



天津财经大学

2023

天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖
获奖论文汇编

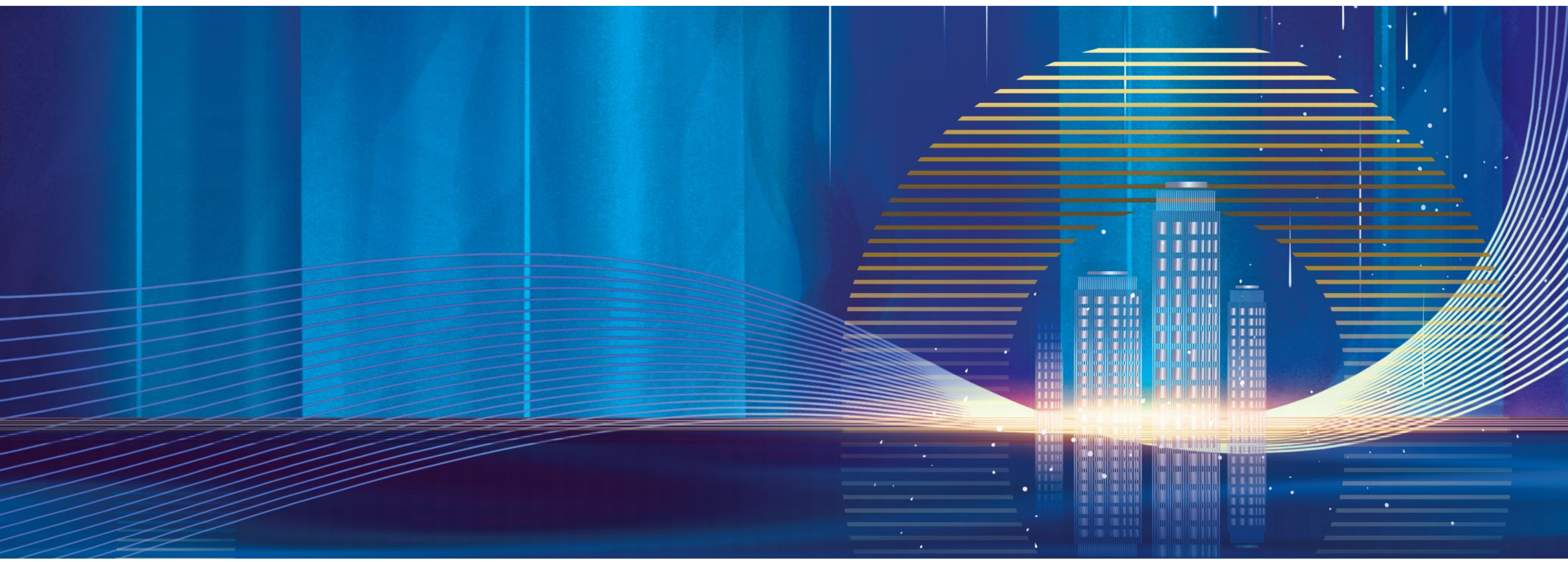


天津财经大学

2023

天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖

获奖论文汇编





天津财经大学

校友寄语

ALUMNI MESSAGE

设立王荫乔张平王国泰论文奖（以下简称论文奖）一是为了纪念原天津财经学院金融系的三位教授，二是为了鼓励学弟学妹们广调研、勤思考、多写论文，从而提高自己的思辨、专业和创新的能力。

我是于上世纪八十年代入学金融学院前身——金融系的，在这里完成了本科和硕士研究生的学习。当时教材严重匮乏，除了成为改革对象的计划经济的书籍较多外，大多数专业教材不是很薄，就是干脆没有，很难想象老师们是如何准备出讲义的。三位教授作为金融系的学术带头人，为专业课程体系的逐步完善付出了巨大努力，同时在所担任课程的教授中紧跟不断变化的形势，兢兢业业，不断创新，在教学一线辛勤指导学生的学习和研究。记得王荫乔教授曾经语重心长地指正我：你的成绩不错，但论文写少了；论文用词要严谨，避免说得太绝对和片面。至今记忆犹新。

现在三位教授皆已离世，但他们任教时的“遗产”仍在金融学院蓬勃发展中发光发热。很多师生未必知道他们，我非常希望通过设立这个奖项，来纪念他们，感恩他们的教导和鞭策，同时也希望现在金融学院的老师和同学们感怀前人的奋斗足迹，以不息的激情不断提高金融学院的教学水平。

回顾我自己的学习经历，最大的遗憾是图书馆跑少了，论文写少了。金融类专业不像理工科专业，很多论文和创新在实验室里通过不断实验来完成的，我们扩大知识面、培养理性批判精神和科学思维方式以及掌握创新能力主要是通过论文写作来达成的。尤其在知识迅速迭代，真假信息充斥、社会经济新问题新做法急剧变幻的年代，培养起上述素质是师弟师妹们日后成功应对各种人生挑战的必要基础，而其中的论文写作就是最好的实验室。期望这个论文奖能够鼓励同学们勤写作，通过论文写作提高综合素质，使同学们在人生发展中时时感受到在母校获得的那种“原力”。

感谢院校领导、学校基金会、论文评审组专家和学院师生对论文奖的大力支持，祝愿母校欣欣向荣！祝愿同学们早日成为祖国社会经济发展的栋梁之材！

——来自一位老校友的寄语





学院寄语

COLLEGE MESSAGE

作为新中国最早的金融人才培养基地之一，天津财经大学金融学院具有悠久的历史传统和学术传承。金融学院的前身——金融系是在 1958 年全国院系调整中，以南开大学金融学专业为基础建立并发展起来的，是学校建校时最早设立的院系之一。老一辈金融专家石毓符教授、王荫乔教授、张平教授、王国泰教授、苏宗祥教授等，辛勤耕耘、倾情奉献，为中国金融教育做出了突出贡献，为天财金融发展积淀了宝贵的精神财富。

为纪念天津财经学院金融系的王荫乔、张平、王国泰三位教授，积极弘扬传承老一辈金融学家严谨治学、关爱学生、无私奉献的崇高精神，优秀金融校友匿名捐助 500 万元，在我院设立“王荫乔张平王国泰论文奖”，鼓励在校学生积极提升科研能力，潜心思考研究，多出科研精品，积极奉献社会，力争成为中国特色社会主义事业建设中的高素质金融人才。

根据《王荫乔张平王国泰论文奖评选办法》，按照“公平、公正、公开、择优”的原则，经过由校内外专家组成的评审委员会的评审，我们评选了第四期论文奖优秀成果，包括优秀论文奖、论文潜力奖和教师指导论文奖。现印刷成册，供师生交流学习。

我们天财金融人将继承老一辈金融人的创新精神、奉献精神，不忘初心，砥砺前行；我们将深刻把握立德树人根本任务，秉承“不息为体、尚勤致精、日新为道、经世济民”的天财精神，围绕培养高素质金融人才这一中心任务，通过主动适应“新财经”、“新金融”发展内涵，持续推动人才培养创新、学术创新，培养高素质的金融人才，更好服务社会发展需要。

希望天财金融学子珍惜天财时光，铭记先生教诲，传承天财精神，勤于读书，善于思考，勇于创新，立志为学，追求卓越，持续提升自身专业素质和综合素质，早日成为中华民族伟大复兴的栋梁之材！

感谢优秀校友对天财金融的关心和大力支持！



目 录

一、2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰
论文奖“优秀论文奖”获奖名单

二、2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰
论文奖“潜力奖”获奖名单

三、2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰
论文奖“教师指导论文奖”获奖名单

2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖

“优秀论文奖”获奖名单

一等奖

- 1、刘浩杰同学参与完成的论文《经济政策不确定性、空间关联与短期资本流动波动》

二等奖

- 1、林龙斌同学参与完成的论文《证券市场监管处罚避免企业违规再犯了吗?》
- 2、王嘉宁同学参与完成的论文《Carbon pricing and enterprise productivity-The role of price stabilization mechanism》
- 3、石晴同学参与完成的论文《基于分位数关联的政策连续性跨国溢出研究》
- 4、闫钰琳同学参与完成的论文《Investors' online searching and green knowledge dissemination》
- 5、赵轶薇同学参与完成的论文《出口信用保险提高了中国出口竞争力吗?》

三等奖

- 1、方梦洁、张梦同学参与完成的论文《中国金融压力跨市场溢出效应研究——基于系统性风险管理的视角》
- 2、贾骁涵同学参与完成的论文《基于 MVMQ-CAViaR 模型的在岸离岸股指期货极端风险溢出效应研究》
- 3、任硕同学参与完成的论文《我国商品期货间的信息溢出效应研究——基于价格关联与波动关联的比较分析》
- 4、王鑫雨同学参与完成的论文《全球外汇市场溢出效应与人民币国际影响力研究》

优秀奖

- 1、袁晨曦同学参与完成的论文《基于时频视角的在岸与离岸股指期货波动溢出效应研究》

2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖

“潜力奖”获奖名单

本科论文“潜力奖”

一等奖

- 1、高兴同学完成的论文《双碳目标与其余可持续发展目标间的协同与权衡关系研究》
- 2、龚子涵同学完成的论文《融资结构对企业自主创新的影响——基于北京市科技型中小企业数据的实证研究》
- 3、贾晨旭、张语馨、唐锐同学完成的论文《数字化转型对碳排放的影响机制研究：来自工业企业的经验证据》
- 4、李梓铭同学完成的论文《数字普惠金融能激励中小企业创新吗？——基于 PSTR 模型的实证检验》

二等奖

- 1、常瑞雪、刘静柔同学完成的论文《碳交易政策如何影响碳减排成本？——基于影子价格视角》
- 2、陈昱彤、黄程、郭欣瑶同学完成的论文《碳交易市场与企业社会责任——基于 ESG 评价研究》
- 3、程嘉宁同学完成的论文《绿色信贷对商业银行盈利能力的影响研究》
- 4、崇博韬同学完成的论文《关于央企的投资者多维度关注凸显效应研究》
- 5、杜宇珊同学完成的论文《绿色信贷对我国商业银行信贷资产质量的影响——以五大银行为例》
- 6、郭欣瑶、刘力菲、黄程同学完成的论文《碳市场“价格信号”对企业绿色技术创新的作用及溢出效应——来自中国高碳行业的证据》
- 7、黄雨婕同学完成的论文《基于投资者情绪的我国上市公司可转债发行公告效应研究》
- 8、李慧哲同学完成的论文《绿色金融政策能否促进绿色企业价值提升——以绿色金融改革创新试验区设立为例》
- 9、李沛菡同学完成的论文《我国宏观审慎监管政策能否缓解企业脱实

向虚？——以沪深 A 股非金融类企业为例》

10、刘力菲、王玲、赫昭然、钟瑞同学完成的论文《清洁发展机制的经济增长效应评估——基于中国县域实证数据的分析》

11、刘斯诺同学完成的论文《实体企业数字化转型能促进全要素生产率提高吗？——基于企业韧性和企业金融化视角》

12、刘羿杉同学完成的论文《ESG 信息披露能够提高资本市场信息效率吗？》

13、刘咏涵同学完成的论文《我国绿色信贷对新能源产业的影响机制分析》

14、刘宇超同学完成的论文《数字普惠金融对中国碳排放的影响研究》

15、卢月彤、林龙斌同学完成的论文《“总量”还是“结构”：环境监管处罚促进企业绿色创新了吗？》

16、任靖玉同学完成的论文《可持续性的普惠金融——来自供给侧的考察》

17、石艳菲同学参与完成的论文《国际大宗商品价格波动对中国金融市场的风险溢出效应研究——基于 TVP-VAR-DY 模型的实证研究》

18、王玲、刘力菲同学完成的论文《上市前投资者意见分歧对 IPO 抑价的影响——基于股票论坛数据的分析》

19、王雨萌同学完成的论文《利率市场化条件下商业银行贷款定价研究》

20、徐嘉骏、邵弘易同学完成的论文《绿色金融改革创新试验区能否推动商业银行经营效率提升——基于我国 40 家商业银行的实证研究》

21、杨天祎同学完成的论文《我国外汇储备规模的影响因素研究》

22、针洁、郭皓柏同学完成的论文《原油价格波动对我国新能源汽车产业链的风险溢出效应分析——基于 DCC-GARCH-DY 模型的实证研究》

23、魏晓晴、叶茂林、郭媛媛同学参与完成的论文《Collaborative Governance Effects of Emissions Trading System (ETS) on Air Pollution: A Spatial Difference-in-differences Approach》

24、张凯悦、张皓琦、陈昱彤同学完成的论文《碳交易价格能否促进企业生产效率提升——基于门槛模型的实证研究》

三等奖

1、鲍起德同学参与完成的论文《国际原油价格与我国商品期货价格的波动溢出效应研究——基于 TVP-FAVAR-DY 模型的实证研究》

- 2、陈冠榕同学完成的论文《政府补助能降低能源企业特质风险吗？——基于 A 股上市公司的研究》
- 3、方晗同学完成的论文《我国金融分支机构发展与市场主体创立活跃度》
- 4、韩志承同学完成的论文《企业业绩对企业捐赠的影响》
- 5、郝云飞同学完成的论文《国家碳交易试点二氧化碳排放的影响因素研究——以上海为例》
- 6、李佳瑶同学完成的论文《生育意愿对居民商业养老保险参与的影响——基于 CGSS 的实证研究》
- 7、李怡轩同学参与完成的论文《数字普惠金融发展对农村居民幸福感的影响研究》
- 8、李屹然同学完成的论文《碳排放权交易价格的影响因素研究——以北京碳市场为例》
- 9、柳慧同学完成的论文《银行数字化转型对银行经营效率的影响研究》
- 10、陆士培同学完成的论文《中国碳交易市场中碳价格的影响因素研究》
- 11、饶欣羽同学完成的论文《资本市场开放与企业融资约束——基于“沪港通”交易制度的准自然实验》
- 12、任小雨同学参与完成的论文《绿色金融促进绿色发展过程中的“短视化”问题研究》
- 13、佟晔同学完成的论文《我国税收递延型个人养老保险的回顾与展望》
- 14、王冠杰同学完成的论文《短期 Shibor 利率与股票收益波动关系研究》
- 15、王婉荧同学完成的论文《ESG 评级对企业绩效的影响研究》
- 16、王心怡同学完成的论文《京津冀地区碳排放影响因素及达峰情景预测》
- 17、温静仪同学完成的论文《A 股纳入 MSCI 指数对股价稳定性的影响》
- 18、叶宇晴、唐雨晴、任美荣、叶子同学完成的论文《实体企业金融化对绿色创新的影响研究》
- 19、邹晓钰同学参与完成的论文《利率市场化条件下商业银行利率风险研究——基于隐含期权风险的分析》
- 20、马思洁、刘斯诺、郭媛媛同学完成的论文《Does Energy-consuming Right Trading Mitigate Energy Transition Risk? Evidence from China's Listed Heavy-polluting Energy Enterprises》

硕博论文“潜力奖”

一等奖

- 1、王世源、吴沛根同学完成的论文《资本市场开放与企业去杠杆——基于“沪深港通”交易制度的经验证据》
- 2、孟新新、赵志尚同学完成的论文《数字金融发展对家庭社会关系网络风险分担功能的影响——基于家庭金融脆弱性视角》

二等奖

- 1、郭清波、吴猛同学参与完成的论文《涉农贷款对商业银行经营效率的影响研究》
- 2、李欣雨同学完成的论文《偿二代新规下我国保险公司资产配置优化研究——基于 Black-Litterman 模型》
- 3、王晓勇同学完成的论文《碳配额保险的保险设计与费率厘定研究——以上港集团碳清缴为例》
- 4、王瑛男同学参与完成的论文《Does carbon emission trading scheme improve regional green innovation efficiency?——Evidence from China》
- 5、赵锐、王菊同学完成的论文《ESG 投资提高了基金业绩吗？——兼论 ESG 投资对“业绩-资金流量”关系的影响》
- 6、陈思同学参与完成的论文《宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响》
- 7、邵磊同学参与完成的论文《劳动收入份额、资本积累与经济高质量发展》
- 8、徐会杰同学完成的论文《董事高管责任保险与企业金融化：促进还是抑制》

三等奖

- 1、陈东晖同学参与完成的论文《金融科技、银行风险容忍度与流动性囤积》
- 2、翟振山、贾传凯同学完成的论文《数字普惠金融对农地规模经营的影响研究》

- 3、方文杰同学参与完成的论文《环境规制政策、银行信贷风险与绿色金融政策效果——基于 DSGE 的政策模拟研究》
- 4、李妍同学参与完成的论文《国际油价变动对我国新能源股票波动性的影响研究——基于 SV—VAR—TVP 模型的实证研究》
- 5、刘晨希同学参与完成的论文《国际能源价格波动会影响股价崩盘风险吗——来自 A 股市场的经验证据》
- 6、刘思颖同学完成的论文《中国股票市场收益率可预测性研究——基于关注偏差和有限套利》
- 7、刘奕辰同学参与完成的论文《绿色转型提升了企业风险承担水平吗——来自能源上市公司的证据》
- 8、蒙婷婷同学参与完成的论文《国际能源市场与股票市场的波动溢出效应及驱动因素研究——基于 TVP-VAR-DY 溢出指数分解的分析》
- 9、莫立颖同学参与完成的论文《数字化转型与银行行为——基于负债结构视角》
- 10、王珮瑶同学参与完成的论文《国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出效应研究——基于冲击规模和好坏波动的非对称性分析》
- 11、王晓同学参与完成的论文《资本市场开放与企业绿色创新——基于“沪深港通”的经验证据》
- 12、徐佳翔、邢雨聪同学完成的论文《资本市场开放进程中沪深港通交易对 AH 股价共跳的影响——兼论权重股稳定市场还是推波助澜》
- 13、杨芮妍同学完成的论文《负利率政策对保险市场需求影响研究——以欧元区为例》
- 14、张培杰同学完成的论文《全球金融周期扩张加剧人民币汇率失衡了吗？》
- 15、向念同学参与完成的论文《人口老龄化对农业种植结构的非线性影响及金融支持的调节效应》
- 16、赵志尚、孟新新同学完成的论文《能源结构转型是否加剧了区域金融风险——基于路径属性与曲线特征视角》

2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖

“教师指导论文奖”获奖名单

一等奖

国际金融系	副教授	硕士生导师	涂 强
金融工程系	讲 师		刘彦迪

二等奖

信用管理系	教 授	博士生导师	郭 娜
投资系	讲 师	硕士生导师	李春霞
金融工程系	讲 师	硕士生导师	王 娟

三等奖

金融系	教 授	博士生导师	张庆君
金融系	教 授	博士生导师	高晓燕
金融系	副教授	硕士生导师	卜 林
金融工程系	副教授	硕士生导师	李兆军
信用管理系	讲 师	硕士生导师	韩佳彤

优秀奖

保险系	副教授	硕士生导师	王愆新
投资系	教 授	硕士生导师	黄树青
金融系	讲 师		姜雪冰
国际金融系	副教授	硕士生导师	刘 珩
保险系	讲 师		王丽佳
保险系	讲 师		杨 哲
金融工程系	副教授	硕士生导师	周 远

2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖
“优秀论文奖”获奖论文汇编

经济政策不确定性、空间关联与短期资本流动波动

刘浩杰 刘 场

(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着全球经济金融一体化程度的不断提升, 各国短期资本流动的波动幅度及共振程度明显增加。文章基于线性视角和空间视角探讨了经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响及空间影响。线性回归结果表明: 全球经济政策不确定性及各国经济政策不确定性对短期资本流动波动具有加剧作用, 且对短期资本流入及流出波动的影响大于净资本流动波动。空间回归结果表明: 各国短期资本流动波动之间存在空间溢出效应, 且在不同的空间权重矩阵下具有异质性。地理空间关联下, 短期净资本、流入及流出波动存在显著的正向空间溢出, 且本国经济政策不确定性上升对相近地区的短期资本流动波动加剧具有正向溢出作用; 金融空间关联下, 短期净资本、流入及流出波动存在显著的负向空间溢出, 经济政策不确定性对短期资本流动波动存在正向空间溢出, 但显著性较弱。为此, 短期资本流动管理不仅要考虑经济政策不确定性冲击的影响, 还要关注其空间溢出效应, 通过加强国际监管政策协调, 防范短期跨境资本流动风险。

[关键词]: 经济政策不确定性 地理空间关联 金融空间关联 短期资本流动波动

一、引言

金融全球化下短期跨境资本流动日趋频繁, 其波动性不仅冲击一国金融秩序、加剧金融脆弱性, 也是金融危机的重要来源。伴随着金融市场开放及全球经济金融一体化程度的推进, 全球资本流动规模在快速增长的同时也呈现了许多新特征, 其中一个重要的特征就是短期资本流动的规模及波动大幅增加。以证券投资基金、对冲基金等大型机构为主的投资者在全球寻找投资机会, 在提高资本配置效率的同时, 也加剧了金融脆弱性, 一旦遭遇外部或内部不利环境变化冲击, 曾经大幅流入的资本可能瞬间改变方向, 引发资本流动巨幅波动, 进而导致货币贬值、资产价格泡沫破裂等经济现象, 甚至引发货币危机和金融危机等。实际上, 回顾全球几次重大金融危机不难发现, 从 1997 年的东南亚危机到 2008 年的国际金融危机, 每次危机发生前都伴随着短期资本的大量流入, 而危机后则会发生大量流出, 金融危机几乎总是与短期资本流动的剧烈波动相关 (Milesi-Ferretti 和 Tille, 2011; 朱孟楠等, 2017)。但是现有研究大多以短期资本流动的规模为研究对象, 对短期资本流动的波动关注较少。根据 2016 年国际货币基金组织 (IMF) 对 44 个^①成员国的调查结果显示, 当局最关注的是资本流动的波动性 (占比约 70%), 其次为资本流动的数量 (占比约 59%), 再次为资本流动的构成 (占比约 50%)。此外, 伴随着我国资本项目开放进程的加快, 国际资本流动的规模和波动都有所上升, 相较于直接投资等长期投资方式, 短期资本流动的波动性更大, 对一国金融稳定的冲击也比较显著。因此, 在“十四五”规划“坚持实施更大范围、更宽领域、更深层次对外开放”的背景下, 研究短期资本流动波动对于我国进行资本流动管理具有重要的现实意义, 而对短期资本流动波动影响因素的分析也可以为我国监管部门防范短期资本流动风险提供经验借鉴。

在短期资本流动的影响因素中, 不确定性及风险逐渐成为重要的影响因素。近年来, 全球

* 本文是国家社会科学基金重大项目“美国逆全球化视域下我国跨境资本流动与宏观经济均衡研究” (项目编号: 17ZDA100) 的阶段性研究成果。

^①44 个经济体包括 16 个发达经济体、22 个新兴市场以及 6 个低收入国家。

动荡源和风险点显著增多，不稳定性不确定性凸显。IMF 的报告指出，不确定性成为当前世界经济的重点，并指出促使全球经济向下修正的因素中，一个关键因素是不确定性的增加。关于不确定性的影响，报告指出，“更高的政策不确定性将影响跨境资本流动”。为此，分析经济政策不确定性对短期资本流动的影响至关重要。但是之前在分析短期资本流动的影响因素时，常常忽略空间关联的作用。随着金融全球化和信息技术的发展，地理距离已经无法成为各国资本流动的障碍，国际金融市场正逐渐演变成为一个不可分割的有机整体，全球金融市场呈现出愈发紧密的联动现象。相应地，各国的资本流动也可能存在显著的联动效应，即一国相近的国家资本流动会显著提升本国的资本流动 (Calderon 和 Kubota, 2019)，而且随着各国经济和金融联系显著增加，资本流动风险也可能在各个经济体之间发生传染，尤其是贸易联系和金融联系较多的国家，资本流动风险更容易发生传染 (Forbes 和 Warnock, 2012)。理论和实践都表明，经济政策不确定性上升是引起资本流动波动的重要诱因，且国家间紧密的金融关联和地理关联可能会增加危机发生的可能性，而现有研究并未对短期资本流动的空间关联关系进行深入探讨，同时也未对经济政策不确定性对周围国家短期资本流动波动的空间溢出关系给予解释。基于此，本文首先从线性视角探讨经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响；其次从空间视角出发探究经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间影响，以此为短期资本流动国际监管政策协调提供经验借鉴。

本文可能的边际贡献体现在：第一，现有研究多关注经济政策不确定性作为推动因素对短期资本流动的影响，鲜有文献关注经济政策不确定性对短期资本流动波动的影响。鉴于短期资本流动具有投机性、趋利性和高风险性等特征，其波动将加剧一国金融脆弱性，引起系统性金融风险，为此本文重点探讨经济政策不确定性对短期资本流动波动的影响，丰富了短期资本流动波动驱动因素的相关研究。第二，短期净资本流动是由短期资本流入减短期资本流出而得，在一定程度上掩盖了短期资本流动的真实变化情况，本文将短期资本流动波动分为流入波动和流出波动，进一步能够详尽地解析经济政策不确定性对其影响的异质性。第三，当前鲜有文献研究经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间影响，本文创新性地从空间关联视角出发，构建地理空间关联矩阵和金融空间关联矩阵实证分析经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间溢出效应，有助于监管部门了解短期资本流动波动风险的空间传染情况，继而为国际监管政策协调提供经验借鉴。

本文余下的结构安排如下：第二部分为文献综述和理论分析，重点梳理了现有关于短期资本流动驱动因素的文献，同时从理论层面分析经济政策不确定性对短期资本流动波动的影响机制，并提出相应假说；第三部分为实证设计；第四部分为实证结果分析，通过面板回归模型及空间计量模型探讨经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响及空间影响；最后为结论与对策建议。

二、文献综述与理论分析

1. 文献综述

金融全球化背景下短期资本的全球流动在提高资金配置效率的同时，也加剧了金融领域风险因素的累积和传染。金融危机以来，人们逐渐意识到巨额短期资本流动对宏观金融稳定的冲击。由于短期国际资本具有投机性、趋利性、波动性等特征，一旦遭遇外部不利变化环境冲击，可能导致金融危机。于是，针对短期资本流动驱动因素的研究逐渐成为学术界的研究重点。

首先，对于短期资本流动的驱动因素而言，现有文献多采用“推-拉”框架，即将资本流动的驱动因素分为推动因素和拉动因素，其中推动因素是指由本国外部的经济金融因素变动引发资本流动的变化，如全球风险水平 (VIX)、全球经济增长率以及流动性风险水平 (TED 利差) 等 (谭小芬等, 2018; Davis 等, 2021)；而拉动因素是指由本国自身的宏观基本面状况变化引起资本流动变化，如经济增长率、通货膨胀率等 (张明和肖立晟, 2014; Barrot 和 Servén, 2018)。但这一分析范式主要来源于对实证研究的总结，其背后的经济学理论支撑不足。事实上，短期

资本的流量及流向体现为国际投资者的跨境资产组合配置,可以用马科维兹现代投资组合理论中的“收益-风险”框架解释短期资本流动诱因(刘粮和陈雷,2018)。国际资本全球流动的核心是在预期投资收益与预期投资风险(成本)间进行权衡,即预期投资风险和收益是资本流动的核心影响因素,其中风险因素主要包括不确定性、政策冲击等(刘浩杰和林楠,2021),收益因素包括利差、资产收益等。而不确定性则是预期投资风险的重要组成部分,不确定性意味着风险,较高不确定性将影响短期资本流动的流量及流向,造成短期资本流动波动(陈乐一和张喜艳,2018)。事实上,无论是“推-拉”还是“风险-收益”框架分析都揭示了引发短期资本流动的诱因,为短期资本流动管理提供经验借鉴。

近年来,以政策、经济和金融为代表的 uncertainty 问题日益突出,这可能是短期资本流动波动的重要驱动因素(Gauvin 等,2014;杨海珍和杨洋,2021),于是越来越多的学者开始从 uncertainty 视角尤其是经济政策 uncertainty 分析 uncertainty 对短期资本流动的影响。分视角来看,其一,关注经济政策 uncertainty 对短期资本流动的线性影响,如谭小芬等(2018)分析了全球经济政策 uncertainty 对新兴经济体直接投资、证券投资和其他投资净资本流动的影响,并且发现政策 uncertainty 对资本流动呈现负向影响。其二,关注经济政策 uncertainty 对短期资本流动的非对称影响,如林秀梅等(2017)实证考察了在高 uncertainty 和低 uncertainty 区制下经济政策 uncertainty 对资本流动的影响。其三,关注经济政策 uncertainty 对短期资本流动的非线性影响。一方面,基于经济政策 uncertainty 的平方项探讨经济政策 uncertainty 对短期资本流动是否存在“U”型影响(谭小芬等,2018);另一方面,以金融发展、制度质量等为门槛变量研究经济政策 uncertainty 对短期资本流动是否存在门槛效应(刘瑒等,2020)。除此之外,在研究短期资本流动方面,一些学者开始关注到短期资本流动所带来的后果,尤其是短期资本“大进大出”对宏观金融稳定的影响(范小云等,2011;王爱俭等,2019)。

已有研究的成果不容忽视,但整体来看仍存在如下局限性:第一,尽管现有文献已经关注到经济政策 uncertainty 抑制短期资本流动规模,但鲜有研究意识到,短期资本流动规模不同于波动,金融危机的根源在于国际资本尤其是短期国际资本的波动。同时,多数文献在研究短期资本流动时过多强调净资本流动,少有文献关注到短期资本流入及流出,而且净资本流动的变化可能掩盖资本大进大出的变化。第二,不少文献在研究短期资本流动时,只是关注驱动因素对短期资本流动的线性或非线性影响,忽视短期资本流动之可能存在的空间效应,虽然杨海珍等(2020)关注到了短期资本流动之间的联动性,但遗憾的是并未对此进行深入分析,也并未对驱动因素的空间溢出效应进行解释。

基于此,在现有文献的基础上,本文做出如下扩展:一是从短期资本流动的方向及波动出发,探讨经济政策 uncertainty 对短期资本流动流向及波动的影响,二是结合经济政策 uncertainty 对短期资本流动波动的线性影响及空间影响,通过实证分析和理论分析,厘清经济政策 uncertainty 对短期资本流动波动的作用机制及影响方向,为我国探索跨境资本流动管理,缓释短期资本流动波动冲击风险提供理论依据和政策启示。

2. 理论分析

2018 年以来,中美贸易争端、地缘政治局势等“黑天鹅”事件给全球经济带来的巨大的 uncertainty,加之全球经济增速放缓,各国频繁出台各项经济政策以刺激经济复苏,经济政策 uncertainty 指数在高位徘徊。在全球金融一体化日益加深的背景下,世界各国经济政策的调整往往带来短期跨境资本的大规模流动。具体来看,经济政策 uncertainty 影响短期资本流动波动主要通过三种渠道:第一,实物期权机制,由于企业的投资具有不可逆性,企业在进行跨境投资时会在未来风险和收益间进行权衡,此时将未来的投资看成一个看涨期权(张礼卿和蔡思颖,2020),而 uncertainty 意味着风险,将使得等待投资的选择价值增加,企业的跨境投融资推迟或撤回,促使短期资本流动发生波动(Julio 和 Yook, 2012)。第二,金融摩擦机制,在存在金融摩擦的市场,经济政策 uncertainty 上升将会加剧信息不对称,通过影响跨境企业的投资决策(陈乐一和张喜艳,2018),进而抑制其跨境投融资活动。第三,信心预期机制,经济政策 uncertainty 上升将会影响跨

国投资者的预期和信心，在风险感知的情况下，资本的“避险效应”大幅提升，将引发资本流动波动。综合上述分析，本文提出假说 1。

假说 1：经济政策不确定性对短期资本流动波动具有显著的正向促进作用。

地理学第一定律指出“任何事物都是与其他事物相关的，但较近的事物关联更紧密” (Tobler, 1970)。近年来，随着金融地理学的发展，经济变量之间的空间相关关系正在引起关注。对于短期国际资本而言，由于地域空间交互及经济活动的辐射作用，短期资本流动之间可能存在空间溢出效应 (Alfaro 等, 2020)。现实中，由于各国金融、贸易往来频繁，各国国际短期资本流动的联动和共振性愈发明显 (Cerutti 等, 2019)。具体来看，不同国家间的短期资本流动波动空间效应归结于两大类的原因：第一，基于经济体基本层面关联的直接传染，伴随着金融全球化，金融机构逐步向国际化、全球化的跨国经济发展，由跨国企业之间的相互关联、资产负债再平衡和投资策略调整而引发的国际资本流动传染也越来越频繁。第二，投资者情绪、预期以及羊群效应等不可观测因素导致的间接传染效应。根据信息不对称理论，“黑天鹅”极端事件发生会对国际投资者的心理预期形成较大的负面冲击，致使国际投资者出现信心匮乏、悲观情绪蔓延等情况，从而引发恐慌和非理性行为，短期资本流动规模大幅上升，波动性加剧。此外，地理因素也是短期资本流动波动空间溢出的重要因素，地理距离相近的国家往往有相似的文化、市场环境等，从而加剧了相近国家的基本面关联，同时在市场情绪、投资者非理性行为等因素的影响下，一国短期资本流动波动可能会对相近国家的短期资本流动波动产生地理空间溢出效应。为此，本文提出假说 2。

假说 2：短期资本流动波动之间存在空间溢出效应。

同样，一国经济政策不确定性产生的影响不再局限于本国内部，还会向其他国家进行传染和扩散。由于各国存在密切的贸易和投资往来，当一国经济政策不确定性上升时，经济政策不确定性将沿着贸易和金融关联网络进行跨国传递，形成经济政策不确定性的全球溢出效应 (李政等, 2021)。与此同时，在经济政策不确定性跨国传递的背景下，一方面东道国经济政策不确定性的升高容易使得本国短期风险上升，从而引起高投机性、高风险性、高流动性的短期资本流动，另一方面东道国经济政策不确定性上升可能造成关联国家的经济政策不确定性上升，进而引起关联国家市场风险水平变化 (杨子晖等, 2020)，诱发关联国家短期资本流动变化。为此，本文提出假说 3：

假说 3：经济政策不确定性对短期资本流动波动存在空间影响。

三、实证设计

1. 模型构建

(1) 基准回归模型

为有效反映经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响，本文采用面板回归模型进行实证分析。其中，面板模型的设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 EPU_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， Y_{it} 代表是第 i 个国家短期资本流动在 t 时刻的波动，由于短期净资本流动可能掩盖流入及流出的变化，为探究短期资本流动的结构化变化，将 Y_{it} 分为短期净资本流动波动 (CFV_{it})、短期资本流入波动 ($CFIV_{it}$) 以及短期资本流出波动 ($CFOV_{it}$)。 EPU_{it} 为 i 个国家在 t 时刻的经济政策不确定性，此外本文在线性回归中引入了全球经济政策不确定性 ($GEPU_t$)。 X_{it} 和 Z_t 分别为国内控制变量和全球性控制变量， ε_{it} 为随机误差项。本文重点关注 β_1 的系数，若 $\beta_1 > 0$ 表明经济政策不确定性将加剧短期资本流动波动，反之则为抑制作用。

(2) 空间面板模型

面板模型只考虑了时间和截面维度的线性影响，而忽略了时空演变特征下的空间影响。根据杨海珍等 (2020) 的研究，短期资本流动具有明显空间地理属性，而忽视这些空间属性可能

会使得研究出现偏差。因此,研究经济政策不确定性对其他区域的短期资本流动波动的空间影响,则需要引入空间变量。常见的空间计量模型包括空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型。鉴于本文重点分析经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间影响,在模型(1)的基础上,选取空间杜宾模型进行实证分析。空间杜宾模型的设定如下:

$$Y_{it} = \rho WY_{it} + \alpha_{it} + \beta_1 EPU_{it} + \rho_1 WEPU_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, Y_{it} 代表的是第 i 个国家短期资本流动在 t 时刻的波动, 包括 $CFV_{i,t}$ 、 $CFIV_{i,t}$ 和 $CFOV_{i,t}$; ρ 表示空间计量模型的空间相关系数; W 是根据空间关联设定的空间矩阵, 是 $N \times N$ 维方阵, 包括地理空间关联矩阵和金融空间关联矩阵; ρ_1 代表经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间溢出影响, EPU_{it} 代表 i 个国家在 t 时刻的经济政策不确定性。

2. 变量选取

(1) 被解释变量

短期资本流动波动。关于短期资本流动波动的度量, 现有文献主要是从三个方法进行测度: 一是采用滚动标准差; 二是采用 GARCH (1, 1) 过程; 三是采用 ARIMA (1, 1, 0) 模型。本文借鉴 Pagliari 和 Hannan (2017)、Neanidis (2019)、范小云等 (2020) 的研究, 采用短期资本流动与 GDP 比值的五年滚动窗口标准差来衡量。由此, 得到本文核心被解释变量: 短期净资本流动波动。

$$CFV_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=t-19}^t \left(\frac{CF_{i,k}}{GDP_{i,k}} - \mu \right)^2} \quad (3)$$

其中, $\mu = \frac{1}{n} \sum_{k=t-19}^t \left(\frac{CF_{i,k}}{GDP_{i,k}} \right)$, $CF_{i,k}$ 是第 i 个国家或地区在第 k 时期的短期净资本流动, $GDP_{i,k}$ 是第 i 个国家或地区在第 k 时期的国内生产总值。类似的, 短期资本流入波动与短期资本流出波动的计算分别如下所示:

$$CFIV_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=t-19}^t \left(\frac{CFI_{i,k}}{GDP_{i,k}} - \mu \right)^2} \quad (4)$$

$$CFOV_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=t-19}^t \left(\frac{CFO_{i,k}}{GDP_{i,k}} - \mu \right)^2} \quad (5)$$

(2) 核心解释变量

经济政策不确定性。经济政策不确定性即经济主体无法预知政府经济政策出台时间、力度和影响而产生的不确定性。本文采用 Baker 等 (2016) 构建的 EPU 指数作为经济政策不确定性的代理变量, 该指数为 Baker 等 (2016) 采用文本分析法以经济、政策、不确定性等关键词从报纸新闻信息中提取, 具有良好的代表性。本文分别选取其中的全球经济政策不确定性 (GEPU) 与各国经济政策不确定性 (EPU) 进行研究。

(3) 控制变量

关于控制变量的选取, 借鉴 Fratzscher (2012) 的研究, 选取了包括一些可能影响短期资本流动波动的国内因素和全球性因素。具体地, 国内因素包括: (1) 经济规模 (GDP), 选取各国 GDP 总量表示经济规模, 统一采用美元计价, 并对数据取对数。(2) 贸易规模 (TRADE), 采用各国进口和出口总额表示, 统一采用美元计价, 并对数据取对数。(3) 通货膨胀 (CPI), 通货膨胀率会影响国际资本流动 (张明和肖立晟, 2014), 因此加入通货膨胀率 (CPI) 作为控制变量, 并对数据取对数。(4) 外汇储备总额 (FR), 一国外汇储备数量不仅是一国外汇市场应对外部冲击的重要调节手段, 也有助于增强外国投资者对本国货币的信心, 因此加入以美元计价的各国外汇储备作为控制变量, 并对数据取对数。(5) 资本账户开放度 (KAOPEN), 采用

Chinn 和 Ito (2006) 提出的 KAOPEN 指数表示报告国的资本账户开放程度, 数值越大表示资本账户开放程度越高。全球性因素包括: (6) 全球风险状况 (GVIX), 采用 CBOE 波动性指数 (VIX) 来衡量全球风险, 并对数据取对数。(7) 全球收益 (GBOND), 选取美国十年期国债收益率。(8) 全球经济增长 (GGDP), 以美国 GDP 同比增长率来衡量。表 1 为变量的描述性统计。

表 1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
CFIV	1224	0.105	0.136	0.009	0.050	0.743
CFOV	1224	0.103	0.132	0.005	0.053	0.671
CFV	1224	0.059	0.048	0.011	0.038	0.312
EPU	1224	4.735	0.502	2.648	4.743	6.613
GEPV	1224	4.820	0.341	4.051	4.820	5.497
GDP	1224	12.53	1.274	9.424	12.72	15.45
TRADE	1224	13.76	2.360	10.07	12.77	19.79
FR	1224	10.76	2.187	0.687	10.64	15.20
CPI	1224	4.657	0.126	4.206	4.649	5.168
KAOPEN	1224	1.508	1.183	-1.219	2.334	2.334
GVIX	1224	2.883	0.355	2.333	2.819	4.073
GBOND	1224	2.911	0.945	1.560	2.740	5.070
GGDP	1224	1.707	1.635	-3.996	2.030	3.761

此外, 本文计算了被解释变量和核心解释变量之间的 Pearson 相关系数, 如表 2 所示。核心解释变量经济政策不确定性 (EPU) 及全球经济政策不确定性 (GEPV) 与短期资本净流动波动 (CFV)、短期资本流入波动 (CFIV) 及短期资本流出波动 (CFOV) 之间存在较为显著的正相关关系, 在一定程度上说明了经济政策不确定性可能加剧短期资本流动波动, 这与前文理论分析的逻辑较为一致。需要说明的是, 由于相关系数只是粗略地衡量经济政策不确定性与短期资本流动波动间的关系, 具体结果还需进行更严谨的实证分析。

表 2 核心变量间的 Pearson 相关系数

	EPU	GEPV	CFV	CFIV	CFOV
EPU	1				
GEPV	0.518***	1			
CFV	0.004	0.031	1		
CFIV	0.075***	0.006	0.837***	1	
CFOV	0.089***	0.017	0.855***	0.991***	1

注: Pearson 相关系数矩阵表, 其中, *, **, *** 分别表示相关系数在 10%、5%、1% 的置信度水平下显著。

(4) 空间矩阵构建

对于空间计量模型而言, 描述样本中各单位空间分布状况的空间矩阵是模型的核心。空间矩阵可以反映相应的空间关系对各国短期资本流动波动的影响。在现有研究中, 一般选取地理矩阵作为空间关联关系的代表。在本文的研究中, 首先将地理距离作为反映地理关联关系的空间矩阵, 以此全面考察经济政策不确定性与短期资本流动波动间的地理空间影响。其次, 鉴于短期资本流动具有趋利性、投机性特征, 本文构建金融空间关联矩阵, 考察经济政策不确定性与短期资本流动波动间的金融空间影响。

关于地理空间关联矩阵的设定存在多种形式, 如简单的二进制邻接矩阵、基于距离的二进制空间权重矩阵等。本文参考丁剑平和吴洋 (2021) 的研究, 基于国家 i 与国家 j 首都距离 (d_{ij}) 的倒数构建地理关联矩阵, 矩阵形式如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{(1/d_{ij})^2}{\sum_{i \neq j} (1/d_{ij})^2}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (6)$$

关于金融空间关联矩阵的设定, 本文采用 LASSO-VAR 溢出指数度量, 由于溢出指数衡量

的是变量间的联动性，也即是两个国家间的金融关联程度（李政等，2020），可以作为金融空间关联关系的代表。

N 元 p 阶的 VAR 模型可以表示为：

$$Y_t = v + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， Y_t 为各国大盘股指， v 和 ε_t 分别为截距项和扰动项， Φ_i 为系数矩阵， p 为滞后阶数。

LASSO 的原理是在回归参数中施加一个惩罚项，它可以同时实现对参数的估计和对变量的选择。根据 Nicholson 等（2015）的方法，LASSO-VAR 模型的估计表达式为：

$$\min \sum_{t=1}^T \|Y_t - v - \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i}\|_F^2 + \lambda_i \|\Phi_i\|_1 \quad (8)$$

$$\|\Phi_i\|_1 = \sum_{j=1}^N |\Phi_{ij}| \quad (9)$$

其中， $\|A\|_F$ 为矩阵 A 的弗罗贝尼乌斯范数，是矩阵 A 各个元素绝对值平方的总和。 λ_i 是惩罚参数，通过连续交叉验证进行估计。 $\|\Phi_i\|_1$ 表示 l_1 惩罚项，为矢量中各个元素绝对值之和，可以通过将最不显著的元素赋值为 0，从而减少横截面系数的数量。

在广义预测误差方差分解下，国家 i 的 H 步预测误差方差中由国家 j 的新息解释的比例为：

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)^2} \quad (10)$$

其中， Σ 是误差项 ε 的方差矩阵， σ_{jj} 是第 j 个方程误差项的标准差，矢量 e_i 中第 i 项的值为 1，其他项为 0。由于在广义预测误差方差分解下所有内生变量的贡献度加总不为 1，即 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(\tau) \neq 1$ ，在此对行加总进行标准化处理：

$$SI_{ij} = \check{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H)} \quad (11)$$

SI_{ij} 衡量国家 j 对国家 i 的溢出水平，反映两国的金融关联程度。基于 SI_{ij} 可以构建空间权重矩阵。金融空间关联矩阵形式如下：

$$W_{ij} = \begin{cases} SI_{ij}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (12)$$

3. 数据来源

本文的短期资本流动数据主要来源于国际货币基金组织（IMF）官网公布的国际收支平衡表（BOP）和国际投资头寸表（IIP）数据库。其他变量数据主要来源于国际货币基金组织（IMF）官网公布的国际金融统计（IFS）、CEIC 全球宏观经济数据库和 Wind 数据库。在本文核心被解释变量短期资本流动波动数据构建时，共测算了 24 个国家的短期资本流动波动数据，24 个国家①包括 16 个发达经济体和 8 个新兴经济体，具有良好的代表性。但基于上述数据可得性，最终选取 2006 年第二季度至 2018 年第四季度的面板数据进行研究②。虽然欧元区国家采用统一货币欧元，但各国资本流动具有明显差异，故不将欧元区作为统一整体。

① 16 个发达经济体是澳大利亚、比利时、加拿大、德国、西班牙、法国、英国、希腊、爱尔兰、意大利、日本、韩国、新加坡、荷兰、瑞典和美国。8 个新兴经济体为克罗地亚、智利、墨西哥、巴西、中国、哥伦比亚、印度和俄罗斯。

② 鉴于空间面板所需数据为平衡面板数据，受限于 KAOPEN 指数样本区间，故实际样本只到 2018 年 4 季度。

四、实证结果分析

1. 基础模型回归结果

(1) 全球经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响

表 3 为全球经济政策不确定性对短期资本流动波动线性影响的回归结果。由表 2 可知, 全球经济政策不确定性的估计系数为正且显著, 表明全球经济政策不确定性上升将加剧短期资本流动波动, 验证了假说 1 的成立。其原因在于, 短期资本作为趋利资本, 其对风险的敏感度较高。全球经济政策不确定性上升也就意味着短期跨境资本面临的风险增加, 风险预期的改变将使得短期资本流动发生波动。其次, 分方向来看, 全球经济政策不确定性对各国短期资本净流动波动、流出波动和资本流入波动的估计系数分别为 0.0085、0.0228 和 0.0219, 且都在 1% 的显著性水平下显著, 表明全球经济政策不确定性对短期资本流出波动和短期资本流入波动的影响无显著差别, 但是对资本流入和资本流动波动的影响大于对净资本流动波动的影响, 其原因可能在于, 短期净资本是由短期资本流入减短期资本流出, 由于资本流入和资本流出存在抵消, 在一定程度掩盖了经济政策不确定性对短期净资本流动的影响。

表 3 全球经济政策不确定性与短期资本流动波动

	(1) CFV	(2) CFV	(3) CFOV	(4) CFOV	(5) CFIV	(6) CFIV
GEPU	0.0056*** (0.0015)	0.0085*** (0.0029)	0.0066** (0.0033)	0.0228*** (0.0066)	0.0026 (0.0041)	0.0219*** (0.0083)
GDP		-0.0082*** (0.0030)		-0.0371*** (0.0068)		-0.0350*** (0.0085)
TRADE		0.0403*** (0.0042)		0.0358*** (0.0097)		0.0468*** (0.0121)
FR		0.0049*** (0.0008)		-0.0048** (0.0019)		-0.0056** (0.0024)
CPI		-0.0008*** (0.0001)		-0.0003** (0.0001)		-0.0005** (0.0002)
KAOPEN		-0.0034** (0.0016)		-0.0060* (0.0036)		-0.0098** (0.0045)
GVIX		-0.0001 (0.0020)		-0.0013 (0.0047)		0.0023 (0.0058)
GBOND		-0.0034*** (0.0008)		-0.0105*** (0.0018)		-0.0103*** (0.0023)
GGDP		-0.0406*** (0.0092)		-0.1501*** (0.0212)		-0.1701*** (0.0265)
_cons	0.0324*** (0.0072)	0.0048 (0.0876)	0.0707*** (0.0161)	1.5511*** (0.2008)	0.0930*** (0.0199)	1.5932*** (0.2510)
N	1224	1224	1224	1224	1224	1224
r2	0.0116	0.1962	0.0033	0.1378	0.0003	0.1165

注: “()”内是标准误; *, **, ***分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著; “控制”代表加入了对应的变量。下同。

(2) 各国经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响

表 4 为各国经济政策不确定性对短期资本流动波动线性影响的回归结果。由表 4 可知, 各国经济政策不确定性对短期资本流入、短期资本流出与短期净资本流动波动都表现为正向影响, 说明各国经济政策不确定性上升将会加剧短期资本流动波动, 验证了假说 1 的成立。其中经济政策不确定性对资本流入和资本流出波动的估计系数在 1% 的显著性水平下显著, 而对净资本流动波动在 5% 的显著性水平下显著, 且估计系数也小于对资本流入波动及流出波动的系数, 表明经济各国经济政策不确定性上升将会加剧短期资本流动波动, 但是如果只考虑短期净资本流动, 则经济政策不确定性对其影响较小。

表 4 各国经济政策不确定性与短期资本流动波动

	(1) CFV	(2) CFV	(3) CFOV	(4) CFOV	(5) CFIV	(6) CFIV
EPU	0.0042*** (0.0012)	0.0029** (0.0014)	0.0134*** (0.0027)	0.0126*** (0.0031)	0.0118*** (0.0033)	0.0125*** (0.0039)
GDP		-0.0076** (0.0030)		-0.0349*** (0.0068)		-0.0329*** (0.0085)
TRADE		0.0417*** (0.0042)		0.0404*** (0.0096)		0.0514*** (0.0121)
FR		0.0048*** (0.0008)		-0.0049*** (0.0019)		-0.0057** (0.0024)
CPI		-0.0008*** (0.0001)		-0.0003** (0.0001)		-0.0005*** (0.0002)
KAOPEN		-0.0031** (0.0016)		-0.0049 (0.0036)		-0.0087* (0.0045)
GVIX		0.0026 (0.0016)		0.0043 (0.0037)		0.0075 (0.0047)
GBOND		-0.0041*** (0.0007)		-0.0114*** (0.0017)		-0.0111*** (0.0021)
GGDP		-0.0295*** (0.0080)		-0.1263*** (0.0182)		-0.1477*** (0.0228)
_cons	0.0398*** (0.0058)	-0.1066 (0.0779)	0.0391*** (0.0127)	1.2674*** (0.1778)	0.0497*** (0.0157)	1.3216*** (0.2224)
N	1224	1224	1224	1224	1224	1224
r2	0.0097	0.1934	0.0207	0.1412	0.0104	0.1192

2. 基于空间计量回归的分析

传统的计量经济模型可能忽略样本之间存在的空间效应。本文采用 Moran 指数检验方法对 24 个国家的短期资本流动波动进行了空间相关性分析, Moran 指数的计算公式如下:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (13)$$

其中, x 为观测值, $S^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n$ 为样本方差, W_{ij} 为空间权重矩阵的 (i, j) 的元素。标准化的 Moran I 统计量为:

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (14)$$

全局 Moran 指数检验结果显示^①在金融空间关联矩阵和地理空间关联矩阵下, 样本期内 Moran 指数均存在着显著的空间相关性, 且均通过了 1% 的显著性水平检验, 表明短期资本流动波动具有明显的相关性, 一国短期资本流动波动容易对其他国家短期资本流动波动产生影响, 也即是资本流动波动表现出空间关联特征。因此, 运用空间计量方法检验短期资本流动波动是否存在空间溢出效应, 以及分析经济政策不确定性对短期资本流动波动的空间影响是必要的。

(1) 基于地理空间关联矩阵的分析

基于地理距离矩阵对空间计量模型的回归结果如表 5 所示。首先, 空间自相关系数 ρ 均在 1% 检验条件下显著, 一方面说明本文建立的空间模型合理, 另一方面则说明短期资本流动波动存在显著的空间溢出效应。此外, 估计系数 ρ 为正表明短期资本流动波动在相近区域间具有传染效应, 本国短期资本流动波动将会引发相近国家的短期资本流动波动, 验证了假说 2 的成立。其次, 表 5 第 (2) 列和第 (3) 列经济政策不确定性的估计系数分别为 0.0114 和 0.0110, 且在 1% 的显著性水平下显著, 说明本国经济政策不确定性上升将会增加本国短期资本流出及流入的波动性。此外, 第 (1) 列系数为 0.0023, 在 10% 的显著性水平下显著, 说明经济政策不确定性对短期资本净流动波动也存在正向影响。最后, 在三种短期资本波动类型中, 空间相互作用系

^① 由于版面问题, 请参考附录。

数 ($W*EPU$) 为正且显著, 说明经济政策不确定性在提高本国资本流动波动的同时存在空间溢出效应, 本国经济政策不确定性上升对相近国家资本流动波动上升具有正向溢出作用, 验证了假说 3 的成立。这可能是因为经济政策不确定性存在风险溢出效应, 本国经济政策不确定性上升将会引发相近国家的经济政策不确定性上升, 进而改变相近国家投资者的风险预期, 在跨境资产配置效应下引起短期资本流动波动。

表 5 基于地理空间关联的回归结果

	(1) CFV	(3) CFOV	(2) CFIV
Main			
EPU	0.0023* (0.0013)	0.0114*** (0.0031)	0.0110*** (0.0038)
GDP	-0.0015 (0.0030)	-0.0314*** (0.0069)	-0.0298*** (0.0086)
TRADE	0.0383*** (0.0041)	0.0411*** (0.0097)	0.0538*** (0.0121)
FR	0.0048*** (0.0008)	-0.0050*** (0.0019)	-0.0057** (0.0023)
CPI	-0.0007*** (0.0001)	-0.0004** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)
KAOPEN	-0.0035** (0.0015)	-0.0054 (0.0035)	-0.0094** (0.0044)
GVIX	-0.0009 (0.0017)	-0.0005 (0.0040)	0.0017 (0.0050)
GBOND	-0.0019** (0.0008)	-0.0083*** (0.0019)	-0.0074*** (0.0023)
GGDP	-0.0409*** (0.0079)	-0.1253*** (0.0194)	-0.1404*** (0.0241)
Wx			
EPU	1.1513*** (0.2756)	1.4796** (0.6257)	1.5964** (0.7740)
Spatial			
rho	23.2708*** (5.1998)	9.2352** (4.5812)	12.0981*** (4.3457)
Variance			
sigma2_e	0.0002*** (0.0000)	0.0013*** (0.0001)	0.0021*** (0.0001)
N	1224	1224	1224
r2	0.1980	0.1499	0.1300

Lesage (2008) 指出, 在空间计量经济模型中, 由于空间相关性的存在, 空间杜宾模型中的解释变量估计系数并不能准确反映出解释变量对被解释变量的影响。相反, 应将解释变量对被解释变量的影响分为直接效应、间接效应和总体效应后再对模型进行相应的解释。为了更加深入研究不同效应下短期资本流动波动的变化情况, 进一步将经济政策不确定性的空间效应分解为直接效应、间接效应和总效应, 结果如表 6 所示。

从总效应来看, 三种类型短期资本流动波动中, 经济政策不确定性的估计系数均显著为正, 表明经济政策不确定性上升将会加剧短期资本流动波动。从直接效应来看, 经济政策不确定性对短期净资本流动波动的估计系数为 0.0027 在 5% 的显著性水平下显著, 而经济政策不确定性对短期资本流入及流出波动的估计系数分别为 0.0115 和 0.0117, 且在 1% 的显著性水平下显著, 表明经济政策不确定性上升将会加剧短期资本流动波动。从间接效应来看, 三种类型短期资本流动波动中, 经济政策不确定性的估计系数均显著为正, 说明经济政策不确定性对短期资本流动波动产生了正向的溢出效应, 一国经济政策不确定性上升将引起相近国家的短期资本流动波动。而且对比来看, 间接效应占总效应的比重在 50% 以上, 意味着经济政策不确定性的空间溢

出效应是短期资本流动波动的重要影响因素。然而现有文献在研究经济政策不确定性对短期资本流动的影响时，其实证结果往往忽视了空间溢出效应，这有可能会错判经济政策不确定性对短期资本流动波动的影响，使得监管部门的监管政策出现不合适、不充分等情况。

表 6 空间效应分解

变量	短期净资本流动波动			短期资本流出波动			短期资本流入波动		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
EPU	0.0160*** (0.0031)	0.0027** (0.0014)	0.0133*** (0.0028)	0.0258*** (0.0059)	0.0117*** (0.0031)	0.0141*** (0.0054)	0.0274*** (0.0077)	0.0115*** (0.0039)	0.0159** (0.0070)

