前中国的基本国情。党的二十大报告中明确，要健全多层次社会保障体系，扩大社会保险覆盖面，实施积极应对人口老龄化国家战略。2022年4月，《国务院办公厅关于推动个人养老金发展的意见》出台，同年11月4日，四项个人养老金配套细则同日发布，个人养老金的顶层设计和政策框架已经日渐完善与明晰。养老金融迎来新发展机会，上万亿市场规模的养老金融“蓝海”呼之欲出。在此背景下，2022年11月11日，由上海金融业联合会、交通银行股份有限公司、上海中因律师事务所联合举办的“推进第三支柱建设打造养老金融上海样板”研讨会在沪举办。来自监管机构、高等院校、金融机构、康养护理机构的专家围绕议题展开了深入交流和讨论，多视角、多层面地剖析了养老金融的重点、热点问题，分享了各自的观点。本刊2022年第12期摘编了部分专家的讨论发言和精彩观点，现摘编其余专家观点，以飨读者。

关键词：人口老龄化；个人养老金；第三支柱；养老金融

原文出处：新金融. 2022(12) 2023,(01)

文章链接：

https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKibY1V5Vjs7ioT0B04yQ4m_m0geS2ml3UI0RsLW-01iu3bIF-00Yto5Hemf8m_5Q_sOSG0pa06aT&uniplatform=NZKPT

https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKu87-SJxoEJu6LL9TJzd50lGTYACfSum_DX8pYppV3gl1eRRdUYZH4BVwmqmb-10caFd-0Qk0XgEg&uniplatform=NZKPT

题名：互联网金融对商业银行的业务影响研究

作者：徐嘉蔚，柴柔，孙素华

机构：上饶师范学院经济与管理学院

摘要：随着科技的进步，互联网与金融行业的结合也日趋紧密，这在给人们

带来便利的同时,对传统商业银行的业务造成了不少冲击。本文首先对互联网金融及其模式进行了介绍,其次就不同互联网金融模式对商业银行的业务影响进行了分析,最后针对商业银行面对互联网金融的冲击提出了应对措施。

关键词: 互联网金融;商业银行;业务影响

原文出处: 上海商业. 2023, (03)

文章链接:

https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKu87-SJxoEJu6LL9TJzd50lnsiZrqYdwt5w54pJ-N4o8WWF8edG0v99huB66tiLBK12-Gm_PFcZx&uniplatform=NZKPT

题名: 海通国际财富管理业务发展及启示

作者: 张雨晨

机构: 南京大学数学系

摘要: 受俄乌冲突的持续性影响,全球财富管理市场出现了实质性的“东升西降”,众多家族办公室落户新加坡便是例证。同处亚洲地区的中国香港也不甘示弱,于2022年推出“家族办公室”相关优惠政策。买方投顾是家族办公室的主要业务形态之一,也是中国内地证券公司财富管理转型的主要抓手之一。鉴于此,我们在简要概述香港财富管理市场发展的基础上,以海通国际集团的财富管理业务为例阐释香港地区证券系财富管理业务的发展情况,进而提出内地财富管理业务尤其是证券公司财富业务发展的策略建议。

关键词: 财富管理;案例研究;发展策略

原文出处: 银行家. 2023, (03)

文章链接:

<https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKu87-SJxoEJu6LL9TJzd50lfoFeVRuPQ1yPG3CSffkoJ7GQcNB3Xmbre5mb98w6my-ErDHyH7LgL&uniplatform=NZKPT>

题名: 非居民跨境资产管理业务如何助力贸易投资便利化

作者: 张欣然, 苏浩, 张瑞麟

机构: 交通银行海南省分行

摘要: 本文立足于海南全面深化改革和最高水平开放试验区的战略定位,探究在海南开展非居民跨境资产管理业务对贸易投资便利化的影响。通过理论研究提出非居民跨境资产管理业务对贸易投资便利化的影响机制——跨境资管业务循环、企业生产经营循环、跨境贸易投资循环的“三个循环”体系,并借鉴全球财富管理中心和国际贸易中心的发展经验,认为海南自贸港应按照前期、中期、后期三步走的业务实施方案,高效有序地推进跨境资产管理业务,助力实现金融高水平开放。

关键词: 非居民;跨境资产管理;贸易投资便利化;自由贸易港

原文出处: 海南金融. 2023(04)

文章链接:

<https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKu87-SJxoEJu6LL9TJzd50n5zs2GsrQuD6oM6wWJi-khqax2EwXWJoaapf4T1SYpF-QyVo5mwct&uniplatform=NZKPT>

题名: “2022 天府金融指数”出炉

作者: 中国人民大学天府金融指数团队

机构: 中国人民大学

摘要: 天府金融指数包括传统金融和新兴金融两个分指数,每个分指数又由四个子指数组成,客观评价、动态反映全国 35 个中心城市的金融发展情况。2022 天府金融指数主要评价 2021 年度的金融发展情况,评价结果显示,2021 年各中心城市的金融发展总体稳健,城市间的金融发展差距有所缩小。

原文出处: 西南金融. 2023,(02)

文章链接:

https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=3uoqIhG8C44YLT10AiTRKu87-SJxoEJu6LL9TJzd50kyH040xuDQx6TyPR0jEQcLX_CWAvQgikWBtxNa_k9ln4GBIAMrjyTh&uniplatform=NZKPT



图书馆主页: <http://lib.sdtbu.edu.cn>

扫一扫, 关注我!