(2) 基于金融空间关联矩阵的分析

基于金融空间关联矩阵对空间计量模型的回归结果如表 7 所示。首先，空间自相关系数 ρ 均在 1%检验条件下显著，表明短期资本流动波动存在显著的空间溢出效应。此外，估计系数 ρ 为负表明短期资本流动波动在金融关联较高国家间具有传染效应，本国的短期资本流动波动将抑制金融关联较高国家的短期资本流动波动，再次验证了假说 2 的成立。其次，表 7 第 (2) 列和第 (3) 列经济政策不确定性的估计系数分别为 0.0092 和 0.0095，且在 5%和 10%的显著性水平下显著，说明本国经济政策不确定性上升将会增加本国短期资本流出及流入的波动性。而第 (1) 列系数为-0.0059，但是不显著。最后，在三种短期资本波动类型中，空间相互作用系数 ($W*EPU$) 为正且显著，说明经济政策不确定性在提高本国资本流动波动的过程中存在空间溢出效应，本国经济政策不确定性上升对金融关联较高国家的资本流动波动上升具有正向空间影响。

表 7 基于金融空间关联的回归结果

	(1) CFV	(2) CFOV	(3) CFIV
Main			
EPU	-0.0059 (0.0088)	0.0092** (0.0041)	0.0095* (0.0054)
GDP	0.0603*** (0.0153)	-0.0345*** (0.0070)	-0.0274*** (0.0093)
TRADE	-0.0588*** (0.0216)	0.0387*** (0.0099)	0.0467*** (0.0131)
FR	0.0051 (0.0042)	-0.0049** (0.0019)	-0.0056** (0.0026)
CPI	0.0003 (0.0003)	-0.0003** (0.0001)	-0.0004** (0.0002)
KAOPEN	-0.0121 (0.0080)	-0.0053 (0.0037)	-0.0103** (0.0049)
GVIX	0.0132 (0.0104)	0.0024 (0.0048)	0.0123* (0.0065)
GBOND	0.0108** (0.0049)	-0.0108*** (0.0023)	-0.0116*** (0.0030)
GGDP	-0.0210 (0.0421)	-0.1642*** (0.0222)	-0.2576*** (0.0310)
Wx			
EPU	0.0034 (0.0229)	0.0194* (0.0108)	0.0265* (0.0142)
Spatial			
rho	-0.5952*** (0.1391)	-0.3575*** (0.1214)	-1.0330*** (0.1752)
Variance			
sigma2_e	0.0068*** (0.0003)	0.0014*** (0.0001)	0.0025*** (0.0001)
N	1224	1224	1224
r2	0.0319	0.1474	0.1240

进一步将经济政策不确定性的空间影响效应分解为直接效应、间接效应和总效应，结果如表 8 所示。其一，从总效应来看，除短期净资本流动波动的估计系数不显著外，短期资本流入和流出波动的估计系数均显著且为正，表明经济政策不确定性上升将会加剧短期资本流动波动。其二，从直接效应来看，经济政策不确定性对短期净资本流动波动的估计系数为-0.0050 但是不显著，而经济政策不确定性对短期资本流入及流出波动的估计系数分别为 0.0112 和 0.0111，且在 1%的显著性水平下显著，表明经济政策不确定性将会加剧短期资本流入及流出波动。其三，从间接效应来看，三种类型短期资本流动波动中，经济政策不确定性的估计系数均为正表明经济政策不确定性对金融关联较高国家的短期资本流动波动表现为加剧作用，但是系数不显著则说明这种加剧作用并没有体现在统计意义上。

表 8 空间效应分解

变量	短期净资本流动波动			短期资本流出波动			短期资本流入波动		
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
EPU	-0.0020 (0.0122)	-0.0050 (0.0070)	0.0030 (0.0148)	0.0208*** (0.0066)	0.0111*** (0.0033)	0.0097 (0.0077)	0.0175*** (0.0058)	0.0112*** (0.0041)	0.0063 (0.0076)

3.稳健性检验

为保证上述结论的稳健性，本文从以下几个方面进行稳健性检验。

第一，改变估计样本。为增强本文结论的有效性，对连续变量在 5%的水平上进行双向缩尾处理，改变估计样本重新进行回归，回归结果如表 9 和表 10 所示。回归结果与前文基本一致，说明通过去掉极端值的方法不改变本文的基本结论。

表 9 各国经济政策不确定性对短期资本流动波动

	(1) CFV	(2) CFOV	(3) CFIV
EPU	0.0015 (0.0010)	0.0107*** (0.0026)	0.0113*** (0.0033)
GDP	-0.0120*** (0.0023)	-0.0358*** (0.0057)	-0.0292*** (0.0073)
TRADE	0.0347*** (0.0033)	0.0298*** (0.0082)	0.0355*** (0.0104)
FR	0.0027*** (0.0006)	-0.0028* (0.0016)	-0.0031 (0.0020)
CPI	-0.0006*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)
KAOPEN	-0.0036*** (0.0012)	-0.0044 (0.0031)	-0.0091** (0.0039)
GVIX	0.0003 (0.0013)	0.0008 (0.0032)	0.0040 (0.0040)
GBOND	-0.0033*** (0.0006)	-0.0096*** (0.0014)	-0.0090*** (0.0018)
GGDP	-0.0272*** (0.0062)	-0.0674*** (0.0155)	-0.0836*** (0.0196)
_cons	0.0310 (0.0601)	0.8355*** (0.1509)	0.8429*** (0.1910)
N	1224	1224	1224
r2	0.1902	0.1162	0.0877

表 10 基于空间关联的回归结果

	金融关联矩阵			地理关联矩阵		
	CFV	CFOV	CFIV	CFV	CFOV	CFIV
Main						
EPU	-0.0066 (0.0083)	0.0112** (0.0046)	0.0094*** (0.0035)	0.0011 (0.0010)	0.0102*** (0.0026)	0.0106*** (0.0032)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wx						
EPU	-0.0010 (0.0216)	0.0112 (0.0121)	0.0106 (0.0092)	0.8955*** (0.2128)	1.8391*** (0.5428)	2.1607*** (0.6701)
Spatial						
rho	-0.5872*** (0.1424)	-0.8709*** (0.1586)	-0.3960*** (0.1230)	12.9208** (5.8807)	-30.5373*** (6.8584)	-30.2512*** (5.9365)
Variance						
sigma2_e	0.0060*** (0.0003)	0.0018*** (0.0001)	0.0010*** (0.0001)	0.0001*** (0.0000)	0.0009*** (0.0000)	0.0015*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR_Direct						
EPU	-0.0061 (0.0066)	0.0115*** (0.0035)	0.0103*** (0.0028)	0.0013 (0.0011)	0.0099*** (0.0027)	0.0102*** (0.0034)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR_Indirect						
EPU	0.0009 (0.0140)	0.0003 (0.0068)	0.0038 (0.0064)	0.0086*** (0.0019)	0.0094*** (0.0033)	0.0114*** (0.0042)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR_Total						
EPU	-0.0052 (0.0115)	0.0118** (0.0053)	0.0141*** (0.0054)	0.0098*** (0.0021)	0.0194*** (0.0034)	0.0216*** (0.0043)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1224	1224	1224	1224	1224	1224
r2	0.0356	0.1200	0.0862	0.2001	0.1191	0.0838

第二，替换被解释变量。本文将被解释变量短期资本流动波动的滚动窗口换为 3 年，重新进行回归，结果如表 11 和表 12 所示，结论与前文无明显差异，再次说明本文的研究结论具有可靠性。

表 11 各国经济政策不确定性对短期资本流动

	(1)	(2)	(3)
	CFV	CFOV	CFIV
EPU	0.0003 (0.0019)	0.0109*** (0.0037)	0.0130*** (0.0044)
GDP	-0.0105*** (0.0035)	-0.0210*** (0.0081)	-0.0216** (0.0097)
TRADE	0.0055* (0.0031)	0.0249** (0.0115)	0.0374*** (0.0139)
FR	0.0047*** (0.0011)	-0.0161*** (0.0023)	-0.0125*** (0.0027)
CPI	-0.0006*** (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)
KAOPEN	-0.0028 (0.0021)	-0.0030 (0.0043)	-0.0031 (0.0052)
GVIX	0.0081*** (0.0022)	0.0159*** (0.0045)	0.0153*** (0.0054)
GBOND	-0.0013 (0.0010)	0.0017 (0.0020)	0.0016 (0.0024)

GGDP	0.0306*** (0.0103)	-0.0362* (0.0218)	-0.0817*** (0.0262)
_cons	-0.1913* (0.1044)	0.4692** (0.2122)	0.7122*** (0.2554)
N	1224	1224	1224
r2	0.1018	0.1079	0.0890

表 12 基于空间关联的回归结果

	金融关联矩阵			地理关联矩阵		
	CFV	CFOV	CFIV	CFV	CFOV	CFIV
Main						
EPU	-0.0051 (0.0091)	0.0144*** (0.0048)	0.0195*** (0.0061)	0.0120*** (0.0044)	0.0099*** (0.0037)	0.0004 (0.0018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wx						
EPU	0.0022 (0.0235)	0.0111 (0.0126)	0.0182 (0.0160)	0.4707 (0.8684)	0.6886 (0.7224)	1.4748*** (0.3608)
Spatial						
rho	-0.5760*** (0.1355)	-0.2732** (0.1132)	-0.9478*** (0.1692)	13.6132*** (4.3114)	12.0373*** (4.4530)	8.9918 (5.7743)
Variance						
sigma2_e	0.0071*** (0.0004)	0.0020*** (0.0001)	0.0033*** (0.0002)	0.0027*** (0.0001)	0.0019*** (0.0001)	0.0004*** (0.0000)
LR_Direct						
EPU	-0.0043 (0.0072)	0.0127*** (0.0039)	0.0160*** (0.0047)	0.0122*** (0.0045)	0.0102*** (0.0037)	0.0006 (0.0018)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR_Indirect						
EPU	0.0021 (0.0154)	-0.0105 (0.0096)	-0.0157* (0.0090)	0.0058 (0.0082)	0.0074 (0.0067)	0.0133*** (0.0031)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR_Total						
EPU	-0.0023 (0.0126)	0.0022 (0.0083)	0.0004 (0.0069)	0.0181** (0.0090)	0.0176** (0.0073)	0.0139*** (0.0034)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	1224	1224	1224	1224	1224	1224
r2	0.0319	0.1110	0.0934	0.1476	0.1089	0.0926

第三，更换估计方法。为验证短期资本流动波动的空间溢出效应，本文进一步采用空间滞后模型进行进一步检验，结果如表 13 所示。其中 λ 在 1%的显著性上显著为正，表明短期资本流动波动存在空间溢出效应。对于金融关联而言，短期资本流动波动较大的国家会对金融关联较高国家短期资本流动波动产生负的溢出效应；对于地理关联而言，短期资本流动波动较大的国家会对相近国家短期资本流动波动产生正的溢出效应。以上结果都表明短期资本流动波动存在空间溢出效应，进一步验证了假说 2 的成立。

表 13 空间滞后模型估计结果

	金融关联矩阵			地理关联矩阵		
	CFV	CFOV	CFIV	CFV	CFOV	CFIV
Main						
EPU	0.0034** (0.0014)	0.0138*** (0.0032)	0.0158*** (0.0042)	0.0029** (0.0013)	0.0120*** (0.0031)	0.0118*** (0.0038)
GDP	-0.0061** (0.0031)	-0.0333*** (0.0069)	-0.0261*** (0.0092)	-0.0039 (0.0029)	-0.0356*** (0.0067)	-0.0347*** (0.0083)
TRADE	0.0425*** (0.0043)	0.0399*** (0.0099)	0.0487*** (0.0130)	0.0397*** (0.0041)	0.0443*** (0.0096)	0.0575*** (0.0120)
FR	0.0049*** (0.0008)	-0.0051*** (0.0019)	-0.0059** (0.0026)	0.0048*** (0.0008)	-0.0050*** (0.0019)	-0.0057** (0.0023)

CPI	-0.0008*** (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	-0.0004** (0.0002)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0002)
KAOPEN	-0.0033** (0.0016)	-0.0052 (0.0037)	-0.0099** (0.0049)	-0.0033** (0.0015)	-0.0051 (0.0035)	-0.0089** (0.0044)
GVIX	0.0044** (0.0018)	0.0073* (0.0040)	0.0190*** (0.0054)	0.0020 (0.0016)	0.0032 (0.0037)	0.0057 (0.0046)
GBOND	-0.0048*** (0.0008)	-0.0133*** (0.0019)	-0.0150*** (0.0024)	-0.0032*** (0.0007)	-0.0100*** (0.0017)	-0.0093*** (0.0021)
GGDP	-0.0394*** (0.0090)	-0.1532*** (0.0211)	-0.2420*** (0.0296)	-0.0347*** (0.0078)	-0.1125*** (0.0186)	-0.1270*** (0.0232)
Spatial rho	-0.2628** (0.1045)	-0.3192*** (0.1177)	-0.9871*** (0.1710)	29.9993*** (4.5642)	12.0743*** (4.3750)	14.1123*** (4.2044)
Variance sigma2_e	0.0003*** (0.0000)	0.0014*** (0.0001)	0.0025*** (0.0001)	0.0002*** (0.0000)	0.0013*** (0.0001)	0.0021*** (0.0001)
N	1224	1224	1224	1224	1224	1224
r2	0.1966	0.1447	0.1214	0.1735	0.1462	0.1269

第四，内生性处理。尽管多数研究认为经济政策不确定性是外生的，如祝梓翔等（2021）认为经济政策不确定性为经济波动的外生因素。但是，短期资本流动的波动加剧可能会引发一国政府采取必要政策行动，从而产生政策的不稳定性或不确定性，双向因果关系的存在可能使得模型存在内生性问题。考虑到这种内生性问题，本文采用工具变量法进行稳健性检验，并考虑两种工具变量构造方法：一是借鉴谭小芬等（2018）的思路选取滞后 1 期的各国经济政策不确定性指数作为工具变量；二是借鉴刘政（2020）的思路采用联合工具变量，选取滞后 1 期的各国经济政策不确定性指数和滞后 1 期的东道国不确定性（WUI）作为联合工具变量。工具变量回归结果如表 14 所示。由表 14 第（1）-（6）列可知，EPU 的估计系数均为正且在 1% 的显著性水平下显著，说明即便控制了核心变量间因反向因果关系而产生的模型内生性，仍然能够证实经济政策不确定性上升将会增加短期资本流动波动。而且此结果与基准结果无明显差异，能够表明本文结论的稳健性。此外，第（1）-（6）列 Underidentification test（识别不足检验）显著，说明不存在识别不足问题；前 3 列弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 1483.286，大于 10% maximal IV size 值 16.38，后 3 列弱工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 688.316，大于 10% maximal IV size 值 19.93，说明不存在弱工具变量问题。第（4）-（6）列的 Sargan statistic（过度识别检验）不显著，支持了联合工具变量合理性。

表 14 工具变量回归结果

	单工具变量 2SLS			联合工具变量 2SLS		
	(1) CFV	(2) CFOV	(3) CFIV	(4) CFV	(5) CFOV	(6) CFIV
EPU	0.0123*** (0.0035)	0.0567*** (0.0094)	0.0521*** (0.0097)	0.0097*** (0.0035)	0.0448*** (0.0091)	0.0393*** (0.0094)
GDP	-0.0148*** (0.0011)	-0.0211*** (0.0030)	-0.0187*** (0.0031)	-0.0129*** (0.0012)	-0.0130*** (0.0032)	-0.0110*** (0.0033)
TRADE	-0.0023*** (0.0006)	-0.0048*** (0.0016)	-0.0066*** (0.0017)	-0.0018*** (0.0006)	-0.0023 (0.0017)	-0.0044** (0.0017)
FR	-0.0051*** (0.0008)	-0.0211*** (0.0021)	-0.0227*** (0.0021)	-0.0077*** (0.0009)	-0.0313*** (0.0023)	-0.0326*** (0.0023)
CPI	-0.0001 (0.0001)	0.0005* (0.0003)	0.0005 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	0.0005* (0.0003)	0.0005 (0.0003)
KAOPEN	0.0045*** (0.0012)	0.0218*** (0.0032)	0.0210*** (0.0033)	0.0037*** (0.0014)	0.0176*** (0.0035)	0.0168*** (0.0036)
GVIX	-0.0004 (0.0039)	-0.0126 (0.0107)	-0.0075 (0.0110)	0.0003 (0.0044)	-0.0076 (0.0115)	-0.0024 (0.0118)

GBOND	-0.0013 (0.0018)	-0.0000 (0.0048)	-0.0004 (0.0049)	-0.0007 (0.0018)	0.0006 (0.0048)	0.0004 (0.0049)
GGDP	0.0006 (0.0164)	-0.1393*** (0.0447)	-0.1446*** (0.0461)	0.0095 (0.0171)	-0.1162*** (0.0444)	-0.1215*** (0.0457)
_cons	0.2769* (0.1606)	1.6900*** (0.4363)	1.7679*** (0.4498)	0.1979 (0.1674)	1.4884*** (0.4345)	1.5748*** (0.4474)
N	1200	1200	1200	975	975	975
r2	0.3965	0.3932	0.4005	0.4231	0.4465	0.4537
Anderson 检验 (识别不足检验)	665.826***	665.826***	665.826***	573.442***	573.442***	573.442***
Cragg-Donald 检验 (弱工具稳健检验)	1483.286	1483.286	1483.286	688.316	688.316	688.316
Sargan statistic (过度识别检验)				2.103	0.050	0.160

五、结论与对策建议

文章从短期资本流动波动出发，在构建地理空间关联矩阵和金融空间关联矩阵的基础上，基于线性视角和空间视角探讨了经济政策不确定性对短期资本流动波动的线性影响及空间影响。结果表明：第一，全球经济政策不确定性及各国经济政策不确定性对短期资本流动波动具有加剧作用，且对短期资本流入及流出波动的影响大于净资本流动波动。第二，地理空间关联下，短期净资本、流入及流出波动存在显著的正向空间溢出，且本国经济政策不确定性上升对相近国家短期资本流动波动的影响具有显著的正向空间溢出效应，空间溢出效应占总效应的 50% 以上。第三，金融空间关联下，短期净资本、流入及流出波动存在显著的负向空间溢出，且本国经济政策不确定性上升对金融关联较高国家短期资本流动波动的影响具有正向空间溢出效应，但显著性较弱。

基于上述结论，本文提出如下对策建议。第一，转变监管思路。在对跨境资本流动管理时，监管部门不应过度关注资本流动规模，应该同时兼顾资本流动波动，防止资本大进大出加剧金融脆弱性、威胁金融稳定。第二，提高经济政策的透明度、稳定性。政策制定部门应该加强政策沟通、预期管理，通过定期召开发布会等形式提高政策的透明度，同时保持宏观经济政策稳定，在降低政策不确定性的同时，防范因不确定性引起短期国际资本大规模波动。第三，加强监管政策协调。一国短期资本流动存在显著的空间溢出效应，为防范资本流动冲击风险，各国监管部门应该加强跨境资本流动宏观审慎协调，防止短期资本流动波动风险在国际间传染。

参考文献：

- [1] Alfaro L., Faia E., Judson R. A., Schmidt-Eisenlohr T. Elusive Safety: The New Geography of Capital Flows and Risk[J]. NBER Working Papers, No.27048, 2020.
- [2] Baker S. R., Bloom N., Davis S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics. 2016(4):1593-1636.
- [3] Barot L. D., Servén L. Gross Capital Flows, Common Factors, and the Global Financial Cycle[J]. The World Bank Working Papers, No.8354, 2018.
- [4] Calderon C., Kubota M. Ride the Wild Surf: An investigation of the Drivers of Surges in Capital Inflows[J]. Journal of International Money and Finance, 2019 (92):112-136.
- [5] Cerutti E. M., Claessens S., Puy D. Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More Than Fundamentals[J]. Journal of International Economics, 2019(119):133-149.
- [6] Chinn M. D., Ito H. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. Journal of Development Economics, 2006(1):163-192.

- [7] Davis J. S., Valente G., Wincoop E. V. Global Drivers of Gross and Net Capital Flows[J]. Journal of International Economics, 2021(128):103397.
- [8] Forbes K. J., Warnock F. E. Capital Flow Waves: Surges, Stops, Flight, and Retrenchment[J]. Journal of International Economics, 2012 (2): 235-251.
- [9] Fratzscher M. Capital Flows, Push Versus Pull Factors and the Global Financial Crisis[J]. Journal of International Economics, 2012(2):341-356.
- [10] Gauvin L., McLoughlin C., Reinhardt D. Policy Uncertainty Spillovers to Emerging Markets-Evidence from Capital Flows[J]. Working Papers, No.512, 2014.
- [11] Julio B., Yook Y. Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles[J]. Journal of Finance, 2012(1):45-83.
- [12] Lesage J. P. An Introduction to Spatial Econometrics[J]. Revue Déconomie Industrielle, 2008(123):513-514.
- [13] Pagliari M. S., Hannan S. A. The Volatility Of Capital Flows in Emerging Markets: Measures and Determinants[J]. IMF Working Papers, No.41, 2017.
- [14] Tobler W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region[J]. Economic Geography, 1970(2):234-240.
- [15] Milesi-Ferretti G. M., Tille C. The Great Retrenchment: International Capital Flows During the Global Financial Crisis[J]. Economic Policy, 2011(66):289-346.
- [16] Neanidis K. C. Volatile Capital Flows and Economic Growth: The Role of Banking Supervision[J]. Journal of Financial Stability, 2019(40):77-93.
- [17] Nicholson W. B., Matteson D. S., Bien J. VARX-L: Structured Regularization for Large Vector Autoregressions with Exogenous Variables[J]. International Journal of Forecasting, 2015(3):627-651.
- [18] 陈乐一, 张喜艳. 经济不确定性与经济波动研究进展[J]. 经济学动态, 2018(8):134-146.
- [19] 丁剑平, 吴洋. 避险情绪和国家风险影响货币政策独立性的空间效应研究[J]. 世界经济研究, 2021(5):53-68+135.
- [20] 范小云, 张少东, 王博. 跨境资本流动对股市波动的影响——基于分部门资本流动波动性视角的研究[J]. 国际金融研究, 2020(10):24-33.
- [21] 范小云, 潘赛赛, 王博. 国际资本流动突然中断的经济社会影响研究评述[J]. 经济学动态, 2011(5):118-123.
- [22] 李政, 孙丽玲, 王子美. 基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2020(4):54-64.
- [23] 李政, 朱明皓, 温博慧. 经济政策不确定性的跨国溢出效应及其形成机理[J]. 财贸经济, 2021(1):92-106.
- [24] 林秀梅, 李青召, 历姿彤. 中美经济政策不确定性与短期国际资本流动[J]. 投资研究, 2017(11):4-16.
- [25] 刘浩杰, 林楠. 地缘政治风险、短期资本流动与外汇市场压力[J]. 亚太经济, 2021(6):31-41.
- [26] 刘粮, 陈雷. 外部冲击、汇率制度与跨境资本流动[J]. 国际金融研究, 2018(5):45-54.
- [27] 刘场, 刘浩杰, 刘丽萍, 谈嵘. 全球经济政策不确定性、极端金融风险溢出与短期资本流动[J]. 金融经济研究, 2020(4):46-60.
- [28] 刘政, 姚雨秀, 张国胜, 匡慧姝. 企业数字化、专用知识与组织授权[J]. 中国工业经济, 2020(9):156-174.
- [29] 谭小芬, 张凯, 耿亚莹. 全球经济政策不确定性对新兴经济体资本流动的影响[J]. 财贸经济, 2018(03):35-49.

- [30] 王爱俭, 石振宇, 刘浩杰. 跨境资本冲击、金融周期波动与货币政策调控[J]. 金融评论, 2019(4):14-25+124.
- [31] 杨海珍, 李昌萌, 李苏晓. 国际证券资金流动相关性网络特征与其影响因素——20 世纪 90 年代以来的数据分析[J]. 国际金融研究, 2020(10):44-54.
- [32] 杨海珍, 杨洋. 政策、经济、金融不确定性对跨境资本流动急停和外逃的影响研究: 20 世纪 90 年代以来的全球数据分析与计量[J]. 世界经济研究, 2021(5):38-52+135.
- [33] 杨子晖, 陈里璇, 陈雨恬. 经济政策不确定性与系统性金融风险的跨市场传染——基于非线性网络关联的研究[J]. 经济研究, 2020(1):65-81.
- [34] 张礼卿, 蔡思颖. 经济政策不确定性的影响及其跨国传导机制:文献综述[J]. 金融评论, 2020(3):105-123+126.
- [35] 张明, 肖立晟. 国际资本流动的驱动因素:新兴市场与发达经济体的比较[J]. 世界经济, 2014(8):151-172.
- [36] 朱孟楠, 闫帅, 寇聪姍, 张璐艺. 资本项目开放会引发货币危机吗?[J]. 经济与管理研究, 2017(7):65-73.
- [37] 祝梓翔, 车明, 邓翔. 中国的经济政策不确定性内生于经济波动吗?[J]. 经济学动态, 2021(1):49-67.

Contents & Abstracts

Economic Policy Uncertainty, Spatial Connectedness and Short-term Capital Flow Volatility

Liu Haojie Liu Yang

With the improvement of global economic and financial integration, the volatility and resonance degree of short-term capital flows have increased significantly. Based on the linear and spatial perspectives, this paper discusses the linear and spatial impact of economic policy uncertainty on the volatility of short-term capital flows. The linear regression results show that the global economic policy uncertainty and the economic policy uncertainty of various countries aggravate the short-term capital flow volatility, and the impact on short-term capital inflow and outflow volatility is greater than net capital flow volatility. The results of spatial regression show that there is a spatial spillover effect between the fluctuations of short-term capital flows, and it is heterogeneous under different spatial weight matrices. Under geographic spatial connectedness, there is a significant positive spatial spillover of short-term capital flow volatility, and rising domestic economic policy uncertainty has a positive spillover effect on the increase in short-term capital flow volatility in nearby regions. Under financial spatial connectedness, short-term capital flow volatility have significant negative spatial spillovers, but economic policy uncertainty has positive spatial spillovers to short-term capital flow fluctuations, and the significance level is weak. Therefore, short-term capital flow management should not only consider the impact of economic policy uncertainty, but also pay attention to its spatial spillover effects, and prevent short-term cross-border capital flow risks by strengthening international regulatory policy coordination.

证券市场监管处罚避免 企业违规再犯了吗？

于 博 林龙斌 安 邦
(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘 要]:

本文基于监管强化动态视角,运用生存分析法以及面板泊松估计研究了监管处罚在避免企业违规再犯方面的有效性。研究发现,近年来证监会及交易所明显增强的监管处罚力度对避免企业违规“再犯”产生了显著的短期“震慑”效应,但未能呈现长期治理效果。基于时间维度的分阶段比较发现,受罚企业的违规再犯风险在“监管强化期”更低;基于截面维度的分组比较发现,市场化或法治化水平较高地区的企业再犯风险会明显低于市场化或法治化水平较低地区,说明市场化和法治化水平对企业违规再犯风险具有弱化作用。违规再犯存在“二皮脸”效应——前期受罚次数越多的企业再犯风险越高,但伴随监管升级,“二皮脸”效应明显减弱。本文为评价监管体制改革成效提供了经验依据,为推动市场化和法治化建设与监管改革相协同提供了路径参考,证明了监管升级对防范道德风险的积极影响。

[关键词]: 监管有效性 企业再违规 行政处罚 生存分析

[中图分类号] F832.4 [文献标识码] A [文章编号]: 0447-662X (2022) 05-0077-12

一、引言

近年来,长生生物强制退市(2018)、中安消借壳欺诈(2019)、獐子岛财务造假(2020)等重大违法违规事件频发,引发了学术界和管理层的广泛关注。为避免企业违规,维护市场秩序,证监会、交易所等机构近年来不断扩大监管处罚的政策力度和执法强度,表1对相关行政处罚情况做出了统计。

表1 证监会 2016—2020 年行政处罚决定情况^①

年份	处罚决定总数(件)	累计增长 (%)	市场禁入(人次)	累计增长 (%)
2016 年	218	—	38	—
2017 年	237	8.72	44	15.79
2018 年	310	42.20	50	31.58
2019 年	296	35.78	66	73.68
2020 年	349	60.09	100	163.16

* 基金项目: 国家社会科学基金一般项目“货币政策变动与企业投融资的再平衡研究”(17BGL062)

① 数据来源: 中国证监会官网, <http://www.csrc.gov.cn/pub/newsite/>。其中, 环境处罚类不包含在统计范围内。

学术界近年来也开始从外部监管环境与企业内部特征出发对违规诱因展开深层探讨。前者主要包括监管成本与被罚概率,后者主要包括公司战略、管理层权力、管理者多重身份等。但是,关于曾经受罚企业能否在后期杜绝或减少违规再犯,即监管处罚政策的有效性评价的研究却相对较少,导致监管处罚与违规再犯之间的关系仍不清晰。在近年来监管改革不断升级背景下,这一关系评价更突显理论价值。

为此,本文分四步构建了对监管处罚与违规再犯关系的研究。首先,考察监管处罚对违规再犯是否具有短期震慑效应。借助生存分析法,本文证明了监管处罚在短期内对违规再犯确实具有震慑力,但从长期看震慑效果仍有待提升。其次,以2016年资本市场监管升级为标志,将监管处罚分为强监管期和弱监管期,进一步考察了违规再犯风险的动态特征。结果证实了监管强化期受罚企业的违规再犯风险确实更低,监管升级强化了处罚效应的短期震慑力。再次,结合监管强化期证实了市场化和法治化水平较高地区的违规再犯风险更低。最后,考察了受罚企业是否会因受罚次数过多而更容易再犯,即企业是否在违规上存在“二皮脸”效应。面板泊松估计结果表明,前期受罚次数越多的企业随后出现违规再犯的风险确实更高,即存在“二皮脸”效应,但是,监管强化期的“二皮脸”效应明显减弱。

本文的边际贡献在于:(1)从短期视角出发识别了现行监管政策的实施能否发挥治理资本市场违法违规、优化资本市场运行效率的积极作用,从而为评价监管体制改革成效提供了参考依据;(2)证明了市场化和法治化建设是落实资本市场监管的重要外部条件,因为强监管派生的震慑力存在显著的区位差异。这意味着实现市场化改革和法治化建设与资本市场监管改革的有机结合是未来提升监管改革效力的重要方向;(3)“二皮脸”效应虽然存在,但却会伴随监管升级而得到收敛,即监管升级不仅对防止初犯者再犯具有震慑力,对屡教不改者也有打击作用,这丰富了对监管改革功能内涵的认识。

二、文献综述

监管处罚与企业违规关系的研究主要集中于三方面:违规动因,违规程度的影响因素和监管有效性。

1. 违规动因分析

Becker 犯罪经济理论框架认为,违规收益与违规被罚概率是企业违规的主要诱因。违规收益方面:上市前,强烈的股票发行动机驱使一些企业虚增利润以提高发行价格、降低融资成本,满足上市要求;上市后,稀缺的壳资源导致长期亏损的逐利企业出现粉饰报表、财务造假、高管违规减持、侵害中小投资者权益等操作。^①违规被罚概率方面:法治环境、公司外部监督、公司的治理水平及公司内控有效性等都会影响企业违规被发现的概率。例如,陈作华认为法治环境会影响执法监督效果,进而影响企业违规行为被发现的概率。^②Hartzell 和 Starks 发现机构投资者具有较强的外部监督能力,高机构持股能减少违规行为。^③Healy 和 Palepu 发现证券分析师关注会减少公司违规。^④Johnson 等发现审计委员会内部人占比会影响审计师发现内部人违规的概率,^⑤而高质量的内部控制能够有效地抑制内部人寻租。^⑥

① D. Aboody, R. Kasznik, "CEO Stock Option Awards and the Timing of Corporate Voluntary Disclosures," *Journal of Accounting and Economics*, vol. 29, no. 1, 2000, pp. 73 ~ 100.

② 陈作华,《内部控制与内部人违规交易行为》,《财经理论与实践》2015年第5期。

③ J. C. Hartzell, L. T. Starks, "Institutional Investors and Executive Compensation," *The Journal of Finance*, vol. 58, no. 6, 2003, pp. 2351 ~ 2374.

④ P. M. Healy, K. G. Palepu, "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics*, vol. 31, no. 1, 2001, pp. 405 ~ 440.

⑤ S. A. Johnson, H. E. Ryan, Y. S. Tian, "Managerial Incentives and Corporate Fraud: The Sources of Incentives Matter," *Review of Finance*, vol. 13, no. 1, 2009, pp. 115 ~ 145.

⑥ H. A. Skaife, D. Veenman, D. Wangerin, "Internal Control Over Financial Reporting and Managerial Rent Extraction: Evidence from the Profitability of Insider Trading," *Journal of Accounting and Economics*, vol. 55, no. 1, 2013, pp. 91 ~ 110.

2. 违规程度的影响因素分析

内部因素上,防御型公司较进攻性公司而言违规倾向与次数均更少。①高关联交易水平的企业更可能出现违规行为。②高管特征也会影响违规风险,如监事会经济独立性越强,公司越不会发生违规行为,③内审经理的监督能力能约束企业违法行为,④高 CFO 薪酬溢价会降低公司财务违规可能性,⑤具有官员身份的独董企业,违规倾向更高,而董事长具有党员身份的企业会有更低的财务违规概率。⑥外部因素上,孟庆斌等发现卖空机制的威慑效应能降低公司的违规倾向从而抑制违规。⑦此外,产品市场竞争水平的增加也会提高公司采取败德违规行为的动机。⑧监管方的监管处罚能有效抑制企业违规,司法独立性提升带来的执法力度与负面舆论压力增强对企业违规也有较强抑制力。⑨

3. 监管处罚在治理违规方面的有效性分析

近年来,证监会强化了资本市场违规监管,加大了违规处罚力度。但仍有大量企业屡屡违规,这导致监管处罚的有效性受到了一定的质疑。为此,不同学者对监管有效性进行了解读。

部分学者对监管有效性持正面态度。顾小龙等基于股价同步性考察发现监管处罚能揭示公司异质性信息、降低市场噪音,进而有效避免企业再违规;⁺¹⁰李俊成运用倾向得分匹配及生存分析法,发现监管处罚能抑制企业再违规。⁺¹¹但是,也有不少学者持相反观点。文守逊等利用统计资料对比与 SUR 模型时间分析方法检验发现证监会及沪深交易所对违规信息披露的处罚并不能对企业起到威慑和阻止违规的作用;⁺¹²朱冠东等通过对违规企业处罚公告日前后 CAAR 与 AAR 进行相关性与差异性检验,证明了对违规企业处罚的效果逐年减弱;⁺¹³曹中铭通过统计数据说明,企业违规行为和公司及其高管利益联系较低使得交易所监管处罚的治理效应有限;⁺¹⁴也有学者发现监管处罚不能有效避免企业违规的主要原因在于内控缺位和制度局限。⁺¹⁵

梳理文献发现,现有研究主要存在三方面缺陷:(1)监管处罚对违规再犯的治理效果评价,至今结论并不统一;(2)党的十八大以来,国内外市场环境、监管政策等较以往已有较大不同,而围绕监管体制改革进程不同阶段进行对比研究能够为正确认识监管效能提升和评价政策效果提供空间,但相关研究却较少;(3)对于监管力度的强化产生了什么效果以及什么因素影响着监管政策的落地及其实施强度,现有文献关注较少。在如上方面对已有研究加以拓展,即为本文的研究目的。

-
- ① 孟庆斌、李昕宇、蔡优园:《公司治理影响公司违规行为吗》,《南开管理评论》2018年第3期。
 - ② 魏志华、李常青等:《关联交易、管理层权力与公司违规——兼论审计监督的治理作用》,《审计研究》2017年第5期。
 - ③ 周利峰、马静、胡刘芬:《经济独立性能否促进监事会治理功能发挥——基于企业违规视角的经验证据》,《南开管理评论》2019年第6期。
 - ④ 李世辉、杨丽、曾辉等:《内部审计师监督能力与企业违规——来自我国中小板上市企业的经验证据》,《会计研究》2019年第8期。
 - ⑤ 王兵、何衣、吕梦:《CFO薪酬溢价和公司财务违规》,《审计研究》2019年第2期。
 - ⑥ 戴亦一、余威等:《民营企业董事长的党员身份与公司财务违规》,《会计研究》2017年第6期。
 - ⑦ 孟庆斌、邹洋、侯德帅:《卖空机制能抑制上市公司违规吗》,《经济研究》2019年第6期。
 - ⑧ 滕飞、辛宇、顾小龙:《产品市场竞争与上市公司违规》,《会计研究》2016年第9期。
 - ⑨ 曹春方、陈露兰、张慧峰:《“法律的名义”:司法独立性提升与公司违规》,《金融研究》2017年第5期。
 - ⑩ 顾小龙、辛宇、滕飞:《违规监管具有治理效应吗?兼论股价同步性指标的两重性》,《南开管理评论》2016年第5期。
 - ⑪ 李俊成:《监管处罚能抑制上市公司违规吗?——一个反常规的经验证据》,《现代财经》2016年第6期。
 - ⑫ 文守逊、杨武:《上市公司违规信息披露处罚效果的研究》,《重庆大学学报》(自然科学版)2002年第11期。
 - ⑬ 朱冠东、沈维涛:《上市公司违规处罚有效性研究》,《商业研究》2011年第8期。
 - ⑭ 曹中铭:《现有监管处罚研究启示》,《董事会》2013年第3期。
 - ⑮ 张子余、李常安:《违规公司接受处罚后的内控有效性改善研究》,《山西财经大学学报》2015年第3期。

三、研究逻辑与假设

1. 监管处罚对违规再犯的短期震慑效应

长期以来,我国偏低的监管处罚力度导致企业违规成本与收益之间长期失衡,违规收益大于损失的现状使得企业无惧监管处罚对声誉和经营的负面冲击,不惜代价触碰违规红线。这长期制约了监管效力的发挥。但是,近年来证监会与交易所不断强化资本市场监管,监管处罚的广度和深度不断升级,如出台《关于进一步加强资本市场中小投资者合法权益保护工作的意见》、推动新《证券法》的修订等。上述改革举措的不断推进有助于弥补监管缺位、提高资本市场违规成本,从而治理恶性违规行为。

但是,本文认为仍应谨慎、客观地认识上述政策驱动带来的积极影响,并给出理性、科学的评价。一方面,监管政策的不断升级、处罚和执法力度的加强,必然会对违规企业产生震慑效应。但另一方面,未来资本市场的交易特征和博弈格局的难以预测性与信息技术迭代升级提升的违规隐蔽性,不可避免地限制了监管的覆盖广度和影响深度。换言之,在快速发展的资本市场中,期待监管处罚对违规企业产生永久震慑力是不现实的,资本市场的逐利本质导致监管博弈不会根本性消失,并不存在能够产生长期震慑效果的灵丹妙药,这也意味着有关监管处罚效度问题的研究理应聚焦于“短期震慑”作用。从这一角度出发,本文认为,从短期震慑效力看,资本市场监管处罚能够减少企业短期内的违规再犯。

基于此,本文提出 H1:监管处罚对上市公司违规再犯存在“短期震慑”效应。

2. 监管强化与违规再犯风险

伴随资本市场监管改革的不断升级和处罚力度的不断加大,行政处罚对企业违规再犯水平是起到了更强的抑制效应,还是由于监管升级增强了执法力度,从而增加了违规曝光率、提升了违规再犯水平呢?本文认为这两种效应都存在。一方面,监管改革和监管处罚力度的加强增加了企业的违规损失,拉

大了违规损失与收益的差距,当违规损失远大于违规收益时,企业违规行为将无利可图。加之,监管升级会强化市场震慑力,所以,违规再犯风险有望得到更好的控制。另一方面,监管升级强化震慑力的同时也加大了企业违规的隐蔽难度和成本。监管升级虽有助于强化震慑,但也会导致原处于隐蔽状态的违规行为被发现,即有助于增加企业再违规行为的暴露风险,从而导致违规再犯风险反而伴随监管升级呈现出上升趋势。基于以上两方面分析,本文提出如下开放式假设:

H2a:监管强化期,受罚企业的违规再犯风险明显较监管强化之前更低。

H2b:监管强化期,受罚企业的违规再犯风险明显较监管强化之前更高。

3. 市场化水平与法治化水平对违规再犯的调节作用分析

(1)市场化水平。一方面,在监管强化背景下,相较于低市场化进程地区,高市场化地区更能迅速、有力地响应监管改革,对违规企业能更及时地跟进监管,更有能力对违规实施零容忍。因此,随着监管改革的不断推进,高市场化区域下的企业会有更强的监管强化预期,这会倒逼企业合规化经营、尽可能避免触碰监管红线。另一方面,声誉是企业获得市场认可的重要媒介,是市场在发挥资源配置作用中的重要参照物。在高市场化水平地区,企业违规再犯会导致更大声誉损失。由于市场对资源的配置过程更依赖于声誉机制而非“关系”,所以,高市场化水平地区违规再犯的声誉成本及竞争力损失更大。

基于此,本文提出 H3a:监管强化期,市场化水平较高地区的企业,其违规再犯风险更低。

(2)法治化水平。一方面,监管强化背景下,高法治化水平地区具有更好的司法约束力,这会推动企业形成更强的法治意识,从而主观上提高企业守法意愿,降低违规倾向。另一方面,高法治化地区在落实监管改革、强化执法力度上,会比低法治化地区更高效,更有能力对违规企业进行高质量跟踪,真正做到零容忍。这会导致高法治化地区的监管处罚震慑力在监管强化期得到更高提升,倒逼企业不敢“违规再犯”。基于此,本文提出 H3b:监管强化期,法治化水平较高地区的企业,其违规再犯风险更低。

4. 处罚的震慑效应是递增还是递减——受罚次数与违规再犯关系分析

在从时间和空间维度考察监管处罚对违规再犯的影响后,本文进一步探讨究竟是那些受过

一、两次处罚的企业“违规再犯”风险更高，还是前期屡次受罚企业的“违规再犯”风险更高，即是否存在“二皮脸”效应。一般而言，监管处罚的震慑效应存在边际递减特征，即伴随受罚次数的增加，震慑所能产生的行为约束作用会递减。而且，企业在多次违规中会产生学习与适应能力，这会强化其进行监管博弈的信念，从而派生监管处罚的“二皮脸”效应——企业前期受罚次数越多，其违规再犯风险会不降反升。有关“二皮脸”效应的研究至今鲜有文献涉及，对此，本文探索性地提出如下假设：

H4a:企业前期受罚次数越多，其后期出现违规再犯的风险反而越高(“二皮脸”效应)。

伴随监管改革的不断推进，证监会监管处罚力度和执法强度不断升级，每次监管处罚对企业所产生的震慑效应将得到明显提升。那些前期屡次被罚的企业，在监管升级背景下，往往会更加谨慎，因为顶风作案对初犯而言，尚可原谅，但对累教不改者而言，必然严厉追责。基于此，本文进一步假设如下：

H4b:前期受罚次数对违规再犯的激励效应(“二皮脸”效应)在监管强化期将显著减弱。

四、实证设计

1. 短期震慑效应检验

本文采用回归调整法(regression adjustment)分年度观察当年受罚企业在随后第 1—3 年内，再次受罚的概率是否明显低于此前未受罚企业。换言之，本文将企业在当年是否被罚(Punished)视为一种处理效应，但由于企业落入处理组(被罚)和控制组(未被罚)的非随机性使得 N 年后是否违规再犯(Punished_againN)与当年是否被罚(Punished)之间并不独立(即不满足 CIA 假定)。所以，若用传统 OLS 或 Probit 估计则会产生自选择偏误。于是本文选择采用回归调整法进行估计。该方法基于潜在结果模型(POM)，通过估算当年违规被罚企业若当年未被罚其事后 N 年是否违规再犯的值及当年未被罚企业若当年违规被罚其事后 N 年是否违规再犯的值以计算平均处理效应(ATE)，进而得到因果推断结果。之所以选择回归调整而不是逆概率加权或倾向得分匹配等传统处理效应估计方法，是因为后两者都依赖于计算“入组”概率，而本文的处理变量和因变量均是二元变量，这导致在预测概率时极可能产生负概率值而无法重叠(overlap)条件，故本文采用回归调整法进行估计。

首先，分别用处理组和控制组样本，估计模型(1a)、(1b)的“协变量 X_i ”的系数 β_1 和 β_0 。

$$\text{Punished_againN}_{\text{Treated}=1, i} = \beta_1 X_{\text{Treated}=1, i} + \varepsilon_i \quad (1a)$$

$$\text{Punished_againN}_{\text{Treated}=0, i} = \beta_0 X_{\text{Treated}=0, i} + \varepsilon_i \quad (1b)$$

Punished_againN 代表被罚后第 N 年(N=1, 2, 3)是否再犯。 β_1 与 β_0 的差异代表了处理组和控制组样本特征不同带来的 X_i 对违规再犯的影响。协变量 X 包括:GDP 增长率(GDP)、管理费用率(Ohexprt)、资产收益率(Roe)、净利润(Nirt)、前 10 大股东持股比例(ShrHolder10)、货币资金增长率(Chgrwhrt)、固定资产对数(LnPPE)、董事会规模(DrcNum)、两职合一(Dual)。^①

其次，将处理组的样本数据 X_i 带入模型(1b)，由于此时已估计出的 β_0 蕴含着 Treated=0 样本下对是否违规再犯的影响特征，故可估计出 Treated=1 的样本若此前没有被罚则事后 N 年的违规再犯情况，即“反事实”结果，从而进一步估算出 ATT。ATT 表示“当年受罚企业未来 N 年内再犯的概率和这些企业如果在当年未受罚(反事实)相比降低多少”。若 ATT 显著为负，则说明当年监管处罚对事后第 N 年企业是否再犯存在“短期”震慑效应；否则短期震慑效应很弱，甚至无短期震慑效应。

为考察随年度变化特征，本文将分年度(2010—2018 年)计算企业受罚后 1—3 年的 ATT 值。若事后 1、2 年的 ATT 均显著小于 0，则代表短期震慑效应假说(假设 H1)成立。

① 本文对协变量进行高低分组，采用 t 检验考察处理变量(Punished)对每个协变量分组上的均值差异，若差异显著说明处理变量在协变量不同分组下的分布是非随机的，即该协变量是导致样本非随机入组的重要因子，从而应纳入协变量。检验结果表明，上述协变量均呈现出明显的协变量特征。限于篇幅，t 检验结果不做具体展示，但留存备索。

2. 不同监管期下监管处罚的有效性检验

本文采用生存分析法(久期分析)考察监管处罚能在多久的时间内发挥震慑效力。若企业在较短时间内就违规再犯,则认为监管有效性较低;若能较长时间内不违规再犯则意味着监管有效性较高。在监管期的划分上,本文按照监管力度将监管期分为监管常态期(区间一)和监管强化期(区间二)。

其中,区间一的跨度为 4 年(2012 . 1—2015 . 12),区间二的跨度为 6 年(2014 . 1—2019 . 12)。这主要是考虑到中国资本市场监管升级主要发生在 2015 年后。如:2016 年,我国证券行业迎来了史上最严监管年,对企业信息披露方面的监管呈现出全面从严态势,监管处罚决定数量和罚没款金额都创历史新高;2018 年,我国调整组建了国家市场监督管理总局等机构,大大提升了监管的专业化、科学化水平。

接着,每个区间都需按生存分析法给出治疗期和生存观察期,本文对治疗期和观察期的设定如下:

(1)2012 . 1—2013 . 12 为区间一的治疗期,若企业在此期间被罚,则视为被治疗。将治疗期内违规被罚月份作为“风险开始”的时间,若被罚企业在 2015 年 12 月底前(即生存观察期末)再次违规,则视为“失效(再犯)”;若到 2015 年 12 月仍未违规,则视为“归并(未再犯)”。

(2)2014 . 1—2015 . 12 为区间二的治疗期,若企业在此期间被罚,则视为被治疗。将治疗期内违规被罚月份作为“风险开始”的时间,若被罚企业在 2019 年 12 月底前(即生存观察期末)再次违规,则视为“失效(再犯)”;若到 2019 年 12 月仍未违规,则视为“归并(未再犯)”。

上述“风险开始”与“违规再犯”之间的时间间隔即为本文生存模型的因变量(久期 Time_again)。

本文通过观察生存分析中“风险函数”的形态特征来考察假设 H2 是否成立,具体而言:

(1)预期区间一、二的风险函数总体上均为一条向右上方倾斜的曲线,即随时间增加,企业的处罚记忆会减弱,企业离处罚时点越远,违规再犯的风险概率越高,说明监管处罚不存在“一劳永逸”,处罚对“再犯”的震慑效应会在时间维度上呈现出边际递减特征;

(2)随着监管力度增强,监管处罚对企业违规再犯既有可能因震慑强化导致区间二的风险函数低于区间一的风险函数,也有可能因查处能力提升造成区间二的风险函数高于区间一的风险函数。

3. 监管强化下市场化水平与法治化水平对违规再犯的调节作用检验

为证明监管强化背景下,不同市场化与法治化地区对企业违规再犯存在调节作用,本文根据企业所在地市场化与法治化水平对企业进行分组,即根据二分法原则以均值为界将所有省份分别按市场化与法治化水平分为高低两类地区。^①然后,构建冈珀茨模型^②来分别检验假设 H3a 与 H3b:

$$\begin{aligned} \ln \lambda(\text{Time_again}) = & \alpha + \beta_1 \text{Market/Law} + \beta_2 \text{GDP} + \beta_3 \text{Ohexprt} + \beta_4 \text{Roe} + \beta_5 \text{Nirt} \\ & + \beta_6 \text{ShrHolder10} + \beta_7 \text{Chgrwhrt} + \beta_8 \text{LnPPE} + \gamma \text{Time_again} + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

① 王小鲁、樊纲、胡李鹏:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社,2019 年。

② 对于假设 H3a 和 H3b,冈珀茨回归系数似然值最大,故报告冈珀茨模型。此外,参数模型与半参数模型回归结果类似,且均符合使用条件,为保证回归结果的真实性,后文同时汇报了冈珀茨模型与 Cox 模型的估计结果。

其中,Time_again 为受处罚再犯企业初次受处罚时间与违规再犯的时间间隔,Market 为市场化水平,Law 为法治化水平。本文考察的是风险比率(HazardRatio) e^{β_1} ,即市场化水平(Market)或法治化水平(Law)增加 1 单位,将导致新风险比率变为原来的 e^{β_1} 倍。当 $e^{\beta_1} < 1$ 时,新风险比率低于原风险比率;当 $e^{\beta_1} > 1$ 时,新风险比率高于原风险比率。预期高市场化和高法治化水平的地区企业违规再犯的风险比率更低,即 Market 与 Law 的风险比率 $e^{\beta_1} < 1$ 。

① 王小鲁、樊纲、胡李鹏:《中国分省份市场化指数报告(2018)》,社会科学文献出版社,2019 年。

② 对于假设 H3a 和 H3b,冈珀茨回归系数似然值最大,故报告冈珀茨模型。此外,参数模型与半参数模型回归结果类似,且均符合使用条件,为保证回归结果的真实性,后文同时汇报了冈珀茨模型与 Cox 模型的估计结果。

4. 企业受处罚次数对企业再违规行为的作用检验

为考察受罚次数对违规再犯是激励还是抑制，即违规再犯是否存在“二皮脸”效应，本文构建了广义伽马模型^①进行回归：

$$\begin{aligned} \ln \lambda(\text{Time_again}) = & \alpha + \beta_1 \text{ Punished_number} + \beta_2 \text{ GDP} + \beta_3 \text{ Ohexprt} + \beta_4 \text{ Roe} \\ & + \beta_5 \text{ Nirt} + \beta_6 \text{ ShrHolder10} + \beta_7 \text{ Chgrwhrt} + \beta_8 \text{ LnPPE} + \gamma \text{ Time_again} + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

其中，Punished_number 为企业受罚次数。同时， $\lambda v(e - \text{Punished_number} \beta_1 \text{ Time_again})$ 为企业再违规的基准风险， $e - \text{Punished_number} \beta_1$ 衡量的是随受罚次数增加企业再违规风险对基准风险的加速(减速)效应。本文重点关注 β_1 的表现。本文预期“二皮脸”效应存在，具体而言：(1)随着企业受处罚次数增加，企业再违规风险较基准风险加速，即企业违规再犯风险增加，表现为 $\beta_1 < 0$ ，即 $e - \text{Punished_number} \beta_1 > 1$ ；(2)在监管强化期，多次受罚企业违规再犯的风险较基准风险的加速效应会放缓，屡次受罚企业的再犯风险(“二皮脸”效应)在强震慑期间会得到明显减弱，即区间二的 β_1 应大于区间一的 β_1 。

以上模型中涉及全部变量的具体定义和计量口径参见变量定义表，如表 2 所示。

表 2 变量定义与度量口径

变量含义	变量名称	度量方式
企业是否受到监管处罚	Punished	若样本所在年度企业受到监管处罚，则为 1，否则为 0。
当年受罚后第 N 年是否再犯	Punished_againN	当年受罚后的第 N 年(N=1, 2, 3)若再犯，则为 1，否则为 0。
企业初次接受违规处罚时间与首次再犯之间的时间间隔	Time_again	治疗期初次接受违规处罚与生存观察期首次再犯之间的时间间隔，若企业初次被罚后没再受违规处罚，则为 0。
企业是否有受罚前科	PunishedAll	若样本所在年度之前企业受过监管处罚，则为 1，否则为 0。
企业受罚后第一年再犯次数	Punished_againNumber	受罚企业在受处罚后第一年的再犯次数，为非负整数。
企业受处罚次数	Punished_number	样本所在年度之前的两年中，企业受处罚次数的合计值。
违规企业是否再犯	Punished_again	企业自受罚后若始终未再犯，则为 0，否则为 1。
市场化水平	Market	企业位于高市场化水平地区为 2，位于低市场化水平地区为 1。
法治化水平	Law	企业位于高法治化水平地区为 2，位于低法治化水平地区为 1。
GDP 增长率	GDP	受处罚企业当年 GDP 同比增长率。
管理费用率	Ohexprt	受处罚企业当季管理费用率。
资产收益率	Roe	受处罚企业当季资产收益率。
净利润增长率	Nirt	受处罚企业当季净利润同比增长率。
前 10 大股东持股比例之和	ShrHolder10	受处罚企业当年前 10 大股东持股比例之和。
货币资金增长率	Chgrwhrt	受处罚企业当年货币资金增长率。
固定资产的对数	LnPPE	受处罚企业当季固定资产的对数。
董事会规模	DrcNum	受处罚企业当年董事会人数总和。
两职合一	Dual	受处罚企业当年董事长与 CEO 是同一个人则为 1，否则为 0。

^①对于假设 H4，广义伽马模型对数似然值最大，故报告广义伽马模型。同时，模型接受“不存在异质性”的原假设，故本文未引入异质性对风险经济的影响。此外，参数模型与半参数模型回归结果类似，且均符合使用条件，为保证回归结果的真实性，故本文同时汇报了广义伽马模型与 Cox 模型的估计结果。

五、样本与描述性统计

1. 样本选取

本文样本年度为 2010—2019 年。其中,企业违规与处罚数据来自 CNRDS 数据库,仅保留证监会与沪深交易所进行的针对企业自身的处罚,并剔除金融类与 ST 企业。财务数据来自 CSMAR 数据库,剔除了处罚当期主要财务数据严重缺失的企业,并选取初次处罚当季的财务数据作为财务控制变量,最后对连续数据进行了上下 1% 的缩尾处理。市场化与法治化水平数据来自《中国分省份市场化指数报告(2018)》。由于企业违规数据可得性较差,因此本文使用企业受处罚数据近似替代企业违规数据。^①其中,治疗期接受违规处罚企业共 442 个,不同生存观测期下,失效和归并样本量见表 3。

表 3 描述性统计

A 部分:归并特征的分阶段描述性统计

	接受处罚企业总数	失效(再犯)企业数	归并(不再犯)企业数	失效企业占比(%)
全样本	442	236	206	53.39
区间一	170	74	96	43.53
区间二	272	162	110	59.56

B 部分:全样本与主要变量分区间描述性统计

变量		样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Time_again	全样本	442	9.02	13.67	0	63
Punished_number	全样本	442	1.41	0.93	1	8
Punished_again	全样本	442	0.58	0.49	0	1
Market	全样本	442	1.81	0.39	1	2
Law	全样本	442	1.70	0.46	1	2
GDP	全样本	442	7.37	0.38	6.9	8.1
Ohexprt	全样本	441	12.84	12.90	1.68	61.47
Roe	全样本	442	1.68	10.38	-35.99	16.48
Nirt	全样本	442	-110.49	453.81	-1973.32	540.82
Shrholder10	全样本	442	0.52	0.15	0.25	0.81
Chgrwhrt	全样本	439	31.57	116.09	-79.90	484.36
LnPPE	全样本	442	19.78	1.71	15.33	23.01
DrcNum	全样本	442	9.68	2.78	4	21
Dual	全样本	442	0.29	0.46	0	1
Time_again	区间一 区间二	170 272	5.57 11.18	8.91 15.57	0 0	41 63
Punished_number	区间一 区间二	170 272	1.26 1.51	0.61 1.07	1 1	4 8
Punished_again	区间一 区间二	170 272	0.46 0.65	0.50 0.48	0 0	1 1

表 3 中,区间二被罚企业数较区间一增长了近 60%。这与监管不断升级及执法不断趋严有关。并且,区间二的违规再犯(失效)样本占比较区间一增加了 16.03 个百分点,表明受处罚企业的违规再犯行为呈现出了增加趋势。

2. 描述性统计

由表 3 全样本描述性统计结果:企业初次违规后再犯(Punished_again)现象较普遍,平均有过半数(58%)企业在受罚后违规再犯。企业初次违规被罚的时间与再违规时间的平均间隔(Time_again)为 9.02 个月,即企业违规后平均 9.02 个月就会再犯。在处罚次数

^① 因为受到违规处罚的企业必然违规,而违规的企业不一定受到处罚,所以本文实证结果可能比现实情况乐观。

(Punished_number)上,最多为 8 次,最少为 1 次,平均 1.41 次,说明虽有企业频繁违规,但较多企业违规被罚后便不再犯。市场化水平(Market)和法治化水平(Law)均值分别为 1.81 与 1.70(均接近 2),说明多数企业处于高市场化和法治化地区。此外,从分区间比较上看,区间二再违规现象(Punished_again)更为普遍(65% > 46%),且区间二的平均被罚次数(1.51)也高于区间一(1.26)。但区间二企业初次违规与违规再犯之间的平均间隔

(Time_again)却比区间一明显增加(11.18 个月 > 5.57 个月)。这暗示监管升级确实能提升短期震慑力,从而与本文假设 H1 预期一致。

六、实证结果与分析

1. 对假设 H1 的实证检验与分析

表 4 展示了监管处罚对随后 1、2、3 年内企业是否违规再犯的处理效应(ATT),即震慑作用。

表 4 企业前期受罚对随后第 1、2、3 年再违规的震慑效应(ATT)

输出值:ATT	受罚后第 1 年再犯水平	受罚后第 2 年再犯水平	受罚后第 3 年再犯水平
2010 年	-0.81(-4.63)***	-0.75(-3.11)***	-0.16(-0.30)
2011 年	-1.17(-7.62)***	-0.55(-1.25)	0.27(0.83)
2012 年	-0.91(-3.66)***	-0.55(-2.51)**	-0.31(-2.81)***
2013 年	-0.60(-4.27)***	0.38(1.49)	-0.003(-0.01)
2014 年	-0.95(-5.14)***	0.06(0.21)	-0.55(-1.89)*
2015 年	-0.75(-7.58)***	-0.65(-10.10)***	-0.33(-2.89)***
2016 年	-0.75(-31.78)***	-0.49(-12.65)***	-0.20(-6.21)***
2017 年	-0.62(-20.11)***	-0.25(-6.87)***	-
2018 年	-0.61(-18.60)***	-	-

注:(1)*、**、***表示在 10%、5%、1%程度下的显著性,括号里为 t 统计量(下表同);(2)本文采用逐步递增法

引入每个协变量,重新计算 ATT 并观察是否会产生结论偏差,结果表明协变量设定有效,各年度回归结论均稳健。

表 4 表明:企业初次受罚后第 1、2、3 年,由前期受罚带来的震慑效应确实存在(ATT 为负),且受罚后第 3 年的震慑效应较第 1、2 年明显下降,甚至是不显著。具体而言,从受罚后第 1 年再犯水平来看,系数均显著小于 0;从受罚后第 2 年再犯水平来看,有 62.5%的系数(8 个系数中的 5 个)显著小于 0;从受罚后第 3 年再犯水平来看,有 57.14%的系数(7 个系数中的 4 个)显著小于 0。同时,对于同一处罚年度,其后第 1、2、3 年再犯水平系数总体上呈现变大的趋势。这说明了监管处罚对企业确实具有震慑效应(系数显著小于 0),但主要集中在短期(系数显著性水平逐年降低且负值程度不断减少)。上述结果与假设 H1 预期一致,即不存在一劳永逸的监管,震慑效应多局限于短期。

2. 对假设 H2 的实证检验与分析

图 1 基于生存模型(久期分析)给出了企业违规再犯的风险函数特征。其中左图为风险函数图,右图为累积风险函数图。首先,就风险函数的整体特征而言,企业违规再犯的风险函数在区间一、二中均向右上方倾斜,呈现出了风险上升的趋势。其次,从跨区间比较看,相较于区间一的风险函数,区间二的风险函数整体位于下方且斜率明显更小,违规再犯风险概率更低。这些均证明了假设 H2a 成立:监管强化期,受罚企业的违规再犯风险明显较监管强化之前更低。

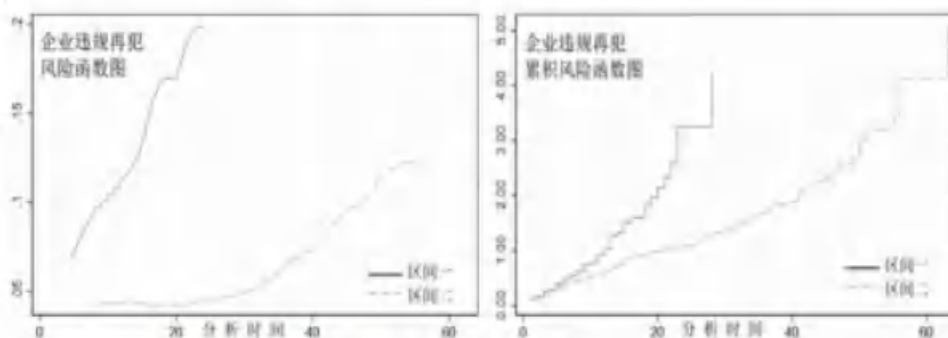


图 1 企业违规再犯生存分析情况

3. 对假设 H3 的实证检验与分析

图 2 为监管强化期市场化与法治化水平异质性企业违规再犯的风险函数图。图 2 表明无论是市场化水平(Market)还是法治化水平(Law)，高水平地区企业的违规再犯风险函数均低于低水平地区企业的违规再犯风险函数，体现出了高水平地区的企业违规再犯风险更低。由前述分析可知，区间二较区间一多经历了两次主要监管强化事件，受到更强的监管强化作用。所以，在监管强化期，出现了高水平地区企业违规再犯风险更低的情况。这就证明了研究假设 H3a(监管强化期，市场化水平较高地区的企业，其违规再犯风险更低)与 H3b(监管强化期，法治化水平较高地区的企业，其违规再犯风险更低)。

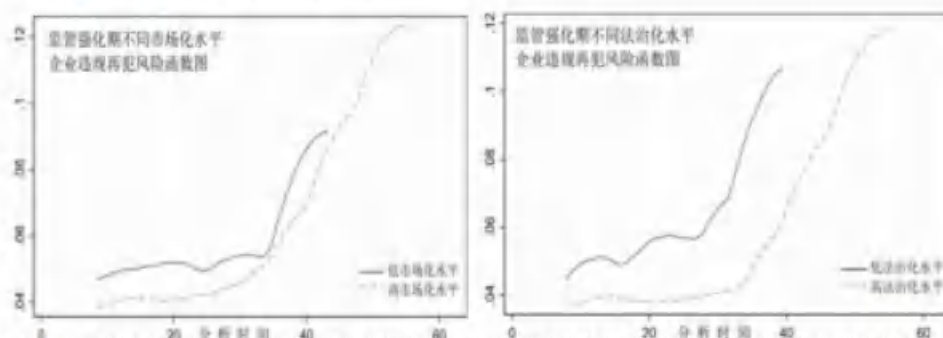


图 2 监管强化期不同市场化水平(左侧)与法治化水平(右侧)企业的违规再犯风险函数图

表 5 汇报了监管强化期市场化与法治化水平不同的企业违规是否再犯的回归结果。结果显示，无论是市场化水平(Market)还是法治化水平(Law)，冈珀茨模型与 Cox 模型的风险比率均小于 1，说明了高市场化(法治化)水平地区企业的违规再犯风险低于低市场化(法治化)水平地区企业的违规再犯风险，这也进一步证明研究假设 H3a 和 H3b 是成立的。

表 5 监管强化期市场化与法治化水平不同企业违规是否再犯的回归结果

被解释变量:Time_again	冈珀茨模型	Cox 模型	被解释变量:Time_again	冈珀茨模型	Cox 模型
Market	0.70* (-1.74)	0.71* (-1.92)	Law	0.69** (-2.12)	0.66*** (-2.64)
常数项	7.77 (0.66)	-	常数项	12.92 (0.82)	-
控制变量与观测值	控制/162	控制/162	控制变量与观测值	控制/162	控制/162

注: (1) 控制变量估计结果未报告, 留存备索; (2) Market 与 Law 汇报结果为风险比率, 因对应系数为负, 故 t 值为负。

4. 对假设 H4 的实证检验与分析

表 6 受罚次数统计部分表明: 较区间一而言, 区间二最高受处罚次数更高(8 次 > 4 次), 且在 2 次及以上、3 次及以上、4 次及以上的样本, 累积频率分别高 8.31、6.32、3.75 个百分点, 表现出了更强的监管处罚力度。这会对违规企业带来更强的震慑效应。基于此, 本文进一步考察对于多次受罚的“累犯”企业而言, 前期被罚次数的增加对罚后再犯(即违规再犯的时间间隔)是否具有“二皮脸”效应。

表 6 回归结果部分表明:区间一、二的受处罚次数(Punished_number)的系数,在广义伽马模型下均为负,说明随着受处罚次数增加,企业初次违规与初次再犯的平均时间间隔缩短,企业后续出现违规再犯风险更高;在 Cox 模型下均大于 1,表明随着受处罚次数增加,企业后续出现违规再犯的平均风险更高。二者均证实了假设 H4a:企业前期受罚次数越多,其后期出现违规再犯的风险反而更高。

此外,对比分析发现:在广义伽马模型下,区间二中受罚次数对初犯与再犯时间间隔的缩短效应,即风险加速效应更低,即 $\exp[-(-0.47)] < \exp[-(-0.70)]$;在 Cox 模型下,区间二中前期受罚次数对后期违规再犯的风险比率(1.85)较区间一的风险比率(2.92)大幅降低。二者证实了假设 H4b:前期受罚次数对违规再犯的激励效应在监管强化期显著减弱。

表 6 企业受处罚次数情况及其对企业违规再犯行为的回归结果

A 部分:企业受处罚次数统计	受处罚次数	1 次	2 次	3 次	4 次	5 次	6 次	7 次	8 次
	<input checked="" type="checkbox"/> 区间一	136 (100%)	26 (20%)	5 (4. 71%)	3 (1. 76%)	-	-	-	-
	<input checked="" type="checkbox"/> 区间二	195 (100%)	47 (28. 31%)	15 (11. 03%)	7 (5. 51%)	4 (2. 94%)	1 (1. 47%)	2 (1. 10%)	1 (0. 37%)
B 部分:受处罚次数对企业违规再犯行为的回归结果	被解释变量Time_again		<input checked="" type="checkbox"/> 区间一			<input checked="" type="checkbox"/> 区间二			
			广义伽马模型		Cox模型	广义伽马模型		Cox模型	
	Punished_number		- 0. 70 *** (- 5. 43)		2. 92 *** (6. 18)	- 0. 47 *** (- 12. 27)		1. 85 *** (8. 39)	
	常数项		- 1. 71 (- 0. 38)		-	- 1. 91 (- 0. 81)		-	
	控制变量与观测值		控制/50		控制/50	控制/162		控制/162	

注:(1)受处罚次数括号内数值为向下累积频率;(2)B 部分中第 2、4 列汇报的是系数,第 3、5 列汇报的是风险比率。

进一步的,虽然企业是否违规再犯是衡量监管处罚有效性的重要指标,但要求企业在复杂的经济环境和日趋严格的监管下受罚后永不再犯难免过于苛刻,倘若企业在受到监管处罚后再犯的次数呈现降低的趋势,则反映出监管处罚对降低企业违规再犯(而非一次杜绝)具有震慑作用。因此,本文引入企业受罚后第一年再犯次数作为被解释变量,考察企业违规前科对其违规后第一年再犯次数的影响。

经统计,企业受罚后第一年再犯次数最少为 0 次,最多为 15 次。企业受罚后第一年不再犯(占比 36.36%)和再犯一次(占比 43.24%)的样本占比近 80%,呈现 0-1 膨胀分布,表明多数企业不会在受罚后第一年就出现“二皮脸”效应,体现了监管处罚在抑制“累犯”企业的再违规上具有震慑作用。

同时,为考察企业受罚前科对受罚后第一年再犯次数的影响,本文构建了如下面板泊松模型:

$$\ln \text{Punished_againNumber} = \beta_0 + \beta_1 \text{PunishedAll} + \beta_2 \text{GDP} + \beta_3 \text{Ohexprt} + \beta_4 \text{Roe} + \beta_5 \text{Nirt} \quad (4)$$

$$+ \beta_6 \text{ShrHolder10} + \beta_7 \text{Chgrwhrt} + \beta_8 \text{LnPPE} + \beta_9 \text{DrcNum} + \beta_{10} \text{Dual} + \varepsilon$$

其中, PunishedAll 为企业是否有受罚前科, Punished_againNumber 为企业受罚后第一年再犯次数。重点考察发生率 $e\beta_1$, 它表示企业有受罚前科将导致企业再犯次数发生率为原来的 $e\beta_1$ 倍:若 $e\beta_1 < 1$, 则企业再犯次数发生率降低,即再犯呈减少趋势,说明受罚前科对再犯有规避作用;若 $e\beta_1 > 1$, 则企业再犯次数发生率增加,即再犯呈增加趋势,说明受罚前科对再犯不具有规避作用。本文预期 $e\beta_1$ 小于 1, 即有前科的企业再违规次数将会减少, 监管处罚对避免企业违规再犯有震慑作用。

表 7 的回归结果表明:无论是否加入控制变量,企业是否有受罚前科的发生率均显著小

于 1，即较无前科企业而言，具有前科的企业受罚后一年再犯次数相对减少，意味着监管处罚对避免“累犯”企业受罚再犯具有一定短期震慑作用从而以次数为视角(而非时间间隔视角)为假设 H1 提供了进一步的证据支持。

表 7 企业受罚前科对受罚后第一年再犯次数的影响(震慑效应)检验

被解释变量: Punished againNumber	不加控制变量回归	加入控制变量回归
PunishedAll	0.50*** (-18.05)	0.39*** (-19.59)
观测值	3235	3206

注:(1)表中报告的是发生比率(IRR)，其小于 1 时，表示负效应，此时对应的回归系数为负，故括号内 t 值为负;(2)上述回归均控制了企业个体固定效应。

七、主要结论与政策建议

本文在监管体制改革背景下，基于监管强化动态视角，运用生存分析法重点研究了监管处罚在避免企业违规再犯方面是否有效。结果表明：近年来证监会及交易所的监管处罚力度明显增强，对避免企业违规再犯确实产生了较好的短期震慑效应，但长期震慑力的提升仍有较大空间。在监管强化背景下，较监管常态期而言，监管强化期受罚企业的违规再犯风险确实更低，说明监管强化对企业违规再犯的确发挥了“抑制作用”。同时，在监管强化期，高市场化和法治化水平地区的企业违规再犯倾向会低于市场化或法治化水平较低地区的企业，即市场化和法治化水平作为区域基因对企业违规再犯具有积极的调节作用。最后，随着企业受处罚次数的增加，企业违规再犯倾向更高，即存在“二皮脸”效应。但监管升级背景下，“二皮脸”效应明显减弱，说明虽然监管处罚不能完全避免企业违规再犯，但监管体制改革和执法力度的不断强化能明显减弱“二皮脸”效应。

结合以上分析结论，本文建议从以下四个方面完善资本市场监管：第一，全面推进落实新证券法。一方面，建立健全权威监管体系，借助大数据、人工智能、区块链等技术提高监管能力；另一方面，以提高违法违规成本为契机，通过对各种违法行为重拳出击，提高执法威慑力，综合运用行政处罚、刑事追责、民事赔偿及诚信记录跟踪等手段，对违法违规行为实施零容忍。此外，推进公司法的修订及配套规定的更新完善，修订与新证券法相匹配的法律法规体系，形成法规合力，全面保障新证券法的有力实施。第二，改革交易所一线监管机制。一是以提高信息披露质量为准绳，降低“答非所问”式监管应对，为投资者提供决策有用的高质量信息；二是通过完善沟通协作机制和共享监管资源，打破交易所处罚权限及手段有限的天花板，厘清交易所与地方证监局的职责边界，缩小“非处罚性监管”与“处罚性监管”的割裂程度，弥补交易所监管处置方式有限的缺憾。第三，发挥“监管性”小股东的作用。与机构实施的行政式监管不同，发挥投资者为代表的市场化监管机制作用对于完善监管也至关重要。2014 年成立的中证中小投资者服务中心(简称投服中心)，通过事前持股行权机制、事中证券期货纠纷调解机制和事后证券支持诉讼机制对中小投资者进行了保护，成为公共监管体系之外重要的投资者保护力量。投服中心参加股东大会的行权方式产生了明显的信息增量和市场监管效果，未来应赋予投服中心代为征集股东投票权、以股东身份向违法违规控制人提起集体诉讼的权利。第四，对在资本市场中不断违规且“屡教不改”者设定差异化监管策略并加大执法跟踪力度，对参与、协助此类企业财务造假、市场操纵等违法行为的机构及其从业人员依法从重处罚，并严格控制缓刑适用。同时，完善证券违法线索举报奖励制度，加速违法线索举报平台建设及加强舆论引导工作，对于进一步完善资本市场监管也有积极作用。

Carbon pricing and enterprise productivity-The role of price stabilization mechanism

莫建雷 涂强 王嘉宁

(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[Abstract]:

Total factor productivity (TFP) is widely used to evaluate the development quality of the economy, and carbon price stabilization mechanism (CPSM) has been introduced to reduce the climate policy uncertainty. Whether and how the CPSM can affect TFP is an issue of great interest. Using a unique panel dataset of China's 494 listed firms in 8 carbon intensive sectors from 2006 to 2019, we examine the effectiveness of the CPSM in China's carbon emission trading scheme (ETS). The results show that the carbon ETS with CPSM which has clear price corridors can improve the TFP by 0.381, the ETS with CPSM which has no explicit price ceiling or floor could improve TFP by 0.198, and the ETS without CPSM has decreased TFP by 0.352. The heterogeneity analysis indicates that the CPSM is effective to improve the TFP in power generation, building materials, nonferrous metals, and chemical sectors. Moreover, in terms of mechanisms, the CPSM can improve the TFP through promoting technological innovation and easing financing constraint. Our findings confirm the effectiveness of CPSM on the improvement of firm-level TFP and provide some key implications on how to design an effective CPSM.

[Key words]: Carbon emission trading scheme; Policy uncertainty; Carbon price stabilization mechanism (CPSM); Total factor productivity (TFP); Difference-in-difference (DID).

1. Introduction

China as the world's second largest economy is trying to promote its economic transition from the inefficient and blind development model to high-quality development model (Xi, 2022). As an important indicator, total factor productivity (TFP) is widely used to evaluate the resource allocation efficiency and then the development quality of the economy (Xiao et al., 2021). Meanwhile, as the world's largest greenhouse gas emitter, China is also trying to introduce the carbon pricing policy, i.e. carbon emission trading scheme (ETS), to control its carbon emission. Theoretically, appropriate environmental regulation can stimulate innovation compensation effect, thus improving the productivity of firms (Porter and Vanderlinde, 1995). As market-based environmental regulation, carbon ETS can provide a clear carbon price signal for relevant firms, and may encourage firms to carry out technological innovation and optimize resource allocation, so as to improve the firm-level TFP.

However, the carbon price evolution may be affected by the economy, technology and policy uncertainties, and the uncertain carbon prices may have an important impact on business activities of enterprises, and then their productivity. According to Porter and van der Linde (1995), well designed environmental regulations can improve total factor productivity (TFP) through stimulating innovation and reallocating resources, which is the so called "Porter Hypothesis". However, the environmental policy uncertainty may have some unexpected effect on the firms' investment and financing behavior,

R&D expenditure and innovation. Firstly, it's generally agreed that the uncertainty of environmental policy has a negative effect on the firms' investment and financing (Li et al., 2022; Wen et al., 2022). As firms' future investment opportunities of low-carbon technologies can be regarded as call options, the environmental policy uncertainty may increase the options value and make the returns of waiting options higher, hence the firms will actively delay the current investment of low-carbon technology (Ma et al., 2022). In addition, environmental policy uncertainty exacerbates information asymmetry between financial institutions and firms, and it becomes more difficult and expensive for the firms to get the finance resources. Hence, the financing constraints become more stringent and the firms cannot access to enough finance to increase low-carbon investment. Secondly, it's generally believed that when policy uncertainty rise, firms would take various measures to reduce innovation risks, such as to postpone R&D investment decisions, and the green technological innovation may be inhibited (Bergen and Muñoz, 2018). Moreover, the uncertainty of carbon price will also affect business activities of enterprises. Specifically, the excessively low carbon prices may discourage abatement efforts (Li et al., 2022; Lin and Jia., 2019), hinder the low-carbon investment (Zhang et al., 2020) and technological innovation (Mo et al., 2016); on the contrary, excessively high carbon prices may impose unacceptable cost pressure on firms and decrease the expenditure of the firms on innovation (Mo et al., 2016). Hence, the stable carbon price signals are needed to facilitate investments in the decarbonization of the economy.

In order to provide a stable price, carbon price stabilization mechanism (CPSM) has been introduced to suppress the excessive fluctuation of carbon price (Wang et al., 2020a, 2020b). Under this mechanism, the government is allowed to sell a certain amount of allowances to keep the carbon price below the price ceiling; meanwhile, the government commits to purchase back allowances from the market to keep the carbon price higher than the price floor (Murray et al., 2009). Therefore, the government can propose a price corridor combined with price ceiling and price floor to provide a clear price signal for the enterprise operation and low-carbon investments management under uncertainty (Wood and Jotzo, 2011). At present, many countries have taken various measures to implement CPSM to suppress the excessive fluctuation of carbon price, such as China's pilot ETSs, EU ETS, Australia ETS and UK ETS (Wood and Jotzo, 2011). In this work, what we concern about is as follow: whether and how the CPSM would affect the performance of the enterprise productivity, i.e. the total factor productivity, and how to improve the design of the CPSM to facilitate the policy effectiveness, which is of great interest for the academic world and the policy makers.

Existing studies mainly focus on the ex-post evaluation of the China's pilot ETSs on the firm-level technological innovation and production efficiency, and it is generally agreed that the ETSs have positive effect on promoting green investment and technological innovation (Wang et al., 2020a, 2020b; Fell et al., 2012; Xu et al., 2016; Mo et al., 2016). On one hand, plenty of studies explore whether the innovation can be induced by the implementation of ETS, which are more closely related to the Porter hypothesis. For example, Zhu et al. (2019) found that the innovation patents on low-carbon of firms covered by China's pilot ETSs, will increase by 5–10%. On the other hand, other researchers believed that China's ETS could promote the transformation of the investments and improve the total factor productivity in carbon-intensive industries (Li et al., 2022; Bai et al., 2022), and eliminating backward production capacity, increasing R&D funds and adopting cleaner technologies were the internal mechanism of ETS affecting the firms' TFP (Xiao et al., 2021; Wu and Wang, 2022).

Although the existing literature has explored the carbon pricing effect on the technological innovation and productivity, there are still some research gaps. First, the existing studies mainly focus

on the effects of the presence or absence of an ETS, while the impact of CPSM on firm-level TFP has not received much attention, and especially the comparison of different types of CPSM on the improvement of firm-level TFP has been little investigated. As an emerging policy tool, although CPSM is considered to be effective to suppress the excessive fluctuation of carbon price and enhance the policy effectiveness of ETS on promoting firm-level TFP (Wang et al., 2020a, 2020b), there is still little empirical evidence. Second, the influence channels of CPSM on the improvement of firm-level TFP have not been fully explored. Third, heterogeneous effect of CPSM among different industries have been ignored in most literature.

To fill the gaps above, we use a panel data set of 494 listed firms in 8 carbon intensive sectors from 2006 to 2019 and employ a difference-in-differences (DID) model to evaluate the CPSM effects on firm-level TFP, and then we conduct a systematic analysis of the mechanism on how the CPSM works, which makes up for the insufficiency of previous literature in the following aspects. Firstly, this is the first study to empirically investigate the effects of CPSM on TFP, which enriches the current research on the policy design of carbon ETS. Secondly, the effect of different types of CPSM on improvement of firm-level TFP is investigated, based on which the policy design can be further refined. Thirdly, we provide reliable empirical evidence for the theoretical hypothesis on the influence channels for CPSM to improve firm-level TFP, and provide policy implications for national-wide ETS. Fourth, the effectiveness of the CPSM among different sectors is compared, and the sectors in which the CPSM effect is significant are identified.

The remainder of this paper is organized as follow. Section 2 conducts a theoretical analysis and proposes three hypotheses; Section 3 describes the methodology and data; Section 4 discusses the results of the benchmark regression, heterogeneity analysis and the transmission mechanism identification; Section 5 conducts robustness test; Section 6 presents the main conclusions and provides policy implications.

2. Theoretical analysis and hypotheses

Existing studies have confirmed that the ETSs possess a certain positive impact on firms' behavior (Hong et al., 2022). In essence, these studies are usually associated with the Porter effect hypothesis, which indicates that the environmental regulation can stimulate technological innovations and resource allocation optimization, so as to improve their TFP in the long term. As an emerging policy tool, the implementation of CPSM in ETS is effective to suppress the excessive fluctuation of carbon price and provide a clear price signal to promote the improvement of firm's TFP. Specifically, the firms with high marginal emission reduction cost, may face the pressure of a prohibitive cost. At this time, the carbon price signal can provide incentives for the firms to carry out transformation and optimize resource allocation, so as to improve the firm's TFP. Thus, the following hypotheses are proposed:

H1: The implementation of CPSM in ETS can be conducive on firms' TFP improvement.

Next, it is intuitive that the heterogeneity exists in the impact of CPSM on firms' TFP in terms of firms' ownership, size as well as industrial properties. Theoretically, the operation situation, CO₂ mitigation measures, and solvency margin among firms might depend on the firms' ownership, size and industrial properties (Ren et al., 2022). In specific, compared with non-state-owned firms, state-owned firms have more channels to obtain favorable policy information and financing advantages, so as to realize the improvement of TFP (Wu and Wang, 2022). In addition, larger firms tend to be in a dominant position in sensing policy information and obtaining external funds (Marin et al., 2018; Lu and Zhang, 2022), which are more likely to induce scale economic effect with the implement of ETS, and thus realize the improvement of TFP. Moreover, the firms' industrial

properties may also influence the CPSM effect on TFP. Specifically, as there exist significant differences among industries in carbon mitigation technology, carbon abatement costs and risk tolerance etc., the impact of carbon price fluctuations and the stability of carbon price on the firms among industries is different (Mo et al., 2016; Tietjen et al., 2021). In specific, the impact of CPSM on the investments of low-carbon technology and green innovation among industries is different (Xie et al., 2021a, 2021b). Accordingly, the impact of CPSM on improvement of firm-level TFP for different industries may differ (Wu and Wang, 2022). In view of this, the following hypothesis is proposed:

H2: Firm-level TFP improvement by CPSM is affected by the heterogeneity of firm's ownership, size and industrial properties.

As mentioned above, CPSM can stabilize the carbon price to encourage firms to optimize resource allocation and seek for more technological innovation, so as to improve their productivity. However, there are few studies exploring the influence mechanism of the effect of CPSM on firm-level TFP. So we make a hypothesis on how the CPSM can improve firm-level TFP and verify it. Firstly, with the carbon pricing being implemented, the firms will have to pay for the carbon emission and face the additional cost or opportunity cost of carbon, and especially the firms producing more carbon-intensive products will face higher costs and even losses. In this situation, closing down and phasing out the energy and carbon-intensive equipment is a key measure to realize carbon mitigation. Specifically, the CPSM can provide a stable and reasonable carbon price and will incentivize the firms covered by ETS to eliminate the backward production capacity with low efficiency to promote carbon emission reduction, and the firm-level TFP can be improved simultaneously, which is the so called de-capacity effect.

Secondly, CPSM can promote technological innovation to improve the firm-level TFP. Specifically, the firms in face of the stable and reasonable carbon price, will have a strong incentive to invest in the technological innovation of CO₂ emission reduction, so that the efficiency of existing production process can be improved and new production technology with high efficiency and low emission can be invented. Since technological innovation in low-carbon technology often faces a high risk, the CPSM can suppress the excessive fluctuation of carbon price and provide "continuous incentive" for firms to invest in technological innovation, and promote the improvement of firm-level TFP.

At last, existing empirical studies show that the fluctuation of carbon price in ETS will increase the uncertainty of firms' carbon-related costs and inhibit the financing capacity of carbon-intensive firms (Bai et al., 2022; Wu and Wang, 2022). As an effective policy to keep the carbon price at a reasonable level, CPSM is conducive to stabilizing firms' cash flow and improve the firms' access to finance resource so as to invest in advanced low carbon technologies and improve firm-level TFP.

In summary, the analysis above leads to the following hypothesis 3.

H3: CPSM improves firm-level TFP via three channels: financing effect, de-capacity effect, and technological innovation effect.

Thus, the theoretical framework on how CPSM affects firm-level TFP is presented in Fig.1.

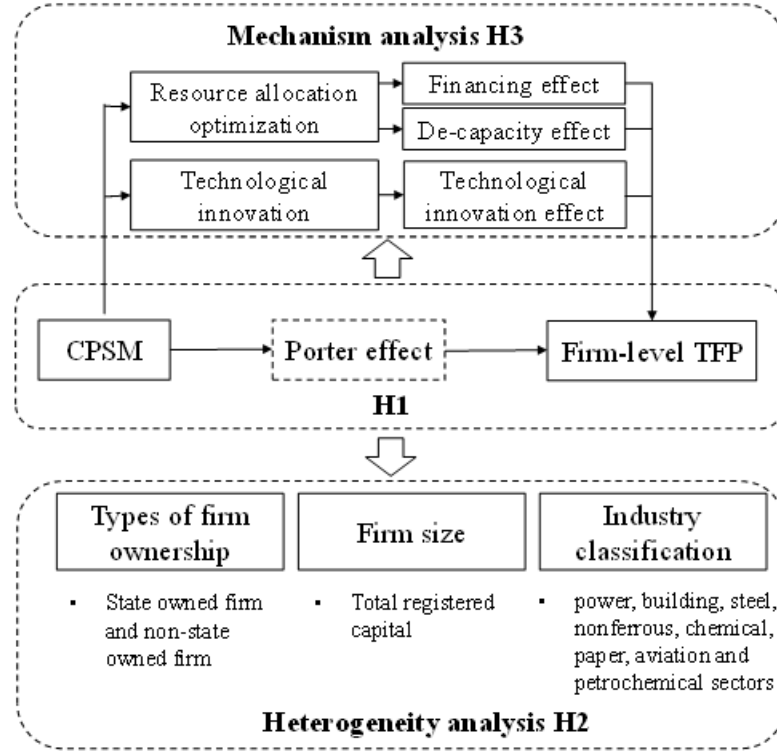


Fig.1 The theoretical framework of the impact of CPSM on firm-level TFP

Note: H1, H2, and H3 denote hypothesis 1, hypothesis 2, and hypothesis 3, respectively.

3. Methodology and data

To evaluate the effect of the CPSM on firm-level TFP, this study introduces the measurement of firm-level TFP in Section 3.1. Section 3.2 constructs a DID model. Then, the independent variables, dependent variables, mechanism variables, and control variables are introduced in Section 3.3. Finally, the descriptive statistics of the variables are presented in Section 3.4.

3.1 Measurement of firm-level TFP

The total factor productivity is estimated based on ACF model in this paper (Akerberg et al., 2015). Different from Olley-Pakes (OP) method and Levinsohn-Petrin (LP) method, Akerberg et al. (2015) considered the labor input into the intermediate input demand function, so as to obtain the consistent estimation of the production function.

First, we assume that the firm's production function is as follows:

$$y_{ft} = \beta_k k_{ft} + \beta_l l_{ft} + \beta_m m_{ft} + \omega_{ft} + \varepsilon_{ft} \quad (1)$$

where y_{ft} is the logarithm for firm f 's output in year t ; k_{ft} is the logarithm for capital input of firm f in year t ; l_{ft} is the logarithm for labor input of firm f in year t ; ω_{ft} is the firm f 's TFP in year t and ε_{ft} is a random error term. The intermediate input m_{ft} is assumed to depend on the firm's capital input k_{ft} and ω_{ft} where $m_{ft} = f(k_{ft}, \omega_{ft})$. Given that the demand function is

monotonically increasing in ω_{ft} , the m_{ft} function can be inverted, so that $\omega_{ft} = f^{-1}(m_{ft}, \omega_{ft})$.

We assume that labor input and intermediate input are simultaneously determined by the firm during the production process; then labor input is a function of productivity and capital,

$$l_{ft} = g(w_{ft}, k_{ft}) = g(f^{-1}(m_{ft}, \omega_{ft}), k_{ft}) = g(m_{ft}, k_{ft}) \quad (2)$$

By substituting Eq. (2) into Eq. (1), we can obtain the production equation, as shown in Eq. (3),

$$y_{ft} = h(m_{ft}, k_{ft}) + \varepsilon_{ft} \quad (3)$$

where $h(m_{ft}, k_{ft}) = \beta_k k_{ft} + g(m_{ft}, k_{ft}) + f^{-1}(m_{ft}, \omega_{ft})$. Next, we use the non-parametric method to fit Eq. (3), and the fitting value of firm's output after eliminating the influence of random error ε_{ft} is obtained as \hat{y}_{ft} .

Finally, we use two-stage Generalized Method of Moments (GMM) method to estimate the coefficients of β_k , β_l and β_m in Eq. (1), and then the firm's TFP, ω_{ft} can be obtained as,

$$TFP_{ft} = \omega_{ft} = \hat{y}_{ft} - (\beta_k k_{ft} + \beta_l l_{ft} + \beta_m m_{ft}) \quad (4)$$

3.2 Difference-in-difference model

The DID method is widely employed to evaluate the post-effect of environmental policy on firms' TFP, taking the policy as a multi-period quasi-natural experiment (Xiao et al., 2021; Wu and Wang, 2022; Li et al., 2022). This study employs a DID model to quantitatively evaluate whether and to what extent the CPSM policy can improve the firm-level TFP. Among a variety of policy evaluation methods, DID is considered as an effective method to estimate the net policy effect, and thus it has been widely applied to evaluate ETS policy effect (Bai et al., 2022; Wu and Wang, 2022). In order to quantitatively examine which type of CPSM policy can improve the firm-level TFP, we conduct DID model followed Lange and Maniloff (2021) as shown in Eq. (5).

$$TFP_{irt} = \beta_0 + \sum_{u \in U} \beta_u ETS_type_{rt}^u + \rho X_{irt} + \gamma_t + \alpha_j + \varepsilon_{irt} \quad (5)$$

where TFP_{irt} represents the TFP of firm i located in region r at year t . $ETS_type_{rt}^u$ represents the dummy variables of ETS with type u in region r at year t . Specifically, if a listed firm located in region r at year t is included in pilot ETS with type u CPSM, the dummy variable $ETS_type_{rt}^u = 1$, otherwise, $ETS_type_{rt}^u = 0$. The coefficient β_u represents the effect of type u ETS on firm-level TFP. Similarly, X_{irt} represents a set of control variables related to firm economic performance that may affect total factor productivity, γ_t represents the time fixed effect, α_j represents the industry fixed effect, and ε_{irt} is a random error term.

3.3 Variable selection

In this section, dependent variable, key independent variables, mechanism variables, and control variables are introduced before we conduct the quasi-natural experiment.

3.3.1 Dependent variable

TFP is the dependent variable in the DID model, and it is measured by ACF model shown in section 3.1. The input and output indicators used to measure TFP are defined as follow. The labor input, l_{ft} , in Eq. (4) is defined as the firm's total number of employees at year t ; the capital input, k_{ft} , in Eq. (4) is defined as the firm's net fixed assets at year t ; the intermediate input, m_{ft} , in Eq. (4) is defined as the firm's operation and management costs at year t , including selling costs, financial costs, depreciable cost, employee salary etc. While, the output, y_{ft} , in Eq. (4) is defined as the firm's operation revenue at year t . Therefore, based on the input and output indicators above, the TFP for all listed firms can be estimated in this study.

3.3.2 Key independent variable

In order to evaluate the effect of carbon price stabilization mechanism on firm-level TFP, we

should determine the key independent variable in Eq. (5). According to the document of 8 pilot carbon emission trading markets in China, carbon price stabilization mechanism refers to a policy tool to limit excessive carbon price fluctuation and keep the balance of supply and demand of carbon emission permits in ETS. As shown in Table 1, Beijing and Hubei have the most sophisticated and detailed ceiling–floor mechanisms in 2014 and 2016, respectively. Beijing sets a price corridor with a specific ceiling and floor price (20 and 150 CNY) at which the regulator can release allowances from the reserve or buy back allowances. Hubei takes the same approach but only provides an implicit price corridor. Both pilots set aside between 5% and 10% of the total allowances in a reserve to keep prices below the ceiling. Shanghai, Shenzhen, Tianjin and Guangdong seek to maintain a price floor through reserve prices at auction in 2013, 2014, 2013 and 2014, respectively. Initially, Guangdong set the reserve price at a much higher level (60 CNY in 2013) than the actual market price (about 17 CNY). However, the proportion of auctioned allowances remained below 5%, limiting the ability of the regulator to maintain the price floor. Given this difficulty, Guangdong gradually cancelled its initial reserve price by linking it to the spot market price. To curb higher prices, these 4 pilot ETSs also set aside reserves to realize allowances into the market. However, the regulation does not establish the explicit ceiling price. Finally, Chongqing and Fujian have no carbon price stabilization mechanism. Thus it can be inferred that the carbon pricing uncertainty in Chongqing and Fujian pilots may be most significant, Shenzhen, Shanghai, Guangdong and Tianjin pilots have the mediate carbon pricing uncertainty, and Beijing and Hubei may have the lowest carbon pricing uncertainty.

Table 1 Carbon price stabilization mechanism in China's pilot ETSs

Pilot ETSs	Carbon price stabilization mechanism	Implementation time
Beijing	Beijing set aside more than 5% of the carbon quotas for auction, and will buy back carbon emission quotas to keep the carbon price fluctuating between 20 CNY/ton to 150 CNY/ton.	2014
Shanghai	The carbon price is intervened by auctioning part of the carbon quotas. The carbon price for auction is not set explicitly.	2013
Shenzhen	The carbon price is intervened by auctioning part of the carbon quotas but no trigger carbon price is set explicitly. Specifically, the government sets aside 3% of carbon emission quotas for auction and they can buy back no more than 10% of the annual carbon emission quotas.	2014
Guangdong	The government reserves 5% carbon emission quotas to suppress the excessive fluctuation of carbon price, and no trigger carbon price is set explicitly.	2014
Hubei	The government limits the carbon prices varying between -10% and +10% of the previous trading day's closing price by issuing carbon emission allowances.	2016
Tianjin	The government issues by auction or buys back carbon emission allowances to stabilize carbon prices, and no trigger carbon price is set explicitly.	2013
Chongqing	No carbon price stabilization mechanism.	/
Fujian	No carbon price stabilization mechanism.	/

Based on the carbon price stabilization mechanism of China's pilot ETSs shown in Table 1, we can divide the carbon price stabilization mechanism into three types. Type 1 ETS refers to that in the Chongqing and Fujian ETSs, in which the government won't intervene the carbon price. Type 2 ETS refers to that in Shanghai, Tianjin, Shenzhen and Guangdong, in which carbon price can be intervened by the open market operation or reverse prices at auction, but floor or ceiling carbon prices is not clear. Type 3 ETS refers to that in Beijing and Hubei, in which the CPSM has reasonable price corridors and follows clear rules in open market operation.

The three types of ETS in China's pilot ETSs are shown in Table 2, the value of dummy variable $ETS_type_{rt}^1$, $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$ in Eq. (1) are determined by the location of listed firms. For example, the dummy variables for a listed firm located in Beijing or Hubei province, can be represented as $ETS_type_{rt}^3=1$, $ETS_type_{rt}^2=0$ and $ETS_type_{rt}^1=0$, and the dummy variables $ETS_type_{rt}^3=0$, $ETS_type_{rt}^2=0$ and $ETS_type_{rt}^1=1$ for a listed firm located in Chongqing or Fujian province.

Table 2 Three types of carbon ETS in China

Type	Standard	Pilot ETS
1	The government won't intervene the carbon price in open market	Chongqing and Fujian
2	Carbon price can be intervened by the open market operation or reverse prices at auction, but carbon price floor or ceiling is not clear	Shanghai, Tianjin, Shenzhen and Guangdong
3	Explicit price corridors are set following clear rules of open market operation.	Beijing and Hubei

3.3.3 Control variables

In addition to the key independent variable, there are other factors that may affect firm-level TFP, and we should control these factors in the DID model:

(1) Total assets turnover ratio (TATO). This variable reflects the operation performance of listed firms. A higher total assets turnover ratio means a higher operating capacity. This variable is expected to increase the TFP.

(2) Firm age (AGE). This variable reflects the firm's establishment time, and a higher firm age means that the firm's operation experience and technology accumulation are richer (Xiao et al., 2021; Wu and Wang, 2022). This variable is expected to increase the TFP.

(3) Number of employees (EMP). This variable is measured by logarithm of firm's employee numbers. A higher number of employees may significantly increase the innovation level and reduce operation risks (Guan and Cheng, 2020; Xiao et al., 2021). Thus, this variable is expected to increase the TFP.

(4) Manager age (MAAG). This variable reflects the manager characteristics of listed firms. Generally, a higher firm's manager age means that the operation and management experience of firm's manager are richer (Siebert and Zubanov, 2010). Thus, this variable is expected to increase the TFP.

(5) Provincial economic development (ECO). This variable is measured as logarithm of GDP in the located province of listed firms. In general, a higher logarithm of GDP means a higher level of economic development and a better business environment of listed firms (Li et al., 2022). Thus, this variable is expected to increase the TFP.

(6) Urban population (POP). This variable is measured as logarithm of urban population in the located city of listed firm, and a more urban population means that a bigger market for the firm's products (Xie et al., 2021a, 2021b). This variable is expected to increase the TFP.

(7) Carbon price (CPR). This variable is measured as the average annual carbon price in 8 pilot ETSs. As shown in other studies, the carbon price has significant effect on firm-level TFP (Koch and Themann, 2022; Wu and Wang, 2022). In order to eliminate the interference of carbon price on firm-level TFP, we use the carbon price as a control variable in the DID model.

3.3.4 Mechanism variables

As mentioned in section 2, there are three influence channels through which the CPSM affect the firm-level TFP, and therefore we select mechanism variables to represent these three influence channels:

(1) Financing effect (FI). Financing constraints is used to measure the difficulty the firms faced in

accessing financing resources. The financing constraints are measured by a synthetic index built on several financing indicators. According to Whited and Wu (2006), we adopt Whited–Wu (WW) index, which is estimated by using the generalized method of moments method of the investment Euler equation, to measure the firms' financing constraints in this study. Existing studies found that WW index could accurately represent firm's financing constraints, which is calculated using the data related to the firm's financial and industrial characteristics, such as total assets, the firm's sale growth rate and the industrial sales growth rate (Yildirim, 2020; Bennett et al., 2020; Ersahin, 2020). And a higher WW index means it is more difficult to access financing for listed firms. Therefore, we select the WW index to measure financing effect.

(2) De-capacity effect (DC). CPSM may provide a stable carbon price signal to incentivize the firms to phase out carbon-intensive production capacity. In many relevant studies, the fixed assets liquidation has been employed to evaluate the firm's elimination of backward production capacity (Wang et al., 2019; Zhang et al., 2020; Wang et al., 2020), which represents the total amount of equipment assets that must be eliminated due to obsolescence and excess capacity (Alderson and Betker, 1996). Therefore, in this work we select the fixed assets liquidation to measure de-capacity effect.

(3) Technological innovation effect (TI). Compared with the other types of patents, green patent mainly refers to that of energy conservation, alternative energy production and waste management¹. Plenty of studies confirmed that the number of green patent applications can better represent the technological innovation level of firms in high-carbon industries (Cui et al., 2021; Jia et al., 2021; Zhao et al., 2022; Wu and Wang, 2022). Therefore, we select the logarithm of green patent applications to measure the technological innovation effect.

3.4 Data description

Considering that China's pilot ETSS started operation in 2013, we set the starting time of the sample as 2006 to ensure that the sample data before the launch of ETS is enough. Meantime, we set the cut-off time for the sample as 2019 to exclude the effect of the COVID-19 on TFP of listed firms. We also exclude ST, PT, ST* listed firms and delisted, unlisted, and IPO firms in the sample period. Some missing values are extrapolated through the interpolation method. Thus, we adopt a panel data set of 494 listed firms from 2006 to 2019 in 8 carbon intensive sectors².

Except for the TFP, other raw data used in this study are collected from Chinese Research Data Services Platform (CNRDS) and China Stock Market & Accounting Research Database (CSMAR). Some missing values are extrapolated through the interpolation method. The descriptive statistics of the above variables are shown in Table 3.

Table 3 Descriptive statistics of the variables

Category	Variable	Unit	N	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Dependent variable	TFP	\	4491	7.778	0.945	5.063	10.70
	TATO	Yuan	4491	0.701	0.460	0.0510	3.256
	AGE	Year	4491	11.25	6.254	2	27
Control variables	EMP	Person (logarithm)	4491	7.816	1.175	4.159	10.93
	MAAG	Year	4491	49.24	2.912	40.60	57.19

¹ Data source: <https://www3.wipo.int/wipogreen/en/aboutus/>

² These carbon intensive sectors include power generation sector, building materials sector, iron and steel sector, nonferrous metals sector, chemical sector, paper sector, aviation sector and petrochemical sector, which account for nearly 90% of China's carbon emission in 2018. In addition, these sectors are also covered by China's pilot ETS.

	ECO	Yuan (logarithm)	4491	10.72	0.596	8.717	11.99
	POP	Person (logarithm)	4491	6.326	0.789	4.111	8.047
	CPR	Yuan	4491	4.989	13.59	0	76.95
Mechanism variables	FI	\	4491	-1.017	0.0800	-2.134	-0.528
	TI	Item (logarithm)	4491	0.247	0.686	0	5.476
	DC	Yuan	4491	0.0520	0.729	-6.812	7.614

4. Results and discussion

The results are presented in the following three parts. Section 4.1 reports the results of Parallel trend test. Section 4.2 presents results on the impact of the CPSM on firm-level TFP. In Section 4.3 the heterogeneity of the effect among different sectors is analyzed. In Section 4.4, the mechanism on how the CPSM affect the TFP is analyzed.

4.1 Parallel trend test

The prerequisite for applying the DID model is to meet the requirements of the parallel trend assumption, which need to be tested before the benchmark regression. To empirically test the parallel trend assumption, we follow Li et al. (2022), and adopt the event study method based on the following equation:

$$TFP_{irt} = \beta_0 + \sum_{\substack{k \geq -6 \\ k \neq -1}}^6 \beta_k \times D_{rt}^k + \rho X_{irt} + \gamma_t + \alpha_j + \varepsilon_{irt} \quad (6)$$

where D_{rt}^k is a dummy variable associated with the “event” of implementing CPSM, while other variables are described in previous sections. The year in which region r implement CPSM is denoted by s_r . As China’s first CPSM in ETS pilot was started in 2013, the samples only include the data of six years after the implementation of CPSM. Thus, 6 is used as the threshold for setting the dummy variable. The rule for assigning values to D_{rt}^k is as follows: if $t - s_r \leq -6$, then $D_{rt}^{-6} = 1$, otherwise $D_{rt}^{-6} = 0$; if $t - s_r = k$, then $D_{rt}^k = 1$, otherwise $D_{rt}^k = 0$; if $t - s_r > 6$, then $D_{rt}^{6+} = 1$, otherwise $D_{rt}^{6+} = 0$. To avoid multicollinearity, we define the year preceding the implementation of CPSM as a reference; that is, the scenario that meets $k = -1$ is omitted. The symbols that remain in Eq. (6) have the same meaning as those in Eq. (5). Our primary focus is β_k , a set of estimated coefficients that indicate the annual impact of CPSM on firm-level TFP.

Fig. 2 presents the estimated coefficients with the 95% confidence interval. The horizontal axis is the number of years before and after the implementation of CPSM. For example, 6 and -6 represent 6 years before and after the implementation of the CPSM, respectively. As shown in Fig. 2, we can accept the null hypothesis of the consistent time-varying trends of TFP in both CPSM and non-CPSM region before the implementation of CPSM; hence, the parallel trend assumption is acceptable. Therefore, the implementation of CPSM can be treated as a quasi-natural experiment to investigate the effects of CPSM on firm-level TFP. We can also find that, after the implementation of CPSM, the effect of CPSM on the improvement of TFP becomes significant in the first year and gradually becomes weak in the fourth year.

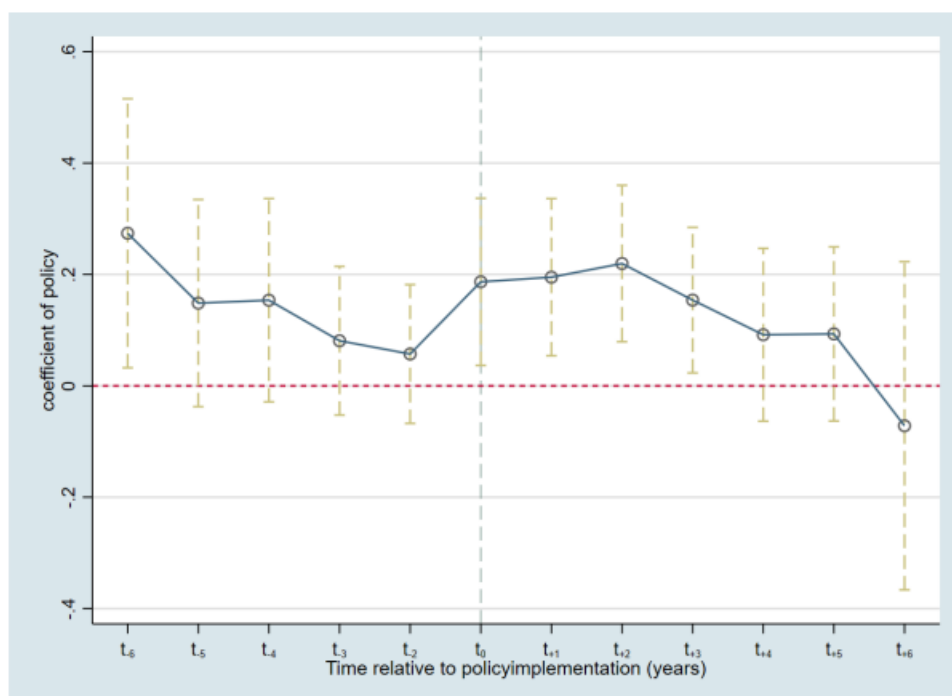


Fig.2 Parallel trend test

4.2 Benchmark results of the impact of the CPSM on firm-level TFP

The impact of CPSM on firm-level TFP is analyzed using the DID model shown in Eq. (5), with TFP as the dependent variable and the dummy variables $ETS_type_{rt}^1$, $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$ as the independent variables. As shown in Table 4, column (1) represents the results without control variables, whereas the control variables have been added in columns (2). Table 4 shows that the goodness of fit for column (2) is better than column (1) with the year fixed effect and industrial fixed effect.

The results show that from column (1) and (2), the coefficients of the core explanatory variable, $ETS_type_{rt}^1$, $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$, are all significant at least 1% level. In specific, as shown in column (2) of Table 4, the coefficients of $ETS_type_{rt}^1$, $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$ are -0.352, 0.198 and 0.381, indicating type 2 and type 3 ETSs can both improve the TFP of listed firms in the treatment group by 0.198 and 0.381 compared with the listed firms without ETS. While, the type 1 ETS may decrease the TFP of listed firms by 0.352. By comparing the coefficients of ETS_type^2 and ETS_type^3 with the coefficient of ETS_type^1 , we can get the effect of CPSM on the improvement of firm-level TFP. Specifically, the CPSM in type 2 ETS and type 3 ETS can improve the firm-level TFP by 0.198 and 0.381, respectively. Moreover, the type 3 ETS, which has explicit carbon price corridors and clear operation rules in open operation market, is the more effective to improve TFP of listed firms than the type 2 ETS. There are three possible explanations for the results. First, the uncertainty of carbon price without CPSM may increase the operation risk, and the firms may delay the current investment of low-carbon technology adoption, so as to reduce the firm-level TFP. Second, compared with ETS without CPSM, the ETS with the reasonable carbon price corridors offer a more clear carbon price signal for firms to optimize resource allocation, and then promote the improvement of TFP. Third, the reasonable carbon price corridors offer a long-term incentive for firms to make R&D investment and green innovation, and then the TFP of firms can be improved. Thus, Hypothesis 1 is verified.

Furthermore, the coefficients of all the control variables are significant at the 1% level.

Specifically, the coefficients of TATO, AGE, EMP, MAAG, ECO and POP are positive, indicating that total assets turnover ratio, firm age, number of employees, manager age, provincial economic development and urban population have positive effects on firm-level TFP. The results are consistent with our expectation in section 3.3.3. However, the coefficients of CPR is not significant, showing that carbon price has non-significant effect on the firm-level TFP.

Table 4 Benchmark regression results on the impact of the CPSM on firm-level TFP

VARIABLES	(1) TFP	(2) TFP
ETS_type1	-0.161** (-2.40)	-0.352*** (-5.73)
ETS_type2	0.173** (2.20)	0.198*** (3.07)
ETS_type3	0.639*** (6.57)	0.381*** (5.01)
TATO		0.818*** (31.97)
AGE		0.014*** (7.31)
EMP		0.307*** (25.17)
MAAG		0.013*** (3.48)
ECO		0.384*** (12.03)
POP		0.026* (1.72)
CPR		0.002 (1.37)
Number of firms	494	494
Observations	4,491	4,491
R-squared	0.269	0.561
Time FE	YES	YES
Industrial FE	YES	YES

Notes: ***, **, and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

4.3 Heterogeneity analysis of the policy effect

In this section, we investigated the heterogeneity of the CPSM effect on TFP from the perspective of firms' ownership, size as well as industrial properties. Firstly, based on Eq. (7) the heterogeneity effects of different types of firm ownership and firm size are considered.

$$TFP_{irt} = \beta_0 + \sum_{u \in U} \beta_u ETS_type_{rt}^u + \sum_{u \in U} \beta'_u H_i * ETS_type_{rt}^u + \rho X_{irt} + \gamma_t + \alpha_j + \varepsilon_{irt} \quad (7)$$

where H are variables describing firm ownership and firm size, including SOE_i (dummy variable set to 1 if the firm i is state-owned firms; otherwise 0), $SIZE_i$ (firm size measured by the logarithm of the total registered capital). The meanings of the other variables in Eq. (7) remain as described above.

Table 5 reports the effects for the heterogeneity analysis of firm ownership and size. Consistent with the theoretical expectation, the coefficient of $SOE * ETS_type_{rt}^1$ is significantly negative (-0.190) at a 10% level, while the coefficient of $SOE * ETS_type_{rt}^2$ is significant positive (0.342) at a 5% level and $SOE * ETS_type_{rt}^3$ is significant positive (0.554) at a 1% level, indicating that the CPSM is more effective to promote the TFP of state-owned firms than that of non-state-owned firms. Moreover, the coefficients of $SIZE * ETS_type_{rt}^1$, $SIZE * ETS_type_{rt}^2$ are significantly

positive at 1% level, and the coefficient of $SIZE * ETS_type_{rt}^3$ is significantly positive at 5% level, indicating that larger firm sizes result in the CPSM having more significant effect on the improvement of TFP. Therefore, the results show that the heterogeneity in firms' ownership and size has clear impact on the implementation effects of CPSM, which is consistent with Hypothesis 2.

Table 5 The heterogeneity of CPSM effect on TFP among firm ownership and size

VARIABLES	(1) TFP	(2) TFP
ETS_type1	-0.257*** (-3.81)	-1.481*** (-4.43)
ETS_type2	0.065 (0.91)	-1.010*** (-2.73)
ETS_type3	0.078 (0.81)	-0.618* (-1.70)
SOE_ETS_type1	-0.190* (-1.74)	
SOE_ETS_type2	0.342** (2.50)	
SOE_ETS_type3	0.554*** (3.94)	
SIZE_ETS_type1		0.138*** (3.75)
SIZE_ETS_type2		0.147*** (3.55)
SIZE_ETS_type3		0.096** (2.43)
Number of firms	494	494
Observations	4,491	4,491
R-squared	0.563	0.581
Control variables	YES	YES
Time FE	YES	YES
Industry FE	YES	YES

Notes: ***, **, and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

Next, Fig. 3 reports the heterogeneity of CPSM effect on firms' TFP in 6 carbon intensive sectors³. For power generation sector, the coefficient of $ETS_type_{rt}^1$ is -0.61, indicating the ETS without CPSM has decreased the firm-level TFP by 0.61. While, with the CPSM being implemented, the firm-level TFP has been improved much. Specifically, the coefficients of $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$ are 0.38 and 0.58, respectively. One possible explanation is as follow: as the largest carbon emitter in China (BP, 2020), almost all firms in power generation sector are covered by the ETS. Thus, a clear carbon price signal provided by CPSM can accelerate the phase-out of low-efficiency unit and promote the low-carbon technology adoption, and eventually improve firm-level TFP.

For building materials, nonferrous metals and chemical sectors, the coefficients of $ETS_type_{rt}^3$ are 0.25, 0.52 and 0.35 at least 10% level, respectively, indicating type 3 ETS has improved the firm-level TFP by 0.25, 0.52 and 0.35 in these sectors, respectively. In other words, an explicit carbon price corridor and clear operation rules in open operation market are conducive to improving TFP of

³ Due to data availability, the listed firms in aviation sector and petrochemical sector are not enough to discuss the effective of CPSM on firm-level TFP. Thus, this study investigates the heterogeneous effects of CPSM on firms in power generation sector, building material sector, iron and steel sector, nonferrous metals sector, chemical sector, and paper sector.

listed firms in building materials, nonferrous metals and chemical sectors.

For iron and steel sector, the coefficient of $ETS_type_{rt}^1$ is significant negative (-0.34) at a 5% level, but the coefficients of $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$ are all non-significant at least 10% level. It implies that CPSM cannot mitigate the negative effect of ETS on firm level TFP in iron and steel sector. The possible reason for this may be that the production procedure of firms in iron and steel sector is complex, the Monitoring, Reporting, and Verification (MRV) cannot assure the accuracy of carbon emissions data during the period of 2010-2019, and the CPSM cannot provide an incentive to improve firm-level TFP. Thus, CPSM is ineffective on the improvement of firm-level TFP in iron and steel sector.

In summary, we can conclude that the implementation of CPSM for firm-level TFP is affected by industrial heterogeneity and Hypothesis 2 is verified.

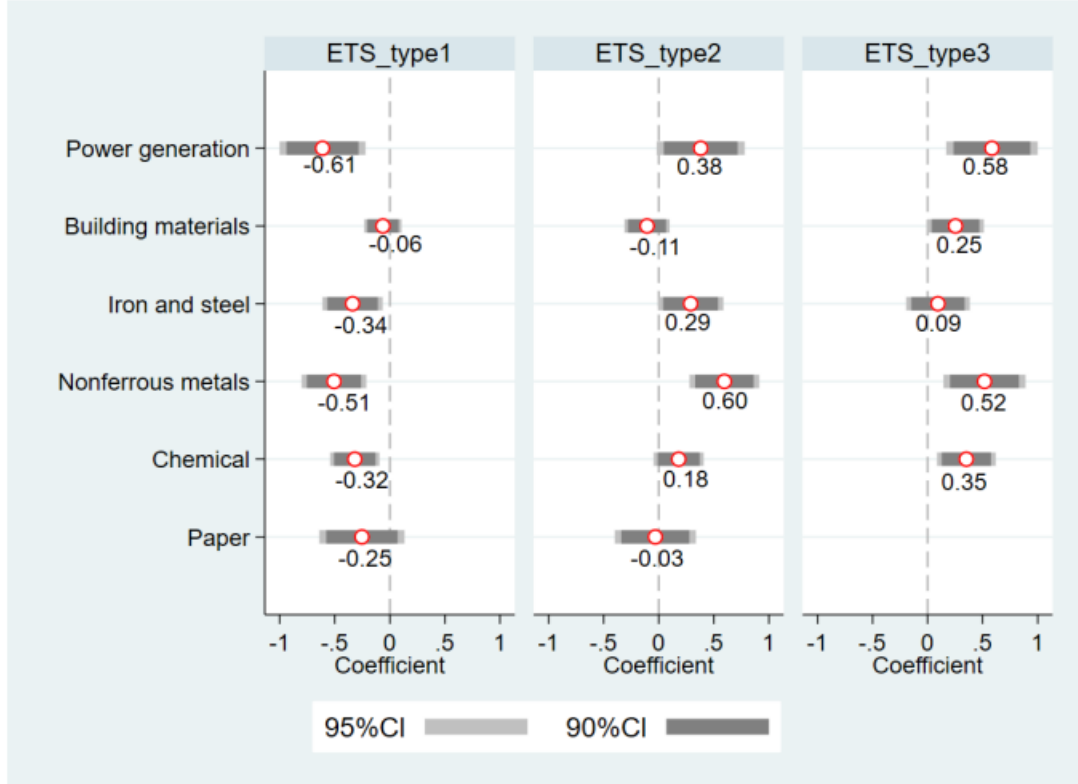


Fig.3 The heterogeneity of CPSM effect on TFP of firms among 6 sectors

4.4 Mechanism analysis of the policy effect

According to our discussion in section 2, CPSM can improve firm-level TFP via the channels of financing effect, de-capacity effect, and technological innovation effect. To empirically identify these effects, we construct the following two-stage mediating effect model based on DID model.

In Stage 1, the effects of CPSM on the potential mechanism variables are examined based on the following equation:

$$M_{irt} = \sigma_0 + \sigma_1 ETS_type_{rt}^1 + \sigma_2 ETS_type_{rt}^2 + \sigma_3 ETS_type_{rt}^3 + \rho X_{irt} + \gamma_t + \alpha_j + \varepsilon_{irt} \quad (8)$$

In Stage 2, the effects of mechanism variables on firm-level TFP are examined based on the following equation:

$$TFP_{irt} = \delta_0 + \delta_1 ETS_type_{rt}^1 + \delta_2 ETS_type_{rt}^2 + \delta_3 ETS_type_{rt}^3 + \delta_1 M_{irt} + \rho X_{irt} + \gamma_t + \alpha_j + \varepsilon_{irt} \quad (9)$$

where the mediating variable M is the potential mechanism variables, including financing constraints

index (FI effect), liquidation of fixed assets (DC effect), and the logarithm of green patent applications (TI effect) shown in section 3.2.4. The other variables are described in Eq. (1).

Based on Eq. (8), these three influence channels through which different types of CPSM affect the mechanism variables are verified. As shown in column (1) of Table 6, we examine the effects of CPSM on the financing constraints of listed firms. The coefficients of ETS_type^1 , ETS_type^2 and ETS_type^3 are 0.016, -0.012 and -0.020 with the significance at least a 10% level, respectively. The results indicate that the financing constraints index of listed firms with type 2 and 3 of ETS have decreased by 0.012 and 0.020 compared to listed firms without pilot ETS. While, by comparing the coefficients of ETS_type^1 , ETS_type^2 and ETS_type^3 , we find that coefficient of ETS_type^3 is higher than that of ETS_type^1 and ETS_type^2 , indicating that type 3 ETS, an explicit carbon price corridors and clear rules in open operation market, is most effective to ease financing constraints of listed firms in carbon intensive sectors. In column (3), we examine the effects of CPSM on the logarithm of green patent applications of listed firms. The coefficients of ETS_type^1 , ETS_type^2 and ETS_type^3 are -0.321, 0.139 and 0.329 with the significance at a 5% level, respectively. The results indicate that the growth rates of green patent applications of listed firms with type 2 and 3 ETS have increased by 13.9% and 32.9% compared to listed firms without pilot ETS. By comparing the coefficients of ETS_type^2 and ETS_type^3 , we find that coefficient of ETS_type^3 is higher than that of ETS_type^2 , suggesting that type 3 of ETS is most effective to promote the technological innovation of listed firms in carbon intensive sectors. In column (5), we examine the effects of ETS on the fixed assets liquidation of listed firms. The coefficients of ETS_type^1 , ETS_type^2 and ETS_type^3 are not significant at least a 10% level. The results show that the ETS with CPSM is not effective to promote the de-capacity in carbon intensive sectors.

Based on Eq. (9), we examine the effects of mechanism variables on firm-level TFP. The results of columns (2) and (4) in Table 6 show that the effects of FI and TI are all significant at a 1% level and the signs of the coefficients are also in accordance with the expectations. The coefficients of TI is significantly positive, indicating that the firms' green innovation can improve the firm-level TFP. The coefficient of FI is significantly negative, suggesting that the increase of financing constraints inhibit the improvement of firm-level TFP.

In summary, we can conclude that CPSM can improve the firm-level TFP via the channels of easing financing constraint and incentivizing green technological innovation. While, the CPSM is not significant to improve the firm-level TFP via the channel of de-capacity effect. One possible explanation is that the current carbon price in China's pilot ETS is not high enough to promote firms to eliminate the carbon intensive production capacity. Specifically, according to the report from World Bank⁴, the average carbon price in China is only about 40Yuan/t CO₂. It is still well below the carbon price in developed region, such as Europe, where the average carbon price is about \$49.8/ t CO₂, about 8.7 times more than that of China's ETS pilots. Thus, Hypothesis 3 is verified.

⁴ Data source: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/35620>

Table 6 The mechanism analysis of ETS types on firm-level TFP

VARIABLES	(1) FI	(2) TFP	(3) TI	(4) TFP	(5) DC	(6) TFP
ETS_type1	0.016** (2.53)	-0.265*** (-5.03)	-0.321*** (-5.68)	-0.324*** (-5.25)	-0.056 (-1.47)	-0.352*** (-5.72)
ETS_type2	-0.012* (-1.82)	0.134** (2.42)	0.139** (2.51)	0.186*** (2.87)	-0.012 (-0.31)	0.198*** (3.07)
ETS_type3	-0.020** (-2.27)	0.270*** (4.10)	0.329*** (3.35)	0.352*** (4.67)	0.159* (1.79)	0.379*** (4.98)
FI		-5.427*** (-8.58)				
TI				0.088*** (5.53)		
DC						0.014 (1.24)
Number of firms	494	494	494	494	494	494
Observations	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491
R-squared	0.433	0.680	0.140	0.565	0.021	0.561
Control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Notes: ***, **, and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

5. Robustness test

In this section, a series of robustness tests were conducted to ensure the reliability of DID regression result, and the robustness check were performed in three ways: replacing dependent variable, regression analysis using PSM-DID, and controlling the impact of other policies.

5.1 Replacing dependent variable

The firm-level TFP measured by ACF model is employed as the explained variable in the benchmark regression. To verify the robustness of the benchmark regression, two alternative firm-level TFP estimated by LP model and OP model are used to replace the initially dependent variable (Cui et al., 2021; Xiao et al., 2021). Moreover, we also add control variables sequentially in the original model to test the robustness of the results. As shown in Table 7, column (1) and (2) present the results without control variables, and columns (3)-(8) present the results with the control variables being added sequentially. The results show that from columns (1)-(8), the coefficients of the core explanatory variable, $ETS_type_{rt}^2$ and $ETS_type_{rt}^3$, are all positive and significant at least 10% level. Simultaneously, the coefficient signs of the other explanatory variables also did not change, indicating that the results of the CPSM effect on firm-level TFP is robust.

Table 7 The results of replacing dependent variable

VARIABLES	(1) TFP_LP	(2) TFP_OP	(3) TFP_LP	(4) TFP_OP	(5) TFP_LP	(6) TFP_OP	(7) TFP_LP	(8) TFP_OP
ETS_type1	-0.082 (-0.96)	-0.116* (-1.76)	-0.145* (-1.91)	-0.180*** (-3.12)	-0.129*** (-2.92)	-0.162*** (-3.30)	-0.290*** (-5.89)	-0.322*** (-5.89)
ETS_type2	0.060 (0.62)	0.154** (1.98)	0.103 (1.21)	0.189*** (2.85)	0.252*** (4.82)	0.260*** (4.51)	0.182*** (3.42)	0.185*** (3.14)
ETS_type3	0.647*** (5.21)	0.570*** (6.12)	0.824*** (7.27)	0.720*** (8.51)	0.457*** (8.00)	0.514*** (8.05)	0.262*** (4.31)	0.313*** (4.63)
TATO			0.988*** (26.52)	0.926*** (31.06)	0.951*** (41.53)	0.907*** (36.73)	0.932*** (41.89)	0.885*** (36.71)
AGE			0.032*** (13.35)	0.021*** (10.93)	0.002 (1.31)	0.005*** (2.80)	0.007*** (3.97)	0.010*** (5.40)

EMP					0.608*** (54.44)	0.308*** (24.80)	0.616*** (57.64)	0.316*** (26.72)
MAAG					0.012*** (3.97)	0.015*** (4.40)	0.008*** (2.58)	0.010*** (3.09)
ECO							0.313*** (12.31)	0.352*** (12.17)
POP							0.036*** (2.93)	0.030** (2.17)
CPR							0.002** (2.41)	0.002* (1.93)
Number of firms	494	494	494	494	494	494	494	494
Observations	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491	4,491
R-squared	0.275	0.266	0.432	0.447	0.763	0.576	0.778	0.602
Control variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Time FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Notes: ***, **, and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

5.2 PSM-DID estimation

The DID method requires that the randomized assignment of group status. However, the setting of pilot ETSs may be self-selected in this paper, which may lead to the biased estimation results. The propensity score matching (PSM) is a powerful procedure for removing this estimation bias (Jia et al., 2021). For this reason, we use the PSM-DID method (Li et al., 2022) to check the robustness of the results above. Specifically, we first use PSM to match treatment groups to firms with similar characteristics from the control group. In the matching process, logit regression is used to predict the probability of each firm entering the treatment group, and the matching methods include kernel matching, calliper matching and nearest neighbour matching. The covariates include TATO, AGE, EMP, MAAG, ECO and POP, which are all internal characteristics of firm and regional level. Then, we use the DID model to re-estimate Eq. (1) for matched samples. The results are shown in Table 8. The estimation coefficient, symbol, and significance level of different matching methods are basically consistent with the benchmark regression shown in column (2) of Table 8. Therefore, our results are robust.

Table 8 PSM-DID regression results

VARIABLES	(1) Nearset neighbor matching	(2) Caliper matching	(3) Kernel matching
ETS_type1	-0.246*** (-3.23)	-0.345*** (-6.02)	-0.346*** (-6.04)
ETS_type2	0.101 (1.23)	0.200*** (3.09)	0.206*** (3.22)
ETS_type3	0.339*** (3.46)	0.492*** (6.61)	0.479*** (6.60)
Number of firms	494	494	494
Observations	1,496	4,270	4,310
R-squared	0.486	0.549	0.553
Control variables	YES	YES	YES
Time FE	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES

Notes: ***, ** and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

5.3 Controlling the impact of other policies

Another concern is that other policies during the sample period, especially pilot-type environmental regulation policies, may interfere the significant effect of CPSM on firm-level TFP. After collection and investigation, such policies include the SO₂ ETS pilot policy (SETS), the low-carbon city pilot policy (LCCP) and de-capacity policy (DCP). Referring to Xiao et al. (2021), the cross terms of dummy variables of relevant policies and time trends are added into the baseline regression model, which controls the impact of these policies on the estimation results. The results are shown in Table 9. The coefficient of SETS is significant at a 1% level, indicating that the SO₂ emission trading scheme has a significant effect on firm-level TFP. However, the coefficient symbol and the significance of the key explanatory variables do not change, which means that, although the baseline regression results may be interfered by SETS policy, the estimation results are still robust.

Table 9 Regression results after controlling other environmental policies

VARIABLES	(1) Controlling for SETS TFP	(2) Controlling for LCCP TFP	(3) Controlling for DCP TFP
ETS_type1	-0.340*** (-5.49)	-0.335*** (-5.26)	-0.360*** (-5.87)
ETS_type2	0.168** (2.57)	0.203*** (3.15)	0.202*** (3.15)
ETS_type3	0.387*** (5.09)	0.373*** (4.88)	0.380*** (5.01)
SETS	-0.091*** (-4.24)		
LCCP		-0.040 (-1.48)	
DCP			0.074 (1.42)
Control variables	YES	YES	YES
Number of firms	494	494	494
Observations	4,491	4,491	4,491
R-squared	0.563	0.562	0.562
Time FE	YES	YES	YES
Industry FE	YES	YES	YES

Notes: ***, **, and * represent significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively; the values in parentheses are standard errors.

6. Conclusion and policy implication

Following the “Porter Hypothesis”, carbon emissions trading scheme (ETS), as a market-based policy instrument to mitigate climate change, can provide carbon price that may reallocate the resources and stimulate the innovation and then improve the enterprise productivity. However, as a flaw of the carbon ETS, the excessive carbon price fluctuation has been witnessed in many carbon markets. As a supplement to the ETS, the carbon price stabilization mechanism (CPSM) is introduced to reduce the policy uncertainty and provide a clear and stable price signal for firms covered by the ETS. In this paper, what we concern about is whether and how the CPSM can affect the enterprise productivity, e.g. the total factor productivity (TFP). Using a unique panel dataset of China’s 494 listed firms in 8 high-carbon intensive sectors from 2006 to 2019, we build a difference-in-difference (DID) model to examine the effectiveness of the CPSM on improving the firm-level TFP. Additionally, the heterogeneity of the effects among industries is verified, and the influence mechanism of CPSM on the firm-level TFP is explored. Finally, the validity of the evaluation results was verified, and we get the robust results as follow.

First, the pilot ETS with CPSM has a significant effect on the improvement of firm-level TFP. Moreover, the type 3 ETS, which set explicit carbon price corridors and clear rules in open operation market, is the most effective to improve firm-level TFP than other types of ETS. Second, the effects of CPSM on firm-level TFP are heterogeneous among firm's ownership, size and industrial properties. Specifically, the pilot ETS with CPSM can significantly improve the TFP of state-owned firms and larger size firms. Moreover, the pilot ETS with CPSM are conducive to improving TFP of listed firms in power generation sector, building materials sector, nonferrous metals and chemical sector, and the type 3 ETS is most significant to improve the TFP of listed firm in power sector than other sectors. Third, CPSM can improve the firm-level TFP via the channels of easing financing constraint and incentivizing green technological innovation. While the channel of eliminating carbon intensive production capacity is not significant.

The results of this study have key implications for the policy makers in China and other countries. First, this study confirms the effectiveness of using the CPSM to promote the improvement of firm-level TFP. Thus, China and other countries can accelerate the construction of CPSM in the ETS to set an explicit carbon price corridors and clear operation rules, so as to provide a stable carbon price, and promote the improvement of firm-level TFP.

Second, the results of this study have key implications for the coverage scope of the nation-wide ETS. Specifically, the effectiveness of CPSM on the improvement of TFP of firms in power generation, building materials, nonferrous metals and chemical sectors have been verified in this study; however, only the power generation firms are covered by the national ETS currently. Thus, from the perspective of improving TFP, the firms in the building materials, nonferrous metals and chemical sectors can also be gradually covered in the national ETS in China. Regarding iron and steel sector and paper sector, the results indicate that the effect of the CPSM seems to be not significant to promote the TFP than that of other sectors currently. There are many possible reasons for this result, and a possible one is that quality of the carbon data in these sectors is still to be further improved to, as the production process is complex and the accurate data may be difficult to be obtained. Thus, for the ETS in China and other countries, the Monitoring, Reporting, and Verification (MRV) procedure should be further improved to increase the credibility of carbon emissions data of firms in these sectors, so as to provide strong incentive for the covered firms to optimize the resource allocation and stimulate the innovation of low carbon technology.

Third, in order to improve the enterprise productivity under uncertainties, the Chinese and other countries' governments should implement some additional policies to complement CPSM. On one hand, the financial innovation related to the carbon mitigation can be promoted to expand financing channels and alleviate the financing constraints of firms in carbon intensive sectors. On the other hand, the government can strengthen the intellectual property protection of technology innovation to promote the green technology R&D investment of firms in carbon intensive sectors and incentivize green technology innovation.

Although this study provides the above findings and implications, it still has some limitation. Specifically, this study uses a panel dataset of 494 A-share listed firms in 8 carbon intensive sectors, but the unlisted firms are not included in our datasets due to data availability. In future research, more complete sample data can be included to verify the robustness of our results.

Acknowledgments

Supports from the National Natural Science Foundation of China (Grant Nos. 71774153, 72004156, 71834004, 72348003), National Key Research and Development Program of China (Grant

No. 2020YFA0608600) and Youth Innovation Promotion Association CAS (2021150) are gratefully acknowledged.

References

- [1]. Akerberg, D.A., Caves, K., Frazer, G., 2015. Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica* 83(6), 2411-2451.
- [2]. Alderson, M.J., Betker, B.L., 1996. Liquidation costs and accounting data. *Financ. Manag.* 25-36.
- [3]. Bai, C., Liu, H., Zhang, R., Feng, C., 2022. Blessing or curse? Market-driven environmental regulation and enterprises' total factor productivity—Evidence from China's carbon market pilots. *Energy Econ.* 106432.
- [4]. Bennett, B., Stulz, R., Wang, Z., 2020. Does the stock market make firms more productive? *J. Financ. Econ.* 136(2), 281-306.
- [5]. Bergen, M., Muñoz, F.D., 2018. Quantifying the effects of uncertain climate and environmental policies on investments and carbon emissions: A case study of Chile. *Energy Econ.* 75, 261-273.
- [6]. Cui, J., Wang, C., Zhang, J., Zheng, Y., 2021. The effectiveness of China's regional carbon market pilots in reducing firm emissions. *P. Natl. A. Sci.* 118(52), e2109912118.
- [7]. Ersahin, N., 2020. Creditor rights, technology adoption, and productivity: Plant-level evidence. *The Rev. Financ. Stud.* 33(12), 5784-5820.
- [8]. Fell, H., Burtraw, D., Morgenstern, R.D., Palmer, K.L., 2012. Soft and hard price collars in a cap-and-trade system: A comparative analysis. *J. Environ. Econ. Manag.* 64(2), 183-198.
- [9]. Guan, S., Cheng, L., 2020. Does product complexity matter for firms' TFP?. *Technol. Forecast. Social Change* 160, 120233.
- [10]. Hong, Z., Peng, Z., Zhang, L., 2022. Game analysis on the choice of emission trading among industrial enterprises driven by data. *Energy* 239, 122447.
- [11]. Jia, R., Shao, S., Yang, L., 2021. High-speed rail and CO₂ emissions in urban China: A spatial difference-in-differences approach. *Energy Econ.* 99, 105271.
- [12]. Koch, N., Themann, M., 2022. Catching up and falling behind: Cross-country evidence on the impact of the EU ETS on firm productivity. *Resource and Energy Econ.* 69, 101315.
- [13]. Lange, I., Maniloff, P., 2021. Updating allowance allocations in cap-and-trade: Evidence from the NO_x Budget Program. *J. Environ. Econ. Manag.* 105, 102380.
- [14]. Li, C., Qi, Y., Liu, S., Wang, X., 2022. Do carbon ETS pilots improve cities' green total factor productivity? Evidence from a quasi-natural experiment in China. *Energy Econ.* 108, 105931.
- [15]. Lu, Y., Zhang, L., 2022. National mitigation policy and the competitiveness of Chinese firms. *Energy Econ.* 109, 105971.
- [16]. Ma, Y., Chapman, A.C., Verbič, G., 2022. Valuation of compound real options for co-investment in residential battery systems. *Appl. Energy* 318, 119111.
- [17]. Marin, G., Marino, M., Pellegrin, C., 2018. The impact of the European Emission Trading Scheme on multiple measures of economic performance. *Environ. Resour. Econ.* 71(2), 551-582.
- [18]. Mo, J.L., Agnolucci, P., Jiang, M.R., Fan, Y., 2016. The impact of Chinese carbon emission trading scheme (ETS) on low carbon energy (LCE) investment. *Energy Policy* 89, 271-283.
- [19]. Murray, B.C., Newell, R.G., Pizer, W.A., 2009. Balancing cost and emissions certainty: An allowance reserve for cap-and-trade. *Rev. Env. Econ. Policy* 3, 84-103.
- [20]. Porter, M.E., Van der Linde, C., 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *J. econ. perspect.* 9(4), 97-118.

- [21].Ren, S., Yang, X., Hu, Y., Chevallier, J., 2022. Emission trading, induced innovation and firm performance. *Energy Econ.* 112, 106157.
- [22].Siebert, W.S., Zubanov, N., 2010. Management economics in a large retail company. *Manage. Sci.* 56(8), 1398-1414.
- [23].Tietjen, O., Lessmann, K., Pahle, M., 2021. Hedging and temporal permit issuances in cap-and-trade programs: The Market Stability Reserve under risk aversion. *Resource and Energy Econ.* 63, 101214.
- [24].Wang, D., Wan, K., Song, X., Liu, Y., 2019. Provincial allocation of coal de-capacity targets in China in terms of cost, efficiency, and fairness. *Energy Econ.* 78, 109-128.
- [25].Wang, B., Boute, A., Tan, X., 2020a. Price stabilization mechanisms in China's pilot emissions trading schemes: design and performance. *Clim. Pol.* 20 (1), 46-59.
- [26].Wang, D., Liu, Y., Wang, Y., Shi, X., Song, X., 2020b. Allocation of coal de-capacity quota among provinces in China: a bi-level multi-objective combinatorial optimization approach. *Energy Econ.* 87, 104709.
- [27].Wen, H., Lee, C.C., Zhou, F., 2022. How does fiscal policy uncertainty affect corporate innovation investment? Evidence from China's new energy industry. *Energy Econ.* 105, 105767.
- [28].Whited, T.M., Wu, G., 2006. Financial constraints risk. *The rev. financ. Stud.* 19(2), 531-559.
- [29].Wood, P. J., Jotzo, F., 2011. Price floors for emissions trading. *Energy Policy* 39(3), 1746-1753.
- [30].Wu, Q., & Wang, Y., 2022. How does carbon emission price stimulate enterprises' total factor productivity? Insights from China's emission trading scheme pilots. *Energy Econ.* 109, 105990.
- [31].Xi, J.P., 2022. Hold High the Great Banner of Socialism with Chinese Characteristics and Strive in Unity to Build a Modern Socialist Country in All Respects. The 20th National Congress of the Communist Party of China (CPC), Beijing.
- [32].Xiao, J., Li, G., Zhu, B., Xie, L., Hu, Y., Huang, J., 2021. Evaluating the impact of carbon emissions trading scheme on Chinese firms' total factor productivity. *J. Cleaner Prod.* 306, 127104.
- [33].Xie, R., Fu, W., Yao, S., Zhang, Q., 2021a. Effects of financial agglomeration on green total factor productivity in Chinese cities: Insights from an empirical spatial Durbin model. *Energy Econ.* 101, 105449.
- [34].Xie, R., Fu, W., Yao, S., Zhang, Q., 2021b. Effects of financial agglomeration on green total factor productivity in Chinese cities: Insights from an empirical spatial Durbin model. *Energy Econ.* 101, 105449.
- [35].Xu, L., Deng, S.J., Thomas, V.M., 2016. Carbon emission permit price volatility reduction through financial options. *Energy Econ.* 53, 248-260.
- [36].Yildirim, A., 2020. The effect of relationship banking on firm efficiency and default risk. *J. Corp. Financ.* 65, 101500.
- [37].Zhang, X., Gan, D., Wang, Y., Liu, Y., Ge, J., & Xie, R., 2020. The impact of price and revenue floors on carbon emission reduction investment by coal-fired power plants. *Technol. Forecast. Social Change* 154, 119961.
- [38].Zhao, X., Nakonieczny, J., Jabeen, F., Shahzad, U., Jia, W., 2022. Does green innovation induce green total factor productivity? Novel findings from Chinese city level data. *Technol. Forecast. Social Change* 185, 122021.
- [39].Zhu, J., Fan, Y., Deng, X., & Xue, L., 2019. Low-carbon innovation induced by emissions trading in China. *Nat. commun.* 10(1), 1-8.

基于分位数关联的政策连续性跨国溢出研究

李政 石晴 卜林
(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文采用基于条件分位数的溢出指数方法,研究了不同冲击规模及方向下政策连续性的跨国溢出,考察相较于中间状态,极端上升与下降状态下的溢出变化及两者之间的非对称溢出效应,并构建相对溢入溢出指数,研究极端冲击对不同国家方向性溢出的异质性影响。研究发现:

(1) 政策连续性的总溢出以及各国溢入水平在不同条件分位数下呈 U 形结构,冲击规模对总溢出及各国溢入水平具有显著的正向影响。(2) 在极端状态下,总溢出和大部分国家方向性溢出水平较中间状态显著提升,并且极端上升与下降状态具有非对称的溢出效应。其中,总溢出在极端下降状态涨幅更大,各国的溢出比溢入在两种极端状态下表现出更强烈的非对称性。(3) 极端冲击的影响具有国别异质性,中国的方向性溢出水平大幅上升,对发达国家的左尾定向溢出加强,国际影响力显著增强。本文研究不仅对极端状态下保持经济系统稳定具有启示意义,也可为建设“双循环”新发展格局提供实证支持。

[关键词]: 政策连续性; 跨国溢出; 极端状态; 基于条件分位数的溢出指数; 国际影响力

JEL 分类号: E60, F42, C32 文献标识码: A 文章编号: 1002-7246(2022)08-0094-19

一、引言

2020 年 12 月召开的中央经济工作会议提出“宏观政策要保持连续性、稳定性、可持续性”。2021 年全国两会政府工作报告指出“保持宏观政策连续性稳定性可持续性,促进经济运行在合理区间”;面对复杂严峻的国内外形势和诸多风险挑战,2022 年全国两会政府工作报告提出“要保持宏观政策连续性,增强有效性”,向市场传递清晰的政策信号,坚持“稳字当头、稳中求进”。

由于疫情防控水平、经济短期环境、通胀压力存在差别,各国经济复苏进程参差不齐,政策步调不一,在美国等发达经济体收紧货币政策的同时,部分国家仍维持宽松政策。政策连续性变动的影响并不局限于一国内部,还通过贸易渠道、金融渠道等产生外溢效应,尤其是以邻为壑、各行其是的经济政策会相互掣肘抵消,削弱调控效果。2022 年 2 月,二十国集团(G20)财长和央行行长会议就提高经济恢复政策的协同性展开重点讨论,各方承诺在退出支持性政策时稳妥调整、充分沟通,实现共同复苏、强劲复苏。在各国政策空间分化的背景下,将冲击规模及冲击方向纳入研究框架,深入挖掘政策连续性在极端正负冲击下的溢出效应,有助于健全完善国际政策协调机制及全球经济治理体系。

已有研究表明,发达经济体的政策调整具有强烈的跨国溢出效应,中国的外溢影响则相对有限(肖小勇等,2019;张喜艳和陈乐一,2019;李政等,2020),但在错综复杂的国际形势下,极端冲击会推动各国角色不断调整并重塑其影响力。因此,探讨极端状态下中国政策连续性变动的方向性溢出,对维护宏观经济平稳运行、形成国内国际“双循环”新发展格局具有启示意义。

本文的创新与贡献如下:第一,采用最新发展的基于条件分位数的溢出指数方

收稿日期: 2021-09-02

作者简介: 李政, 经济学博士, 教授, 天津财经大学金融学院, E-mail: lizhengnku@foxmail.com

石晴, 硕士研究生, 天津财经大学金融学院, E-mail: shiqing20202020@163.com

卜林(通讯作者), 经济学博士, 副教授, 天津财经大学金融学院, E-mail: bulin@tjufe.edu.cn

* 本文感谢国家社科基金青年项目(21CJY046)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

法,探讨冲击规模与冲击方向对政策连续性跨国溢出效应的影响;第二,以 0.95 分位点代表政策连续性极端上升状态,0.05 分位点代表政策连续性极端下降状态,考察极端上升与下降状态下的溢出变化,以及两种状态下非对称的溢出效应;第三,构建相对溢入溢出指数,检验传统溢出指数方法能否准确捕捉极端冲击下中国的方向性溢出水平,为建设“双循环”新发展格局提供实证支持。

二、文献评述

现有研究普遍认为经济政策不确定性(Economic Policy Uncertainty, EPU)指数越高,政策连续性程度越低(韩珣和李建军,2021;张琳等,2022),即政策缺乏连续性。为剖析不同国家间政策调整所产生的溢出效应,国内外学者将 EPU 指数作为政策不连续性的度量并开展了卓有成效的研究。首先,学者们最早通过考察一国政策不连续性对他国宏观经济变量的影响,间接研究其溢出效应。比如,Colombo(2013)运用 SVAR 模型量化分析了美国政策不连续性对欧元区的溢出影响,发现美国政策不连续性冲击导致欧元区的产出和通货膨胀显著降低,并且强于欧元区自身政策不连续性产生的影响。Fontaine et al.(2018)采用平滑转换 VAR(Smooth-Transition VAR, STVAR)模型,考察了中国政策不连续性冲击对发达和新兴经济体的溢出影响,其结果表明,美国、欧元区和韩国宏观经济变量对中国政策不连续性冲击的反应在经济繁荣与萧条状态存在明显差异。同样基于 STVAR 模型,Caggiano et al.(2020)聚焦于美国政策不连续性冲击对加拿大失业率在繁荣与萧条状态的影响,也支持非对称的溢出效应。

其次,部分学者采用基于 VAR 模型的溢出指数方法直接考察了政策不连续性的跨国溢出。其中,Klößner and Sekkel(2014)最先探讨了政策不连续性在 6 个发达国家间的溢出效应,发现政策不连续性变动的 1/4 可以由跨国溢出解释,在国际金融危机期间这一比例上升至 1/2,并且美国和英国是主要的溢出国。随着新兴经济体与发展中国家经济实力的逐步增强,部分学者也将其纳入研究对象,分析政策不连续性在全球范围的溢出效应,研究表明政策不连续性具有显著的跨国传递特征,危机时期总溢出水平大幅攀升,并且发达国家的溢入溢出水平高于发展中国家(Balli et al., 2017; 向古月等, 2019; 张喜艳和陈乐一, 2019; 李政等, 2020)。

再次,少数学者通过基于 TVP-VAR 模型的溢出指数方法刻画了政策不连续性的动态溢出。王伟强(2021)以 14 个主要经济体为研究对象,同样发现发达国家政策不连续性的溢入溢出效应高于发展中国家,并指出发达国家与发展中国家的溢入溢出渠道可能高度重叠。利用不同类型的政策不连续性指数,Gabauer and Gupta(2018)、Jiang et al.(2019)分别探究了美日四类政策不连续性、中美三类政策不连续性在一国之内的跨类型溢出以及国家间的跨国溢出,进一步证实了各国政策不连续性存在显著关联。

最后,利用基于广义方差分解谱表示的 BK 溢出指数方法,Bai et al.(2019)考察了美国、英国、德国、法国、日本和中国在时域和频域下的溢出效应,李政等(2021)进一步从频域视角研究了全球 15 个主要国家政策不连续性的短期和长期溢出,并对长短期溢出的影响因素进行分析。

现有研究已经表明,政策调整的溢出效应在繁荣和萧条状态存在非对称性(Fontaine et al., 2018; Caggiano et al., 2020),并且相比正常时期,危机时期的溢出水平显著提高(Klößner and Sekkel, 2014; 张喜艳和陈乐一, 2019; 李政等, 2020)。那么,政策连续性的溢出效应是否与其自身状态有关?在变动微弱的中间状态与变动强烈的极端状态下,溢出水平及结构是否具有显著差异?政策连续性上升与下降时的溢出效应是否存在非对称性?

基于 VAR 和 TVP-VAR 模型的溢出指数虽然是一种可行的测度方法,但是它们将基于条件均值的关系推广到整个条件分布,不具备适应不同冲击规模与冲击方向的灵活性(Ando et al., 2022)。一方面,基于条件均值的测度无法捕捉不同冲击规模下的溢出效应,尤其是难以有效刻画尾部的传染,可能存在较大的估计偏差;另一方面,不同冲击方向对溢出效应的影响可能存在非对称性,也应当予以区分。在分位数向量自回归(QVAR)模型框架下,基于不同条件分位

数的溢出指数则有效解决了上述不足,能够捕捉整个条件分布上的溢出效应并挖掘尾部溢出特征(Bouri et al., 2021; Jena et al., 2021)。

为直接研究各国间政策连续性变动的相互影响,本文将 EPU 指数取倒数作为政策连续性程度的度量,在 QVAR 模型的框架下,首次运用基于条件分位数的溢出指数方法,从静态和动态两个方面,探究不同冲击规模及冲击方向下的政策连续性跨国溢出,考察相较于变动微弱的中间状态,极端上升和极端下降状态下的溢出变化及两者之间的非对称溢出效应。而且,本文创新性地构建了相对溢入溢出指数,探讨极端冲击对不同国家溢入溢出的异质性影响,深入考察中国溢出水平与结构变化,以更准确评估极端状态下的中国国际影响力。

三、研究方法和样本说明

(一) 研究方法

本文在 QVAR 模型下,构建了基于不同条件分位数的溢出指数。政策连续性变动的不同分位点可捕捉冲击规模的大小,政策连续性所受冲击规模越大,其变动幅度越大。因此,由中间分位点($\tau=0.5$)到左右尾部($\tau=0$ 或 1)代表递增的冲击规模。本文以政策连续性变动的条件中位数表示中间状态,以 0.05 条件分位数表示极端下降状态,以 0.95 条件分位数表示极端上升状态⁵。

1. QVAR 模型

在条件分位数 τ 下 N 维 QVAR(p)过程如下:

$$y_t = c(\tau) + \sum_{i=1}^p B_i(\tau)y_{t-i} + \varepsilon_t(\tau), t=1, \dots, T \quad (1)$$

其中, $\tau \in (0,1)$; $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$ 为 N 维列向量, y_{it} 表示 t 时期国家 i 的政策连续性变动; $c(\tau)$ 表示与条件分位数 τ 相对应的 N 维截距列向量; $B_i(\tau)$ 表示与条件分位数 τ 相对应的 $N \times N$ 维系数矩阵; $\varepsilon_t(\tau) \sim iid.(0, \Sigma(\tau))$ 表示与条件分位数 τ 相对应的 N 维误差列向量;模型的待估参数取决于因变量条件分布的不同分位水平。

为了得到系数矩阵 $B_i(\tau)$ 和截距项 $c(\tau)$ 的估计,假设误差项 $\varepsilon_t(\tau) = (\varepsilon_{1t}(\tau), \dots, \varepsilon_{Nt}(\tau))'$ 满足 $Q_\tau(\varepsilon_t(\tau) | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = 0$ 。在此条件下,因变量 y_t 在条件分位数 τ 下的回归函数为:

$$Q_\tau(y_t | y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) = \hat{c}(\tau) + \sum_{i=1}^p \hat{B}_i(\tau)y_{t-i} \quad (2)$$

由于在式(2)的每个方程中,其右边的变量是相同的,该估计问题具有似不相关回归(SUR)结构,给定条件分位数 τ ,可通过分位数回归方法对每个方程依次逐个(equation-by-equation)进行估计。

2. 基于 QVAR 的溢出指数

对于式(1)的 QVAR(p)模型,当其满足稳定性条件时,可将其转化为无限阶的分位数向量

⁵突发事件引发政策调整、国内外经济形势改变导致政策转向、短期加大逆周期调控力度等情形将造成政策连续性极端下降。本文以 0.05 分位点代表该状态;国内多数经济政策持续沿用、强调跨周期调节以预留政策空间、各国政策协调后注重政策可持续性情形将造成政策连续性极端上升。本文以 0.95 分位点代表该状态。

移动平均 QVMA(∞) 过程:

$$y_t = \mu(\tau) + \sum_{s=0}^{\infty} A_s(\tau) \varepsilon_{t-s}(\tau), t=1, \dots, T \quad (3)$$

其中, $\mu(\tau) = (I_n - B_1(\tau) - \dots - B_p(\tau))^{-1} c(\tau)$, $A_s(\tau)$ 表示与条件分位数 τ 相对应的 QVMA 系数矩

阵, 其服从
$$A_s(\tau) = \begin{cases} 0, s < 0; I_n, s = 0 \\ B_1(\tau)A_{s-1}(\tau) + \dots + B_p(\tau)A_{s-p}(\tau), s > 0 \end{cases}.$$

根据广义方差分解, 在变量 i 的 H 步预测误差方差中, 由变量 j 引起的比例为 $\theta_{ij}^H(\tau)$:

$$\theta_{ij}^H(\tau) = \frac{\sigma(\tau)^{-1} \sum_{s=0}^{H-1} (e_i' A_s(\tau) \Sigma(\tau) e_j)^2}{\sum_{s=0}^{H-1} (e_i' A_s(\tau) \Sigma(\tau) A_s'(\tau) e_i)} \quad (4)$$

其中, $\Sigma(\tau)$ 为 $\varepsilon_t(\tau)$ 的方差协方差矩阵; $\sigma(\tau)_{jj}$ 为 $\Sigma(\tau)$ 的第 j 个对角元素; e_i 为选择列向量,

第 i 个元素取值为 1, 其余元素为 0。由于在广义方差分解中 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^H(\tau) \neq 1$, 式 (4) 可通过行加总进行标准化处理:

$$\tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = \frac{\theta_{ij}^H(\tau)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^H(\tau)} \quad (5)$$

此时, $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = 1$, $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = N$, $\tilde{\theta}_{ij}^H(\tau)$ 度量了在预测期 H 下国家 j 对国家 i 的溢出水平。在此基础上, 构建在分位数 τ 下的总溢出指数和方向性溢出指数, 具体公式如下所示:

$$TSI(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau)}{N} \times 100$$

$$To_i(\tau) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}^H(\tau) \times 100, \quad From_i(\tau) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) \times 100 \quad (6)$$

$TSI(\tau)$ 是与条件分位数 τ 相对应的总溢出指数, 衡量在分位水平 τ 下政策连续性变动的总溢出水平。 $To_i(\tau)$ 、 $From_i(\tau)$ 是与条件分位数 τ 相对应的方向性溢出指数, 分别衡量在分位水平 τ 下国家 i 对其他国家溢出和接受其他国家溢出的水平。

为考察从中间状态到极端状态下各国方向性溢出以及两两间溢出水平的变化, 本文借鉴 Adrian and Brunnermeier (2016) 中 $\Delta CoVaR$ “增量变化” 的构建思想, 基于式 (5) 的 $\tilde{\theta}_{ij}^H(\tau)$ 以及式 (6) 的 $To_i(\tau)$ 和 $From_i(\tau)$, 构建如下相对指数:

$$\Delta To_{i,L} = To_i(\tau = 0.05) - To_i(\tau = 0.5), \quad \Delta To_{i,R} = To_i(\tau = 0.95) - To_i(\tau = 0.5) \quad (7)$$

$$\Delta From_{i,L} = From_i(\tau = 0.05) - From_i(\tau = 0.5), \quad \Delta From_{i,R} = From_i(\tau = 0.95) - From_i(\tau = 0.5) \quad (8)$$

$$\Delta SI_{j,L} = \tilde{\theta}_j^H(\tau = 0.05) - \tilde{\theta}_j^H(\tau = 0.5), \quad \Delta SI_{j,R} = \tilde{\theta}_j^H(\tau = 0.95) - \tilde{\theta}_j^H(\tau = 0.5) \quad (9)$$

式(7)为左、右尾相对溢出指数, ΔTo_L 和 ΔTo_R 分别衡量极端下降与极端上升状态下各国溢出水平相较于中间状态的变化; 式(8)为左、右尾相对溢入指数, $\Delta From_L$ 和 $\Delta From_R$ 分别衡量极端下降与极端上升状态下各国溢入水平相较于中间状态的变化; 式(9)为左、右尾相对定向溢出(ΔSI)指数, ΔSI_L 和 ΔSI_R 分别衡量极端下降与极端上升状态下两两间溢出水平相较于中间状态的变化。

(二) 样本数据

本文选取美国、中国、日本、德国、英国、法国、印度、意大利、巴西、加拿大、韩国、澳大利亚、俄罗斯和西班牙作为研究样本, 涵盖了发达国家及新兴市场国家, 具有一定的代表性。而且, 样本国家位列 2020 年全球 GDP 排名前 14, 是全球政策连续性变化最为重要的驱动力量。

韩珣和李建军(2021)、张琳等(2022)均认为 EPU 指数越高, 政策连续性程度越低; 反之, 则说明政策连续性程度越高。因此, 本文通过将 EPU 指数取倒数来测度各国的政策连续性程度。其中, 中国的 EPU 指数采用 Huang and Luk(2020)编制的新指数, 其他国家的 EPU 指数则采用 Baker et al.(2016)编制的指数。样本区间为 2003 年 1 月至 2020 年 12 月。本文对政策连续性程度进行对数差分处理得到其变动率, 并通过设置分位水平对不同变动状态下的溢出效应进行研究。

四、实证结果与分析

(一) 全样本静态溢出分析

本文分别采用基于条件均值、条件中位数($\tau=0.5$)、极端条件分位数($\tau=0.05$, $\tau=0.95$)的溢出指数进行全样本估计, 考察相较于政策连续性变动微弱的中间状态, 在极端冲击下 14 个国家政策连续性溢出效应的变化。QVAR 模型的滞后阶数依据 AIC 准则确定为 1, 预测误差方差分解的期数 H 设为 6。

表 1 展示了 14 个国家政策连续性变动在不同状态下的溢出效应, 其中列(1)~列(2)为基于条件均值的静态溢出结果, 列(3)~列(4)为基于条件中位数的静态溢出结果。基于条件均值和基于条件中位数的溢出指数表明, 在中间状态下, 各国政策连续性关联程度较强, 发达经济体的溢入溢出水平高于新兴经济体, 这与肖小勇等(2019)、李政等(2020)研究发现相同。两种测度在结果上表现出高度相似性, 说明二者均能很好地捕捉中间状态下政策连续性变动的跨国溢出效应。后文以基于条件中位数的测度表示中间状态, 与基于极端条件分位数的测度进行比较, 探究在极端上升和极端下降状态下各国溢出的变化。

表 1 中列(5)~列(6)为基于 0.05 条件分位数的溢出结果, 反映了 14 个国家极端下降状态下的总溢出及方向性溢出水平, 同时列(9)~列(10)给出了左尾相对溢入溢出指数, 以展示各国方向性溢出从中间状态到极端下降状态的变化。可以看出, 首先, 政策连续性极端下降时, 国家间的总体关联性显著增强。基于 0.05 条件分位数的总溢出指数为 53.44%, 远高于基于条件中位数的 45.63%。极端低分位点代表政策连续性处于极端下降状态, 此时连续性变动的影响更易从一国蔓延至他国, 基于条件中位数的测度将低估左尾总溢出水平。其次, 政策连续性极端下降时, 溢出及溢入指数的取值分布范围上移。对于各国溢出水平, 基于条件中位数测度

⁶ 本文的样本数据为月度, 全样本共计 216 个观测值, 且在动态分析时滚动窗口为 36, 即仅包含 36 个观测值。囿于数据的有限性, 本文选择的极端条件分位数为 0.05 和 0.95, 而非 0.01 和 0.99。Jena et al.(2021)研究选择的极端条件分位数也是 0.05 和 0.95。

的范围是 13.95%（俄罗斯）~76.31%（美国），而基于 0.05 条件分位数的测度为 29.54%（俄罗斯）~89.53%（美国）；对于各国溢入水平，基于条件中位数测度的范围是 18.05%（中国）~61.75%（美国），而基于 0.05 条件分位数的测度为 29.68%（俄罗斯）~65.79%（美国）。最后，政策连续性极端下降时，方向性溢出水平普遍上升，中国、巴西所受影响最大。就溢入水平而言，除印度外各国在极端下降状态下呈现不同程度的上浮，其中中国、巴西、加拿大在各国涨幅排名中居于前列；就溢出水平而言，中国、韩国、巴西在极端负向冲击下变动最显著，涨幅位列前三。新兴市场国家中国和巴西的溢入溢出均受极端负向冲击的强烈影响，其中溢出的大幅上升反映出二者国际影响力的增强。

表 1 14 个国家政策连续性变动在不同状态下的溢出效应 (%)

国家	中间状态 (条件均值)		中间状态 ($\tau=0.5$)		极端下降状态 ($\tau=0.05$)		极端上升状态 ($\tau=0.95$)		极端下降状态 ($\tau=0.05$)		极端上升状态 ($\tau=0.95$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	From	To	From	To	From	To	From	To	Δ From	Δ To	Δ From	Δ To
美国	63.14	76.75	61.75	76.31	65.79	89.53	68.48	54.43	4.04	13.22	6.73	-21.88
	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(7)	(8)	(11)	(5)	(13)	(13)
中国	15.46	18.76	18.05	19.65	44.87	55.50	61.44	30.99	26.81	35.85	43.39	11.34
	(13)	(13)	(14)	(13)	(10)	(7)	(11)	(13)	(1)	(1)	(2)	(9)
日本	50.92	51.18	51.57	47.67	58.23	40.51	65.14	130.07	6.67	-7.15	13.58	82.41
	(9)	(7)	(7)	(7)	(6)	(10)	(9)	(1)	(8)	(14)	(10)	(1)
德国	57.49	61.20	55.72	61.51	64.36	63.68	72.54	52.09	8.64	2.17	16.81	-9.41
	(2)	(3)	(2)	(2)	(2)	(3)	(3)	(9)	(6)	(9)	(6)	(12)
英国	51.04	38.26	48.63	39.20	56.15	38.90	77.25	38.20	7.51	-0.30	28.62	-1.00
	(8)	(9)	(9)	(9)	(8)	(13)	(2)	(11)	(7)	(11)	(4)	(11)
法国	55.42	59.85	55.05	61.10	56.45	58.21	70.68	104.71	1.41	-2.89	15.64	43.61
	(3)	(4)	(3)	(3)	(7)	(6)	(4)	(2)	(13)	(13)	(7)	(4)
印度	42.55	37.68	47.36	37.41	44.77	39.55	68.54	61.05	-2.59	2.14	21.18	23.63
	(10)	(10)	(10)	(10)	(11)	(12)	(6)	(7)	(14)	(10)	(5)	(6)
意大利	36.22	30.54	37.46	35.52	43.86	44.04	52.58	93.28	6.40	8.52	15.12	57.76
	(11)	(11)	(11)	(11)	(12)	(9)	(13)	(4)	(9)	(6)	(9)	(2)
巴西	31.72	23.84	29.92	23.59	43.67	39.91	86.39	47.15	13.75	16.32	56.47	23.55
	(12)	(12)	(12)	(12)	(13)	(11)	(1)	(10)	(2)	(3)	(1)	(7)
加拿大	51.93	45.95	50.47	45.74	62.68	50.23	49.62	92.49	12.21	4.49	-0.85	46.75
	(7)	(8)	(8)	(8)	(4)	(8)	(14)	(5)	(3)	(8)	(14)	(3)
韩国	55.20	59.40	54.84	60.66	59.53	78.54	62.31	97.45	4.69	17.88	7.48	36.79
	(5)	(5)	(4)	(5)	(5)	(2)	(10)	(3)	(10)	(2)	(12)	(5)
澳大利亚	52.76	56.97	53.90	55.50	62.88	60.19	66.69	71.46	8.99	4.68	12.79	15.95
	(6)	(6)	(5)	(6)	(3)	(4)	(8)	(6)	(5)	(7)	(11)	(8)
俄罗斯	13.21	9.36	20.66	13.95	29.68	29.54	58.49	17.60	9.02	15.59	37.83	3.65
	(14)	(14)	(13)	(14)	(14)	(14)	(12)	(14)	(4)	(4)	(3)	(10)
西班牙	55.34	62.66	53.41	60.99	55.30	59.88	68.64	37.84	1.88	-1.11	15.23	-23.15
	(4)	(2)	(6)	(4)	(9)	(5)	(5)	(12)	(12)	(12)	(8)	(14)
总溢出	45.17		45.63		53.44		66.34		—		—	

注：括号内为各国溢入溢出指数及相对指数的排名。

表 1 中列 (7)~列 (8) 为基于 0.95 条件分位数的溢出结果，衡量了极端上升状态下的溢出效应，列 (11)~列 (12) 的右尾相对溢入溢出指数则用以捕捉各国相较于中间状态的变化。可以看出，首先，政策连续性极端上升时，国家间的总体关联性也显著增强。基于 0.95 条件分位数的总溢出指数为 66.34%，也大于基于条件中位数的 45.63%。极端高分位点代表政策连续性处于极端上升状态，该状态将进一步推动跨国溢出加剧，基于条件中位数的测度也将低估右尾的总溢出水平。其次，政策连续性极端上升时，溢出及溢入指数的取值分布范围也上移。基于 0.95 条件分位数测度的溢出范围是 17.60%（俄罗斯）~130.07%（日本），溢入范围是 49.62%（加拿大）~86.39%（巴西）。最后，政策连续性极端上升时，方向性溢出水平普遍上升，新兴市场

国家溢入水平变动显著而发达国家溢出水平变动显著。一方面,新兴市场国家巴西、中国、俄罗斯的溢入水平在中间状态下处于最低位,在极端正向冲击下急剧攀升,上涨幅度在所有国家中位列前三,将接收他国更强烈的政策连续性溢出;另一方面,发达国家日本、意大利、加拿大溢出水平的涨幅最为显著,而西班牙、美国、德国表现出相反的情况,溢出水平呈现强烈的下降趋势。值得注意的是,极端正向冲击会在很大程度上撼动美国在整个关联网中的主导地位。

以上基于不同分位数的溢出结果表明,政策连续性面临极端冲击时,14个国家间的总体关联水平显著增强,以中国为首各国方向性溢出水平普遍上升,基于条件均值和条件中位数的溢出指数难以准确捕捉极端状态下的溢出效应。

(二) 滚动样本动态溢出分析

接下来本文将滚动窗口设置为36个月,通过基于条件中位数($\tau=0.5$)、极端条件分位数($\tau=0.05$, $\tau=0.95$)的滚动溢出指数揭示动态情形下政策连续性变动的跨国溢出效应。

1. 总溢出

图1分别刻画了在条件中位数、0.05条件分位数、0.95条件分位数下政策连续性变动的动态总溢出水平。可以看出,其一,在极端状态下总溢出水平具有时变性但波动范围较小。基于条件中位数的总溢出指数在66.86%~84.80%的范围内波动,基于极端条件分位数的波动范围明显缩小,0.05条件分位数下波动范围是80.18%~93.99%,0.95条件分位数下波动范围是77.83%~93.12%。

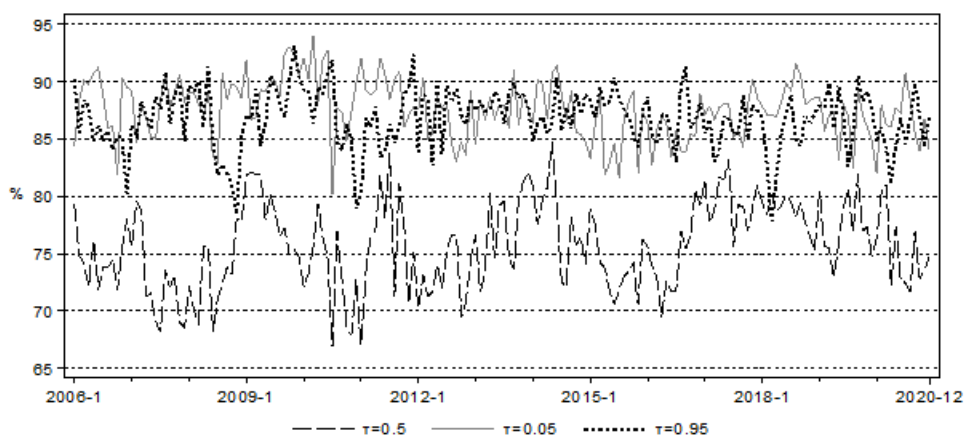


图1 基于不同条件分位数的政策连续性变动总溢出水平的时序特征

其二,在整个样本期内政策连续性变动的尾部总溢出水平几乎均显著高于中间状态。基于0.05条件分位数的总溢出指数始终高于基于条件中位数的测度值,在极端负向冲击下跨国溢出效应加剧,因此基于条件中位数的总溢出指数会低估政策连续性极端下降时的溢出水平。基于条件中位数的总溢出指数对基于0.95条件分位数的测度值表现出相对较低的向下偏向性,表明基于条件中位数的总溢出指数亦将低估政策连续性极端上升时的溢出水平,但低估程度弱于极端下降情形。具体来看,在2007-2009年国际金融危机、2010-2012年欧债危机、2020年新冠疫情等极端事件发生年份,基于条件中位数与基于极端条件分位数测度的溢出水平的差异在整个样本期内最为显著。危机爆发后的政策调整过程导致政策连续性出现极端下降,已有文献基于传统溢出指数模型捕捉到各国联动效应对该情形极为敏感,溢出水平将明显增强(Klößner and Sekkel, 2014; 张喜艳和陈乐一, 2019; 李政等, 2020),但本文发现此时真实的溢出水平依然被显著低估,并且学者们未对政策连续性极端上升状态给予足够重视。极端事件冲击下各国纷纷实施一系列政策措施以维持经济运行,国家间的政策协调亦变得更加困难,政策连续性急剧下降;此后,为了保证对经济恢复的支持力度,稳定市场主体的信心和预期,各国将继续沿用政策以释放积极信号,政策连续性随之攀升。因此,极端事件的突发性,致使政策连续性大起

大落，而且在经济全球化和金融一体化的环境中，政策连续性大幅变动的影响不再局限于一国内部，国家间的溢出效应加剧。

因此，基于条件中位数的测度对极端状态缺乏敏感度，并且对左右尾信息的捕捉能力存在差异，下文将进一步讨论冲击方向及冲击规模对溢出效应的影响，重点关注极端负向和极端正向冲击下的变化及两者间的非对称性。

图2描绘了总溢出水平在不同分位数下的变化趋势。可以看出，首先，极端状态下的总溢出水平显著高于中间状态。在条件中位数下总溢出水平的均值为75.69%，而极端条件分位数下提高了10个百分点以上，表明在极端冲击下国家间的溢出效应更加强烈，这与前文的发现一致。政策连续性极端变动的传导机制如下：一是国际贸易渠道。出口目的国政策连续性极端变动会影响其经济走势和进口需求，从而对贸易往来密切的国家产生外溢；出口国政策连续性极端变动则会通过改变出口价格和出口质量，使伙伴国的贸易条件面临重新调整，对其形成冲击。二是资本流动渠道。政策连续性极端变动对跨国资本的风险与收益产生强烈影响，驱使资本在国家间流入或撤出，加剧溢出效应。三是金融市场渠道。政策连续性极端变动导致金融市场波动，在市场预期和羊群效应等作用下，引发国内外经济主体在全球范围重新构建投资组合，推动其他国家的资产价格发生变化，实现向他国的传导。因此，各国贸易开放度、经济体量、汇率制度、资本管制程度、金融市场发达程度、金融脆弱性等特征将决定政策连续性变动的具体跨国传导路径。

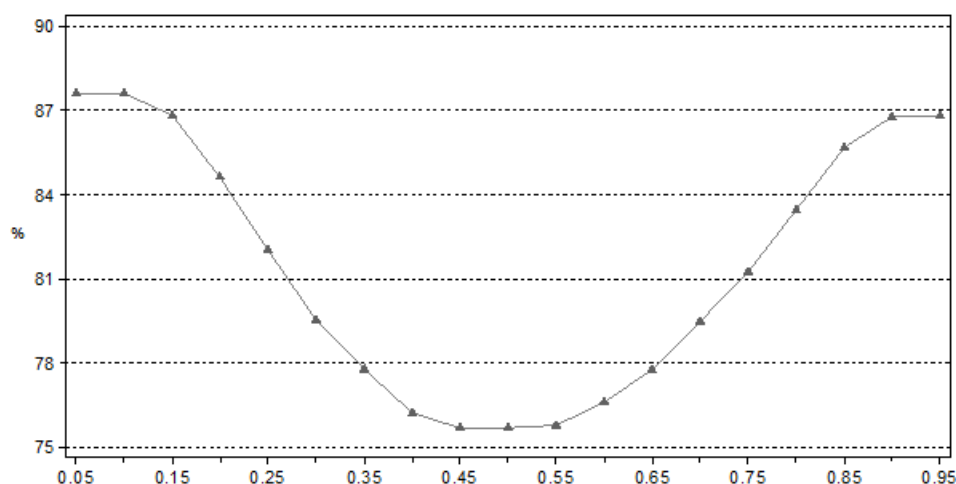


图2 不同条件分位数下政策连续性变动的总溢出水平

其次，冲击规模越大，总溢出水平越高。政策连续性变动的总溢出水平在不同条件分位数下存在明显异质性，由中间分位点向左右尾部逐渐上升。这种U形结构意味着无论面对正向还是负向冲击，政策连续性均表现出更强的国际联动关系，且溢出强度与冲击大小正相关，极端冲击下总溢出水平较中间状态显著提升。本文认为，产生该现象的原因在于政策连续性对宏观经济活动的冲击效应随其自身变动幅度的增大而增大⁷，并进一步通过各种渠道造成对外溢出随之增大。

最后，极端上升与下降状态对总溢出水平具有非对称影响。在0.05条件分位数下，总溢出水平的均值为87.59%，在0.95条件分位数下则为86.79%，表明政策连续性的跨国传染特征在极端下降状态下更为明显⁸。一方面，相比大幅下降，不连续性的大幅上升对经济活动的影响更大（Foerster, 2014; Jones and Enders, 2016），政策连续性则与之相反，其极端负向变动对经济稳定的严峻挑战势必向其他国家产生更强的溢出。另一方面，与政策连续性极端上升相比，

⁷ Istiak and Serletis (2018) 发现政策不连续性对实际产出的冲击效应与其冲击规模存在正向关系。

⁸ 本文对二者之间的溢出差异进行样本均值 *t* 检验，结果显示在1%的水平下显著，即极端下降状态下的总溢出水平显著高于极端上升状态。

经济主体在政策连续性极端下降时更不愿承担风险，由于政策导向难以预期，企业推迟支出项目导致投资减少，消费者出于预防动机增加储蓄导致消费减少，加剧国内经济的波动并产生强烈外溢。因此，经济活动及经济主体对冲击方向的敏感程度将决定该国在极端上升和下降状态的溢出差异。

上述结论表明，基于条件均值和条件中位数的溢出指数只能捕捉中间状态下的溢出效应，难以准确度量其他情形下的总溢出水平，尤其面对溢出加剧且存在非对称性的极端状态，应引入基于条件分位数的溢出指数方法，以便更准确地识别尾部溢出特征。

2. 方向性溢出

图3描绘了14个国家政策连续性溢入水平在不同分位数下的变化趋势。首先，各国溢入水平与冲击规模基本呈正相关，极端上升与极端下降状态下的溢入水平显著高于中间状态且存在非对称性。随着分位点由中间向两端移动，各国溢入指数逐渐上行，说明冲击规模的增加会加剧各国受外来溢出的影响。尤其在极端冲击下各国溢入水平显著提高，并且正负方向的影响效力具有差异，除美国、日本、澳大利亚和西班牙外其他国家的溢入水平均在极端负向冲击下涨幅更大。在政策极不明朗的情形下，市场信号与市场预期趋于混乱，此时避险资金的出逃将放大金融市场和经济的不稳定性，特别是新兴市场国家经济体系还不够完善、风险抵抗能力还较弱等问题会进一步暴露，导致其难以有效应对外部冲击带来的挑战，溢入水平大幅攀升。

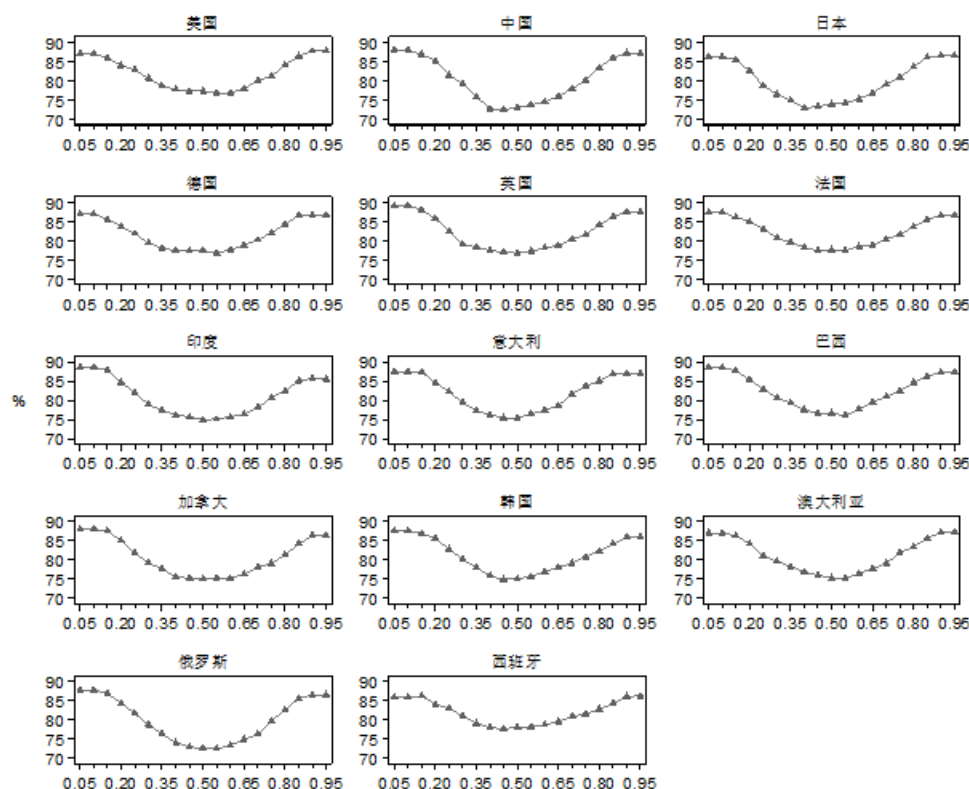


图3 不同条件分位数下各国政策连续性变动的溢入水平

其次，与发达国家相比，新兴市场国家的溢入水平在极端状态下上涨幅度更大。在所有国家中，俄罗斯和中国的溢入水平表现出最为明显的涨幅，而西班牙、法国和德国的涨幅则最小。金融、贸易开放程度更高的发达国家不可避免更易受到他国政策连续性变动的外溢影响，中间状态下其溢入水平高于新兴市场国家（肖小勇等，2019；李政等，2020），然而在极端状态时新兴市场国家溢入水平骤增，这表明有必要全面认识不同状态下各国的溢入水平。

图4描绘了14个国家政策连续性溢出水平在不同分位数下的变化趋势。首先，与溢入相比，各国溢出水平与冲击规模的相关关系较弱。不同于溢入水平在不同条件分位数下呈现的U形结

构特征,溢出水平的趋势复杂多变,其最低值不一定出现在中间分位点,且溢出强度与冲击规模不具有完全正相关关系。

其次,左右尾溢出的非对称性比溢入更为明显。相比溢入,各国溢出对极端冲击方向更敏感,极端正向和极端负向冲击对溢出水平的影响效力具有更强的非对称特征,具体表现为两类冲击下涨幅差异更大甚至出现升降趋势不一致。多数国家在极端状态下溢出加剧,中国、德国、法国、巴西、加拿大在极端下降状态涨幅更大,日本、意大利、韩国、俄罗斯、西班牙则在极端上升状态涨幅更大,而美国、澳大利亚、英国、印度在极端正向和负向冲击下表现出相反的变化趋势。

因此,基于条件中位数的测度对各国方向性尾部溢出效应普遍存在估计偏差,政策连续性的冲击规模及方向会推动关联网络中各经济体地位发生变动,为揭示方向性溢出水平受极端冲击影响的国别异质性,本文对 14 个国家分别构建了左、右尾的相对溢出 (ΔTo) 和相对溢入 ($\Delta From$) 指数,表 2 列出了各国四个指数的测度结果以及排名。

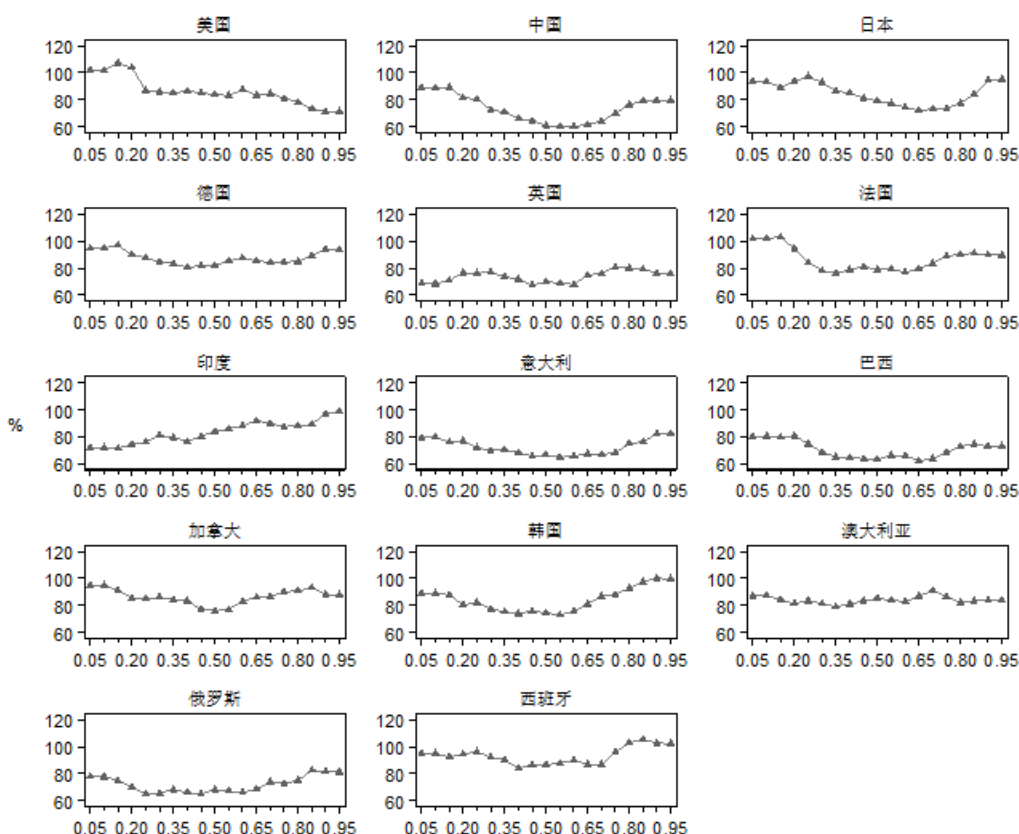


图 4 不同条件分位数下各国政策连续性变动的溢出水平

由表 2 可知,首先,极端状态对中国方向性溢出影响最大。中国左尾和右尾相对溢出指数分别为 28.11% 和 18.48%,在所有国家中分别排在第一和第二;左尾和右尾的相对溢入指数分别为 14.99% 和 14.07%,分别排在第二和第一。四个指数均位居前列,表明中国的方向性溢出水平变动最显著,充分反映了极端状态下中国国际影响力增强的现实。就溢入而言,中国坚持实施和推进全面对外开放战略,努力开拓国际市场,与众多国家建立了密切的经贸联系,出口目的国政策连续性的变动将通过贸易成本等渠道影响中国出口决策(綦建红等, 2020)。与此同时,近年来中国跨境资本流动日益活跃,规模也持续扩大,使得中国更易受到外来极端冲击的影响。就溢出而言,中国作为世界第一大贸易国和第二大经济体,其政策连续性的变动不仅通过影响出口质量、价格、技术分布等(张莹和朱小明, 2018; 刘啟仁等, 2020)间接对他国宏观经济产生冲击,也会通过示范效应直接带动他国政策调整。

与中间状态相比，中国政策连续性溢入溢出在极端状态下的加剧，显示了构建“国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”的重要意义。新冠肺炎疫情大流行、地缘政治摩擦升级等风险因素叠加，全球产业链供应链循环受阻，国际贸易和投资萎缩，经济复苏仍需支持。同时，全球通胀上行压力显著，主要发达经济体实施的“超宽松”货币政策开始收紧，政策连续性发生极端变动的可能性攀升，发达经济体的政策调整行为尤其会对状况不同步的发展中国家产生强烈冲击。面临极端状态下溢入加剧的风险，中国应加大依靠“内循环”维持增长动力，积极化解他国负面外溢影响；同时保持政策连续性稳定性可持续性，强化与他国的政策沟通及协调，为实现全球共同复苏贡献力量。

表 2 各国相对溢出和相对溢入指数的估计结果 (%)

国家	ΔTo_L		ΔTo_R		$\Delta From_L$		$\Delta From_R$	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
美国	18.22(4)	67.29	-12.68(14)	46.52	9.77(11)	8.63	10.50(11)	8.02
中国	28.11(1)	62.55	18.48(2)	45.01	14.99(2)	12.39	14.07(1)	12.74
日本	14.33(7)	61.78	15.86(3)	56.16	12.40(6)	10.60	12.60(3)	9.14
德国	12.73(8)	52.66	11.50(9)	56.77	9.48(13)	9.69	9.30(12)	9.19
英国	-1.26(13)	53.23	6.11(12)	47.16	12.37(7)	9.95	10.91(7)	9.21
法国	22.94(2)	67.50	10.73(10)	52.45	9.72(12)	9.58	9.03(13)	9.79
印度	-11.81(14)	46.27	15.07(6)	56.96	13.70(3)	9.00	10.55(10)	9.54
意大利	12.71(9)	59.57	15.83(4)	70.70	12.04(8)	10.45	11.54(5)	10.53
巴西	16.87(5)	56.21	9.80(11)	49.81	11.99(9)	9.31	10.66(9)	11.28
加拿大	19.03(3)	66.71	12.05(8)	68.48	13.00(4)	9.64	11.48(6)	11.16
韩国	14.51(6)	51.39	25.25(1)	61.24	12.52(5)	9.19	10.82(8)	8.99
澳大利亚	1.96(12)	47.78	-1.39(13)	50.89	11.78(10)	8.57	11.95(4)	10.03
俄罗斯	9.63(10)	56.12	13.02(7)	55.82	15.14(1)	10.61	13.95(2)	12.01
西班牙	8.68(11)	56.16	15.80(5)	59.44	7.77(14)	9.87	8.06(14)	9.44

注：括号内为各国相对溢出和相对溢入指数均值的排名。

其次，俄罗斯的溢入水平在极端状态下上升趋势十分强烈。俄罗斯左尾相对溢入指数为 15.14%，位列首位；且右尾相对溢入指数为 13.95%，位列第二。可以发现，俄罗斯的溢入水平无论在极端正向还是负向冲击下涨幅均非常显著，在极端状态下易受他国政策连续性变动的外溢影响。

最后，印度与美国尾部溢出效应的变化方向与其他国家不一致。从左尾相对溢出指数来看，大多数国家的指数大于 0，仅印度 (-11.81%) 明显小于 0，表明在极端下降状态下，不同于其他国家表现出的溢出效应加剧，印度的对外溢出水平显著趋弱。从右尾相对溢出指数来看，只有美国的指数 (-12.68%) 明显小于 0，表明在极端上升状态下美国的溢出水平显著降低。美国处于全球经济体系核心位置，其经济政策具有很强的外溢性，但当其政策连续性极端上升时，其溢出水平反而降低，这表明美国保持政策稳定性、提高政策连续性有助于降低整个系统的溢出强度，同时也进一步印证了基于 0.95 条件分位数静态分析中的结论。

综上所述，极端冲击对不同国家方向性溢出的影响存在显著异质性，由此造成各国在关联网络中的地位发生变化，其中中国的国际影响力显著增强。基于条件中位数的溢出指数对不同国家尾部溢出的估计能力不尽相同，估计偏差较大的如下：中国左右尾的方向性溢出水平均被低估，俄罗斯左右尾的溢入水平被低估，美国右尾溢出水平及印度左尾溢出水平被高估。

3. 两两间溢出

从两两国家间的溢出效应来看，在政策连续性极端下降时共有 147 对溢出水平显著高于中间状态，在极端上升时有 153 对有所增强。表 3 分别列举了极端下降及极端上升状态下溢出强度涨幅位于前 20 的双边情况，并据此进一步分析了两两间溢出关系。

表 3 极端状态下定向溢出涨幅位于前 20 的两两间溢出关系 (%)

溢出方向	ΔSI_L	排序	溢出方向	ΔSI_R	排序
法国→俄罗斯	3.77	1	韩国→德国	3.20	1
法国→意大利	3.49	2	韩国→意大利	3.08	2
中国→日本	3.43	3	西班牙→加拿大	2.98	3
法国→中国	2.88	4	日本→中国	2.92	4
意大利→美国	2.83	5	意大利→美国	2.77	5
美国→意大利	2.70	6	西班牙→澳大利亚	2.60	6
韩国→意大利	2.64	7	韩国→英国	2.51	7
法国→印度	2.63	8	中国→澳大利亚	2.47	8
西班牙→加拿大	2.58	9	韩国→中国	2.43	9
中国→巴西	2.55	10	意大利→韩国	2.39	10
美国→中国	2.50	11	韩国→法国	2.31	11
中国→西班牙	2.44	12	韩国→西班牙	2.30	12
美国→印度	2.40	13	中国→日本	2.23	13
中国→英国	2.38	14	西班牙→美国	2.22	14
中国→美国	2.35	15	韩国→巴西	2.18	15
中国→意大利	2.27	16	德国→俄罗斯	2.12	16
中国→韩国	2.26	17	印度→日本	2.11	17
日本→俄罗斯	2.26	18	韩国→俄罗斯	2.10	18
美国→法国	2.25	19	法国→意大利	2.02	19
加拿大→德国	2.22	20	中国→巴西	2.00	20

由表 3 可知，其一，在极端下降状态下，法国、中国的定向溢出影响显著增强。以法国和中国作为溢出源的边占半数以上，表明极端负向冲击对法国及中国的定向溢出影响较大。与中间状态相比，法国左尾定向溢出效应显著加剧，尤其传导至新兴市场国家（如俄罗斯、中国、印度）的溢出水平明显提高；中国左尾定向溢出效应同样有所增强，主要表现在向发达国家（如日本、西班牙、英国、美国等）的溢出水平显著上升。但在中间状态下，中国政策连续性对新兴经济体的溢出影响更大（李政等，2020），这表明极端状态不仅会影响中国的定向溢出水平，也会影响其溢出结构。其二，在极端上升状态下，韩国的定向溢出影响显著增强。以韩国作为溢出源的边占半数左右，表明极端正向冲击对韩国的定向溢出影响较大。韩国对外溢出在右尾显著增强，其溢出加剧对象不仅包括发达国家，也包括以中国为首的新兴市场国家。中韩两国处于同区域，文化背景及经济发展模式均高度相似，且贸易往来日益密切，韩国对中国在中间状态下就存在较高的溢出影响（李政等，2020），面临极端正向冲击时这种影响又进一步加剧。此外，美国与意大利、中国的双向溢出在极端负向冲击下加剧，韩国与意大利、中国与日本的双向溢出在极端正向冲击下加剧。

综上所述，基于条件中位数的溢出指数对法国、中国、韩国的尾部定向溢出水平存在低估；就双向溢出效应而言，在极端状态下应引入基于条件分位数的溢出指数对美国与意大利、美国与中国、韩国与意大利、中国与日本的双向溢出进行估计，从而提高测度的精准性。

五、结论与政策建议

本文采用基于条件分位数的溢出指数方法，研究了不同冲击规模与冲击方向下政策连续性的跨国溢出效应，并重点关注相较于变动微弱的中间状态，极端上升与下降状态下的溢出变化及二者的非对称性。同时，本文构建了相对溢入溢出指数，考察极端冲击对不同国家方向性溢出的异质性影响。

主要结论如下：第一，政策连续性的总溢出水平以及各国溢入水平在不同条件分位数下呈

U 形结构,表明冲击规模对总溢出水平及各国溢入水平具有显著的正向影响。第二,在极端状态下,总溢出水平与大部分国家方向性溢出水平较中间状态显著提升,并且极端上升与下降状态具有非对称的溢出效应。其中,总溢出水平在极端下降状态涨幅更大,各国的溢出比溢入在两种极端状态下表现出更强烈的非对称性。第三,极端冲击的影响具有国别异质性,中国的方向性溢出水平大幅上升,尤其是对发达国家的左尾定向溢出加剧,表明极端状态下中国国际影响力显著增强。因此,传统的溢出指数难以精准刻画政策连续性在不同状态下的跨国溢出特征,应引入基于条件分位数的溢出指数进行区分研究,从而对政策连续性关联网络以及各国在其中扮演的角色有更为全面的认识。

根据上述结论,本文提出以下政策建议。首先,在当前百年变局和世纪疫情交织叠加的背景下,各国政府对内应努力保持经济政策的连续性、稳定性、可持续性,充分发挥市场调节功能,对外把握好与他国的政策协调力度,维护多边合作机制,坚持共商共建共享的全球治理观。其次,监管当局应细化对政策连续性冲击规模及方向的预警机制,提高对政策连续性变动状态的识别和预见能力,充分考量冲击对跨国溢出的影响程度,针对不同情形制定明确具体的管控方案,重点防范极端情形下外溢效应攀升引发的各类不良风险。最后,对中国而言,应加快建设“双循环”发展新格局,充分挖掘内需潜力以形成强大国内市场,实施创新驱动发展战略以提升自身竞争优势,有效化解他国政策调整产生的负面外溢影响,维持经济稳定发展;增强信息共享和执行配合,引导公众合理预期,在形成高水平对外开放过程中促进各国共同发展。

参考文献:

- [1] 韩珣和李建军, 2021, 《政策连续性、非金融企业影子银行化与社会责任承担》, 《金融研究》第9期, 第131~150页。
- [2] 李政、孙丽玲和王子美, 2020, 《基于关联网络的经济政策不确定性全球溢出效应研究》, 《国际金融研究》第4期, 第54~64页。
- [3] 李政、朱明皓和温博慧, 2021, 《经济政策不确定性的跨国溢出效应及其形成机理》, 《外贸经济》第1期, 第92~106页。
- [4] 刘啟仁、吴鄂燚和黄建忠, 2020, 《经济政策不确定性如何影响出口技术分布》, 《国际贸易问题》第7期, 第46~62页。
- [5] 綦建红、尹达和刘慧, 2020, 《经济政策不确定性如何影响企业出口决策?——基于出口频率的视角》, 《金融研究》第5期, 第95~113页。
- [6] 王伟强, 2021, 《经济政策不确定性的跨国溢出效应研究》, 《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第5期, 第56~63页。
- [7] 向古月、周先平和谭本艳, 2019, 《经济政策不确定性在国际间的动态溢出效应——基于方向性溢出模型的实证研究》, 《商业研究》第3期, 第95~104页。
- [8] 肖小勇、黄静和田清淞, 2019, 《经济政策不确定性的国际关联及其解释》, 《国际贸易问题》第4期, 第76~91页。
- [9] 张琳、廉永辉和方意, 2022, 《政策连续性与商业银行系统性风险》, 《金融研究》第5期, 第95~113页。
- [10] 张喜艳和陈乐一, 2019, 《经济政策不确定性的溢出效应及形成机理研究》, 《统计研究》第1期, 第115~129页。
- [11] 张莹和朱小明, 2018, 《经济政策不确定性对出口质量和价格的影响研究》, 《国际贸易问题》第5期, 第12~25页。
- [12] Adrian, T., and M.K. Brunnermeier. 2016. "CoVaR" *American Economic Review*, 106(7):1705~1741.
- [13] Ando, T., M. Greenwood-Nimmo, and Y. Shin. 2022. "Quantile Connectedness: Modeling Tail Behavior in the Topology of Financial Networks" *Management Science*, 68(4):2401~2431.

- [14] Bai, L., X. Zhang, Y. Liu, and Q. Wang. 2019. "Economic Risk Contagion among Major Economies: New Evidence from EPU Spillover Analysis in Time and Frequency Domains" *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 535, Article 122431.
- [15] Baker, S.R., N. Bloom, and S.J. Davis. 2016. "Measuring Economic Policy Uncertainty" *Quarterly Journal of Economics*, 131(4):1593~1636.
- [16] Balli, F., G.S. Uddin, H. Mudassar, and S. Yoon. 2017. "Cross-Country Determinants of Economic Policy Uncertainty Spillovers" *Economics Letters*, 156:179~183.
- [17] Bouri, E., T. Saeed, X.V. Vo, and D. Roubaud. 2021. "Quantile Connectedness in the Cryptocurrency Market" *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 71, Article 101302.
- [18] Caggiano, G., E. Castelnuovo, and J.M. Figueres. 2020. "Economic Policy Uncertainty Spillovers in Booms and Busts" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1):125~155.
- [19] Colombo, V. 2013. "Economic Policy Uncertainty in the US: Does It Matter for the Euro Area?" *Economics Letters*, 121(1):39~42.
- [20] Foerster, A. 2014. "The Asymmetric Effects of Uncertainty" *Economic Review*, 99:5~26.
- [21] Fontaine, I., J. Razafindravaosolonirina, and L. Didier. 2018. "Chinese Policy Uncertainty Shocks and the World Macroeconomy: Evidence from STVAR" *China Economic Review*, 51:1~19.
- [22] Gabauer, D., and R. Gupta. 2018. "On the Transmission Mechanism of Country-Specific and International Economic Uncertainty Spillovers: Evidence from a TVP-VAR Connectedness Decomposition Approach" *Economics Letters*, 171:63~71.
- [23] Huang, Y., and P. Luk. 2020. "Measuring Economic Policy Uncertainty in China" *China Economic Review*, 59, Article 101367.
- [24] Istiak, K., and A. Serletis. 2018. "Economic Policy Uncertainty and Real Output: Evidence from the G7 countries" *Applied Economics*, 50(39):4222~4233.
- [25] Jena, S.K., A.K. Tiwari, E.J. Aikins Abakah, and S. Hammoudeh. 2021. "The Connectedness in the World Petroleum Futures Markets Using a Quantile VAR Approach" *Journal of Commodity Markets*, Article 100222.
- [26] Jiang, Y., Z. Zhu, G. Tian, and H. Nie. 2019. "Determinants of Within and Cross-Country Economic Policy Uncertainty Spillovers: Evidence from US and China" *Finance Research Letters*, 31:195~206.
- [27] Jones, P.M., and W. Enders. 2016. "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Macroeconomic Activity" *Macroeconomic Dynamics*, 20(5):1219~1246.
- [28] Klößner, S., and R. Sekkel. 2014. "International Spillovers of Policy Uncertainty" *Economics Letters*, 124(3):508~512.

Quantile Connectedness of Policy Continuity across the Globe

LI Zheng SHI Qing BU Lin

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics)

[Summary]:

The sudden COVID-19 outbreak greatly impacted the global economy, and China continues to issue a series of policies and measures to deal with the negative effects of the pandemic. Policy continuity changes not only affect the local country but also spill over to other countries through trade and financial channels. In other words, beggar-thy-neighbor policies can offset each other. Existing studies show that policy adjustments by developed economies have strong cross-country spillover effects; by contrast, China's spillover effects are relatively limited. However, in the turbulent international situation, extreme shocks will promote the continuous adjustment of the roles of countries and reshape their influence.

Existing studies use the spillover index based on the vector auto-regression or time varying parameter vector auto-regression model, which generalize the relationships that prevail at the conditional mean to the entire conditional distribution, such that it cannot adapt to different shock sizes and directions. Therefore, under the QVAR model framework, this study uses a conditional quantile-based spillover index to study the cross-country spillover effects of policy continuity under different shock sizes for both positive and negative shocks. The study focuses on spillover changes in the extreme states of policy continuity as compared with the intermediate state and further investigates the asymmetric spillover effects between extreme rising and declining states. In addition, to explore China's international influence in extreme states, a relative spillover index is constructed to study the heterogeneous effects of extreme shocks on directional spillovers across countries.

The findings are as follows. First, both the total spillover level of policy continuity and the spillover-in level of each country show a U-shaped structure at various quantiles, highlighting the significant positive effects of shock size. Second, compared with that in the intermediate state, in the extreme states, the total spillover and the directional spillover levels of most countries increase significantly. Moreover, the two extreme rising and declining states have asymmetric spillover effects, i. e. , the total spillover shows a greater increase in the extreme declining state, and the spillover-out shows a stronger asymmetry than the spillover-in in the two extreme states. Third, the effects of extreme shocks are heterogeneous across countries, and China's directional spillover level, especially the left-tail spillover to developed countries, has risen sharply. Thus, China's international influence has increased significantly in the extreme states. Therefore, the traditional spillover index may be unable to accurately describe the cross-country spillover characteristics of different states of policy continuity. A conditional quantile-based spillover index should thus be used to comprehensively understand the policy continuity network and the roles of the countries involved.

Our study has the following implications. First, related departments should not only strive to ensure the continuity, consistency, and sustainability of macro policies but also exploit the strength of policy coordination with other countries to maintain multilateral cooperation. Second, regulatory

authorities should refine the early warning mechanisms related to the policy continuity shock size and direction, formulate clear and specific control schemes for different situations, and focus on preventing the adverse risks associated with increased spillover effects in the extreme states. Finally, to ensure stable economic development, China should accelerate the development of dual circulation, fully tap into the potential of domestic demand to create a strong domestic market, and effectively resolve the negative spillover effects caused by the adjustment of other countries' policies. More importantly, information sharing and implementation cooperation should be enhanced in extreme states, and the common development of all countries should be promoted to ensure high-level opening policies.

Our study has the following strengths. First, the latest proposed conditional quantile-based spillover index is used to explore the impact of shock size and direction on cross-country spillovers of policy continuity. Second, using the 0.95th and 0.05th percentiles to represent the extreme rising and declining states of policy continuity, respectively, we examine the spillover changes and asymmetric spillover effects in the extreme rising and declining states. Third, we construct a relative spillover index to test whether the traditional spillover index accurately captures China's directional spillover level under extreme shocks, thereby revealing China's international influence in the extreme states and providing empirical support for the construction of a new dual circulation development pattern.

[Keywords]: Policy Continuity, Cross-Country Spillover, Extreme States, Conditional Quantile-Based Spillover Index, International Influence

JEL Classification: E60, F42, C32

Investors' online searching and green knowledge dissemination

温博慧 闫钰琳 郝晶 何枫
(天津财经大学 金融学院, 天津 30022)

[Abstract]:

The dissemination of green knowledge can effectively promote knowledge sharing and facilitate green technology innovation, which is important for mitigating climate risk at the microenterprise level. This study focuses on the effect of retail investors' internet information search behavior on the dissemination of corporate green knowledge. Using the investors' online searching volume and green patent citations of Chinese listed companies from 2011 to 2020, we find that retail investors' searching has a significant positive impact on the green information dissemination of firms. Online media coverage and social media posts could effectively moderate this relationship and improve green knowledge sharing.

[Keywords]: Investors' searching; green patent citation; information dissemination; Chinese market

1. Introduction

Corporate green innovation is accompanied by new knowledge creation based on existing green knowledge (Hao and He, 2022), and the acquisition of external knowledge is crucial to promote corporate innovation (Kong et al., 2022; Wang et al., 2020). Existing studies find that learning external knowledge and integrating it into firm internal technology is important for corporate innovation (Arfi et al., 2018). However, the prerequisite for knowledge sharing is that the relevant knowledge be noticed and obtained. Corporate green knowledge dissemination is important for information sharing. Therefore, it is important to explore the determinants of green information dissemination, which eventually plays the role of green knowledge spillover to promote green innovation.

Xu et al. (2021) find that retail investors' searching is important in financial market information acquisition and corporate governance; Kong et al. (2022) further conclude that retail investors' searching is vital for the knowledge sharing of firms and thereby affects corporate innovation. He et al. (2022d) find that retail investors' searching could promote corporate green innovation. However, empirical evidence in the academic literature on how investor search helps corporate green information dissemination is still lacking. This work aims to fill this research gap, which is also an extension of the above three papers.

Active investor searching could help to reduce the information asymmetry between firms and outside parties (Wen et al., 2019; Xu et al., 2021; He et al., 2022d). Under the limited information processing ability of investors, they cannot receive all the information in the market, and investors tend to focus on the stocks they care about (Ruan and Zhang, 2016; He et al., 2022ca). In the current digital information era, various digital formal and social media platforms have emerged, facilitating the exchange of information between investors (Wu et al., 2022). Investors further expand information dissemination by Internet searching and interactions (Hao and Xiong, 2021). In the above process, corporate green knowledge information is also observed by external parties. If investors do not even search that firm, it is less likely for them to notice the green innovation of the firm. Therefore, we aim

to explore whether firms more investors' searching lead to broader green information dissemination, which is measured by green patent citations. To answer the above questions, this paper empirically examines the effect of investors' searching behavior on green knowledge dissemination using Chinese nonfinancial listed companies from 2011 to 2020 as the research sample. The results show that retail investors' search significantly increases green knowledge dissemination. Firms with higher retail investor searches also have a higher number of green patent citations. This result is robust to a series of endogeneity concerns. We further find that online media coverage and the number of stock forum posts positively moderate the above relationship.

We contribute to the literature in the following ways. First, we provide empirical evidence of retail investors' searching on green knowledge diffusion. Existing studies show that the accessibility of information and knowledge is an important factor influencing corporate innovation (Kong et al., 2022; Wang et al., 2020). Arfi et al. (2018) argue that green knowledge sharing could significantly promote corporate green innovation. However, few studies have examined the determinants of green knowledge dissemination. We fill this research gap by providing direct evidence that investors' online searching could promote corporate green knowledge dissemination. Second, this paper extends the research on the impact of retail investors' attention. Previous studies have indicated that investor attention affects asset prices (Xu et al., 2021; Wang et al., 2022) and corporate governance (Hao and Xiong, 2021; Wen et al., 2019). This paper provides new evidence from a green knowledge dissemination perspective.

The remainder of this paper is organized as follows: Section 2 introduces the data and empirical design; Section 3 provides the empirical results, robustness tests and further discussions; and we conclude Section 4.

2. Data and Empirical Design

This paper takes Chinese listed firms from 2011 to 2020 as our initial research. We further exclude (1) firms in the financial industry; (2) firms with special treatment such as ST, *ST and PT during the sample period; and (3) firms with missing data on major variables. A total of 2221 firms with 15035 observations are finally obtained. Among them, the green patent citation, investors' searching data, online media coverage and stock forum data are obtained from the China Research Data Service Platform (CNRDS), and the other firm-related financial data are obtained from the CSMAR database. Finally, to eliminate the influence of extreme values, all continuous variables are winsorized at the 1% and 99% levels. The detailed definition of the variables is presented in Table 1.

<Insert Table 1 about here>

Table 2 shows the descriptive statistics of the main variables in this research.

<Insert Table 2 about here>

In this paper, we choose the number of citations of corporate green patents (GPC) as the explanatory variable to measure green knowledge dissemination. Following Wang et al. (2021), we take the natural logarithm of the number of corporate green patent citations plus one. Green patents are related to the theme of green technology. If a firm's green patent is cited, it means that the patent is of high quality and the green knowledge has been effectively disseminated. Therefore, the higher the citation amount of a firm's green patent, the broader the relevant green knowledge dissemination. Similar to Da et al. (2011) and Deng et al. (2022), the investors' internet searching indicator (SVI) is selected as the explanatory variable. SVI is the web search volume of listed companies obtained from CNRDS, which mainly includes the search volume of keywords, including the full name, abbreviation and stock code of listed companies. The data come from CNRDS, which integrates and summarizes the search data of listed companies. To mitigate the impact of endogeneity issues, we take a

one-period lag for the explanatory and control variables. The empirical model is shown in Equation (1).

$$Green_{i,t} = \alpha + \beta Search_{i,t-1} + \lambda X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

where i and t indicate firm and year, respectively. $Green_{i,t}$ denotes the green knowledge dissemination of a firm, which is measured by the number of a firm's green patent citations (GPC). $Search_{i,t-1}$ denotes the investors' searching volumes for firm i in year $t-1$. $X_{i,t-1}$ are control variables. Following Hao and He (2022), Kong et al. (2022) and Wang et al. (2021), we also controlled for firm size (Asset), book-to-market ratio (Bm), return on assets (Roa), Tobin's Q value (Tbq), the largest shareholder ratio (Top1), asset-liability ratio (Lev), operating cash flow (Cf), firm age (Age) and whether the firm is state-owned or not (Soe). $\varepsilon_{i,t}$ is the disturbance term. β is the coefficient of interest, whose sign and magnitude represent the direction and degree of influence of retail investor search on green knowledge dissemination.

3 Empirical results

3.1 Baseline results

Table 3 presents the baseline regression results of OLS estimation with equation (1). The coefficient of Search in column (1) is significantly positive at the 1% significance level; column (2) adds more control variables, and the coefficient of Search is still significantly positive at the 1% significance level. A one-unit increase in investor search led to an increase of 0.2329 units in the number of citations of corporate green patents, indicating that retail investors' searching could significantly contribute to green knowledge dissemination.

<Insert Table 3 about here>

3.2 Robustness tests

Table 4 reports the regression results of the robustness test. First, we replace the dependent variable with the number of citations of corporate green patents excluding self-citations as the explanatory variable, and the result is reported in column (1). Second, we further control for firm fixed effects to address the omitted variables issue in column (2). Finally, the Tobit model is used to replace the OLS model for regression in column (3). The coefficient of Search remains significantly positive in the above results.

<Insert Table 4 about here>

To mitigate the estimation bias caused by endogeneity issues, we further apply the Heckman two-stage model, PSM regression and 2SLS regression. Columns (1) and (2) in Table 5 report the regression results of the Heckman two-stage model. We use the highest 30% of investor search firms as the treatment group and the remaining 70% as the control group. In the column, the coefficient of \square h is significantly positive. Columns (3) and (4) in Table 5 are the regression results of PSM. We selected the firms according to the year 90th quantile of the investors' searching in the industry, and one to one matched the selected firms with the nearest neighbor. The coefficient \square h in Column (4) is still significantly positive.

<Insert Table 5 about here>

Columns (1) and (2) in Table 6 report the regression results of 2SLS. We use whether the firm is a constituent of the CSI 300 Index as the instrumental variable. $ifSH300$ is a dummy variable that takes the value of 1 if the company is a CSI 300 index constituent stock. Our instrument variable passes the weak instrument variable test, and the coefficient of Search in the second stage is significantly positive. Therefore, the results in Table 4-6 further verify the robustness of our baseline regression results.

<Insert Table 6 about here>

3.3 Moderating effect of digital media

As an important information intermediary in the capital market, the media promotes information dissemination through information mining, interpretation, and transmission (An et al., 2020). The rapid development of various digital formal and social media has effectively broken down the information barriers between firms and external parties and further broadened the access of external investors to relevant information (He et al., 2022b). An investor's active search will further amplify the information dissemination role of the media (Wu et al., 2022). Online media as the main information acquisition source helps the dissemination of firm-related information (Neto, 2022; He et al., 2022a), through which corporate green knowledge is transmitted and thus captured by more relevant outside parties.

To test this effect, we test the moderating effect of online media coverage (News) and the number of stock forum posts (Guba), and the results are shown in Table 7. In Column (1), the coefficient of the interaction term is significantly positive, and the coefficient of the main explanatory variable, investors' searching, is also significantly positive, which indicates that the amount of online media coverage has a positive enhancement effect. The analysis of the results in column (2) is similar to that in column (1). In addition to absorbing the advantages of traditional media, online digital media deeply integrate with Internet technology and become the primary source and main diffusion channel of information. The emergence and flourishing of online media reduce information acquisition costs and enable investors to easily access the green patent information of firms. Social media, represented by stock forums, provides a communication platform for information exchange among investors, and this communication further promotes the dissemination of corporate green information.

<Insert Table 7 about here>

4 Conclusions

This paper empirically investigates whether retail investor online information searching behavior can promote green knowledge dissemination. We find that retail investor search can effectively promote green knowledge dissemination. This finding still holds after a series of robustness tests. Further analysis reveals that online media coverage enhances the efficiency of investors' access to information and helps to further expand green information dissemination. Our study enriches the understanding of green information dissemination in the internet environment. Corporations should try to disclose more green information with online digital media to achieve a stronger impact of their green innovation for environmental protection.

This study finds that investor online searching could significantly contribute to green knowledge dissemination, while online media and social media play a positive moderating role in this process. Based on the above research findings, we propose the following policy recommendations. Information, as an important resource, has value, scarcity and shareability. As a convenient and efficient information acquisition and dissemination tool in the digital era, digital media should fully utilize their advantages in information mining to explore valuable information in the market and provide it to retail investors who are at an information disadvantage, thus contributing to the reduction of market information asymmetry and shaping a good information environment. In turn, investors could use social media to obtain useful information and share it on the platform to promote information dissemination and knowledge sharing.

References

- [1] An Z, Chen C, Naiker V, Wang J. Does media coverage deter firms from withholding bad news? Evidence from stock price crash risk. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101664.
- [2] Arfi WB, Hikkerova L, Sahut J-M. External knowledge sources, green innovation and performance. *Technological Forecasting and Social Change*, 2018, 129: 210-220.
- [3] Da Z, Engelberg J, Gao P. In search of attention. *The Journal of Finance*, 2011, 66(5): 1461-1499.
- [4] Deng C, Zhou X, Peng C, Zhu H. Going green: Insight from asymmetric risk spillover between investor attention and pro-environmental investment. *Finance Research Letters*, 2022, 47: 102565.
- [5] Hao J, He F. Corporate social responsibility (CSR) performance and green innovation: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 2022, 48: 102889.
- [6] Hao J, Xiong X. Retail investor attention and firms' idiosyncratic risk: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 74: 101675.
- [7] He F, Feng Y, Feng L. Social Media Information Dissemination and Corporate Bad News Hoarding. *Accounting & Finance*, 2022a, forthcoming. <http://doi.org/10.1111/acfi.12959>.
- [8] He F, Feng Y, Hao J. Information disclosure source, investors' searching and stock price crash risk. *Economics Letters*, 2022b, 210: 110202.
- [9] He F, Qin S, Liu Y, Wu J. CSR and idiosyncratic risk: Evidence from ESG information disclosure. *Finance Research Letters*, 2022c, 49: 102936.
- [10] He F, Yan Y, Hao J, Wu J. Retail investor attention and corporate green innovation: Evidence from China. *Energy Economics*, 2022d, 115: 106308.
- [11] Kong D, Lin C, Wei L, Zhang J. Information accessibility and corporate innovation. *Management Science*, 2022. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.4224>.
- [12] Neto D. Examining interconnectedness between media attention and cryptocurrency markets: A transfer entropy story. *Economics Letters*, 2022, 214: 110460.
- [13] Ruan X, Zhang JE. Investor attention and market microstructure. *Economics Letters*, 2016, 149: 125-130.
- [14] Wang C, Shen D, Li Y. Aggregate investor attention and Bitcoin return: The long short-term memory networks perspective. *Finance Research Letters*, 2022, 49: 103143.
- [15] Wang J, Xue Y, Sun X, Yang J. Green learning orientation, green knowledge acquisition and ambidextrous green innovation. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 250: 119475.
- [16] Wang Y, Farag H, Ahmad W. Corporate Culture and Innovation: A Tale from an Emerging Market. *British Journal of Management*, 2021, 32(4): 1121-1140.
- [17] Wen F, Xu L, Ouyang G, Kou G. Retail investor attention and stock price crash risk: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 2019, 65: 101376.

- [18] Wu C, Xiong X, Gao Y, Zhang J. Does social media coverage deter firms from withholding bad news? Evidence from stock price crash risk. *International Review of Financial Analysis*, 2022,84: 102397.
- [19] Xu Y, Xuan Y, Zheng G. Internet searching and stock price crash risk: Evidence from a natural experiment. *Journal of Financial Economics*, 2021, 141(1): 255-275.

Table 1 Variable definitions

Variables	Symbol	Definitions
Green Patent Citation	GPC	The natural log form of corporate green patents citation amount plus one
	GPC_t	The natural log form of corporate green patents citation amount excluding self-citation plus one
Inventor's Searching	Search	The natural log form of investors' search volume of a firm plus one
Size	Asset	The natural log form of firm asset
Book to Market ratio	Bm	Total asset divided by market value
Return on asset	Roa	Net profit divided by asset
Tobin's Q	Tbq	Tobin's Q value
Top 1 shareholder	Top1	Shareholding ratio of the largest shareholder
Leverage	Lev	Liability divided by asset
Cash	Cf	Cash and cash equivalent divided by asset
Age	Age	Firm age
SOE	Soe	SOE=1; non-SOE=0
Instrumental variable	ifHS300	A dummy variable that takes the value of 1 if the company is a CSI 300 index constituent stock
Media coverage	News	The natural log form of media news amount of a firm plus one
Stock Forum	Guba	The natural log form of Guba forum post amount of a firm plus one

Table 2 Descriptive statistics

Variable	N	mean	sd	min	p50	max
GPC	15035	0.9722	1.3302	0	0	5.3753
Search	15035	12.7569	0.7185	11.2250	12.7001	14.9954
Asset	15035	22.3506	1.3210	20.0311	22.1744	26.4077
Bm	15035	1.0244	1.0627	0.0979	0.6671	6.1830
Roa	15035	0.0422	0.0566	-0.2372	0.0401	0.1967
Tbq	15035	2.2842	2.1283	0.1666	1.6585	12.0657
Top1	15035	0.3557	0.1496	0.0933	0.3374	0.7496
Lev	15035	0.4255	0.2052	0.0518	0.4190	0.8790
Cf	15035	0.1663	0.1315	0.0142	0.1263	0.6497
Age	15035	16.5679	5.8498	2	16	52
Soe	15035	0.3258	0.4687	0	0	1

Note: This table reports descriptive statistics for key variables in our analysis. All variables are defined in Table 1.

Table 3 Baseline regression

Variable	(1) GPC	(2) GPC
Search	0.7068*** (38.80)	0.2329*** (12.20)
Asset		0.4427*** (30.09)
Bm		-0.1420*** (-9.62)
Roa		-0.4360** (-2.44)
Tbq		-0.0092 (-1.58)
Top1		-0.4446*** (-6.71)
Lev		0.5320*** (7.66)
Cf		0.5268*** (6.46)
Age		-0.0090*** (-4.92)
Soe		0.1562*** (6.31)
Constant	-8.5536*** (-34.75)	-12.1627*** (-40.55)
Industry	Yes	Yes
Province	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Observations	15035	15035
Adj. R ²	0.229	0.323

Note: This table presents the OLS regression results of the effect of retail investors' searching on green knowledge dissemination. Column (1) shows the regression results without the inclusion of control variables, and column (2) shows the regression results with the inclusion of control variables. The t-statistics in parentheses are calculated based on robust standard errors. Industry, province, and year fixed effects are controlled for in each regression. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. All variables are defined in Table 1.

Table 4 Alternative proxies and regression method

	(1)	(2)	(3)
	OLS	Firm FE	Tobit
Variable	GPC _t	GPC	GPC
Search	0.2329*** (12.20)	0.1292*** (5.04)	0.3718*** (10.37)
Asset	0.4424*** (30.08)	0.2684*** (8.57)	0.7789*** (28.99)
Bm	-0.1419*** (-9.62)	0.0123 (0.79)	-0.2560*** (-9.31)
Roa	-0.4361** (-2.44)	-0.0527 (-0.37)	-0.9343** (-2.50)
Tbq	-0.0093 (-1.60)	-0.0059 (-1.11)	-0.0245* (-1.96)
Top1	-0.4443*** (-6.71)	-0.1747 (-1.15)	-0.9731*** (-7.51)
Lev	0.5324*** (7.67)	-0.0123 (-0.13)	1.0798*** (7.93)
Cf	0.5270*** (6.46)	-0.1306 (-1.58)	0.6573*** (3.85)
Age	-0.0090*** (-4.93)	0.0199*** (4.07)	-0.0160*** (-4.43)
Soe	0.1562*** (6.32)	0.0868 (1.30)	0.2850*** (6.17)
Constant	-12.1565*** (-40.55)	-7.1737*** (-10.59)	-22.6761*** (-42.09)
Industry	Yes	No	Yes
Province	Yes	NO	Yes
Year	Yes	Yes	Yes
Firm	No	Yes	No
Observations	15035	15035	15035
Adj/Pseudo R ²	0.323	0.248	0.126

Note: This table is the regression result of the robustness test. Column (1) is the regression result using the number of citations of a firm's green patents excluding self-citations as the explained variable; Column (2) is the regression result of the firm fixed effect model; Column (3) is the regression result of the Tobit model. The t-statistics in parentheses are calculated based on robust standard errors. Industry, province, and year fixed effects are controlled for in each regression. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. All variables are defined in Table 1.

Table 5 Endogeneity tests: Selection bias

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Heckman		PSM	
	1 st Stage	2 nd Stage	1 st Stage	2 nd Stage
Variable	Search_Group	GPC	Search	GPC
<i>Search</i>		0.2279*** (8.34)		0.3222*** (3.70)
Asset	0.1128*** (16.24)	0.5124*** (22.83)	1.6208*** (36.63)	0.5664*** (8.10)
Bm	0.0095 (0.53)	-0.1526*** (-8.50)	-0.7096*** (-15.40)	-0.1948*** (-3.55)
Roa	0.8824*** (3.89)	0.0789 (0.28)	-1.0472 (-1.39)	-0.8045 (-0.80)
Tbq	-0.0297*** (-4.22)	-0.0237** (-2.38)	0.2214*** (10.17)	-0.0545** (-2.44)
Top1	-0.8221*** (-10.08)	-0.8544*** (-6.12)	-2.2298*** (-9.31)	-1.0625*** (-3.44)
Lev	0.7040*** (8.31)	0.8748*** (6.66)	0.8467*** (3.20)	0.8762** (2.50)
Cf	-1.1030*** (-10.95)	0.1238 (0.62)	1.5506*** (4.83)	0.9283** (2.33)
Age	0.0029 (1.29)	-0.0093*** (-3.77)	-0.0109 (-1.55)	-0.0268*** (-3.20)
Soe	0.4504*** (14.74)	0.2839*** (4.61)	0.3234*** (4.05)	0.1063 (1.05)
Constant		-13.7008*** (-29.97)	-38.8703*** (-37.08)	-16.4017*** (-12.00)
IMR	0.6869** (2.43)			
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	15035	15035	14919	962
Adj./Pseudo R ²			0.305	0.392

Note: This table shows the regression results of the endogeneity concern. Columns (1) and (2) are regression results for the Heckman two-stage model; columns (3) and (4) are regression results for the PSM model. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. All variables are defined in Table 1.

Table 6 Endogeneity tests: 2SLS regression

Variable	(1)	(2)
	2SLS	
	1 st Stage	2 nd Stage
	Search	GPC
<i>Search</i>		0.9317*** (6.65)
ifHS300	0.2720*** (17.28)	
Asset	0.3446*** (55.50)	0.1630*** (2.80)
Bm	-0.1537*** (-24.88)	-0.0250 (-0.88)
Roa	-0.7360*** (-8.81)	0.1766 (0.76)
Tbq	0.0443*** (15.50)	-0.0438*** (-4.38)
Top1	-0.5463*** (-18.86)	-0.0390 (-0.38)
Lev	0.2105*** (6.89)	0.4493*** (5.84)
Cf	0.1339*** (3.44)	0.4630*** (4.80)
Age	0.0017** (2.00)	-0.0110*** (-5.47)
Soe	0.1086*** (10.51)	0.0722** (2.43)
Constant	5.2619*** (38.39)	-15.0802*** (-24.15)
Industry	Yes	Yes
Province	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Observations	14186	14186
Adj./Pseudo R ²	0.545	0.259
1st F	298.556	

Note: This table shows the regression results of the endogeneity concern. Columns (1) and (2) are regression results for the instrumental variable 2SLS. The t-statistics in parentheses are calculated based on robust standard errors. Industry, province, and year fixed effects are controlled for in each regression. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. All variables are defined in Table 1.

Table 7 Moderating test

Variable	(1) GPC	(2) GPC
Search	0.2086*** (10.12)	0.2380*** (10.53)
Search *News	0.0768*** (5.70)	
News	0.0414*** (3.20)	
Search *Guba		0.1278*** (7.95)
Guba		-0.0177 (-1.03)
Asset	0.4037*** (25.89)	0.4236*** (27.67)
Bm	-0.1297*** (-8.42)	-0.1315*** (-8.60)
Roa	-0.6786*** (-3.60)	-0.6725*** (-3.58)
Tbq	-0.0200*** (-3.42)	-0.0131** (-2.30)
Top1	-0.4408*** (-6.63)	-0.4259*** (-6.40)
Lev	0.4376*** (6.23)	0.4509*** (6.45)
Cf	0.3894*** (4.86)	0.3660*** (4.59)
Age	-0.0068*** (-3.69)	-0.0062*** (-3.37)
Soe	0.1930*** (7.68)	0.1864*** (7.43)
Constant	-11.3062*** (-34.92)	-11.7830*** (-38.19)
Industry	Yes	Yes
Province	Yes	Yes
Year	Yes	Yes
Observations	14972	15035
Adj. R ²	0.335	0.334

Note: This table presents the regression results of the moderating effects. Column (1) reports the regression results for online media coverage as a moderating variable; column (2) reports the regression results for stock forum posts as a moderating variable. The t-statistics in parentheses are calculated based on robust standard errors. Industry, province, and year fixed effects are controlled for in each regression. *, **, and *** indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. All variables are defined in Table 1.

出口信用保险提高了中国出口竞争力吗？

卜林 赵轶薇 周莹莹

(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文运用中国出口信用保险公司的省级业务数据,探究出口信用保险是否影响出口竞争力,以及通过何种作用机制产生影响。研究表明,出口信用保险显著提高了出口竞争力,且在发展水平较为落后地区的促进作用更大,同时,本文检验了该影响的非线性特征,发现出口信用保险对出口竞争力具有显著的门槛效应。此外,本文通过构造链式多重中介效应模型发现,出口信用保险通过缓解融资约束、提高科技创新间接促进了地区出口竞争力的增长,并且存在“出口信用保险→融资约束→科技创新→出口竞争力”的链式中介效应。出口信用保险的链式多重中介效应影响机制存在地区差异,出口信用保险在经济发展水平较高地区通过促进科技创新水平提高出口竞争力,在经济发展水平较低地区通过缓解融资约束提高我国出口竞争力。同时,通过科技创新的中介机制存在非线性的门槛效应,随着研发投入的增长,出口信用保险对我国出口竞争力的促进作用将会产生质的飞跃,表现出科技赋能保险的现象。本文为充分发挥出口信用保险功能、保障国际贸易稳定发展以及推进贸易强国建设提供了重要的理论依据。

[关键词]: 出口信用保险; 出口竞争力; 中介效应; 门槛效应

一、引言

加入世贸组织以来,中国的对外贸易稳步发展,出口贸易总额由2002年的2.69万亿元人民币迅速增长到2020年的17.93万亿元人民币,年均增长率达到11.11%,获得了举世瞩目的成绩。中国出口信用保险公司自2001年末成立至今,出口信用保险渗透率在2002年至2020年期间由0.84%提高至27.18%,年均增长率达到21.31%,远超出口增速,这意味着更多的出口贸易得到了保险的保障。但是由于近年来我国资源要素成本的上涨以及人口红利的逐渐消失,中国对外贸易发展亟需实现从“以量取胜”到“以质取胜”的转变。党的十九大报告指出需牢牢抓紧当前经济全球化发展的历史机遇,构建社会主义现代化强国,加速培育国际竞争新优势,“十四五”规划指出要改善出口产品质量,完善贸易安全体系,增强贸易综合实力。外部环境和国家指向性政策要求我国企业不断提升出口竞争力水平,努力实现更具创新性、可持续性的经济高质量发展。

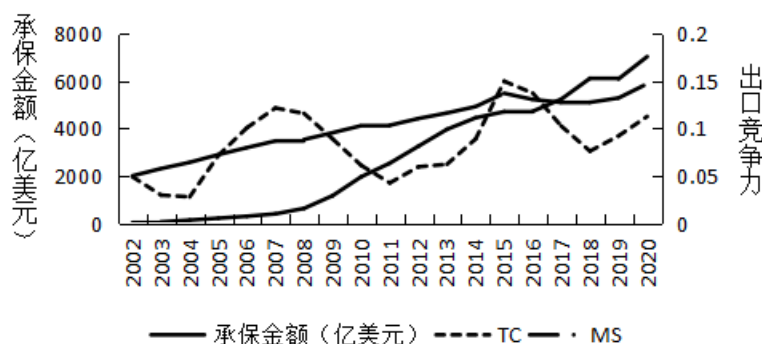


图1 2002—2020 年中国出口竞争力和出口信用保险承保金额变化情况

图1展示了2002—2020年中国出口竞争力和出口信用保险承保金额的变化情况,此处引入两种指数描绘中国出口竞争力,分别为贸易竞争优势指数(TC)和国际市场占有率指数(MS)

9。一方面,在2008年金融危机时期,MS曲线增速放缓且TC曲线大幅下降,于2016年开始,由于外部需求低迷、人民币升值等原因造成货物贸易出口下降,MS曲线及TC曲线均呈现下跌趋势。反观出口信用保险承保金额,在2008年及2016年后曲线斜率明显增加,表现出一定的逆周期刺激作用。另一方面,从图中可看出TC指数曲线虽变动幅度较大,但同MS曲线一致地在总体水平上呈现上升趋势,出口信用保险承保额除2019年受疫情影响小幅下降以外逐年递增,意味着在越来越多的出口贸易中使用了出口信用保险作为保障措施,出口信用保险对出口竞争力可能具有正向支持作用。

国际间贸易同国内贸易相比,面临着更为严重的贸易风险以及外部信用缺乏问题,同时对外贸易面临的外部环境和交易对象的复杂度将会导致企业收汇执行难度的上升以及风险监管成本的提高。那么出口信用保险作为出口厂商开展贸易的重要金融工具,是否能显著促进出口竞争力的提升?对此,本文主要进行如下3点创新性工作:(1)基于2004—2019年省际面板模型,探究出口信用保险对出口竞争力的影响;(2)通过引入融资约束和科技创新两个中介变量,建立链式多重中介效应模型,探究出口信用保险对出口竞争力影响的传导机制,并探讨了地区发展差异所导致的传导机制异质性;(3)运用门槛效应模型,分析传导机制的非线性特征,为充分发挥出口信用保险功能、保障国际贸易稳定发展提供了重要理论依据。

二、文献评述和理论分析

(一) 出口信用保险对出口竞争力的影响

出口信用保险作为拉动出口贸易提升的重要手段之一,具有其无可替代的作用。关于出口信用保险是否有助于出口贸易的发展的研究,国内外学者进行了大量的探索,大部分研究者均发现,出口信用保险对出口贸易发展产生了显著的正向促进效应(Baltensperger & Herger, 2009; 魏巧琴, 2017; 刘玮和马玉秀, 2018)。出口信用保险公司拥有专业的风险管理服务,在一定程度上帮助企业规避了政治风险和违约风险(Felbermayr & Yalcin, 2013),尤其在金融危机等国际市场风险攀升的情况下发挥着重要作用(王稳等, 2020)。并且,出口信用保险可以极大地满足企业授信需求,减轻信贷市场不完善对出口的限制,降低了出口企业基于此类风险产生的隐性成本(Funatsu, 1986; Moser et al., 2008)。出口信用保险还具有风险转嫁的功能,出口企业可以通过缴纳保险费,将买方商业信用风险以及买方国家的政治风险转嫁给出口信用保险公司,补偿投保企业遭受的损失(林斌, 2013),使出口收汇得到有效保障,有助于企业采取灵活多样的贸易结算方式开拓全球市场(Andersone & Bogdanova, 2014; 王国军和王德宝, 2014)。出口信用保险不仅可以支持出口贸易的发展,而且还具有拉动经济、控制失业率、促进国际收支平衡、推动产业转型升级的政策性功能(徐海龙等, 2013; 林衡博, 2012)。由此提出如下假设:

假设1:出口信用保险对出口竞争力存在正向促进作用。

(二) 出口信用保险对出口竞争力的影响机制

出口信用保险可以有效缓解企业融资约束问题。出口信用保险采取了银保合作、风险转移等方法,将外贸企业尚未到账的应收账款转换为当前可使用的流动资金,为出口外贸企业缓解了融资约束问题(Badinger & Url, 2013; Felbermayr & Yalcin, 2013)。而企业出口竞争力的提升依赖其克服融资约束的能力(朱英杰, 2012),融资约束的缓解可以降低赢利性约束和流动性约束,从而增加企业出口竞争力(黎日荣, 2016)。出口信用保险公司通过与银行建立风险信息共享和有效互动合作机制,利用央行的再贷款再贴现政策,促进我国出口信用保险项下的出口企业贸易融资发展。因此形成了“出口信用保险→缓解融资约束→提高出口竞争力”的传导路径。

* 贸易竞争优势指数用公式表示为: $TC = X_t - M_t$, 其中 X_t 和 M_t 分别表示我国在 t 时期的出口额与进口额。国际市场占有率指数用公式表示为: $MS_{it} = X_{it} / X_{wt}$, 其中 X_{it} 表示 i 国家在 t 时期的出口总额, X_{wt} 表示世界在 t 时期的出口总额。

出口信用保险促进对外贸易创新发展,有力支持我国出口竞争力的提升。一方面,来自外贸企业的科技创新将会促进出口竞争力的提升。运用出口信用保险可以有助于外贸企业减轻资金压力、稳定企业信心、提高抵御风险的能力,从而支持企业大胆创新,企业创新研发通过拓展产品种类与强化产品质量进而对出口竞争力的攀升起到了积极作用,提高其出口产品的出口竞争力(毛其淋和方森辉,2018;李宏等,2021)。因此形成了“出口信用保险→促进科技创新→提高出口竞争力”的传导路径。另一方面,稳定的资金来源对企业创新尤为重要,银行授信是企业获得持续、稳定的外源融资的主要途径(马光荣等,2014)。出口信用保险促进企业获得银行贷款,有效降低融资约束问题,融资约束降低可以进一步提高企业研发投入强度,科技创新作为主要驱动力,给企业带来的新技术与新产品将推动出口竞争力不断提高(李晓龙等,2017),因此形成了“出口信用保险→缓解融资约束→促进科技创新→提高出口竞争力”的传导路径。

基于上述关于出口信用保险通过缓解融资约束、促进科技创新水平加强我国出口竞争力的相关理论分析,提出如下假设:

假设2:融资约束降低对科技创新存在正向促进作用,融资约束、科技创新在出口信用保险与出口竞争力间起多重中介作用。

除此之外,数字科技可以通过提高企业效率促进出口竞争力的提升(姚战琪,2021)。出口信用保险作为一种客户需求个性化程度较强的服务产品,需要整合、管理、分析的数据数量是巨大的,因此对其自身科技创新水平的需求日益增加,主要体现在以下几个方面:一是大数据和云计算方面。首先大数据有助于解决信贷中道德风险和逆向选择等问题,可以更具便捷性地解决企业融资约束问题(邱志刚等,2020)。其次出口信用保险公司可以通过对客户信息数据的储存、计算和分析,使保险公司提高多维度的分析能力,从而促进出口信用保险产品开发更具有对客户的针对导向性(Stoekli et al., 2018)。二是人工智能方面。通过机器学习技术,创建智能化算法模型,出口信用保险能够更加精准识别出险概率,提高了经营效能和盈利水平。三是区块链方面。通过在数据传输中应用加密技术,一方面确保了客户的信息安全,另一方面实现了数据共享的去中介化,例如可以轻松识别重复投保等骗保行为,以及实现保险各业务之间的全流程自动相结合,提高服务效率(许闲,2017; Gatteschi et al., 2018)。科技赋能保险使得出口信用保险能够为企业提供更加专业化服务(完颜瑞云和锁凌燕,2019),从而促进出口竞争力的提升。因此提出如下假设:

假设3:出口信用保险对出口竞争力的促进作用随着科技创新水平的加强将会显著提升。

三、研究设计、变量与数据说明

(一) 研究设计

1. 基本模型

本文运用面板数据进行回归,检验出口信用保险对出口竞争力的影响效应。根据F检验和Hausman检验,确定采用固定效应模型,本文的基准回归模型设定如下:

$$MES_{it} = \beta_0 + \beta_1 Premium_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, MES_{it} 为被解释变量,表示t年i省份的出口竞争力水平,本文选用出口技术复杂度进行测度; $Premium_{it}$ 为核心解释变量出口信用保险年度保费收入; X_{it} 为一组控制变量, μ_i 为省份固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。本文重点关注的 β_1 系数代表了出口信用保险对出口竞争力的影响,如果 β_1 为正,说明出口信用保险有利于推动出口竞争力水平,反之,则存在抑制作用。

2. 中介效应模型

在完成出口信用保险影响出口竞争力的计量模型设定后,为研究出口信用保险通过融资约束、科技创新对出口竞争力的间接影响,本文构建链式多重中介效应模型进行机制检验,模型设定如下。

第一步,验证出口信用保险对融资约束的影响:

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Premium_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \delta_{it} \quad (2)$$

第二步,验证出口信用保险和融资约束对科技创新的影响:

$$R\&Dit = \gamma_0 + \gamma_1 Premiumit + \gamma_2 FCit + \gamma_3 Xit + \mu_i + \tau_{it} \quad (3)$$

第三步,验证出口信用保险、融资约束和科技创新对出口竞争力的影响:

$$MESit = \varphi_0 + \varphi_1 Premiumit + \varphi_2 FCit + \varphi_3 R\&Dit + \varphi_4 Xit + \mu_i + \vartheta_{it} \quad (4)$$

其中, $FCit$ 表示融资约束强度, $R\&Dit$ 表示科技创新水平, δ_{it} 、 τ_{it} 、 θ_{it} 为随机扰动项。按照理论假设和模型设计中出口信用保险对出口竞争力的作用机制,绘制出传导路径理论模型图,如图2所示。将链式多重中介效应模型进行分解,其中包含三条间接路径,分别为:第一条为“出口信用保险→缓解融资约束→提升出口竞争力”,该路径的效应值为 $\alpha_1 \times \varphi_2$;第二条为“出口信用保险→促进科技创新→提升出口竞争力”,该路径的效应值为 $\gamma_1 \times \varphi_3$;第三条为“出口信用保险→缓解融资约束→促进科技创新→提升出口竞争力”,该路径的效应值为 $\alpha_1 \times \gamma_2 \times \varphi_3$ 。

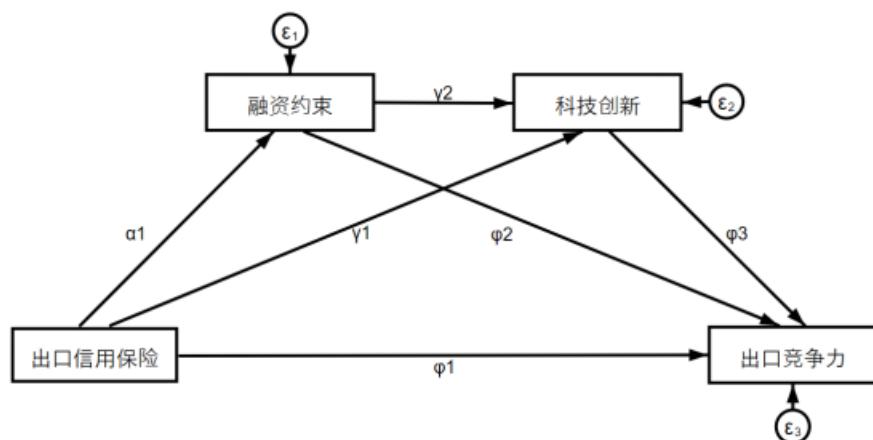


图2 出口信用保险影响出口竞争力的链式多重中介效应模型

3. 门槛效应模型

出口信用保险发展规模是否对促进效果产生影响?出口信用保险对出口竞争力的促进效应是否在科技创新水平发展到一定规模后会产生更好的作用?本文基于以上问题,采用 Hansen (1999)提出的门槛效应模型,识别在门槛变量的不同水平下出口信用保险与出口竞争力的关系,本文将门槛值作为未知变量引入回归模型中,所构建的门槛效应模型如下:

$$MESit = \beta_0 + \beta_1 Premiumit \cdot I_{th \leq \rho_1} + \beta_2 Premiumit \cdot I_{\rho_1 < th \leq \rho_2} + \dots + \beta_n Premiumit \cdot I_{\rho_{n-1} < th \leq \rho_n} + Xit + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中 $I(\cdot)$ 是指标函数,当满足括号内条件时取1,否则取值为0。 th 为门槛变量, ρ 为需要估计的门槛变量值,保费和科技创新的不同导致出口信用保险对出口竞争力的支持力度的差异将通过 β_1 、 β_2 、 \dots 、 β_n 体现出来。中国出口信用保险各地分公司开业日期不同,分公司数量呈梯形增长,由于门槛效应模型估计要求面板数据必须是平衡面板,但样本选择的观测区间很难取舍,因此将样本分为4个平衡面板数据:2009-2019年、2007-2019年、2005-2019年和2004-2019年,分别考察出口信用保险对出口竞争力促进作用的门槛效应。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

出口技术复杂度不仅表现了各出口商品的比较优势,也映射了该国(地区)出口商品技术含量和商品结构,这一指标在现有文献中被广泛应用于衡量出口竞争力。本文借鉴 Hausmann et al. (2007)的做法,对本文研究中涉及省份的出口技术复杂度进行测算。

第一步,构造各类商品的出口技术复杂度。依据国际海关理事会编制的HS四位编码商品分类标准,对这些商品的技术复杂度进行测算,该指标假定商品的生产技术含量与出口国人均收入水平直接相关,因此以不同省份出口的各类商品的显性比较优势的比率为权重,对各省份当年人均国民收入进行加权平均,具体计算公式如下:

$$PRODY_{jt}=iRCA_{ijt}RCA_{ijt} \times pcgd_{pit}, RCA_{ijt}=EX_{ijt}EX_{it}EX_{it}EX_{it} \quad (6)$$

其中, RCA_{ijt} 表示 t 年 i 省份出口 j 产品的显性比较优势, $PRODY_{jt}$ 表示出口技术复杂度, $pcgd_{pit}$ 表示剔除价格因素的实际人均国民收入, EX 表示出口额。

第二步,构造各省份的出口技术复杂度。以 i 省份 j 产品出口额占该省份产品出口总额的比率为权重,计算出省级出口竞争力,并进行对数处理,计算公式如下:

$$MES_{it}=jEX_{ijt}EX_{it} \times PRODY_{jt} \quad (7)$$

2.核心解释变量

本文采用出口信用保险公司各省份营业机构的年度保费收入作为衡量出口信用保险的发展指标。年度保费原始数据调整单位为亿元人民币并剔除价格因素。

表 1 样本数据中各省份观测期

省份	观测期	省份	观测期	省份	观测期
山东	2004-2019	江苏	2005-2019	河南	2005-2019
上海	2004-2019	江西	2005-2019	湖南	2005-2019
浙江	2004-2019	云南	2005-2019	广西	2007-2019
福建	2004-2019	四川	2005-2019	黑龙江	2007-2019
广东	2004-2019	陕西	2005-2019	湖北	2007-2019
重庆	2004-2019	辽宁	2005-2019	河北	2009-2019
安徽	2005-2019	天津	2005-2019	山西	2009-2019

注:首先,样本中并未包含 31 个省级行政区域数据是由于出口信用保险公司并未在所有省份设立分公司,因此出口信用保险保费收入在其他省份缺乏数据,为保证数据的真实性,故仅选用上述 21 个省级行政区域的数据进行研究。其次,由于出口信用保险各地分公司开业时间不同,因此各省份的观测期不同。最后,由于《中国保险年鉴》中报告中国出口信用保险总部数据,但并没有单独报告北京市的数据,因此样本中不包含北京市的数据,并将厦门、大连与青岛地区数据分别纳入各自所在省份数据。

3.中介变量

对于融资约束指标,本文参考了孙灵燕和李荣林(2012)的方法,选取利息支出与固定资产的比值进行衡量,该值越大说明存在的融资约束问题越小。对于科技创新指标,本文选取研究与试验发展经费投入与地区生产总值的比值进行衡量,该值越大表示科技创新水平越高。

4.控制变量

根据已有文献,影响出口竞争力的控制变量主要包括:第一,城镇化水平。本文采用城镇人口占年末总人口比重测度。第二,工业化水平。本文采用工业增加值占 GDP 的比重测度。第三,政府行为。本文采用地方政府财政支出占 GDP 的比重测度。第四,基础设施建设。本文采用铁路、公路里程数并取对数测度。第五,海外市场。本文采用赫芬达尔-赫希曼指数测度,HHI 计算公式: $HHI5 = i = 15[x_{ii} = 1nxi]^2$,其中 x_{ii} 是指该省份向第 i 个出口市场的出口额,本文取各省份出口前 5 大国家(地区)进行计算。第六,金融环境。本文采用金融机构贷款余额占 GDP 的比重测度。第七,资本要素。本文采用实际利用外商直接投资额和对外直接投资额,将这两个变量剔除价格影响并取对数进行测度。

(三) 数据说明

本文采用 2004-2019 年中国 21 个省级面板数据,研究中国出口信用保险对出口竞争力的影响。所用数据来自国研网数据库、历年《中国保险年鉴》、《中国统计年鉴》、各省份统计年鉴。所有与价格相关数据均以 2004 年为基准经过中国物价水平调整为实际值。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果与异质性分析

具体总效应的回归结果如表 2 所示。第(1)列单独考察了出口信用保险与出口竞争力的关系,回归结果显示其系数在 1%的水平上显著为正。第(2)列加入了固定效应。第(3)列展示了完整的估计结果,估计结果显示在加入控制变量后,出口信用保险保费收入对出口技术复杂

度的影响系数为 0.0069, 依然在 1% 的水平上显著为正, 验证了理论假设 1, 即出口信用保险对出口竞争力存在正向促进作用。

基于出口信用保险对出口竞争力影响效应的基准回归结果, 进一步观察上述影响是否存在地区差异。由于中国出口信用保险各地分公司在东中西部地区分布差异较大, 因此本文根据 2004-2019 年人均 GDP 加总排序, 将 21 个省份分为人均 GDP 较高地区与人均 GDP 较低地区。表 2 中第 (4) 列与第 (5) 列 Premium 的参数估计结果均在 1% 水平上显著为正, 通过系数对比可以看出, 表明经济发展水平较低地区出口信用保险对出口竞争力的促进作用比经济发展水平较高地区更强。这可能是由于以下原因, 第一通过观察业务数据, 目前出口信用保险在黑龙江、四川、陕西、山西、云南、广西等人均 GDP 较低的省份的赔付率处于较低水平, 这说明出口信用保险在这些经济发展水平较低的省份的风险管控能力较强。第二通过观察各地区出口竞争力数据, 经济发展水平较低地区出口竞争力水平也相应较低, 相对而言缺乏出口竞争力的该地区的外贸企业为了争取订单和规避风险将会主动投保出口信用保险, 因此该省份地区出口信用保险的对出口竞争力的提升存在着较大的促进空间; 而在相对而言具备出口竞争力的经济发展水平较高地区的外贸企业运营稳定, 产品具有竞争力, 买方履约的意愿和能力也相对较强, 因此该地区出口信用保险对出口竞争力的影响效应较弱。

表 2 基准回归结果与异质性分析回归结果

解释变量	(1) 全样本 MES	(2) 全样本 MES	(3) 全样本 MES	(4) 人均 GDP 较高地区 MES	(5) 人均 GDP 较低地区 MES
Premium	0.0304*** (0.0033)	0.0469*** (0.0046)	0.0069*** (0.0014)	0.0060*** (0.0014)	0.0169*** (0.0044)
Control	NO	NO	YES	YES	YES
FE	NO	YES	YES	YES	YES
N	336	336	336	160	176
R ²	0.2029	0.3098	0.9642	0.9646	0.9768
F	85.0115	102.8681	836.6665	400.0559	698.7312

注: () 内为标准误; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。样本中人均 GDP 较高地区包括上海、江苏、浙江、天津、广东、福建、山东、重庆、湖北、辽宁, 其余省份划分为人均 GDP 较低地区。下表同。

(二) 影响效应的非线性特征

为了研究出口信用保险发展规模是否对促进效应产生影响。本文以年度保费作为门槛变量, 考察在不同保费收入下出口信用保险对出口竞争力促进作用的门槛效应。在进行门槛模型估计之前需要确定门槛数量, 表 3 中 P 值和临界值均为采用自抽样法 (Bootstrap) 反复抽样 500 次得到的结果。

根据表 3 显示的门槛效应检验结果, 首先, 单一门槛无论在某一组样本区间中均显著存在, 4 组样本区间的门槛检验结果互为印证, 证明在不同的保费收入下, 出口信用保险对出口竞争力的影响呈现出显著的非线性特征; 其次, 2005-2019 年和 2004-2019 年样本区间的双门槛检验分别在 5% 和 1% 的水平上显著。基于此, 本文根据门槛值划分区间进一步检验其影响差异, 回归结果报告于表 4 中。

表 3 以保费为门槛的门槛效应检验

样本区间	门槛 检验	门槛值	F	临界值			95%置信区间
				10%	5%	1%	
2009-2019	Single**	1.8543	21.79	18.6888	21.1844	28.7111	[1.8329, 1.9156]
	Double	0.6712	11.71	18.3299	21.8439	30.9346	[0.5484, 0.6805]

2007-2019	Single*	1.8543	22.98	20.1298	23.6266	36.5189	[1.8329, 1.9156]
	Double	8.6175	9.58	19.2067	23.8301	32.5429	[7.3734, 9.0485]
2005-2019	Single*	1.8543	21.38	19.3162	23.3217	32.7975	[1.8329, 1.9156]
	Double**	8.6175	23.06	16.8888	20.9953	29.2628	[7.7921, 9.0485]
2004-2019	Single***	0.8030	37.10	16.2899	20.0066	27.6301	[0.7714, 0.8615]
	Double***	21.5699	21.61	12.2383	15.2333	19.5579	[20.2544, 22.9795]

通过观察表 4 中 4 个样本的回归结果中包含门槛信息的解释变量的回归系数, 得出结论: 第一, 通过观察第 (4) 列的回归结果发现, 当保费收入低于 0.8030 时, 出口信用保险对出口竞争力的影响表现为抑制作用, 这可能是由于出口信用保险各地营业分公司设置要求较高, 只有当出口信用保险经营达到一定规模时, 各地营业分公司才具备为外贸出口企业提供专业的风险管理支持, 产生服务溢出、技术溢出等效应, 推动出口竞争力的发展。第二, 通过观察第 (1) 至 (3) 列的回归结果发现, 保费收入每越过一个门槛, 出口信用保险保费与出口竞争力的回归系数将降低。这可能是由于: 第一, 随着出口信用保险投保规模与出口竞争力的增加, 出口信用保险的对出口竞争力的促进空间降低。第二, 外贸企业将资金投保出口信用保险, 在一定程度上对企业创新研发投入具有挤出效应。第三, 出口信用保险市场中存在着信息不对称导致的逆向选择与道德风险问题, 风险越大的出口企业越多的去投保出口信用保险, 导致出口企业对进口商风险管理以及自身产品质量的把控在一定程度上较少, 降低了出口信用保险对出口竞争力的促进作用。因此出口信用保险公司需寻求新创新点反转促进效应的下降现象, 即后文研究的科技创新水平的提高是否可以加强出口信用保险对出口竞争力的支持作用。

表 4 以保费为门槛的门槛回归结果

门槛区间	(1)	(2)	(3)	(4)
	2009—2019	2007—2019	2005—2019	2004—2019
	MES	MES	MES	MES
$Premium_{it}/th \leq p1$	0.0450*** (0.0108)	0.0496*** (0.0154)	0.0837*** (0.0183)	-0.1978*** (0.0302)
$Premium_{it}/p1 < th \leq p2$	0.0081** (0.0031)	0.0071** (0.0030)	0.0248*** (0.0050)	0.0049*** (0.0014)
$Premium_{it}/p2 < th$			0.0105*** (0.0026)	-0.0003 (0.0015)
Control	YES	YES	YES	YES
N	231	247	240	96
R ²	0.9350	0.9454	0.9570	0.9849
F	436.5491	158.9914	484.2539	468.1476

五、中介效应分析

(一) 链式多重中介效应回归结果

表 5 呈现了中介效应的回归结果。第 (1) 列为中介变量融资约束对基本自变量保费收入的回归结果, 结果显示保费收入的回归系数在 1% 水平上显著为正, 说明出口信用保险能够有效缓解融资约束问题。第 (2) 列为中介变量科技创新对融资约束和保费收入的回归结果, 保费收入和融资约束的回归系数均显著为正, 说明出口信用保险能够有效推动科技创新, 并且融资约束

的降低有效增强科技创新水平。第(3)列将因变量出口技术复杂度对保费收入、融资约束和研发投入强度进行回归,保费收入的回归系数为0.0041,小于出口信用保险对出口竞争力的基准模型回归系数,且在1%水平上显著。从表5第(1)至(3)列的回归结果中各相关系数均显著可以初步判断理论假设2的成立。

表5 出口信用保险对出口竞争力的链式多重中介效应回归结果

解释变量	(1) FC	(2) R&D	(3) MES
Premium	0.0305*** (0.0077)	0.0230*** (0.0028)	0.0041*** (0.0015)
FC		0.0493** (0.0194)	0.0375*** (0.0095)
R&D			0.0667** (0.0263)
Control	YES	YES	YES
N	336	336	336
R ²	0.7100	0.9387	0.9667
F	19.0702	93.4035	733.4992

根据表5的检验结果绘制了出口信用保险对出口竞争力的链式多重中介效应的检验结果图,如图3所示。

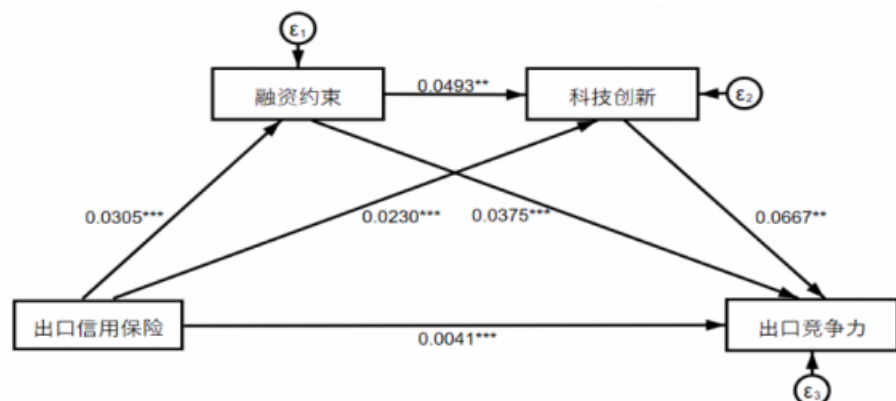


图3 出口信用保险对出口竞争力的链式多重中介效应的检验结果

(二) 链式多重中介效应显著性检验

影响效应的分解结果如表6所示。从表中可知,出口信用保险对出口竞争力的总效应为0.0069,即0.0041(出口信用保险对出口竞争力的直接效应)+0.0028(出口信用保险对出口竞争力的间接效应)=0.0069,本文所研究的出口信用保险对出口竞争力的中介效应路径共有3条,比较来看,“Premium→R&D→MES”路径的作用在三个渠道中是最大的,约占总效应的22.38%,而“Premium→FC→R&D→MES”路径的作用相对较小,约占总效应的1.46%。

进一步,需要对中介效应系数的显著性进行检测。本文从所有原始样本中采用重复随机抽样方式抽取了500个Bootstrap样本,如若中介效应的估计值在95%的置信区间中不包含0,则可证明中介效应显著,从表6中可发现,所有检验路径的系数均显著。验证了理论假设2,说明出口信用保险可以通过缓解融资约束、提高科技创新促进出口竞争力的提升。

表6 链式多重中介效应显著性检验结果

检验路径	效应值	Boot SE	Bias-Corrected 95% CI		相对效应值
			Lower	Upper	
总效应	0.0069	0.0016	0.0040	0.0103	100.00%
直接效应	0.0041	0.0019	0.0009	0.0082	59.51%
Premium→FC→MES	0.0011	0.0006	0.0003	0.0027	16.65%

Premium→R&D→MES	0.0015	0.0008	0.0003	0.0030	22.38%
Premium→FC→R&D→MES	0.0001	0.0001	0.0001	0.0003	1.46%

(三) 异质性分析

基于出口信用保险对出口竞争力的链式多重中介效应回归结果,将 21 个省份分为人均 GDP 较高地区与人均 GDP 较低地区,进一步观察上述影响是否存在地区差异。

表 7 异质性分析回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均 GDP 较高地区			人均 GDP 较低地区		
	FC	R&D	MES	FC	R&D	MES
Premium	0.0189** (0.0094)	0.0173*** (0.0032)	0.0035** (0.0014)	0.0615** (0.0252)	0.0207*** (0.0075)	0.0123*** (0.0044)
FC		0.0665** (0.0267)	0.0180 (0.0110)		-0.0277 (0.0234)	0.0608*** (0.0134)
R&D			0.1163*** (0.0320)			0.0452 (0.0457)
Control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	160	160	160	176	176	176
R ²	0.7321	0.9263	0.9683	0.7025	0.9073	0.9796
F	7.7972	64.0976	362.2672	14.1453	53.7504	642.8210

表 7 中第 (1) 至 (3) 列展示了人均 GDP 较高地区的中介效应检验的回归结果,可以发现融资约束对出口竞争力的回归系数不显著,表 8 中显示了人均 GDP 较高地区的多重中介效应显著性检验结果,通过观察发现“Premium→FC→MES”传导路径的效应值较低且中介效应不显著。这主要是由于该部分地区中小微外贸企业较多,尤其是东南沿海地区中小微企业聚集现象明显,面临严峻的融资约束问题,使得中小微外贸企业相对缺乏资金支撑。因此出口信用保险如何进一步加大对中小微企业的扶持力度,充分发挥保单增信作用,缓解企业融资约束问题显得尤为重要。

表 7 中第 (4) 至第 (6) 列表示了人均 GDP 较低地区的中介效应检验的回归结果,通过观察发现融资约束对科技创新的回归系数为负数且不显著,且科技创新对出口竞争力的回归系数不显著,表 8 中显示了人均 GDP 较低地区的多重中介效应显著性检验结果,通过观察发现“Premium→R&D→MES”传导路径以及“Premium→FC→R&D→MES”链式中介效应传导路径的效应值降低且中介效应不显著。这主要是由于该地区部分省份科技创新能力水平较低,尤其是西部部分地区科研创新投入不足且创新环境相对较差,在很大程度上抑制了出口信用保险对出口竞争力的促进作用。

表 8 分样本多重中介效应显著性检验结果

	检验路径	效应值	Boot SE	Bias-Corrected 95% CI		相对效应值
				Lower	Upper	
人均 GDP 较高地区	总效应	0.0060	0.0015	0.0033	0.0093	100.00%
	直接效应	0.0035	0.0016	0.0006	0.0068	58.38%
	Premium→FC→MES	0.0003	0.0004	-0.0001	0.0015	5.68%
	Premium→R&D→MES	0.0020	0.0008	0.0007	0.0039	33.50%
	Premium→FC→R&D→MES	0.0001	0.0001	0.0001	0.0005	2.43%
人均 GDP 较低地区	总效应	0.0169	0.0071	0.0082	0.0367	100.00%
	直接效应	0.0123	0.0059	0.0059	0.0301	72.73%
	Premium→FC→MES	0.0037	0.0023	0.0001	0.0099	22.18%
	Premium→R&D→MES	0.0009	0.0015	-0.0008	0.0054	5.56%
	Premium→FC→R&D→MES	-0.0001	0.0001	-0.0007	0.0001	-0.46%

(四) 传导机制的非线性特征

从地区异质性分析中可看出,分别通过融资约束和科技创新的传导路径效应值存在较大差异,即可能存在传导机制的非线性特征。本文以中介变量作为门槛变量考察出口信用保险对出口竞争力的影响。以融资约束为门槛的效应检验和以科技创新为门槛的双门槛检验结果均不显著,因此在此处省略。

在进行门槛模型估计之前必须确定门槛数量,根据门表 9 所示,单一门槛在 2009-2019 年、2007-2019 年以及 2005-2019 年样本数据中均显著,但在 2004-2019 年的样本区间下并不显著,考虑到 2004-2019 年的样本数量仅有 96 个观测值,与其他几组样本数量相比明显较少和门槛值的明显差距,因此选择舍弃 2004-2019 年的样本门槛效应检验结果。以研发投入强度为门槛的门槛效应检验结果说明,在不同的研发投入强度下,出口信用保险对出口竞争力呈现出显著的非线性特征。

表 9 以研发投入强度为门槛的门槛效应检验

门槛变量	样本区间	门槛检验	门槛值	F	临界值			95%置信区间
					10%	5%	1%	
R&D	2009-2019	Single**	3.3669	28.84	22.5915	25.8601	37.3175	[3.1825, 3.5959]
	2007-2019	Single*	3.1137	26.49	24.0623	28.7615	37.5555	[3.0425, 3.2800]
	2005-2019	Single**	3.1137	27.31	22.1151	26.6835	34.7087	[3.0425, 3.2800]
	2004-2019	Single	1.8000	6.20	20.0416	26.9468	34.5828	[1.7800, 1.8506]

以研发投入强度作为门槛变量的门槛回归结果如表 10 所示。从 3 个子样本的回归系数来看,在研发投入强度较低的区间内出口信用保险保费收入的回归系数均相对较小,随着研发投入强度越过门槛值,出口信用保险保费收入回归系数在 3 个子样本中均出现了明显上升。这说明当科技创新水平位于较低水平时,出口信用保险对出口竞争力的支持作用相对有限,但是随着研发投入的增长越过门槛值之后,出口信用保险对出口竞争力的促进作用发生了质的飞跃,这表现出了科技赋能保险的现象。科技赋能保险为出口信用保险的更高质量发展和升级转型奠定了基础,使得出口信用保险能够为企业提供更加专业化服务,从而促进出口竞争力的提升。

表 10 以研发投入强度为门槛的非线性检验结果

门槛区间	(1) 2009—2019 MES	(2) 2007—2019 MES	(3) 2005—2019 MES
$Premium_{it}/R\&D \leq \rho_1$	0.0077*** (0.0016)	0.0071** (0.0031)	0.0079*** (0.0016)
$Premium_{it}/R\&D > \rho_1$	0.0331*** (0.0054)	0.0357*** (0.0076)	0.0394*** (0.0067)
Control	YES	YES	YES
N	231	247	240
R ²	0.9381	0.9467	0.9556
F	274.3924	6394.5887	416.7615

六、稳健性检验

通过前文的分析,本文发现出口信用保险显著增强了出口竞争力,为了确保估计结果的稳健性,进行如下的稳健性检验。

(一) 重新测算指标

本文的被解释变量是出口竞争力,此处选用贸易竞争力指数重新测算,重新构建的出口竞争力指标如下:

$$Tciit = EXit - IXit \quad EXit + IXit \quad (8)$$

其中 $EXit$ 与 $IXit$ 分别表示 t 年 i 省份的出口额与进口额,贸易竞争力 $Tciit$ 的取值在 $[-1, 1]$ 之间,当贸易竞争力指数越趋近于 1 时,该地区的出口竞争力也相应地越强。回归结果显示在第 (1) 列中。

本文的核心解释变量为出口信用保险保费收入，本文更改为选用出口信用保险各省份营业机构的年度赔付支出进行衡量，回归结果显示在第（2）列中。

（二）重新划分样本

为了保证结果的稳健性，本文对样本进行调整，做进一步分析。本文借鉴毛勤晶和卓志（2020）的做法。首先，仅选取沿海省份进行回归估计，结果显示在第（3）列中。其次，考虑到 2008 年金融危机的影响，本文选取 2009 年之后的样本进行回归估计，如第（4）列所示。

（三）内生性问题

本文借鉴吴祥佑和黄志勇（2017）的做法，运用滞后一期的保费收入作为模型引入的外生性工具变量，运用 2SLS 回归来克服内生性问题。本文运用 Kleibergen-Paap rk LM 统计量进行检验，结果显示在 1% 的显著性水平下拒绝内生解释变量与工具变量无关的原假设；工具变量第一阶段回归中，偏 R^2 值为 0.6609，P 值为 0.0000，F 值为 364.005，证明该工具变量不存在弱工具变量问题，通过检验确保了工具变量引入的合理性。第二阶段回归结果显示在第（5）列中。

通过观察表 11 的（1）至（5）列，我们可以发现变量系数符号及显著性与基准回归结果保持一致，保证了模型的稳健性。

表 11 稳健性检验

	(1) Tci	(2) MES	(3) MES	(4) MES	(5) MES
Premium	0.0052*** (0.0016)		0.0039** (0.0016)	0.0074*** (0.0017)	0.0087*** (0.0018)
Claim		0.0030*** (0.0011)			
Control	YES	YES	YES	YES	YES
N	336	231	144	231	315
R ²	0.7482	0.9358	0.9595	0.9393	0.9586
F	7.5405	273.0978	314.6334	290.4809	292.7391

七、结论与对策建议

本文主要结论如下：（1）中国出口信用保险对出口竞争力具有显著的促进作用。从分组检验结果来看，出口信用保险在经济发展水平较低地区比经济发展水平较高地区对出口竞争力的促进作用更加明显。非线性检验发现，出口信用保险对出口竞争力具有显著的门槛效应。（2）出口信用保险通过缓解融资约束、促进科技创新水平加强我国出口竞争力，从分组检验结果来看，出口信用保险在经济发展水平较高地区通过促进科技创新水平来加强出口竞争力的能力显著较高，在经济发展水平较低地区通过缓解融资约束来加强出口竞争力的能力显著较高。（3）通过非线性检验发现，当研发投入处于较低水平时，会使得出口信用保险对出口竞争力的影响效应相对有限，而随着科技创新水平的增长，出口信用保险对出口竞争力的支持力度会发生质的飞跃，表现出科技赋能保险的现象。

为培育更具国际竞争力的外贸企业，本文对出口信用保险公司提出如下对策建议：（1）强化出口企业保单融资的扶持力度。出口信用保险公司应积极参与银行合作，推动信息资源共享，运用“再贷款+保单融资”等方式，发挥保单融资“白名单”机制作用，保障企业融资需求。（2）促进对外贸易创新发展。出口信用保险公司应支持跨境电商、海外仓、国际贸易综合服务等国际贸易新业态的发展，并强化承保产品创新，完善出口信用保险承保体系。（3）强化中小微企业保障力度。出口信用保险公司应积极完善统保平台，充分利用“单一窗口”和国家外汇局的跨境金融区块链服务平台等渠道，对中小微外贸企业提供专业化与针对性的承保服务。（4）为推行“一带一路”战略保驾护航。“一带一路”沿途地区出口贸易市场潜力巨大，但面临的政治风险和收汇风险较高，出口信用保险可以发挥对风险水平较高的新兴市场出口保障的优势，助力共建“一带一路”的高质量发展。

参考文献:

- [1] 黎日荣. 融资约束、生产率与企业出口竞争力[J]. 国际经贸探索, 2016, 32 (5): 4-19
- [2] 李宏, 王云廷, 吴东松. 专利质量对企业出口竞争力的影响机制: 基于知识宽度视角的探究[J]. 世界经济研究, 2021 (1): 32-46
- [3] 李晓龙, 冉光和, 郑威. 金融要素扭曲如何影响企业创新投资——基于融资约束的视角[J]. 国际金融研究, 2017 (12): 25-35
- [4] 林斌. 出口信用保险政策调整对我国外贸出口影响的动态分析[J]. 世界经济研究, 2013 (8): 29-34
- [5] 林衡博. 出口信用保险政策与我国外贸发展方式转变[J]. 国际贸易, 2012 (2): 20-24
- [6] 刘玮, 马玉秀. 出口信用保险对我国出口贸易的空间效应分析——基于省际空间面板的实证检验[J]. 国际商务 (对外经济贸易大学学报), 2018 (4): 98-108
- [7] 马光荣, 刘明, 杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究, 2014 (7): 76-93
- [8] 毛其淋, 方森辉. 创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J]. 世界经济与政治论坛, 2018 (2): 1-24
- [9] 毛勤晶, 卓志. 出口信用保险对一般贸易的影响研究[J]. 保险研究, 2020 (1): 36-50
- [10] 邱志刚, 罗煜, 江颖, 等. 金融科技会颠覆传统金融吗?——大数据信贷的经济解释[J]. 国际金融研究, 2020 (8): 35-45
- [11] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗?[J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (1): 231-252
- [12] 完颜瑞云, 锁凌燕. 保险科技对保险业的影响研究[J]. 保险研究, 2019 (10): 35-46
- [13] 王国军, 王德宝. 我国出口信用保险对出口贸易的促进作用研究——基于引力模型的多层次、多方式实证分析[J]. 保险研究, 2014 (6): 63-72
- [14] 王稳, 陈宇旺, 张阳, 等. 新冠疫情、全球政治风险市场与出口信用保险的创新发展[J]. 保险研究, 2020 (10): 20-33
- [15] 魏巧琴. 中国出口信用保险政策效应及其地区差异性研究[J]. 保险研究, 2017 (3): 16-25
- [16] 徐海龙, 杨汇潮, 江生忠. 我国出口信用保险政策性作用研究[J]. 保险研究, 2013 (10): 58-71
- [17] 许闲. 区块链与保险创新: 机制、前景与挑战[J]. 保险研究, 2017 (5): 43-52
- [18] 姚战琪. 数字贸易、产业结构升级与出口技术复杂度——基于结构方程模型的多重中介效应[J]. 改革, 2021 (1): 50-64
- [19] 朱英杰. 融资约束、生产率与异质性企业的出口竞争力——微观基础的中国经验考察[J]. 世界经济研究, 2012 (9): 57-65
- [20] Andersone E, Bogdanova O. Export Credit Guarantees in Developing Business Environment of the European Economic Area[J]. Procedia - Social and Behavioral Sciences, 2014, 156: 322-328
- [21] Badinger H, Url T. Export Credit Guarantees and Export Performance: Evidence from Austrian Firm-Level Data[J]. The World Economy, 2013, 36 (9): 1115-1130
- [22] Baltensperger E, Herger N. Exporting Against Risk? Theory and Evidence From Public Export Insurance Schemes in OECD Countries[J]. Open Economies Review, 2009, 20 (4): 545-563
- [23] Felbermayr G J, Yalcin E. Export Credit Guarantees and Export Performance: An Empirical Analysis for Germany[J]. The World Economy, 2013, 36 (8): 967-999
- [24] Funatsu H. Export Credit Insurance[J]. The Journal of Risk and Insurance, 1986, 53 (4): 679
- [25] Gatteschi V, Lamberti F, Demartini C, et al. Blockchain and Smart Contracts for Insurance:

Is the Technology Mature Enough?[J]. Future Internet, 2018, 10 (2) : 20

[26] Hansen B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (2) : 345-368

[27] Hausmann R, Hwang J, Rodrik D. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1) : 1-25

[28] Moser C, Nestmann T, Wedow M. Political Risk and Export Promotion: Evidence From Germany[J]. The World Economy, 2008, 31 (6) : 781-803

[29] Stoeckli E, Dremel C, Uebernickel F. Exploring Characteristics and Transformational Capabilities of InsurTech Innovations to Understand Insurance Value Creation in a Digital World[J]. Electronic Markets, 2018, 28 (3) : 287-305

Does Export Credit Insurance Improve China's Export Competitiveness?

[Summary]:

This paper uses provincial-level business data of China Export & Credit Insurance Corporation to explore whether export credit insurance has an impact on export competitiveness and through what mechanism. The research shows that export credit insurance significantly improves export competitiveness, and has a greater promotion effect in areas with relatively backward development levels. And this paper examines the nonlinear characteristics of the influence and finds that export credit insurance has a significant threshold effect on export competitiveness. In addition, this paper finds that export credit insurance indirectly promotes the growth of regional export competitiveness by easing financing constraints and improving scientific and technological innovation by constructing a chained multiple mediated effect model. And there is a chain mediated effect of "export credit insurance \rightarrow financing constraints \rightarrow technological innovation \rightarrow export competitiveness". There are regional differences in the influence mechanism of the multiple mediated effects of export credit insurance. Export credit insurance is more prominent in areas with high economic development levels to enhance export competitiveness by promoting the level of scientific and technological innovation. In regions with low economic development level, the way to strengthen export competitiveness by easing financing constraints is more obvious. At the same time, there is a nonlinear threshold effect through the intermediary mechanism of scientific and technological innovation. With the growth of R&D investment, the promotion of export credit insurance to export competitiveness will have a qualitative leap, showing the phenomenon of technology-enabled insurance. This paper provides an important theoretical basis for giving full play to the function of export credit insurance, ensuring the stable development of international trade and promoting the construction of a trade power.

[Key words]: export credit insurance; export competitiveness; mediated effect; threshold effect

中国金融压力跨市场溢出效应研究 ——基于系统性风险管理的视角

李 政 方梦洁 张 梦
(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘 要]:

本文构建了中国货币、股票、债券、外汇四个子市场的金融压力指数, 基于系统性风险管理视角, 从时域和频域两个维度对中国金融压力跨市场溢出效应进行研究。研究表明, 四个子市场间金融压力溢出效应较显著, 极端事件冲击使得溢出效应明显加剧, 并且时域下金融压力的跨市场溢出效应主要由周期长度在 1 个月以上的长期溢出驱动。各子市场在金融压力传递中扮演不同的角色, 货币市场和股票市场是主要的压力输出者, 债券市场和外汇市场是压力接收者。其中, 货币市场与债券市场、股票市场与外汇市场之间存在显著的双向压力溢出。

[关键词]: 金融压力; 跨市场溢出; 时频域; 系统性风险

[文章编号]

[JEL 分类号] G18

[文献标志码] A

A Study on the Cross-market Spillover Effect of China's Financial Stress from the Perspective of Systemic Risk Management

LI Zheng Fang Meng-jie ZHANG Meng

[Abstract] :

This paper constructs the financial stress indexes for the four major financial sub-markets of the money market, stock market, bond market, and foreign exchange market in China. Based on the perspective of systemic risk management, it studies the cross-market spillover effects of China's financial stress from the two dimensions of time domain and frequency domain. The result shows that the financial stress spillover effects among the four sub-markets are significant, and the impact of extreme events has significantly increased the spillover effect. In addition, the cross-market spillover effect of financial stress in the time domain is mainly driven by long-term spillovers with a cycle length of more than one month. Each sub-market plays a different role in the transmission of financial stress. The money market and stock market are the main stress spillovers, and the bond market and foreign exchange market are the stress receivers. In addition, there are significant bidirectional stress spillovers between the money market and the bond market, and between the stock market and the foreign exchange market.

[Key words] : Financial Stress; Cross-Market Spillover Effect; Time-Frequency Domain; Systemic Risk

一、引言

当前,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,伴随着经济增速换挡、产业结构调整以及经济发展模式的转变,高速增长时期所掩盖的金融风险正在逐步显现,系统性金融风险在部分行业、区域积聚和释放(张勇等,2017)。相应地,国家治理也愈发重视对系统性金融风险的把控。这是因为,一方面,作为金融工作的永恒主题和根本任务,防止发生系统性金融风险对于维护国家金融安全与稳定至关重要。另一方面,守住不发生系统性金融风险底线,是增强金融服务实体经济能力,建设现代化经济体系、实现高质量发展的必然要求。

那么,如何及时有效地度量和监测系统性金融风险呢?加拿大经济学家 Illing 和 Liu (2003)首次提出通过构建金融压力指数(FSI)度量一国的金融风险状况。他们认为,金融压力是反映整个金融体系由于不确定性和预期变化所承受的总风险水平的综合性指标,压力达到极限时,就会引发系统性金融危机。金融压力指数基于市场交易类指标构建,具有频率高、时效性好等特点,该方法的提出为世界各国监管机构和学者们提供了实时度量和监测系统性风险的重要思路(刘晓星等,2021)。

与此同时,伴随着近年来跨市场金融工具的涌现以及信息传递机制的日臻完善,市场间资金流动规模不断增大,各金融子市场联动效应明显增强。在这一背景下,越来越多的学者开始致力于研究金融市场内部各子市场间的风险溢出效应,分析风险溢出的联动性(宫晓莉和熊熊,2020)。就金融市场内部而言,某一子市场发生的风险会基于市场关联不断传染和放大,尤其是在危机时期,市场间的风险关联及风险传染程度显著增强,这表明风险的跨市场传染是引发系统性风险的重要因素之一。因此,研究金融子市场的自身风险以及风险的跨市场溢出效应就变得十分必要。

本文的创新与贡献主要体现在以下两个方面:第一,基于系统性风险管理视角,构建了货币、股票、债券、外汇四个子市场的金融压力指数,研究金融压力的跨市场溢出效应,明确各子市场在金融压力传递中扮演的角色和地位,为科学有效地防范和化解系统性风险提供借鉴;第二,基于DY溢出指数方法(Diebold and Yilmaz, 2014)和BK溢出指数方法(Barunik and Křehlik, 2018),将时域下的溢出水平分解至不同的频率带,考察短期和长期下金融压力跨市场溢出的动态演变过程及结构特征,以揭示其周期性差异。

二、文献评述

目前,系统性风险的度量方法主要包括基于业务关联数据的结构化方法、基于市场数据的简约化方法以及基于金融数据的综合指数方法(刘晓星等,2021)。其中,综合指数方法是将多个反映金融市场状况的指标按照某种模型或者方法进行合成,金融压力指数是该类方法的一个典型代表。金融压力指数构建时所选取的指标均来自于金融市场的交易数据,因而指数频率较高,可以达到周度甚至日度,进而能够实时监测和跟踪金融市场压力状况的变化(徐国祥和李波,2017;姚晓阳等,2019)。

国外方面, Illing 和 Liu (2003)最早提出并构建了加拿大的金融压力指数, Hakkio 和 Keeton (2009)从五个方面详细阐述了金融压力事件的特征,并结合美国金融市场发展情况,构建了堪萨斯金融压力指数(KCFSI)。Cardarelli 等(2009)则构建了17个发达经济体的金融压力指数(AE-FSI), Balakrishnan 等(2011)沿用这一方法,根据新兴市场国家有别于发达经济体的特点,构建了新兴市场国家的金融压力指数(EM-FSI)。与此同时,国内学者对中国金融压力指数也展开了相关研究(陈守东和王妍,2011;刘晓星和方磊,2012;许涤龙和陈双莲,2015)。尽管学者们对金融压力指数内涵的理解有所不同,并且构建指数时在市场、指标和指数合成方法等方面的选择也存在差异,但是所有研究都共同证明了金融压力的广泛存在(徐少君等,2020)。既然金融压力的存在是一种客观事实,那么,测度金融压力的传染及溢出效应就成为了学者们进一步关注与研究的重要课题。

金融压力溢出是系统性风险发生时的典型特征,研究金融压力的跨区域、跨市场溢出效应以及传导机制,对于科学防控金融风险、制定宏观审慎监管政策具有重要意义。目前,Balakrishnan 等(2011)、Park 等(2014)、Apostolakis(2016)、靳玉英和周兵(2013)、徐少君等(2020)等大量学者,针对金融压力的跨区域和跨国溢出效应及其传导渠道进行了研究分析。与此相比,虽然李成等(2010)、张岩和胡迪(2017)、刘超等(2017)等国内学者采用多元 GARCH 模型、DY 溢出指数等方法,研究了金融市场间的波动风险溢出,但是仅有李绍芳和刘晓星(2020)等少数学者构建了市场压力指数,研究了金融压力的跨市场溢出。

总的来说,目前国内外学者针对金融压力指数构建的相关研究颇多,相比之下,对于金融压力溢出效应的研究仍较少,且多集中于金融压力的跨区域溢出,有关一国之内金融压力跨市场溢出的研究则甚是匮乏。与此同时,虽然针对金融风险跨市场溢出的研究较多,但在这部分研究中多数学者仅采用单一的市场波动率指标表征其风险,无法准确评估市场真实的风险状况,具有一定的局限性。此外,值得注意的是,金融压力依靠长、短期因素共同驱动,且金融压力溢出表现为压力基于市场关联在不同市场间进行传递,因此压力溢出效应也将由不同周期成分组成。然而遗憾的是,目前学术界还鲜有文献对不同周期下金融压力在各子市场之间的溢出效应展开研究。

有鉴于此,本文借鉴徐国祥和李波(2017)、李敏波和梁爽(2021)等研究,选择中国金融市场中最具重要性的货币、股票、债券和外汇市场作为研究对象,并选取涵盖以上 4 个金融子市场的 12 个相关指标¹⁰,构建各子市场金融压力指数,综合反映各子市场的金融风险状况,并将时域下的溢出水平分解至不同的频率带,考察短期和长期下金融压力跨市场溢出的动态演变过程及结构特征。本文从总溢出水平、方向性溢出水平与溢出结构三个方面展开分析,探讨了金融压力溢出效应的传导过程及产生原因,以期为中国监管部门制定差异化的风险防范和监管政策提供借鉴。

三、研究方法

(一) 四个子市场金融压力指数的构建

选取合适的指标构建子市场金融压力指数,进而有效度量其金融压力,是全面分析金融市场风险状况的重要前提。Hakkio 和 Keeton(2009)指出,金融压力增大时,金融市场往往会表现出以下特征:一是资产价值的不确定性增加;二是投资者行为的不确定性增加;三是信息不对称加剧;四是持有风险资产的意愿降低(转向优质资产);五是持有非流动性资产的意愿降低(转向流动性资产)。由此可以看出,金融压力往往与价格波动风险、投资者情绪、信用风险和流动性风险相关。因此,本文结合中国金融市场实际情况与金融压力事件特征,选取了能够及时反应各子市场金融压力状况变化的指标,如表 1 所示。

本文采用 CDF 转换法对原始指标进行标准化处理。具体做法是,首先对 12 个指标进行排序,正向指标按照数值由小到大依次排序,负向指标按照数值由大到小依次排序(风险由小到大排序)。然后,在此基础上进行 CDF 转换,即用 CDF 求取的百分位值替代相应的原始数据。计算公式为: $X'_i = \text{rank}(X_i)/N$, N 为样本量大小。由此可知,不论正向指标还是负向指标,经 CDF 转换后,均表现为指标数值越大,风险越大。原始指标经 CDF 转换后,成为无量纲指标,能够进行加总合成。本文对四个子市场的各个指标赋予其相应的权重,最终采用加权平均合成法构建中国货币市场、股票市场、债券市场、外汇市场的金融压力指数。

1. 货币市场。货币市场是短期资金融通的重要场所,具有期限短、流动性强、风险小的特点。对于货币市场的监测,重点关注流动性风险和信用风险:(1) 1 天波动率。(2) 7 天波动率。(3) TED 利差。在权重分配方面,对 1 天波动率、7 天波动率和 TED 利差三个指标赋予相等

¹⁰ 值得指出的是,本文的基础指标共计 19 个,其中货币市场 5 个,股票市场 3 个,债券市场 3 个,外汇市场 8 个。本文按照指标的经济含义,将其归总为 12 个。比如,外汇市场的远期波动率包括在岸远期汇率波动率、离岸远期汇率波动率和无本金交割远期汇率波动率等 3 个基础指标。

权重, 加权合成货币市场金融压力指数。

2. 股票市场。股票市场是中国金融市场的重要组成部分, 在监测股票市场风险时, 除重点关注价格波动风险外, 还应考虑股市泡沫化问题, 因而本文选取如下指标综合测度股票市场的压力状况: (1) 股指波动率。(2) 股指下跌变量。(3) 估值泡沫风险, 该指标为负向指标, 指标越小, 股市泡沫风险越大。在风险权重选择方面, 价格波动风险权重为 50%, 下跌风险权重为 25%, 估值泡沫风险权重为 25%, 采用加权平均法合成股票市场金融压力指数。

表 1 构建子市场金融压力指数的相关指标

市场	指标名称	指标解释
货币	1 天波动率	1 天 SHIBOR 利率与 1 天银行间质押式回购利率的已实现波动率的均值
	7 天波动率	7 天 SHIBOR 利率与 7 天银行间质押式回购利率的已实现波动率的均值
	TED 利差	1 年期 SHIBOR 利率与 1 年期中债国债即期收益率之差
股票	股指波动率	沪深 300 股指指数的已实现波动率
	股指下跌变量	$C_{MAX_STOCK} = 1 - P_t / \max\{P \in (P_{t-j} j = 0, 1, \dots, T)\}$, 表示 240 天滚动时间窗口内沪深 300 股指指数的最大跌幅, 其中 P_t 为沪深 300 指数日收盘价, 时间跨度 T 为 240 天
	估值泡沫风险	A 股市场静态市盈率倒数与 1 年期中债国债即期收益率之差
债券	债指波动率	中债新综合净价(总值)指数的已实现波动率
	信用利差	10 年期 AAA 级中债企业债即期收益率与 10 年期中债国债即期收益率之差
	期限利差	10 年期中债国债即期收益率与 1 年期中债国债即期收益率之差
外汇	即期波动率	人民币兑美元在岸即期汇率(CNY)与离岸即期汇率(CNH)的已实现波动率的均值
	远期波动率	人民币兑美元在岸远期汇率(12 个月 CNYDF)、离岸远期汇率(12 个月 CNHDF)与无本金交割远期汇率(12 个月 NDF)的已实现波动率三者的均值
	扭曲程度	$\left \frac{CNY - CNH}{CNY} \right $ 、 $\left \frac{CNYDF - NDF}{CNYDF} \right $ 与 $\left \frac{CNYDF - CNHDF}{CNYDF} \right $ 三者的均值

注: 已实现波动率(Realized Variance)的计算方法为 $RV_t = \sum_{i=1}^n r_{t,i}^2$ 。其中, RV_t 表示第 t 周的已实现波动率, $r_{t,i}$ 为第 t 周第 i 天的对数收益率, n_t 为第 t 周所包含的天数。

3. 债券市场。近年来中国债券市场飞速发展, 逐渐成为中国金融体系中不可或缺的一部分。在监测债券市场风险时, 除常用的期限利差指标外, 本文还从债券市场波动风险以及信用风险两个方面选取指标度量债券市场的压力状况。(1) 债指波动率。(2) 信用利差。(3) 期限利差, 该指标为负向指标, 指标越小, 投资者悲观预期越强烈¹¹。在权重分配方面, 本文对上述三种风险因素等权重加权合成债券市场金融压力指数。

4. 外汇市场。随着人民币汇率市场化改革的不断推进, 外汇市场在金融市场中发挥着日益重要的作用。就外汇市场而言, 汇率的异常波动是外汇市场风险的主要来源。本文主要从波动率和扭曲程度两方面选取指标衡量中国外汇市场压力状况。(1) 即期波动率。(2) 远期波动率。(3) 扭曲程度。在权重选择方面, 本文赋予即期汇率波动指标 20% 权重, 远期汇率波动指标 40% 权重, 扭曲程度指标 40% 权重。

综合上述指标的可获得性, 本文选取的样本区间为 2006 年 3 月至 2020 年 10 月。为科学合理地构建各子市场金融压力指数, 本文选用周度数据, 原因在于金融压力指数需要满足高频率以实现跟踪和监测金融市场的压力状况, 但日度数据噪音太大不利于监管机构进行判断, 而周

¹¹ 1 年期国债即期收益率作为短期无风险利率, 代表了当前市场的流动性水平, 长期国债即期收益率则反映了投资者对宏观经济的预期。当投资者对宏观经济预期较乐观时, 为获取更高的收益, 投资者在投资长期债券时青睐于选择收益率较高的信用类债券, 此时长期国债即期收益率会上升; 当投资者对宏观经济持悲观预期时, 受避险情绪影响, 投资者青睐于选择长期国债, 从而压低长期国债的即期收益率。

度数据能够较好地平衡这种需求,故本文将各子市场的日度数据全部转化为周度平均值。本文数据来源于 Wind 和 Bloomberg 数据库。

值得指出的是,本文的研究目的是探讨金融压力的跨市场溢出效应,因而并不需要将四个子市场的金融压力指数合成为中国金融压力总指数,这与以往专门构建金融压力指数的研究不同。现有文献都是采用等权重平均或加权平均将相关指标合成为子市场金融压力指数,在将子市场金融压力指数合成为金融压力总指数的过程中,早期文献多采用等方差权重、主成分分析等静态赋权方法,后期文献开始更多地使用信用规模加权、动态相关系数矩阵赋权、动态 CRITIC 赋权等动态赋权方法。借鉴李敏波和梁爽(2021)的权重设置,本文采用加权平均方法构建四个子市场金融压力指数,并在后文中对权重的设定进行稳健性分析。

(二) 时域和频域下的溢出指数

Diebold 和 Yilmaz (2014) 采用广义方差分解来构建溢出指数 (Spillover Index), 测度时域下的总溢出水平、方向性溢出水平以及两两市场间的溢出水平 (即溢出网络)。基于 Diebold 和 Yilmaz (2014) 的研究, Barunik 和 Křehlík (2018) 提出了广义因果谱以及相应的广义方差分解谱表示, 将时域下的溢出水平分解至不同的频率带, 考察不同周期长度下的溢出效应 (李政等, 2021a 和 2021b)。本文采用 DY 溢出指数和 BK 溢出指数¹²考察时域和频域下中国金融压力的跨市场溢出效应。

本文采用 AIC 信息准则确定 VAR 模型的滞后阶数, 并设为 4。本文通过滚动的 DY 溢出指数和 BK 溢出指数考察中国金融压力跨市场溢出效应的动态演变过程, 滚动窗口设为 102 周, 即约 2 年的观测。与李政等 (2020) 等研究相同, 本文划分了两个不同的频率带, 考察短期和长期下的溢出效应。其中, $d_1 = \left(\frac{\pi}{4}, \pi\right)$ 为高频率带, 周期长度是 1 周至 4 周 (1 个月), 代表短期;

$d_2 = \left(0, \frac{\pi}{4}\right)$ 为低频率带, 周期长度是 4 周 (1 个月) 以上, 代表长期。根据 Barunik 和 Křehlík (2018) 的研究, 广义方差分解的谱表示在理论上需要令 $H \rightarrow \infty$, 但在实际计算中只需将 H 设的足够大即可, 本文将其设为 102。

四、实证结果与分析

(一) 四个子市场金融压力指数的识别

本文构建的各子市场金融压力指数如图 1 所示, 通过观察该指数能否较好地识别中国金融市场的重大历史事件, 可以判断本文的金融压力指数构建方法是否合理。下面结合图 1 对各子市场金融压力指数的识别效果进行分析。

首先, 就货币市场而言, 其金融压力指数能较好地反映货币政策调整、欧债危机、“钱荒”等事件。由图 1 可知, 2006 至 2008 年期间, 货币市场压力总体波动不大, 直至 2008 年 11 月, 压力水平出现大幅下降。这是因为, 为应对 2008 年全球金融危机, 同年 11 月中国出台了四万亿元的刺激计划, 实施宽松的货币政策, 为金融系统注入了充足的流动性, 使得市场利率下降, 货币市场压力减轻。2009 年 6 月, 货币市场压力触底反弹, 自此呈波动上升态势, 并在 2011 年 4 月达到高点 0.94。原因在于, 此前宽松的货币政策诱发了结构性的通货膨胀, 为此央行启动紧缩性货币政策¹³, 市场流动性逐渐趋紧, 投资者对金融市场信心不足, 风险溢价升高, 市场压力上升。此外, 2011 年欧债危机发生后, 货币市场压力始终保持高位震荡。2013 年 6 月“钱荒”时期, 市场短期利率快速飙升, 银行间流动性趋于紧张, 货币市场承压增大。

其次, 就股票市场而言, 股市压力的变动受次贷危机、“股灾”、“熔断机制”推行等事件影

¹² 关于 DY 溢出指数和 BK 溢出指数的详细介绍可参阅 Diebold 和 Yilmaz (2014)、Barunik 和 Křehlík (2018) 和李政等 (2020)。

¹³ 央行为调控通胀, 于 2010 年 1 月 18 日、2 月 25 日、5 月 10 日、11 月 16 日、11 月 29 日和 12 月 20 日 6 次上调存款类金融机构人民币存款准备金率各 0.5 个百分点, 累计上调 3 个百分点。

响较大。2007 年 8 月美国爆发次贷危机，引发全球金融海啸，造成国际股市震荡。在此期间，中国股市压力急剧上升并维持在高位，具体表现为总市值急剧缩水，其中沪深 300 指数从历史最高点 5891 点持续下跌至 2008 年 11 月的最低点 1606 点。2015 年 6 月至 8 月，中国股市经历了两轮断崖式下跌，“股灾”期间股市市值迅速蒸发，市场压力骤增，在 2015 年 8 月末股市压力指数达到峰值 0.85。2016 年 1 月 1 日 A 股市场“熔断机制”正式实施，截至 1 月 4 日 A 股四天内共出现四次熔断，使得小幅下降的压力指数再次攀升。由图 1 可以看出，2016 年 1 月 4 日股市压力指数攀升至峰值 0.86。

再次，就债券市场而言，债市压力总体波动幅度较大且频率较高，压力增大时期与 2008 年全球金融危机、债券违约事件及“钱荒”事件等发生时间吻合。由图 1 可知，次贷危机爆发后，债券市场压力呈波动上升趋势；2008 年 9 月全球金融危机爆发，此时债券市场信用风险持续增加，10 月初压力指数上升至峰值 0.93。2011 年 6 月，继云南城投拉开违约风险的序幕后，多地信用违约事件频发，债市承压不断增加，8 月底攀升至峰值 0.97。2013 年 6 月，受资金外流、央行加强非标业务监管以及美国退出 QE 预期等因素影响，债市出现新一轮“钱荒”，压力指数急剧上升。2017 至 2018 年上半年，中国债券市场违约事件频发并呈逐年递增趋势，具体表现为 2017 年以来新一轮债券违约规模增速明显超过前两年¹⁴，债券市场压力在此期间保持阶段性高位。

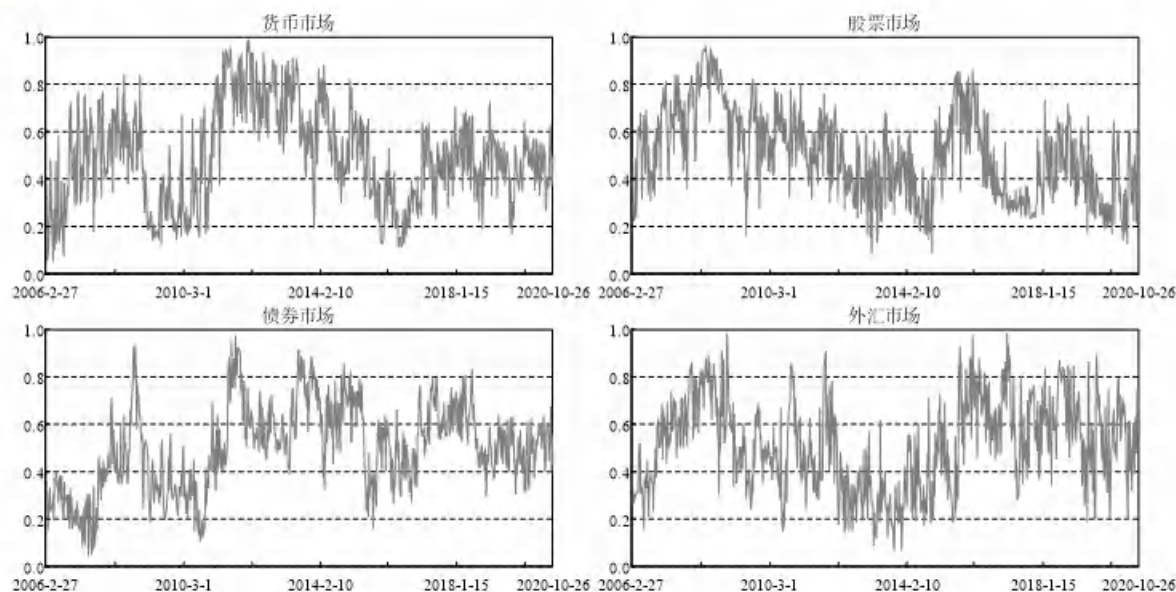


图 1 四个子市场金融压力指数

最后，就外汇市场而言，压力波动时期与 2008 年全球金融危机、2010 年重启汇改、“811 汇改”以及中美贸易战等事件发生时间吻合。2008 年全球金融危机前，人民币汇率经历了剧烈波动，汇市压力持续处于高位；危机爆发后，央行及时采取措施应对危机，人民币汇率得以保持稳定，此时汇市承压下降。2010 年 6 月，央行宣布重启汇改以增强人民币汇率弹性，汇率出现大幅波动，随后压力指数达到高点 0.86。2015 年“811 汇改”，改变了以往人民币汇率单边升、贬值的情况，汇率双向浮动弹性明显增强，汇率波动幅度增大引发汇市压力出现跳跃式上升。2017 年 1 月 4 日，离岸人民币兑美元汇率当日连续升破八大关口，日内涨幅超过 700 个基点，随后汇率暴涨三天直至 1 月 6 日，持续三日的连续暴涨使外汇市场压力增加至峰值 0.93。2018 年以来，中美贸易摩擦不断加剧汇市恐慌，2018 年 6 月至 8 月，外汇市场压力持续处于高位。2020 年初新冠疫情冲击中国外汇市场，人民币汇率走势一波三折，汇市压力出现大幅波动。

¹⁴ 受金融去杠杆政策影响，非标融资受限，实体企业融资渠道变窄、融资成本上升，导致部分投资激进、杠杆率过高的企业频繁出现债券违约。

综上可知,相较于仅采用单一的市场波动率指标表征其风险,本文编制的金融压力指数能够更加全面、准确地测度各子市场的金融风险状况,并且该指数能够对国内外风险事件进行有效识别,有助于监测和评估金融市场的压力。

(二) 金融压力的总溢出水平

图2描绘了时域和频域下金融压力总体溢出水平的动态变化过程,表2则是进一步给出了金融压力总溢出水平的描述性统计结果。

由图2和表2可知,首先,四个子市场间金融压力溢出效应较为显著,时域下总溢出水平的均值为27.03%,并在14.01%-66.46%范围内波动。这表明各金融子市场间具有较强的联动性,当极端事件发生时,金融压力会基于市场关联进行传递和溢出。而且,中国金融市场的压力溢出效应具有显著的时变特征。金融压力溢出水平在2008年全球金融危机、2011年欧债危机、2013年“钱荒”、2015年“股灾”等国内外重要金融事件发生期间出现大幅上升,说明极端事件的爆发会显著影响中国金融市场总体的压力溢出水平。

其次,从时间维度上看,时域和长期的总溢出水平有着相似的趋势变化,并且长期溢出水平远高于短期。其中,金融压力长期溢出水平的均值为22.11%,短期溢出水平的均值为4.92%,表明时域下的总溢出主要由长期溢出驱动,市场间的溢出效应主要发生在长期。特别是,时域和长期的总溢出水平均出现了三次急剧上升时期——2008年全球金融危机、2011年欧债危机以及2015年“股灾”,充分说明了这三次极端事件的发生在很大程度上加大了金融压力跨市场溢出的规模,且这一效应主要体现在长期。同时,由短期和长期下溢出的相对占比发现,在长期下金融压力的变动中,31.79%是由跨市场溢出效应引起的,而短期下这一比例仅为14.87%。

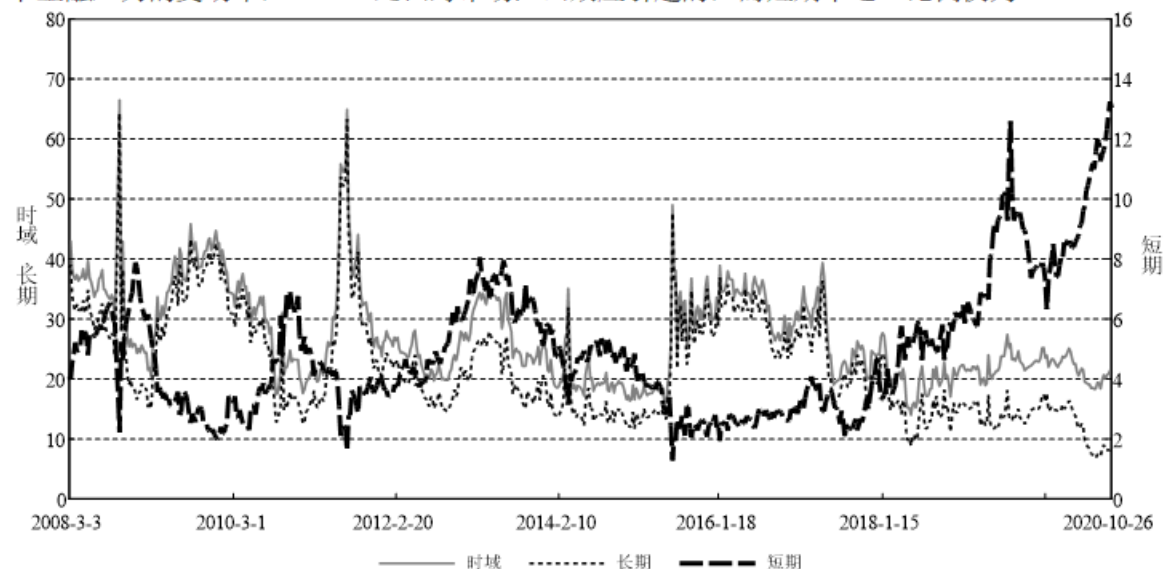


图2 时域和频域下金融压力总溢出水平的时序特征

同样地,在极端事件发生期间,压力的长期溢出水平大幅增加,并进一步推动总溢出水平急剧上升。究其原因,Baruník 和 Křehlík (2018)认为,短期高频事件的发生主要源于羊群效应、投资者情绪等噪声交易,而长期低频事件则源于经济基本面下滑等长期持续的不确定性因素影响。对于本文研究的金融压力,其影响因素主要是极端事件冲击和市场关联程度,这两点会共同影响压力溢出效应的反应周期。具体而言,当某一市场遭受冲击时,因市场关联程度差异会导致各市场间的压力传递表现出不同程度的时滞特点,使得压力溢出水平在短期内不会出现大幅增长。相反地,长周期为市场间金融压力的传递提供了良好的时间载体,更大程度地满足了压力溢出的发生及作用条件,且长期下不确定性因素较多,极端事件冲击下的压力溢出主要表现为对整个金融市场产生长期负面影响,因而市场间的压力溢出效应主要发生在长期。

表 2 金融压力总溢出水平的描述性统计

变量	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
时域总溢出	27.0294	7.8236	24.6752	14.0149	66.4629	1.0679	4.6397
短期总溢出	4.9204	2.2025	4.5539	1.2897	13.2525	1.1216	4.1986
长期总溢出	22.1090	8.9695	19.7781	6.8566	64.2492	0.9346	4.0683
短期溢出相对占比	14.8719	3.5747	14.4353	7.9993	27.5269	0.4698	2.6143
长期溢出相对占比	31.7921	9.3229	29.6297	14.4596	69.9208	0.5985	2.9486

最后,由图 2 可以看出,在 2008 年全球金融危机、2011 年欧债危机以及 2015 年“股灾”等极端事件发生后,短期总溢出水平下降,而长期总溢出水平上升。这是因为,危机爆发后,为最大程度地抑制风险扩散,中国政府会及时采取宏观调控政策以应对危机,旨在将风险维持在可控范围内,加之此时显性风险已释放,因而短期溢出水平有所下降。但是,压力(隐性风险)仍在不断积聚累积,其释放过程需要一个更长的周期,因而长期总溢出水平呈上升趋势。

(三) 金融压力的方向性溢出水平与溢出结构

本文基于两两市场间的压力溢出水平(滚动样本均值),绘制了时域、短期和长期的方向性压力溢出表(表 3)。其中,To 表示对其他市场的压力溢出水平,From 表示接收其他市场的压力溢出水平,Net 表示每个市场的净溢出水平。

由图 2 的分析可知,时域和长期的总溢出水平有着相似的趋势变化,表明时域下的总溢出主要由长期溢出驱动。表 3 进一步表明四个子市场的方向性溢出具有与总溢出相一致的研究结论,其主要表现在以下两个方面。

其一,四个子市场的长期溢入和溢出水平均高于短期,表明时域下金融压力的方向性溢出主要依靠长期驱动。本文认为,影响金融市场压力溢入溢出水平的因素主要是极端事件冲击和市场关联所决定的传递渠道,这两点在一定程度上会影响压力溢出效应的反应周期。基于上文分析,可以发现极端事件冲击侧重于对各子市场产生长期负面影响,并且压力在市场之间的传递具有时滞性特点,因此金融压力溢入溢出水平在短期内不会出现大幅增长。相反,长周期能够满足市场间金融压力传递发生及作用的条件,且长期下不确定性因素较多,极端事件能够通过多个渠道对各子市场金融压力溢入溢出水平产生影响。

表 3 时域和频域下四个子市场间的金融压力溢出表

	时域				
	货币	股票	债券	外汇	From
货币	76.46	7.67	9.42	6.45	23.54
股票	8.76	75.19	6.99	9.06	24.81
债券	11.14	9.26	71.27	8.34	28.73
外汇	10.86	10.60	9.57	68.97	31.03
To	30.75	27.53	25.99	23.85	
Net	7.21	2.72	-2.75	-7.19	
	短期				
	货币	股票	债券	外汇	From
货币	29.32	1.71	1.70	1.87	5.28
股票	1.54	34.67	2.00	1.81	5.35
债券	1.09	1.12	18.24	1.44	3.65
外汇	1.35	2.15	1.91	27.60	5.41
To	3.98	4.97	5.61	5.12	
Net	-1.29	-0.38	1.95	-0.28	
	长期				
	货币	股票	债券	外汇	From
货币	47.13	5.96	7.72	4.58	18.27
股票	7.22	40.52	4.99	7.25	19.46
债券	10.05	8.14	53.03	6.89	25.08
外汇	9.50	8.46	7.67	41.37	25.63
To	26.77	22.56	20.38	18.72	
Net	8.50	3.10	-4.70	-6.90	

其二,时域下四个子市场在压力传递过程中扮演的角色均与长期保持一致。根据表3的结果可知,时域下货币市场和股票市场是主要的压力输出者。其中,货币市场对其他市场的压力溢出水平最高(30.75%),而接收其他市场的压力溢出水平最低(23.54%),净溢出水平为7.21%,表明货币市场处于风险主导地位,是金融市场中压力的主要贡献者。债券市场和外汇市场是主要的压力接收中心,受其他市场压力溢出效应影响显著。其中,外汇市场接收其他市场的压力溢出水平最高(31.03%),而对其他市场的压力溢出水平最低(23.85%),净溢出水平为-7.19%,是金融市场中压力的主要接收者。同样地,从长期来看,货币市场和股票市场净溢出水平分别为8.50%和3.10%,扮演压力输出者角色,而债券市场和外汇市场的净溢出水平分别为-4.70%和-6.90%,扮演压力接收者角色。

本文进一步考察了时域和频域下两两市场间的溢出结构,发现货币市场与债券市场、股票市场与外汇市场在压力传递过程中关系较密切。其中,货币市场与债券市场之间具有较强的双向压力溢出效应。从长期压力溢出表可知,货币市场对债券市场的长期溢出为10.05%,是两两市场间溢出的最高水平,并且债券市场对货币市场的长期溢出水平高于债券市场对股票市场和外汇市场的溢出水平。中国债券市场是一种资金推动型市场,凡是能够影响资金面变化的因素在一定程度上都会引起债券市场波动,其中货币政策变化对其影响尤为显著(邓洪,2006)。具体来看,货币政策主要通过公开市场操作、调整存款准备金率等手段影响债券市场的资金供应,且上述政策手段也会影响市场参与者对未来经济走势的预期,从而调整其投资策略,引起债券市场的波动。此外,当债券市场风险增大时,货币市场也会因两个市场间的关联而受到影响。比如,债券违约的集中爆发会引发货币市场流动性分层现象的出现。债券违约导致金融市场对中小金融机构的信用状况产生担忧,此时部分资质较差的中小金融机构融资难度增大,流动性分层现象明显,造成货币市场压力增大。

股票市场与外汇市场之间具有高度显著的双向压力溢出效应。由表3可知,不论时域还是频域,股票市场对外汇市场的溢出在三个市场中是最高的¹⁵;在时域和长期下,外汇市场对股票市场的溢出在三个市场中也是最高的¹⁶。中国股市与汇市之间存在显著的联动效应,单个市场的风险会通过两者间紧密的关联性而快速传染(杨子晖等,2020)。一方面,股市风险事件的发生容易引起汇市震荡,具体表现在当股票市场遭受冲击时,股价的波动会相应削弱国内外投资者对人民币的需求,进而造成人民币贬值,引起汇率波动。比如,2016年1月4日“熔断机制”的推行使A股市场遭受重创,上证综指的跌幅高达7.11%,人民币兑美元汇率中间价同日也下跌了96个基点。另一方面,汇率的波动也会引起股价的变化,主要表现在:一是资本流动的影响,人民币升、贬值预期会引起国际资本的大规模流动,“热钱”的大量进入和撤离必然会造成中国股市的剧烈震荡(范小云等,2020);二是公司经营业绩的影响,汇率波动会对中国上市公司的经营业绩产生影响,尤其是对进出口依存度较大的上市公司,经营业绩又会冲击公司股价,进而导致股市对汇市波动的敏感性增强(熊正德和韩丽君,2013)。

图3、图4进一步给出了时域和频域下四个子市场金融压力溢入、溢出水平的动态变化过程。可以发现:第一,四个子市场的方向性溢出水平呈现出明显的波动性和不确定性,结合金融压力指数的动态演变特征可知,各子市场金融压力溢入溢出水平受极端事件影响较大。

第二,无论溢入还是溢出,时域下四个子市场方向性溢出的变化均与长期趋于一致,也就是说时域下四个子市场的方向性溢出主要由长期驱动,这进一步验证了上文的研究结论。

第三,无论是溢入还是溢出,四个子市场短期与长期的方向性溢出水平在动态路径上存在显著差异。其中,货币市场、股票市场、债券市场、外汇市场短期与长期溢入水平的相关系数分别为-0.28、-0.38、-0.46、-0.46,短期与长期溢出水平的相关系数分别为-0.39、-0.24、-0.02、-0.18。这种差异性表明不同类型的事件冲击和市场关联所产生的压力溢出效应具有特定的周期

¹⁵ 时域下股票市场对外汇市场、货币市场、债券市场溢出分别为10.60%、7.67%、9.26%,短期下分别为2.15%、1.71%、1.12%,长期下分别为8.46%、5.96%、8.14%。

¹⁶ 时域下外汇市场对股票市场、货币市场、债券市场溢出分别为9.06%、6.45%、8.34%,长期下分别为7.25%、4.58%、6.89%。

长度。

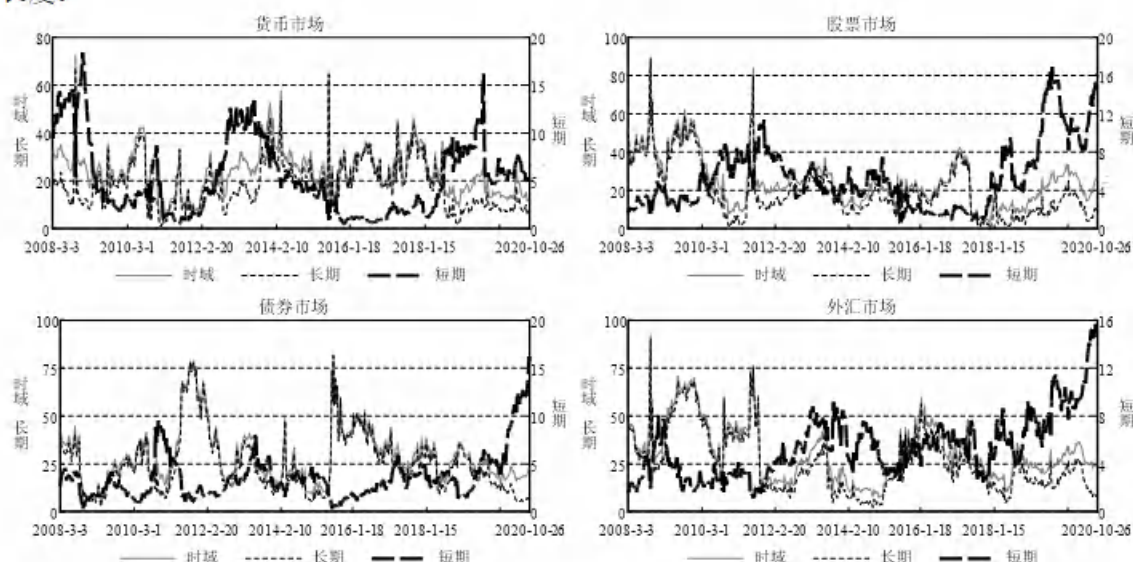


图3 时域和频域下四个子市场金融压力溢入水平的时序特征

第四，四个子市场金融压力在长期下的方向性溢出表现出明显的差异性，而在短期下的方向性溢出则具有一定的相似性。其中，四个子市场短期溢入水平的平均相关系数是 0.36，短期溢出水平的平均相关系数是 0.39，均高于长期溢入和溢出水平的平均相关系数（溢入和溢出分别为 0.20 和 -0.07）。本文认为，产生上述现象的主要原因在于：一方面，从短期来看，随着金融市场间关联程度的日益加深，极端事件爆发时，金融压力在市场之间传染和溢出，各子市场均会遭受不同程度的冲击，故在同一时间段内呈现出相似的时序变化；另一方面，从长期来看，面对外来风险冲击，政府部门会依据各子市场遭受风险冲击程度及经济发展的实际情况，适时地采取具体的应对措施，并且金融市场在一定程度上具有自我更新及修复的特点，故在长期下各子市场金融压力会表现出不同程度的分散态势。

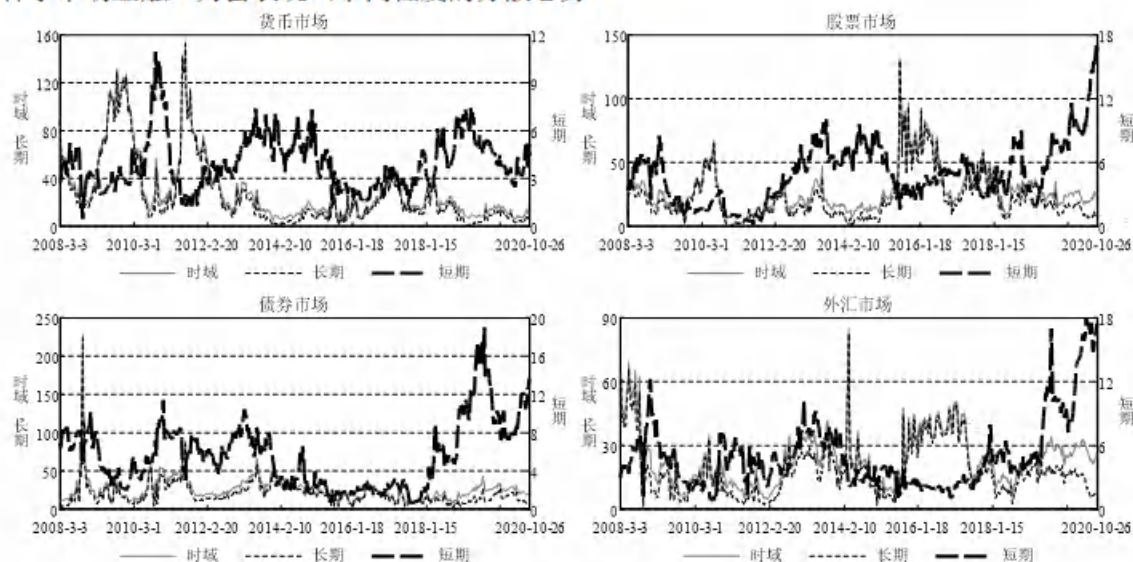


图4 时域和频域下四个子市场金融压力溢出水平的时序特征

（四）稳健性分析

在上文的分析中，本文采用加权平均合成法构建了四个子市场的金融压力指数，在权重分配方面，对四个子市场的各个指标赋予其相应权重。此外，本文在利用 DY 溢出指数和 BK 溢出指数考察中国金融压力跨市场溢出效应时，将滚动分析窗口设定为 102 周。为了考察研究结

论的稳健性和可靠性, 本文将变换指标的权重设定, 以及滚动分析窗口的窗宽, 检验时域下的总溢出水平是否因权重以及滚动窗口的设定不同而改变。

表 4 构建子市场金融压力指数的五种不同权重设定

	指标	权重一	权重二	权重三	权重四	权重五
货币	1 天波动率	1/3	1/3	1/4	2/5	1/5
	7 天波动率	1/3	1/3	1/4	2/5	1/5
	TED 利差	1/3	1/3	1/2	1/5	3/5
股票	价格波动风险	1/2	1/3	1/2	3/5	1/5
	下跌风险	1/4	1/3	1/4	1/5	2/5
	估值泡沫风险	1/4	1/3	1/4	1/5	2/5
债券	债指波动率	1/3	1/3	1/2	3/5	1/5
	信用利差	1/3	1/3	1/4	1/5	2/5
	期限利差	1/3	1/3	1/4	1/5	2/5
外汇	即期汇率波动	1/5	1/3	1/4	2/5	1/5
	远期汇率波动	2/5	1/3	1/4	2/5	1/5
	扭曲程度	2/5	1/3	1/2	1/5	3/5

首先, 在上文指标权重设定的基础上, 本文采用了另外四种不同的权重设定方式(见表 4), 来构建子市场的金融压力指数。具体来看, 权重一是上文采用的权重设定方式; 权重二是对每个市场下各个指标进行等权处理; 权重三是将每个市场下波动类指标的权重设为 1/2, 剩余指标的权重为 1/2; 权重四是每个市场下波动类指标的权重上升至 3/5 或 4/5, 剩余指标的权重降至 2/5 或 1/5; 权重五是每个市场下波动类指标的权重降至 2/5 或 1/5, 剩余指标的权重上升至 3/5 或 4/5。

表 5 不同权重设定下时域总溢出水平的描述性统计以及相关系数矩阵

Panel A:							
	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
权重一	27.0294	7.8236	24.6752	14.0149	66.4629	1.0679	4.6397
权重二	29.0945	9.0247	26.1703	14.1434	69.5126	1.0014	4.2155
权重三	26.8528	7.1943	25.6230	12.7288	48.8613	0.4867	2.4822
权重四	23.0766	5.8294	22.7614	11.1575	40.4817	0.5791	2.9177
权重五	37.2457	10.3461	36.1243	17.9226	74.4816	0.5934	3.0009
Panel B:							
	权重一	权重二	权重三	权重四	权重五		
权重一	1						
权重二	0.9471***	1					
权重三	0.8941***	0.8435***	1				
权重四	0.8232***	0.7634***	0.8807***	1			
权重五	0.8427***	0.8891***	0.7698***	0.5726***	1		

注: ***, **和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

表 5 给出了不同权重设定下时域总溢出水平的描述性统计结果及其相关系数。由 Panel A 可知, 在五种不同的权重设定方式下, 时域总溢出水平的均值最低是 23.0766%, 最高是 37.2457%, 标准差最低是 5.8294%, 最高是 10.3461%, 总体变动不大。由 Panel B 可知, 五种不同的权重设定下, 时域总溢出水平的相关性很高(均在 1%水平下显著), 绝大部分相关系数都位于 0.8 以上, 权重一和权重二之间的相关系数更是高达 0.9471, 表明计算得到的总溢出水平非常接近。

其次, 为了考察滚动窗口的设定是否会对研究结论产生影响, 本文在上文滚动分析窗口的基础上, 计算了滚动窗口为 76 和 127 的时域总溢出水平结果, 如表 6 所示。由 Panel A 可知,

三种不同的滚动窗口下,时域总溢出水平的均值最低是 24.8519%,最高是 31.4659%,标准差最低是 7.4794%,最高是 8.5713%,总体变动幅度不大。由 Panel B 可知,三种不同的滚动窗口下,时域总溢出水平的相关性较高(均在 1%水平下显著),其中窗口设定为 102 与 127 之间的相关性最高。

基于以上分析,本文发现改变指标的权重设定以及滚动分析窗口,计算得到的时域总溢出水平非常相近,即改变金融压力指数中指标的权重以及滚动分析窗口的设定值并不会对本文的研究结论产生实质性影响,上文的研究结论具有较强的稳健性和可靠性。

表 6 不同滚动窗口下时域总溢出水平的描述性统计以及相关系数矩阵

Panel A:							
	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
窗口=102	27.0294	7.8236	24.6752	14.0149	66.4629	1.0679	4.6397
窗口=76	31.4659	8.5713	29.7567	12.0811	73.3652	1.6104	7.2352
窗口=127	24.8519	7.4794	23.5051	12.5126	65.7349	0.8416	4.3271
Panel B:							
	窗口=102	窗口=76	窗口=76				
窗口=102	1						
窗口=76	0.6365***	1					
窗口=127	0.7567***	0.3687***	1				

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。

五、研究结论与政策建议

本文通过构建货币市场、股票市场、债券市场、外汇市场四个子市场的金融压力指数,采用 DY 溢出指数和 BK 溢出指数方法,将时域下的溢出水平分解至不同的频率带,考察短期和长期下中国金融压力跨市场溢出的动态演变过程及结构特征,并依次从总溢出、方向性溢出和溢出结构三个方面展开分析,探讨中国四个子市场间金融压力溢出的周期差异特征。本文主要的研究结论如下:(1)选取涵盖四个子市场的相关指标,本文构建了各子市场的金融压力指数以综合测度其风险水平,研究发现各子市场的金融压力指数能够有效识别国内外重大风险事件。相较于仅采用单一的市场波动率指标表征其风险,金融压力指数能够更加全面、准确地测度各子市场风险状况。(2)四个子市场间金融压力溢出效应较显著,极端事件冲击使得溢出效应明显加剧,并且时域下金融压力的跨市场溢出效应主要由周期长度在 1 个月以上的长期溢出驱动。

(3)无论溢入还是溢出,四个子市场短期与长期的方向性溢出水平在动态路径上存在显著差异。从不同周期来看,四个子市场长期方向性溢出水平表现出明显的差异性,而短期方向性溢出水平具有一定的相似性。(4)各子市场在金融压力传递中扮演不同的角色,货币市场和股票市场是主要的压力输出者,债券市场和外汇市场是压力接收者。其中,货币市场与债券市场、股票市场与外汇市场之间存在显著的双向压力溢出。

上述研究结论具有如下政策启示。(1)监管当局应当运用合理方法构建金融压力指数,将其作为系统性风险的监测变量之一。(2)在系统性风险监测预警体系中构建两两市场的关联指标并对其进行实时监测,以防范风险的跨市场传染。(3)在关注整个市场金融压力状况的同时,对局部压力事件保持关注,以便更全面地评估系统性风险。(4)针对不同周期下市场间金融压力溢出的冲击因素,制定差异化的监管措施,并重点关注引发长期压力溢出的冲击因素。(5)根据不同市场在金融压力传递中扮演的角色和地位,有针对性地制定和实施监管政策,以科学有效防范系统性风险。

参考文献:

[1] 陈守东、王妍, 2011. 金融压力指数与工业一致合成指数的动态关联研究. 财经问题研究,

- (10):39-46.
- [2] 邓洪, 2006. 我国货币政策调整对债券市场及其参与者的影响分析. 金融论坛, (2):55-59.
 - [3] 范小云、张少东、王博, 2020. 跨境资本流动对股市波动的影响——基于分部门资本流动波动性视角的研究. 国际金融研究, (10):24-33.
 - [4] 宫晓莉、熊熊, 2020. 波动溢出网络视角的金融风险传染研究. 金融研究, (5): 39-58.
 - [5] 靳玉英、周兵, 2013. 新兴市场国家金融风险传染性研究. 国际金融研究, (5): 49-62.
 - [6] 李成、马文涛、王彬, 2010. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK模型的分析. 数量经济技术经济研究, (6): 3-19.
 - [7] 李敏波、梁爽, 2021. 监测系统性金融风险——中国金融市场压力指数构建和状态识别. 金融研究, (6):21-38.
 - [8] 李绍芳、刘晓星, 2020. 金融系统压力:指数化测度及其溢出效应研究. 系统工程理论与实践, (5):1089-1112.
 - [9] 李政、刘洪、鲁晏辰, 2020. 主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据. 金融研究, (9):59-77.
 - [10] 李政、王子美、刘洪, 2021a. 基于频域视角的全球主要货币汇率溢出效应研究. 国际金融研究, (5):86-96.
 - [11] 李政、朱明皓、温博慧, 2021b. 经济政策不确定性的跨国溢出效应及其形成机理. 财贸经济, (1):92-106.
 - [12] 刘超、徐君慧、周文文, 2017. 中国金融市场的风险溢出效应研究——基于溢出指数和复杂网络方法. 系统工程理论与实践, (4):831-842.
 - [13] 刘晓星、方磊, 2012. 金融压力指数构建及其有效性检验——基于中国数据的实证分析. 管理工程学报, (3):1-6.
 - [14] 刘晓星、张旭、李守伟, 2021. 中国宏观经济韧性测度——基于系统性风险的视角. 中国社会科学, (1):12-32.
 - [15] 熊正德、韩丽君, 2013. 金融市场间波动溢出效应研究——GC-MSV模型及其应用. 中国管理科学, (2):32-41.
 - [16] 徐国祥、李波, 2017. 中国金融压力指数的构建及动态传导效应研究. 统计研究, (4):59-71.
 - [17] 徐少君、张少华、王炜婷, 2020. 跨国金融压力的溢出效应及渠道识别研究. 数量经济技术经济研究, (4):127-145.
 - [18] 许涤龙、陈双莲, 2015. 基于金融压力指数的系统性金融风险测度研究. 经济学动态, (4):69-78.
 - [19] 杨子晖、陈雨恬、张平淼, 2020. 股票与外汇市场尾部风险的跨市场传染研究. 管理科学学报, (8):54-77.
 - [20] 姚晓阳、孙晓蕾、李建平, 2019. 考虑市场相关性的中国金融压力指数构建方法与实证. 管理评论, (4):34-41.
 - [21] 张岩、胡迪, 2017. 中国金融市场风险交互溢出效应分析——来自股灾期间的新证据. 金融论坛, (11):41-55.
 - [22] 张勇、彭礼杰、莫嘉浩, 2017. 中国金融压力的度量及其宏观经济的非线性效应. 统计研究, (1):67-79.
 - [23] Apostolakis, G., 2016. Spreading crisis: Evidence of financial stress spillovers in the Asian financial markets. *International Review of Economics & Finance*, 43:542-551.
 - [24] Balakrishnan, R., Danninger, S., Elekdag, S., and Tytell, I., 2011. The transmission of financial stress from advanced to emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, 47(sup2):40-68.
 - [25] Barunik, J., and Křehlik, T., 2018. Measuring the frequency dynamics of financial connectedness

- and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics*, 16(2):271-296.
- [26] Cardarelli, R., Elekdag, S.A., and Lall, S., 2009. Financial stress, downturns, and recoveries. IMF Working Paper, No. 100.
- [27] Diebold, F.X., and Yilmaz, K., 2014. On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics*, 182(1):119-134.
- [28] Hakkio, C.S., and Keeton, W.R., 2009. Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter? *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 94(2):5-50.
- [29] Illing, M., and Liu, Y., 2003. An index of financial stress for Canada. Bank of Canada Working Paper, No.14.
- [30] Park, C., and Mercado, R.V., 2014. Determinants of financial stress in emerging market economies. *Journal of Banking & Finance*, 45:199-224.

基于 MVMQ-CAViaR 模型的在岸离岸股指期货极端风险溢出效应研究

卜林 贾晓涵 施健伟 周莹莹
(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文基于递归 MVMQ-CAViaR 模型, 对在岸与离岸股指期货极端风险溢出效应进行研究。结果显示: 总体表现上, 无论是前期冲击还是极端风险, 在岸对离岸股指期货的影响强度更大, 离岸股指期货显著影响在岸股指期货的频次更高。不同品种期货关系表现为富时中国 A50 与中证 500 间存在双向极端风险溢出效应, 富时中国 A50 对沪深 300、中证 500 对恒生 H 股指数以及恒生 H 股指数对上证 50 存在极端风险溢出效应。

[关键词]: 股指期货; 极端风险溢出; 递归 MVMQ-CAViaR 模型

A Study on the Extreme Risk Spillover Effect of Onshore and Offshore Stock Index Futures Based on MVMQ-CAViaR Model

[Abstract]:

Based on the recursive MVMQ-CAViaR model, this paper studies the extreme risk spillover effects of onshore and offshore stock index futures. The results show that: On the whole, whether early shock or extreme risk, onshore stock index futures have a stronger impact on offshore stock index futures, and offshore stock index futures have a higher frequency of significant impact on onshore stock index futures. The relationships between different futures show that there is a two-way extreme risk spillover effect between FTSE China A50 and CSI 500. And FTSE China A50 to CSI 300, CSI 500 to HSCEI and HSCEI to SSE 50 have extreme risk spillover effects.

[Keyword]: Stock Index Futures; Extreme Risk Spillover; Recursive MVMQ-CAViaR Model

一、引言

在金融全球化和经济一体化的主旋律下,金融市场稳定对于一国乃至世界的经济稳定具有重要意义。2008 年席卷全球的国际金融危机,2013 年的“钱荒”,2015 年股市异常波动,以及 2020 年新冠肺炎疫情等极端风险事件的爆发,使金融市场动荡,全球经济增速放缓,投资者对于整个金融系统丧失信心,导致金融风险及其传染进一步增加。金融市场的不稳定性与系统性风险的累积将会对市场造成严重影响,所以新时代防范金融风险与稳定市场秩序的关键在于加强监管与守住系统性金融风险的底线(袁薇等,2021),开展金融风险的防范与管理,必须先对金融风险的溢出进行精准的衡量与预测(陈守东和李云浩,2021;李政等,2022)。

股指期货是以股票价格指数为标的物的期货合约,是重要的金融衍生品,是投资者进行套期保值、投机套利交易、资产组合管理的重要工具。股指期货对现货有价格发现功能,价格发现权对于宏观主体(如国家)或微观主体(如家庭)都至关重要,掌握住价格发现权,才能维持资产价值的稳定,才能避免境外势力对境内的金融市场造成破坏(闵豫南,2020)。牢牢把握住在岸股指期货市场对本国现货市场的定价权,对提高期货市场的信息传递效率、改善期货市场的运行机制、促进我国金融市场和宏观经济的平稳健康运行具有重要的意义。目前我国境内上市的股指期货品种有 3 个,包括沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货和中证 500 股指期货,即在岸股指期货;以我国股票为标的物的境外上市股指期货品种有 2 个,分别是富时中国 A50 股指期货和恒生 H 股指数期货,即离岸股指期货。随着 2010 年我国沪深 300 股指期货等衍生品合约的推出,在岸股指期货市场在 A 股市场定价权方面便可能会与异地上市的股指期货产生冲突(徐峰和万迪昉,2015)。由于我国期货市场尚不成熟、期货市场化程度不高,监管部门存在对定价权旁落的担忧,所以定价权的归属问题引起了广泛关注。

期货合约有杠杆高、收益高、风险高的特点,投机者偏好于在期货市场进行套利交易,一旦发生极端风险事件,市场参与者避险情绪高企,迅速抛售风险资产,使风险水平提高,而投机行为将进一步加剧市场波动。加之国家间经济环境联系日益紧密,在岸与离岸股指期货市场间的联动性有所增强,单个市场的波动将通过信息溢出渠道迅速波及关联性较强的其他股指期货市场以及现货市场,最终诱发系统性风险。我国期货交易起步晚,市场体系较脆弱,若离岸股指期货大幅波动,造成我国股指期货跟随波动而引发极端风险水平提高,将对我国境内金融市场产生不利影响,扰乱我国经济秩序。因此,研究股指期货市场的极端风险溢出效应及传染路径对维持金融市场稳定尤为重要。而且,在岸与离岸股指期货市场在极端风险传染中的地位将侧面反映定价权的归属,对探讨我国股市定价权是否旁落以及我国金融市场的自主权地位也有着重要的现实意义。

那么,期货市场的前期冲击与风险对当期极端风险有何影响?期货市场的极端风险是否具有波动聚集特性?离岸股指期货与在岸股指期货之间是否存在极端风险溢出效应?在岸或离岸股指期货遭受的冲击在对方的极端风险中又扮演着什么角色?本文后续研究将尝试回答以上问题。

从研究方法来看,由于金融资产的收益率序列具有明显的条件异方差性、尖峰厚尾和波动聚集性等特征,使用传统在险价值方法依靠正态分布假设容易出现偏误(杨子晖等,2020)。从研究对象来看,现有文献大多聚焦于股指期货与现货间的关联性,或某个在岸股指期货与富时中国 A50 间的相互影响,研究对象数目较少,结论缺乏普适性。为弥补上述不足,更加深入刻画在岸与离岸股指期货之间的关联性,本文利用多元多分位数条件自回归在险价值模型(Multivariate and Multi-quantiles CAViaR Model,下文简称 MVMQ-CAViaR 模型),从极端风险层面出发,选取了上证 50 股指期货、中证 500 股指期货和沪深 300 股指期货这 3 个在岸股指期货与富时中国 A50 股指期货、恒生 H 股指数期货这 2 个离岸股指期货作为研究对象,对在岸和离岸股指期货两两之间的极端风险溢出情况进行分析。

本文的贡献主要体现在以下几点:第一,现有文献多强调股指期货与现货间的波动溢出与价

格发现关系,有关我国在岸离岸股指期货间的极端风险溢出方面的研究尚且不足,本文弥补了这一空缺,为监管当局更好地管控股期货市场提供思路。第二,运用递归MVMQ-CAViaR模型描述股指期货上一期的市场冲击和极端风险对本期极端风险的影响,取100次递归结果的均值,增强了结论的可靠性和稳健性;检验了MVMQ-CAViaR模型在监管部门测度和预测股指期货市场极端风险时的适用性。第三,用Wald统计量计算在岸与离岸股指期货市场间是否存在尾部相关性,并考察在岸与离岸期货间的风险传导模式,为防范极端金融风险的快速扩散与跨市场传染提供建议。

二、文献评述

目前,有关股指期货的研究可以分为两大类:一类是境内外期货与境内现货的关系研究,另一类是境内外股指期货间关系研究。

一方面,以往对股指期货的研究大多离不开现货,有关在岸离岸股指期货与在岸现货关系的研究成果丰富。在岸期货方面,多数学者认为在岸股指期货占据价格发现(华仁海和刘庆富,2010;何诚颖等,2011;陶利斌等,2014;李政等,2016)与波动溢出(周爱民和韩菲,2017;杨林和杨雅如,2017)的主导地位。但在我国股指期货推出的初期(刘庆富和华仁海,2011;方国南和蔡振忠,2012;Yang等,2012)与股指期货受限制时期(周爱民和韩菲,2017;许荣和刘成立,2019),现货市场在价格发现能力与风险溢出水平上往往强于股指期货市场。离岸期货方面,国内研究多以富时中国A50股指期货作为离岸期货的代表。无论是在价格发现层面(熊熊等,2009;严伟祥和张维,2019)还是在风险溢出层面(邢天才和张阁,2009;封思贤等,2010),研究均发现离岸股指期货对在岸现货市场造成一定冲击。虽然离岸市场会威胁在岸市场的定价话语权,但学者们一致认为离岸不会对在岸定价产生实质冲击(武佳薇等,2019;闵豫楠,2020),我国股指期货受限时也仍掌握定价的主导地位。

另一方面,同为以境内股票为标的的期货,在岸与离岸期货间存在联动关系(连俊华等,2018)。Guo等(2013)发现沪深300股指期货在价格发现与波动传递层面均领先于富时中国A50股指期货。但目前国内相关的研究较少。随着股指期货的政策发生变化,离岸期货市场对在岸期货市场收益率的引导能力也会发生变化(唐志武和居阔,2020),因此已有研究大多围绕股指期货的限制政策开展。连俊华等(2018)与吴泱等(2018)考虑到15年中金所采取的限制性措施,通过对沪深300股指期货和新华富时A50两种股指期货进行Granger因果检验,得出在限制措施实行之前沪深300指数期货是新华富时A50期货的Granger原因;而出台限制措施之后,两个研究的结果存在差异:连俊华等(2018)认为限制之后富时中国A50股指期货是沪深300股指期货的Granger原因,后者却不是前者的Granger原因,而吴泱等(2018)认为限制后二者间存在双向因果关系。张元萍等(2022)则探讨了上证50与富时中国A50两种股指期货间的联动关系,研究发现虽然上证50股指期货在定价方面占主导地位,但限制性政策使得其价格发现能力一度被A50股指期货所超越,表明我国股指期货市场的定价权存在旁落的风险。此外,考虑到风险在长短周期的差异,卜林等(2022)以在岸离岸股指期货为研究对象,从时域与频域的角度对风险的传导关系进行研究,发现在大部分情况下股指期货的风险方向为由在岸市场传导至离岸市场,但在出现极端事件的情况下,二者关系则相反,并且短周期风险水平的大小主导了总风险水平的大小,长周期风险水平决定了总风险的趋势。

关于境内外股指期货之间的联动关系,以往研究存在两方面的不足:一方面,以往多以一两种股指期货为研究对象,研究对象不具有全面性,另一方面,股指期货极端风险的研究处于空白。有鉴于此,本文将立足极端风险层面对在岸与离岸市场之间风险溢出关系进行研究,考察离岸股指期货市场对我国在岸期货市场是否构成威胁。

需要注意的是,有关离岸股指期货的研究往往围绕“定价权”一词展开。本文借用王国刚(2005)对定价权作出的解释,定价权为我国市场是否有对境内金融资产制定价格的权力。定价权问题在量化分析上通常有两种形式,第一种是代表经济显著性的价格发现研究,第二种是

代表统计显著性的信息溢出研究（李政等，2017）。价格发现方面通过对价格发现贡献度进行对比，贡献大者掌握定价权；信息溢出方面一般分为均值溢出与波动溢出两个维度，信息溢出主导方代表拥有定价权（严伟祥和张维，2019）。在我国股市定价权归属问题上，学者多采用价格发现贡献度（高苗苗等，2016、武佳薇等，2019）或信息溢出（封思贤等，2010）等指标开展研究，缺乏基于极端风险溢出视角对股市定价权的研究，因此本文考虑到期货市场的尾部风险联动，采用 MVMQ-CAViaR 模型对以往定价权研究进行补充。

若离岸股指期货市场发生极端变动传导至在岸市场，则会导致我国投资者面临巨大的损失，所以金融监管当局和投资者也应关注两个市场在极端风险层面的溢出效应。本文从尾部层面对以往股指期货研究进行补充与拓展，构建递归 MVMQ-CAViaR 模型，以沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货、富时中国 A50 股指期货、恒生 H 股指数期货这 5 种股指期货合约作为研究对象，综合、动态地考察境内外股指期货之间的极端风险联动效应。

三、研究方法与数据说明

本文所使用的 MVMQ-CAViaR 模型是基于对称绝对值形式的 CAViaR 模型发展而来的。CAViaR 模型虽然可以很好度量金融资产的尾部效应但无法衡量多个资产间的尾部依赖关系，MVMQ-CAViaR 模型则弥补了这一问题，因此本文选择 MVMQ-CAViaR 的方法来刻画股指期货间的尾部依赖性。

（一）CAViaR 模型

金融监管机构常常用在险价值（VaR）来测度金融资产的极端风险。在险价值表示在给定置信水平的前提下，金融资产在一定时间内可能面临的最大损失，VaR 可表示为：

$$P\{Y_t \leq VaR_t | \Phi_{t-1}\} = \theta \quad (1)$$

其中， Φ_{t-1} 表示 t-1 期的信息集， θ 代表显著水平。大量研究发现，金融数据通常存在波动聚集性的特征，据此事实，Engle 和 Manganelli（2004）认为 VaR 也有类似自回归的性质，依此提出了以分位数建模为原理的 CAViaR 模型来对金融市场的极端风险情况进行考察，公式表示为：

$$q_t = c(\theta) + \sum_{i=1}^T a_i(\theta) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^T b_i(\theta) q_{t-i} \quad (2)$$

式中， q_t 代表资产在 θ 概率下的条件分位数，即 VaR， $a_i(\theta) Y_{t-i}$ 代表金融资产收益率对条件分位数造成的冲击， $b_i(\theta) q_{t-i}$ 代表了 VaR 的自回归项。在式（2）的形式上，Engle 和 Manganelli 提出了对称绝对值模型：

$$q_t = c + a |y_{t-1}| + b q_{t-1}(\theta) \quad (3)$$

CAViaR 模型可以很好把握金融资产极端风险的动态特征，对称绝对值模型则在此基础上对正负收益率不进行区分，简化了研究过程。然而，CAViaR 模型存在一定缺陷，只能对单个资产的动态风险进行衡量，无法很好的刻画极端风险在不同资产之间传染的相互关系。所以，为了弥补 CAViaR 模型的不足，White 等（2015）在式（3）的基础上把单方程分位数回归的思想进行拓展，引入向量自回归（VAR）方程组这一思想，以此探究多个金融资产之间是否存在风险溢出关系，提出了 MVMQ-CAViaR 模型（郝毅等，2017；曾裕峰等，2017；李政等，2018；杨子晖等，2020）。

（二）MVMQ-CAViaR 模型

本文利用 MVMQ-CAViaR 模型，对在岸与离岸股指期货之间的尾部依赖性进行研究。并且

将 MVMQ-CAViaR 模型纳入递归框架之下, 本文所构建模型具体表示为:

$$\begin{cases} q_{1,t} = c_1(\theta) + a_{1,1}(\theta)|Y_{1,t-1}| + a_{1,2}(\theta)|Y_{2,t-1}| + b_{1,1}(\theta)q_{1,t-1} + b_{1,2}(\theta)q_{2,t-1} \\ q_{2,t} = c_2(\theta) + a_{2,1}(\theta)|Y_{1,t-1}| + a_{2,2}(\theta)|Y_{2,t-1}| + b_{2,1}(\theta)q_{1,t-1} + b_{2,2}(\theta)q_{2,t-1} \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式可以以矩阵的形式简化表示为:

$$q_t = c + A|Y_{t-1}| + Bq_{t-1} \quad (5)$$

其中, $c = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}$, $A = \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} \\ a_{2,1} & a_{2,2} \end{bmatrix}$, $B = \begin{bmatrix} b_{1,1} & b_{1,2} \\ b_{2,1} & b_{2,2} \end{bmatrix}$ 。 $q_{i,t}$ 代表股指期货 i 的收益率 $Y_{i,t}$ 对应 θ 概率的在

险价值, 本文选取 $\theta=1\%$, $|Y_{i,t}|$ 代表了股指期货收益率的绝对值, 本文假定股指期货的收益率所带来的正向负向冲击对 VaR 的作用效果是相同的。 $i=1, 2$, $i=1$ 代表在岸股指期货, $i=2$ 代表离岸股指期货。式 (4) 表示在岸 (离岸) 离岸股指期货极端风险水平除受自身上一期所影响, 还可能会受到离岸 (在岸) 股指期货的传染。在式 (4) 第一个方程中, $a_{1,2}(\theta)|Y_{2,t-1}|$ 表示 $t-1$ 期离岸股指期货冲击对 t 期在岸股指期货极端风险 VaR 的影响, $b_{1,2}(\theta)q_{2,t-1}$ 表示 $t-1$ 期离岸股指期货极端风险 VaR 对 t 期在岸股指期货极端风险 VaR 的影响; 第二个方程中, $a_{2,1}(\theta)|Y_{1,t-1}|$ 表示 $t-1$ 期在岸股指期货冲击对 t 期离岸股指期货极端风险 VaR 的影响, $b_{2,1}(\theta)q_{1,t-1}$ 代表 $t-1$ 期在岸股指期货极端风险 VaR 对 t 期离岸股指期货极端风险 VaR 的影响。

实证分析部分围绕参数估计、Wald 检验以及样本内拟合与样本外预测能力检验三方面展开:

首先, 对 MVMQ-CAViaR 模型参数进行估计。分位数回归模型对 $\frac{Y_{i,t} - q_{i,t}(\theta, \beta)}{Y_{i,t} - q_{i,t}(\theta, \beta)}$ 的分布不需要做出严格假设, 因此本文采用拟极大似然估计, 通过目标函数 (6) 的最优化求解, 对式 (4) 中 MVMQ-CAViaR 模型参数进行联合估计, $\beta = (c_1, a_{1,1}, a_{1,2}, b_{1,1}, b_{1,2}, c_2, a_{2,1}, b_{2,1}, b_{2,2})$ 为模型的参数向量。本文的参数估计最优化的目标函数设定为:

$$\min \frac{1}{N} \sum_{t=1}^T \left\{ \sum_{i=1}^2 [(\theta - I(Y_{i,t} < q_{i,t}(\theta, \beta))) (Y_{i,t} - q_{i,t}(\theta, \beta))] \right\} \quad (6)$$

(6) 式中, $(\theta - I(Y_{i,t} < q_{i,t}(\theta, \beta)))$ 为检测式, N 代表总样本数。本文对 MVMQ-CAViaR 模型参数的估计分为以下两个步骤进行: 先对第一步计算出单变量 CAViaR 模型的参数, 并将此估计结果作为 MVMQ-CAViaR 模型的初始估计值, 同时将其他的参数初始设为 0。之后通过 Nelder-Mead 单纯型算法, 将式 (6) 进行最小化处理, 对模型参数进行联合估计, 得出向量 β 所表示的参数估计值。

在 MVMQ-CAViaR 模型中, 系数矩阵 A 和系数矩阵 B 分别表示前一期期货收益率冲击 $|Y_{i,t-1}|$ 与期货市场极端风险 $q_{i,t-1}$ 对当期市场极端风险的影响, 其中股指期货极端风险受到自身的影响情况反映在系数矩阵 A 与 B 的主对角线上, 在岸与离岸股指期货间的尾部依赖性表现在系

数矩阵的非主对角线上, 表现了不同市场间的极端风险溢出效应。如果系数矩阵 A 、 B 中非对角线元素存在显著不为零的情况, 则说明在岸与离岸股指期货市场之间存在极端风险溢出关系。

其次, 为了验证在岸与离岸股指期货市场之间是否存在显著的极端风险溢出关系, 接下来需要对矩阵 A 和 B 的非对角线元素进行联合显著性检验。Wald 检验的结果存在三种可能的情况: 第一, 在岸离岸市场间存在双向溢出关系; 第二, 在岸与离岸市场间存在单向溢出关系; 第三, 在岸离岸市场间不存在溢出关系。本文采用 Wald 统计量检验在岸离岸股指期货收益率之间是否存在极端风险溢出关系, 所构建的 Wald 统计量分布如下:

$$(\hat{R} \beta - r)' [\hat{R} * VC * \hat{R}]^{-1} (\hat{R} \beta - r) \xrightarrow{d} \chi^2(p) \quad (7)$$

式 (7) 中, $VC = \frac{1}{T} Q^{-1} V Q^{-1}$, 代表系数的方差-协方差矩阵。令 β 为 $k \times 1$ 的待估系数矩阵, k

为待估系数的个数, 令 R 表示 $p \times k$ 维约束矩阵, p 代表约束方程的个数。其中, $\nabla q_{it}(\theta, \hat{\beta})$ 表示

模型梯度, $V = E(\eta_t \eta_t')$, $\eta_t = \sum_{i=1}^2 \nabla q_{it}(\theta, \hat{\beta})(\theta - I(Y_{it} < q_{it}(\theta, \hat{\beta})))$,

$Q = \sum_{i=1}^2 E \left[f_{it}(0) \nabla q_{it}(\theta, \hat{\beta}) \nabla q_{it}(\theta, \hat{\beta})' \right]$ 。 $f_{it}(0)$ 表示自变量取 0 时条件密度函数的函数值。本文将 MVMQ-CAViaR 模型置于递归框架下, 通过对每个递归子样本计算 Wald 统计量, 可以对在岸与离岸股指期货市场之间的极端风险溢出关系进行更为客观全面的研究。

最后, 本文对递归 MVMQ-CAViaR 模型的预测能力进行检验。本文依照初始的 t_0 个子样本 (从 1 至 t_0 期), 对式 (5) 中模型的三个系数矩阵 c 、 A 、 B 与样本内 1 至 t_0 期的在岸离岸股指期货在险价值 $q_{1,t}$ 、 $q_{2,t}$ 进行估计; 之后根据所估计出的系数值与 t_0 期在岸市场与离岸市场的股指期货收益率 Y_{1,t_0} 、 Y_{2,t_0} 和在险价值 q_{1,t_0} 、 q_{2,t_0} 等信息构成信息集合, 以 t_0 期为基础依照式 (4) 的方法计算出 t_0+1 期在岸市场与离岸市场的在险价值 q_{1,t_0+1} 、 q_{2,t_0+1} , 即 1%VaR 值; 最后, 依 t_0+1 期的在岸、离岸市场股指期货收益率的实际值 Y_{1,t_0+1} 、 Y_{2,t_0+1} , 判断其是否比估计出来的 t_0+1 期在岸与离岸市场股指期货极端风险 q_{1,t_0+1} 、 q_{2,t_0+1} 小, 说明是否击破 1%VaR 值。按照上述思路, 将基础子样本区间不断拓展, 形成若干个递归子样本, 之后判断每一个子样本通过信息集所测算出的 1%VaR 值是否被真实值所击破, 将所有递归子样本中收益率的真实值小于所估计的 1%VaR 值的个数进行计数, 并统计其所占比例。如果占比较大, 说明该模型具有较差的预测能力; 如果占比较小, 则代表该模型预测效果较好。

通过上述分析可知, 本文所采用的递归 MVMQ-CAViaR 模型, 优点在于: 第一, 通过递归框架下的 MVMQ-CAViaR 模型进行研究, 所输出的实证结果更加具有稳健性和可靠性, 可以有效改善因为使用单一样本会造成的偏误问题; 第二, 本文采用的 MVMQ-CAViaR 模型与传统 VaR 模型相比, 运用多元多分位数条件自回归使模型对金融数据的拟合程度更高, 能够更加有效捕捉股指期货市场波动聚集的特点, 并且该模型与 CAViaR 模型相比, 考虑到了市场间可能存在的尾部依赖性, 在数据异常值处理上更具合理性; 第三, 在模型的设定上, MVMQ-CAViaR 模型的假设条件相对于传统模型较为宽松, 既精简优化了参数估计过程, 又不需要估计该模型的一阶矩与二阶矩, 极大简化了繁琐的程序, 提高了分析的效率。

（三）数据说明

本文选取 2015 年 4 月 17 日至 2021 年 12 月 31 日沪深 300、上证 50、中证 500、富时中国 A50 和恒生 H 股指数五个股指期货的日收盘价数据，并计算对数日收益率。剔除了因中国内地、香港和新加坡节假日不同等因素导致的不匹配数据，共得到 1637 组日收益率。所有数据均来自于 Wind 金融数据库。

四、实证结果与分析

（一）在岸离岸股指期货收益率描述性统计

表 1 在岸离岸股指期货收益率描述性统计

期货品种	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
沪深 300	0.0054	1.6921	0.0360	-10.6357	9.7371	-0.5344	11.1588
上证 50	-0.0001	1.6014	0.0207	-10.3743	10.6005	-0.4350	11.8765
中证 500	-0.0027	2.0379	0.0773	-13.2579	9.6643	-0.8788	11.0373
富时中国 A50	0.0049	1.7322	0.0324	-15.9792	16.1057	-0.4436	16.7317
恒生 H 股指数	-0.0256	1.4270	0.0285	-7.7517	5.8295	-0.3301	4.8460

表 1 绘制了五种股指期货收益率的描述性统计情况。从中可以看出：第一，样本区间内沪深 300 与富时中国 A50 两种期货的收益率均值为正，且沪深 300 股指期货的收益率最高，上证 50、中证 500 以及恒生 H 股期货的均值为负数，且恒生 H 股指数期货收益率最低。第二，从标准差来看，中证 500 股指期货的标准差最大（2.0379），表明其收益率的波动最为剧烈，可能与中证 500 所代表的中小公司抗风险能力较弱有关，但其收益率的中位数（0.0773）显著高于其他期货，体现出“高风险高收益”的特点。第三，富时中国 A50 股指期货的最大值大于其他期货的最大值，最小值小于其他期货的最小值，说明其收益率跨度最大。第四，在岸离岸股指期货收益率的偏度均小于 0，五个序列均为左偏，并且期货收益率的峰度均大于 3，符合“尖峰厚尾”的特征。

（二）模型的系数估计

表 2 描绘了在岸股指期货与离岸股指期货两两之间递归 MVMQ-CAViaR 模型系数估计值的描述性统计结果，其中 n 代表 100 次递归估计中估计系数在 10% 水平下显著的次数， $mean$ 、 sd 、 min 和 max 分别是显著系数的均值、标准差、最小值和最大值。需要指出，递归估计的初始窗口为 2015 年 4 月 17 日至 2017 年 12 月 6 日（647 个观测），之后以 10 个观测为步长逐步扩大窗口，直至 2021 年 12 月 31 日（1637 个观测），总共进行了 100 次递归估计。

表 2 递归 MVMQ-CAViaR 模型的系数估计值的描述性统计

组合	统计量	c_1	a_{11}	a_{12}	b_{11}	b_{12}	c_2	a_{21}	a_{22}	b_{21}	b_{22}
上证 50 vs 富时中国 A50	$mean$	0.0350	-0.3794	-0.1878	0.9125		0.0666		-0.2094	1.9258	0.9317
	sd	0.0100	0.0325	0.1176	0.0794		0.0547		0.4248	0.2014	0.0364
	min	0.0149	-0.4024	-0.2710	0.6910		0.0358		-0.6594	1.6939	0.7118
	max	0.0468	-0.3565	-0.1046	0.9962		0.2972		0.7901	2.0577	1.0069
	n	10	2	2	90		23		12	3	84
上证 50 vs 恒生 H 股	$mean$		-0.1554	0.0692	0.9591		-2.6980	-0.0973	-0.1935	0.7296	0.9129
	sd		0.0768	0.1218	0.0387		2.2886	0.0560	0.1144		0.0809
	min		-0.5559	-0.1956	0.7557		-4.1816	-0.1368	-0.5512	0.7296	0.6713
	max		-0.0665	0.1596	1.0195		-0.0622	-0.0577	-0.0861	0.7296	1.0025
	n		85	7	95		3	2	35	1	80

中证 500 vs 富时中国 A50	<i>mean</i>	-0.1522	0.2201	-0.2333	0.8784	0.1106	-0.3063	-0.1639	0.8601	0.9133
	<i>sd</i>	0.0231	0.0425	0.0578	0.0736	0.0280	0.1316	0.2377	0.4389	0.0502
	<i>min</i>	-0.1829	0.1291	-0.3950	0.6540	0.0695	-0.7810	-0.3243	0.4139	0.7653
	<i>max</i>	-0.1230	0.3245	-0.1590	0.9993	0.1707	-0.1567	0.5718	1.2914	1.0067
	<i>n</i>	5	32	44	87	16	20	32	3	89
中证 500 vs 恒生 H 股	<i>mean</i>		-0.1897	-0.0055	0.8866	0.3266	-1.5839	-0.1444	-0.2040	0.6604
	<i>sd</i>		0.0663	0.2843	0.0503	0.0751	0.8491	0.0647	0.0790	0.0504
	<i>min</i>		-0.3434	-0.2516	0.7409	0.2172	-2.4989	-0.2796	-0.2913	0.6021
	<i>max</i>		-0.1213	0.5025	0.9917	0.4909	-0.4260	-0.0518	0.1825	0.6899
	<i>n</i>		14	19	95	14	7	42	30	3
沪深 300 vs 富时中国 A50	<i>mean</i>		0.1683	-0.1638	0.9513	0.0325	0.3303	-0.3930	-0.0304	1.3845
	<i>sd</i>		0.0554	0.0502	0.0353		1.0926	0.2071	0.3968	0.9830
	<i>min</i>		0.1391	-0.2855	0.8560	0.0325	0.0403	-0.7339	-0.3227	0.1085
	<i>max</i>		0.2669	-0.1019	1.0644	0.0325	4.7050	-0.1413	0.8600	2.7939
	<i>n</i>		5	21	70	1	18	7	27	5
沪深 300 vs 恒生 H 股	<i>mean</i>	0.0799	-0.1442	-0.1499	0.9331			-0.0678	-0.1472	
	<i>sd</i>		0.0338	0.0256	0.0256			0.0146	0.0287	
	<i>min</i>	0.0799	-0.2162	-0.1950	0.8295			-0.0932	-0.2097	
	<i>max</i>	0.0799	-0.0970	-0.0988	0.9757			-0.0489	-0.0859	
	<i>n</i>	1	83	15	96			12	33	

系数矩阵 A 衡量了上一期在岸与离岸股指期货市场冲击对本期在险价值 VaR（即极端风险水平）的影响程度，系数矩阵 B 则衡量了上一期在岸与离岸股指期货极端风险对本期极端风险的影响程度。系数矩阵 A 和 B 的主对角线元素刻画了股指期货市场本期的极端风险受自身上一期冲击和极端风险的影响情况，而非对角线元素衡量的是在岸与离岸股指期货之间的极端风险关联情况。如果非对角线元素显著不为 0，则代表极端风险在在岸与离岸股指期货间传导。

首先，矩阵 A 的主对角线元素 $a_{1,1}$ 和 $a_{2,2}$ 代表了股指期货滞后一期的冲击对自身当期极端风险的影响。第一，上证 50 和沪深 300 的市场冲击对自身的极端风险水平存在显著影响。由表 1 可知，上证 50 与恒生 H 股指数的递归子样本中 $a_{1,1}$ 显著次数为 85 次，沪深 300 与恒生 H 股指数的递归子样本中 $a_{1,1}$ 显著次数为 83 次；而其他股指期货两两组合的递归子样本中 $a_{1,1}$ 估计值显著次数均在 35 次以内。这说明与恒生 H 股指数相比，上证 50 和沪深 300 股指期货的前期冲击会显著影响自身的极端风险水平，而其他股指期货前期冲击对自身当期极端风险水平的影响相对较弱。

第二，两两股指期货组合的递归子样本中 $a_{2,2}$ 估计值显著的次数均在 35 次以内，表明离岸股指期货市场的极端风险水平受其上一期市场冲击影响的程度较弱。同时，相较于富时中国 A50，恒生 H 股指数的 $a_{2,2}$ 估计值显著次数更多，这表明与富时中国 A50 相比，恒生 H 股指数所遭受的冲击显著影响其极端风险水平的频次更高。富时中国 A50 股指期货注重的是流动能力（唐志武和居阔，2020），当一个市场的流动能力强时，前期风险可以迅速被化解，所以富时中国 A50 股指期货对自身市场上一期的冲击所影响的程度较小。因此，在岸期货市场可以通过合理的信息引导来提高流动性以防范与化解极端风险，提高风险抗性。

第三，从 $a_{1,1}$ 和 $a_{2,2}$ 估计值的均值可知，除了富时中国 A50 与中证 500 和沪深 300 的组合外，其余股指期货的组合中 $a_{1,1}$ 和 $a_{2,2}$ 估计值的均值为负数，表示在大部分情况下上一期的市场冲击会提高自身当期的极端风险水平。并且，在富时中国 A50 与三个在岸股指期货的组合中，

$a_{1,1}$ 估计均值的绝对值均大于 $a_{2,2}$ 估计均值的绝对值,表明与富时中国 A50 相比,在岸股指期货市场冲击对自身极端风险水平的影响更大;而在恒生 H 股指数与三个在岸股指期货的组合中, $a_{1,1}$ 估计均值的绝对值均小于 $a_{2,2}$ 估计均值的绝对值,表明与三个在岸股指期货相比,恒生 H 股指期货市场冲击对其极端风险水平的影响更大。

进一步由 $a_{1,1}$ 和 $a_{2,2}$ 估计值的标准差可知,除了沪深 300 与恒生 H 股指数的组合中 $a_{1,1}$ 的标准差大于 $a_{2,2}$ 的标准差,其他组合中 $a_{1,1}$ 的标准差均小于 $a_{2,2}$ 的标准差,那么相较于在岸市场,离岸市场当期的冲击会使本市场未来的极端风险波动更剧烈,说明境内的市场机制和政府管控有效地将股指期货的风险水平控制在一定区间范围内。

其次,系数矩阵 B 的主对角线元素 $b_{1,1}$ 和 $b_{2,2}$ 检验了股指期货市场的 VaR 序列是否存在一阶自相关的性质。表 2 的结果显示,第一,无论是哪两个股指期货构建的 MVMQ-CAViaR 模型, $b_{1,1}$ 与 $b_{2,2}$ 的估计值在绝大部分递归子样本中均显著,表明在岸与离岸股指期货的极端风险均会显著受到其上一期极端风险水平的影响,即在岸与离岸股指期货的 VaR 序列具有显著的一阶自相关特点。

第二,除了中证 500 与富时中国 A50 的 $b_{1,1}$ 估计值显著次数略小于 $b_{2,2}$ 估计值显著次数外,其他股指期货的组合中 $b_{1,1}$ 估计值显著次数均大于 $b_{2,2}$ 估计值显著次数,可以认为在岸股指期货的极端风险水平具有更加显著的一阶自相关特性,即与离岸股指期货相比,在岸股指期货过去的极端变动对自身的影响更强。

第三, $b_{1,1}$ 与 $b_{2,2}$ 的估计均值为正,表明当期在岸或离岸股指期货的极端风险会提高该品种未来的极端风险水平。当一个市场前期极端风险水平较高时,无论是市场情绪还是无序的市场行为均会一定程度的影响至下一期,这一结果与理论分析相一致。

第四,进一步对比 $a_{1,1}$ 、 $a_{2,2}$ 与 $b_{1,1}$ 、 $b_{2,2}$ 可知, $a_{1,1}$ 与 $a_{2,2}$ 在递归子样本中显著的比例远远低于 $b_{1,1}$ 与 $b_{2,2}$ 在递归子样本中显著的比例,且前两者的绝对值明显小于后两者,所以本文认为,相比于市场冲击,单个期货品种前期的极端风险是其当期极端风险水平的主要影响因素,即股指期货的极端风险具有波动聚集特征。

再次,系数矩阵 A 的非主对角线元素 $a_{1,2}$ 和 $a_{2,1}$ 代表了上一期在岸或离岸股指期货的市场冲击对对方本期极端风险的影响水平。第一,富时中国 A50 股指期货上一期的市场冲击对中证 500 股指期货本期的极端风险水平有显著影响($a_{1,2}$ 显著递归次数为 44 次),其他组合中离岸股指期货市场冲击对在岸股指期货未来极端风险的影响较小($a_{1,2}$ 显著递归次数均在 21 次以内),这说明离岸市场冲击不是在岸市场未来极端风险水平变化的主要原因。

第二,由 $a_{2,1}$ 估计值可知,只有中证 500 前期冲击显著影响恒生 H 股指数本期极端风险的频次较高($a_{2,1}$ 显著递归次数为 42 次),其余组合中 $a_{2,1}$ 显著的递归子样本数占比均在 20% 以内。可以认为,在岸股指期货前期冲击对离岸股指期货本期极端风险的影响力不强。一方面,在岸与离岸股指期货的合约价值、标的股指、交易时间与保证金比例均有所不同,致使在岸市场与离岸市场存在差异,有效降低了相互之间的极端风险传导。另一方面,离岸市场机构投资者比例较高,投资者在面临冲击时的反应更为理性,故在岸股指期货前期冲击显著影响离岸股指期货的频次较低。

第三,从估计均值来看, $a_{1,2}$ 和 $a_{2,1}$ 的估计均值大多情况下为负值,表明离岸(在岸)股指期货前一期的冲击会进一步加剧在岸(离岸)股指期货本期的极端风险水平。大部分情况下 $a_{2,1}$ 估计均值的绝对值大于 $a_{1,2}$ 估计均值的绝对值,这说明相对而言,在岸股指期货前期冲击对离岸股指期货当期的极端风险影响强度更大。

但是将 $a_{1,2}$ 和 $a_{2,1}$ 估计值的显著次数进行对比,除了中证 500 与恒生 H 股指数的组合外,其他股指期货组合中 $a_{1,2}$ 的显著比例均高于 $a_{2,1}$,说明离岸股指期货前期冲击显著影响在岸股指期货当期极端风险的频次更高,在岸市场的稳定一定程度上受到离岸市场威胁。

最后,系数矩阵 B 的非主对角线元素 $b_{1,2}$ 和 $b_{2,1}$ 代表了上一期在岸或离岸股指期货极端风险水平对当期离岸或在岸股指期货极端风险水平的溢出效应。

第一, $b_{1,2}$ 的显著次数均小于 16 次, $b_{2,1}$ 的显著次数均小于 5 次, 这说明无论前期在岸股指期货极端风险对当期离岸股指期货极端风险, 还是前期离岸股指期货极端风险对当期在岸股指期货极端风险, 其影响均较弱。当发生极端风险事件时, 率先引起单个期货风险水平改变, 而后各监管当局协调与配合以维持期货市场稳定, 减弱了极端风险的蔓延, 所以整体表现为股指期货的极端风险溢出较少。

第二, 与其他结果相比, 中证 500 与富时中国 A50 的 $b_{1,2}$ 显著递归次数最多, 为 16 次。这表明与上证 50 和沪深 300 相比, 中证 500 更易承担富时中国 A50 等离岸股指期货的极端风险溢出。结合 $a_{1,2}$ 和 $a_{2,1}$ 的可知, 中证 500 不仅容易影响离岸股指期货, 而且承受离岸股指期货的溢出更多。这可能是因为, 中证 500 是以中小市值公司股票为成分股的股价指数, 反映 A 股中中小市值公司的股价表现, 而中小市值公司的结构不完善、市场占比较低、资金流动性相对较差, 所以其风险管理能力较弱, 使其面临了更严重的风险溢入和冲击, 而自身波动水平越高其溢出也就越高。

第三, $b_{1,2}$ 和 $b_{2,1}$ 估计值的最小值和均值为正数, 表示在岸(离岸)股指期货前一期的极端风险会加剧离岸(在岸)股指期货本期的极端风险。通过对 $b_{1,2}$ 和 $b_{2,1}$ 的绝对值进行比较, 发现在岸股指期货极端风险对离岸股指期货造成的冲击更强, 这与 $a_{1,2}$ 和 $a_{2,1}$ 的研究发现相一致。

因此, 无论是前一期的冲击还是前一期的极端风险, 在岸股指期货对离岸股指期货的影响强度大于反方向的影响强度, 说明在极端风险传导关系中在岸市场处于主导地位, 在岸与离岸股指期货市场的极端风险传导具有非对称性。这可能是由于境内市场监管当局制定了涨跌停板制度和保证金制度等来防范与隔离极端风险, 降低了在岸股指期货的风险水平, 而离岸市场的市场化程度更高, 更能敏锐捕捉外来风险溢入, 并且离岸市场的交易容易受到汇率变动等因素的干扰(张元萍等, 2022), 所以其吸收风险较多。但同时由于离岸市场金融监管较弱, 波动幅度更大等原因, 其风险冲击会造成起步较晚、成熟度不高的在岸市场频繁震荡, 所以离岸股指期货的冲击和极端风险显著影响在岸股指期货极端风险水平的频次更高。

综合以上分析可知: 第一, 股指期货的冲击会使自身极端风险水平上升, 且在岸股指期货遭受的冲击对自身极端风险水平的影响高于离岸股指期货遭受的冲击对自身极端风险水平的影响。第二, 在岸与离岸股指期货的 VaR 序列具有显著的一阶自相关特性, 且在岸股指期货 VaR 序列的自相关性更强。第三, 无论是前期冲击还是极端风险, 在岸股指期货对离岸股指期货的影响强度大于反方向的影响强度, 而离岸股指期货显著影响在岸股指期货的频次高于在岸股指期货显著影响离岸股指期货的频次。第四, 无论是从自身影响还是交叉影响的角度而言, 前期市场冲击和极端风险均显著增强了当期的极端风险。

(三) 极端风险溢出效应检验

为了更好地分析极端风险联动效应, 本文进一步采用 Wald 统计量考察在岸与离岸股指期货市场之间极端风险溢出效应的存在性, 并且对极端风险的溢出方向进行判断。当 $H_0: a_{1,2}=b_{1,2}=0$ 成立时, 离岸股指期货对在岸股指期货不存在极端风险溢出; 当 $H_0: a_{2,1}=b_{2,1}=0$ 成立时, 在岸股指期货对离岸股指期货不存在极端风险溢出效应; 当 $H_0: a_{1,2}=a_{2,1}=b_{1,2}=b_{2,1}=0$ 成立时, 在岸与离岸股指期货相互之间不存在极端风险溢出效应。Wald 检验结果如表 3 所示, 由股指期货两两之间的检验结果可知:

表 3 在岸与离岸股指期货市场之间的极端风险溢出检验结果

种类	on→off	on←off	on↔off	on-x-off
上证 50vs 富时中国 A50	0.04	0.05	0.01	0.9
上证 50vs 恒生 H 股指数	0.02	0.18	0.01	0.79
中证 500vs 富时中国 A50	0.08	0.45	0.16	0.31
中证 500vs 恒生 H 股指数	0.19	0.06	0.10	0.65

沪深 300vs 富时中国 A50	0.01	0.22	0.05	0.72
沪深 300vs 恒生 H 股指数	0.15	0.07	0.03	0.75

第一, 除中证 500 与富时中国 A50 的组合以外, 其余在岸与离岸股指期货在 65% 以上的递归子样本中不存在极端风险传染关系, 说明在岸与离岸股指期货之间的尾部联动效应较弱。由于境内市场有效的风险管控政策, 使得股指期货市场极端风险维持在较低水平, 加之我国期货市场市场化程度不高, 与其他期货联系受限, 因此在岸与离岸股指期货的极端风险传染关系较弱。

第二, 中证 500 和富时中国 A50 之间存在极端风险溢出效应。中证 500 和富时中国 A50 仅在 31% 的递归子样本中极端风险溢出效应不显著, 也就是说, 二者在 69% 的递归子样本中均存在极端风险溢出, 二者之间的信息流动较活跃。一方面, 在 45% 的递归子样本中是富时中国 A50 对中证 500 单向溢出, 在 16% 的递归子样本中是双向溢出, 所以, 在 61% 的子样本中富时中国 A50 对中证 500 存在极端风险溢出效应。另一方面, 在 24% 的递归子样本中, 中证 500 对富时中国 A50 存在极端风险溢出, 其中在 8% 的子样本中表现为中证 500 向富时中国 A50 单向极端风险溢出。作为大盘股的富时中国 A50 比中证 500 更能反映 A 股市场的股价走势, 其在极端风险传递中有领头羊作用, 当 A50 股指期货风险水平升高时, 中证 500 将跟随波动。因此, 中证 500 和富时中国 A50 之间存在极端风险溢出, 且富时中国 A50 对中证 500 的溢出较强。

第三, 富时中国 A50 与沪深 300 之间的极端风险溢出效应表现为富时中国 A50 对沪深 300 存在极端风险溢出。具体而言, 富时中国 A50 对沪深 300 存在极端风险溢出的递归子样本占比为 27%, 其中有 22% 的递归子样本中表现为前者对后者单向极端风险溢出, 说明富时中国 A50 对沪深 300 的风险溢出占据上风。参照以往学者的研究, 本文认为富时中国 A50 对沪深 300 股指期货的风险溢出与限制性政策有关, 我国股指期货交易受限后自身的活跃程度下降, 向外输出风险能力下降, 并且离岸市场对在岸市场引导作用增强, 则表现为在岸股指期货更易接收外部风险。

新交所抢先我国市场推出富时中国 A50 股指期货, 对我国股票市场产生一定影响, 尤其是我国股指期货受限后, A50 股指期货吸引了大量投资者, 其在定价能力和市场规模方面对我国现货影响较大; 虽然四次松绑后其定价能力有所下降, 不会对股价产生实质性影响, 但新交所市场成熟度较高、资金流动性好, 当 A50 股指期货剧烈波动时, 仍有可能对境内股指期货产生风险溢入, 影响在岸市场健康稳定发展。

第四, 中证 500 对恒生 H 股指数存在极端风险溢出效应。中证 500 和恒生 H 股指数的组合中存在极端风险溢出的递归子样本占比为 35%, 这一比例在所有组合中相对较高; 在 29% 的递归子样本中存在中证 500 向恒生 H 股指数的极端风险溢出, 其中 19% 的子样本中表现为前者向后者单向溢出。相比于其他在岸股指期货, 中证 500 对两个离岸股指期货的极端风险溢出效应较强。中小市值公司结构不完善, 体系脆弱, 自身风险管理能力较弱, 面对冲击时其波动更剧烈、风险水平更高, 容易产生较强的风险溢出。监管当局应采取针对中小市值公司的风险防范措施, 以减少中证 500 股指期货的极端风险, 此外, 可以通过风险提示与市场指导等方式完善 A 股市场极端风险防范机制。

第五, 恒生 H 股指数对上证 50 存在极端风险溢出效应。虽然在大部分时期中, 恒生 H 股指数和上证 50 之间不存在极端风险溢出, 但在 19% 的递归子样本中, 恒生 H 股指数的极端变动会提高上证 50 的极端风险水平。

为了更好地呈现股指期货风险溢出模式, 根据在岸与离岸股指期货的极端风险溢出检验结果绘制极端风险传导关系图 (图 1)。图中标明了在岸离岸股指期货间的风险传导方向, 箭头末端代表风险输出方, 箭头指向的是风险接收方。若在岸与离岸股指期货之间无箭头, 则说明它们之间的风险传染关系较弱。

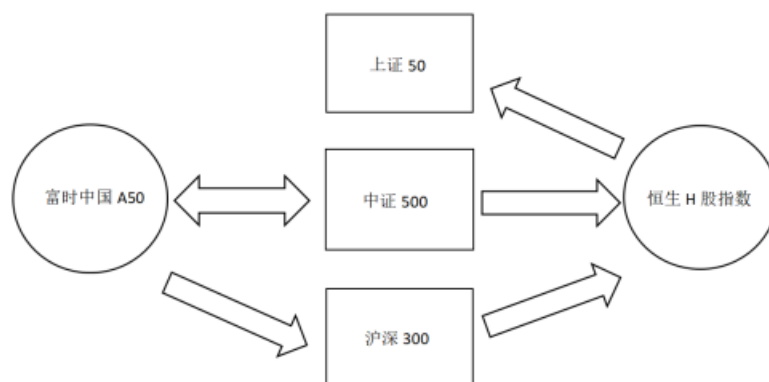


图1 股指期货市场间的极端风险传导关系

此外,本文认为在岸与离岸股指期货市场之间的风险传导可以通过直接或间接渠道来实现。

(1) 直接渠道: 离岸(在岸)股指期货价格波动→在岸(离岸)股指期货价格波动。当一个股指期货市场出现震荡时,投资者接收信息后将对关联度高的其他市场产生风险状况的担忧,而纷纷抛售资产导致极端风险在不同期货之间蔓延,即形成期货之间的风险联动现象。这便形成股指期货之间的一条风险传导路径。(2) 间接渠道: 离岸(在岸)股指期货价格波动→现货市场价格波动→在岸(离岸)股指期货价格波动。在国内众多的研究中一致认为期现货市场存在密切关联。若期货市场风险水平提高,市场参与者将调整其资产组合,使现货市场价格波动幅度增大,现货市场的信息冲击又通过信息溢出渠道传递给期货市场,从而实现大范围的风险联动,这便形成另一条股指期货风险传导路径。

(四) 样本内检验和样本外预测结果

接下来,本文对 MVMQ-CAViaR 模型的估计结果从样本内拟合程度以及样本外预测能力两个方面进行评价,并检验 MVMQ-CAViaR 模型在有关监管部门测度在岸与离岸股指期货市场风险的适用性。

表 4 表示了 MVMQ-CAViaR 模型对全样本内的数据的拟合情况。通过表 4 可以看出,无论是在岸股指期货还是离岸股指期货,实际的极端变动情况击破 1%VaR 值的次数均占样本总量的 1%左右,说明该模型的拟合效果好。并且,通过比较样本内数据的拟合情况可知,模型对在岸市场的拟合效果略优于离岸市场,证明模型测度在岸市场极端风险的准确度更高。总体而言,该模型可以有效地度量在岸与离岸股指期货市场的在险价值,监管机构可以利用此模型来测算股指期货的极端变动。

表 4 MVMQ-CAViaR 模型对样本内数据的拟合情况

种类	在岸市场		离岸市场	
	击破 1%VaR 的个数	击破比例	击破 1%VaR 的个数	击破比例
上证 50vs 富时中国 A50	13	0.96%	13	0.96%
上证 50vs 恒生 H 股指数	12	0.89%	14	1.04%
中证 500vs 富时中国 A50	14	1.04%	13	0.96%
中证 500vs 恒生 H 股指数	13	0.96%	14	1.04%
沪深 300vs 富时中国 A50	14	0.99%	15	1.06%
沪深 300vs 恒生 H 股指数	19	1.01%	19	1.01%

表 5 通过全部递归子样本中实际值低于预测的 1%VaR 值的个数,检验递归 MVMQ-CAViaR 模型对股指期货未来极端变动的预测能力。通过表 5 可以看出,该递归模型可以较好地预测在岸与离岸股指期货未来的极端变动水平,且相对于在岸股指期货市场,该模型对市场化程度较高的离岸股指期货市场极端变动情况的预测能力更优。所以,监管机构可以通过此模型预测离岸股指期货的极端风险,及时有效地采取措施以控制离岸股指期货对在岸股指期货的极端风险

溢出。

表 5 MVMQ-CAViaR 模型对样本外一期的预测情况

种类	在岸市场		离岸市场	
	击破 1%VaR 的个数	击破比例	击破 1%VaR 的个数	击破比例
上证 50vs 富时中国 A50	1	1.00%	0	0.00%
上证 50vs 恒生 H 股指数	2	2.00%	1	1.00%
中证 500vs 富时中国 A50	2	2.00%	0	0.00%
中证 500vs 恒生 H 股指数	1	1.00%	2	2.00%
沪深 300vs 富时中国 A50	3	3.00%	0	0.00%
沪深 300vs 恒生 H 股指数	2	2.00%	1	1.00%

五、结论与启示

本文选取了三种在岸股指期货（上证 50 指数、中证 500 指数和沪深 300 指数）和两种离岸股指期货（富时中国 A50 指数和恒生 H 股指数）分别进行两两组合，构建了递归框架下的 MVMQ-CAViaR 模型，以研究在岸或离岸股指期货的极端风险是否与自身或对方的前期冲击和极端风险有关，并通过 Wald 检验考察其风险溢出效应，最后对 MVMQ-CAViaR 模型的样本内拟合情况与样本外预测效果进行测度，以检验该模型是否可以作为监管部门测度股指期货极端风险的有效工具。

实证研究结果表明：第一，在岸股指期货前期冲击对自身极端风险水平的影响高于离岸股指期货前期冲击对自身极端风险水平的影响。第二，在岸与离岸股指期货的 VaR 序列具有一阶自相关特性，表明股指期货的极端风险存在波动聚集性，且在岸股指期货的自相关性更强。第三，无论是前期冲击还是极端风险，在岸对离岸股指期货的影响强度更大，而离岸股指期货显著影响在岸股指期货的频次更高。第四，无论是从自身影响还是交叉影响的角度而言，前期冲击和极端风险均显著增强了当期的极端风险。第五，富时中国 A50 与中证 500 间存在双向极端风险溢出效应，富时中国 A50 对沪深 300、中证 500 对恒生 H 股指数以及恒生 H 股指数对上证 50 存在极端风险溢出。第六，MVMQ-CAViaR 模型可以有效度量在岸与离岸股指期货的在险价值，并且可以较好地预测在岸与离岸股指期货未来的极端变动水平，且该模型测度在岸股指期货极端风险的准确度更高，预测离岸股指期货极端变动情况的能力更优，所以 MVMQ-CAViaR 模型有助于监管部门对在岸与离岸股指期货市场的极端风险进行测算与管理。

本文提出以下政策建议：第一，提高我国股指期货市场化程度，鼓励投资者积极参与期货投资，增强股指期货市场的有效性，使期货充分反映市场因素，平衡政策调控与市场流动性的关系，将股指期货的价格预测能力更好的发挥出来，以此进一步巩固我国期货市场的定价权。第二，境外上市股指期货，尤其是富时中国 A50 股指期货，其交易受限较少、交易时间长、准入门槛低，对在岸股指期货造成竞争压力，同时其抗操纵能力弱，波动范围更广泛，如果不重点监控可能对在岸股指期货的稳定有一定威胁，所以监管当局应对以富时中国 A50 为代表的离岸股指期货的极端风险进行重点观测与监控，防范离岸股指期货极端变动对我国期货市场造成影响，可以与离岸市场的监管机构进行合作，共同抑制异常的交易行为带来的风险（张元萍等，2022），并且加强境内外包括股指期货现货在内的金融体系监管协作，以多国力量对有传染性的极端金融事件联防联控（高连和和夏聪聪，2021）。第三，由于在岸与离岸股指期货的极端风险具有显著的自相关性，有关监督管理机构可以运用已有的信息来识别与预测我国期货市场未来可能会产生的尾部风险，加强散户风险指导，完善信息披露制度，减少投资者的恐慌心理，健全市场风险防范机制；同时，本文侧面反映了中小市值公司的风险抵抗能力不足，所以中小企业在参与资本市场的过程中应提高避险能力，学会识别风险的传染并积极采取金融工具应对措施。第四，在岸对离岸的影响强度更大，表明我国股指期货定价能力较强，而离岸股指期货显著影响在岸股指期货的频次更高，表明在岸市场的风险水平仍受到离岸市场影响，定价权受到威胁。

因此有关部门需要关注两市场间的风险联动效应，牢固树立全局意识，统筹兼顾两个市场，提防风险从外界溢入，同时也要防止在岸市场极端风险向外蔓延。第五，目前来看我国金融衍生品发展速度与我国金融市场的发展成熟度不匹配，并且我国在外汇期货等方面未有成果（沙石，2019），完善我国衍生品市场，可以激发资产配置的活力，提高市场的价格信息效率（陶利斌等，2022）。为了增强我国资本市场在全球的竞争力，应从市场准入、交易制度以及合规监管等方面继续推动我国衍生品市场的发展，借鉴海外成熟市场的经验，在防范风险的同时激发衍生品市场的国际投资热情。并且，监管部门可以专门构建关于期货极端风险的防控机制，有针对性的识别与防范利用期货来操控市场的行为，建立起更加稳定的市场秩序，减少在积极融入全球化的过程中可能承受的风险冲击，在经济全球化浪潮下使中国市场得到良好保护。

参考文献：

- [1] 卜林、袁晨曦、施健伟、周莹莹，2022，《基于时频视角的在岸与离岸股指期货波动溢出效应研究》，《金融理论与实践》第9期，92-105。
- [2] 曾裕峰、简志宏、彭伟，2017，《中国金融业不同板块间风险传导的非对称性研究——基于非对称MVMQ-CAViaR模型的实证分析》，《中国管理科学》第8期，58-67。
- [3] 陈守东和李云浩，2021，《贸易摩擦状态下股市与债市风险溢出的结构性变化研究》，《湖北大学学报（哲学社会科学版）》第2期，132-143。
- [4] 方匡南和蔡振忠，2012，《我国股指期货价格发现功能研究》，《统计研究》第5期，73-78。
- [5] 封思贤、张兵、李心丹、汪慧建，2010，《从中国股指期货境外的联动看我国股市定价权》，《金融研究》第4期，101-114。
- [6] 高连和和夏聪聪，2021，《中美股指期货、市场跨境传染与重大金融风险防范》，《投资研究》第1期，16-28。
- [7] 高苗苗、杨耀武、谢玮，2016，《新交所A50股指期货对我国股票市场的影响》，《金融评论》第6期，105-113。
- [8] 郝毅、梁琪、李政，2017，《境内外人民币外汇市场极端风险溢出研究》，《国际金融研究》第9期，76-85。
- [9] 何诚颖、张龙斌、陈薇，2011，《基于高频数据的沪深300指数期货价格发现能力研究》，《数量经济技术经济研究》第5期，139-151。
- [10] 华仁海和刘庆富，2010，《股指期货与股指现货市场间的价格发现能力探究》，《数量经济技术经济研究》第10期，90-100。
- [11] 李政、卜林、郝毅，2016，《我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据》，《财贸经济》第7期，79-93。
- [12] 李政、郝毅、袁瑾，2018，《在岸离岸人民币利率极端风险溢出研究》，《统计研究》第2期，29-39。
- [13] 李政、梁琪、卜林，2017，《人民币在岸离岸市场联动关系与定价权归属研究》，《世界经济》第5期，98-123。
- [14] 李政、石晴、卜林，2022，《基于分位数关联的政策连续性跨国溢出研究》，《金融研究》第8期，94-112。
- [15] 连俊华、廖雪、郭彪，2018，《中国和新加坡股指期货价格引导——基于限制政策前后变化探讨》，《南昌大学学报（人文社会科学版）》第5期，74-81。
- [16] 刘庆富和华仁海，2011，《中国股指期货与股票现货市场之间的风险传递效应研究》，《统计研究》第11期，84-90。
- [17] 闵豫南，2020，《离岸与在岸股指期货市场的价格联动关系研究——基于国内股指期货市场受限的实证分析》，《南京审计大学学报》第6期，79-89。
- [18] 沙石，2019，《金融衍生品与全球资本竞争》，《证券市场导报》第2期，4-7。

- [19] 唐志武和居阔, 2020, 《沪深300股指期货与富时中国A50指数期货联动性研究》, 《价格理论与实践》第9期, 94-97+179。
- [20] 陶利斌、潘婉彬、黄筠哲, 2014, 《沪深300股指期货价格发现能力的变化及其决定因素》, 《金融研究》第4期, 128-142。
- [21] 陶利斌、邹洋、潘婉彬, 2022, 《期权市场价格发现能力的决定因素研究——基于上证50ETF期权高频数据的实证分析》, 《投资研究》第7期, 90-105。
- [22] 王国刚, 2005, 《中国股市定价权不容外移》, 《财贸经济》第3期, 3-8。
- [23] 吴洪、刘文杰、王智奇, 2018, 《论市场流动性对股指期货定价权的影响——以股灾前后的沪深300与A50股指期货定价关系为例》, 《中国证券期货》第5期, 28-34。
- [24] 武佳薇、孙玉奎、杨阳, 2019, 《富时中国A50股指期货对我国期现货市场的影响——理论分析及实证检验》, 《证券市场导报》第12期, 51-59。
- [25] 邢天才和张阁, 2009, 《股指期货的推出对现货市场影响的实证研究——基于新华富时A50的分析》, 《财经问题研究》第7期, 83-88。
- [26] 熊熊、王芳、张维、孙雅婧, 2009, 《新华富时A50指数期货与A股市场之间的价格发现与波动溢出研究》, 《管理学报》第11期, 1507-1512。
- [27] 徐峰和万迪昉, 2015, 《沪深300股指期货对股市定价权影响研究》, 《证券市场导报》第9期, 27-33。
- [28] 许荣和刘成立, 2019, 《限制交易政策如何影响期现关系? ——对股指期货价格发现功能的实证检验》, 《金融研究》第2期, 154-168。
- [29] 严伟祥和张维, 2019, 《境内外股指期货价格发现功能研究》, 《金融纵横》第1期, 22-32。
- [30] 杨林和杨雅如, 2017, 《股指期货是股灾的“幕后推手”吗——基于2015年股灾期间沪深300股指期货高频数据实证分析》, 《财经理论与实践》第3期, 58-63。
- [31] 杨子晖、陈雨恬、张平森, 2020, 《股票与外汇市场尾部风险的跨市场传染研究》, 《管理科学学报》第8期, 54-77。
- [32] 袁薇、王双微、王培辉, 2021, 《我国金融市场极端风险传染路径研究》, 《金融监管研究》第3期, 80-91。
- [33] 张元萍、施健伟、方梦洁, 2022, 《境内外中国概念股指期货联动关系与定价权归属研究》, 《现代财经(天津财经大学学报)》第2期, 37-49。
- [34] 周爱民和韩菲, 2017, 《股指期货与现货市场的风险溢出研究》, 《财贸经济》第8期, 52-65。
- [35] Engle R. F. and Manganelli S., 2004, “CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(4), pp. 367-381.
- [36] Guo B., Han Q., Liu M., and Ryu D., 2013, “A Tale of Two Index Futures: The Intraday Price Discovery and Volatility Transmission Processes between the China Financial Futures Exchange and the Singapore Exchange”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(sup4), pp. 197-212.
- [37] White H., Kim T., and Manganelli S., 2015, “VAR for VaR: Measuring Tail Dependence Using Multivariate Regression Quantiles”, *Journal of Econometrics*, 187(1), pp. 169-188.
- [38] Yang J., Yang Z., and Zhou Y., 2012, “Intraday Price Discovery and Volatility Transmission in Stock Index and Stock Index Futures Markets: Evidence from China”, *Journal of Futures Markets*, 32(2), pp. 99-121.

我国商品期货间的信息溢出效应研究 ——基于价格关联与波动关联的比较分析

卜林 任硕

(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

选取 2015—2021 年的日度数据, 基于 VAR 模型的动态溢出指数方法从收益率和波动率两个层面考察我国不同种类商品期货间的联动关系。研究结果表明: (1) 收益率总溢出在样本期内呈“U”型走势, 而波动率总溢出对极端风险事件的冲击更敏感。(2) 化工和软商品分别为我国商品期货市场中重要的价格引导者和风险发送者, 而谷物和贵金属均为价格与风险的净接收者。此外, 10 种商品期货的收益率溢出水平在新冠疫情暴发后均有不同程度的提升; 波动率溢出对不同极端风险事件冲击的敏感度存在差异, 化工的波动溢出对疫情冲击的敏感度较高, 软商品的波动溢出对中美贸易摩擦的敏感度更高。(3) 商品期货之间的收益率溢出和波动率溢出存在明显的结构差异。研究结论对政府政策制定以及投资者投资决策均具有现实意义。

[关键词]: 商品期货; 溢出指数; 价格关联; 波动关联

一、引言

2004 年以来, 金融资本大量投资于商品期货成为商品市场运作的新特点, 商品指数化投资的盛行进一步加快了商品市场的金融化进程。近年来, 伴随着市场的逐渐完善与国际地位的提升, 我国商品期货市场呈现出快速发展的势头, 不仅与其他金融市场存在信息传导, 市场内商品间的关联关系也更加复杂化、多样化。回顾我国商品期货市场的发展历程, 经过不断的改革与完善, 我国已上市的商品期货涵盖了农副产品、能源、化工、贵金属等各个种类。按交易量统计, 我国商品期货市场自 2009 年已成为全球最大的场内商品衍生品市场,¹⁷但随着经济政策不确定性的攀升与全球极端风险事件的增加, 商品期货的价格波动也更为剧烈。与此同时, 我国商品期货的价格近年来呈现出明显的同涨共跌特征, 这种共振现象进一步加剧了商品期货市场的系统性风险。因此, 市场参与者与监管部门对商品期货间的价格关联与风险传染的重视程度进一步提升。

近年来, 国内外学者对商品期货关联关系的研究更多地集中在宏观层面或个体层面。在宏观层面, 已有文献提出证据表明我国商品期货市场同其他金融市场间存在显著的溢出效应。¹⁸有关个体层面的探究, 一方面主要集中在特定领域¹⁹, 尤其是原油与非能源大宗商品间的关联性探究;²⁰另一方面, 已有学者研究发现同一种类下不同品种的商品期货之间存在信息溢出效应。

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(20BJY240)

作者简介: 卜林, 天津财经大学金融学院(天津 300222)副教授, 主要从事金融风险研究; 任硕, 天津财经大学金融学院硕士生, 主要从事金融风险研究。

¹⁷ 刘文超、安毅、刘晓阳:《我国商品期货市场的风险溢出研究——来自时域和频域的新证据》,《中国证券期货》2021 年第 2 期,第 4-22 页。

¹⁸ 尹力博、柳依依:《中国商品期货金融化了吗?——来自国际股票市场的证据》,《金融研究》2016 年第 3 期,第 189-206 页。

¹⁹ 肖小勇、李崇光、黄静:《农产品期货价格波动关联——基于日频数据和关联测量新框架》,《农业技术经济》2019 年第 1 期,第 25-39 页。

²⁰ Jiawen Luo and Qiang Ji, “High-frequency volatility connectedness between the US crude oil market and China’s agricultural commodity markets”, *Energy Economics*, Vol. 76, 2018, pp.424-438.

21 那么如何全面地考察不同种类商品期货间的联动关系? 商品期货间的价格关联和波动关联存在哪些差异? 哪种期货的溢出效应更强? 基于上述问题, 我们有必要对我国商品期货间的联动关系及结构特征进行全面探究, 为降低我国商品期货市场系统性风险提供可靠依据。

本文选取 Wind 商品种类指数代表的 10 种商品期货作为研究样本, 采用基于广义方差分解的溢出指数从收益率和波动率两个层面探究我国商品期货间的关联关系, 并运用滚动窗口回归的方法测度了总溢出和方向性溢出的时变特征, 丰富并拓展了国内有关商品期货间信息溢出效应的研究, 为有效防范我国商品期货市场的系统性风险提供了思路, 对完善我国商品期货市场监管体制提供政策启示。

本文的创新之处体现在以下两点: 第一, 本文运用 Diebold 和 Yilmaz 提出的溢出指数²², 将收益率溢出和波动率溢出放在同一分析框架内对比研究了我国商品期货间的价格联动与风险传染效应, 拓展了国内有关商品期货联动关系的研究; 第二, 以往研究更多局限于宏观或个体层面, 就个体层面而言, 某些因素对于特定个体产生影响会造成结果偏差, 且已有研究表明一些可能影响单个大宗商品的特殊因素对捕获一篮子不同大宗商品的综合指数的影响要小得多。²³ 因此, 本文选取 Wind 商品种类指数代表的 10 种商品期货作为研究样本, 探究了不同种类商品期货间的联动关系。

二、研究设计

(一) 研究方法

为探究商品期货之间的价格关联与波动关联, 本文分别采用日收益率和 GARCH(1,1)模型²⁴估计的 10 种商品期货的波动率进行考察。首先, 构建 n 变量 p 阶向量自回归模型:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, X_t 为表示 N 种期货的收益率序列或波动率序列; φ_i 是 $N \times N$ 的自回归系数矩阵; ε_t 是服从 $\varepsilon_t \sim iid(0, \Sigma)$ 的扰动项向量, Σ 为扰动项向量的协方差矩阵。为分析其动态结构并给出合理的经济解释, 将 VAR 模型写作无穷阶的 VMA 过程: $X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i}$, 进行方差分解分析, 当 $i > 0$ 时, ψ_i 满足的递归方程如下:

$$\psi_i = \varphi_1 \psi_{i-1} + \varphi_2 \psi_{i-2} + \dots + \varphi_p \psi_{i-p} \quad (2)$$

当 $i < 0$ 时, $\psi_i = 0$; 当 $i=0$ 时, ψ_i 为 N 维单位矩阵。

其次, 根据广义方差分解, X_i 的 H 步预测误差方差中由 X_j 解释的比例为 $\theta_{ij}(H)$:

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \psi_h \Sigma \psi_h' e_j)}, \quad H=1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

²¹ Sang H. Kang, Ron McIver and Seong-Min Yoon, "Dynamic spillover effects among crude oil, precious metal, and agricultural commodity futures markets", *Energy Economics*, Vol.62, 2017, pp.19-32.

²² Francis X. Diebold and Kamil Yilmaz, "Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers", *International Journal of forecasting*, Vol. 28, No.1, 2012, pp.57-66.

²³ Ansgar Belke, Ingo G. Bordon and Ulrich Volz, "Effects of global liquidity on commodity and food prices", *World Development*, Vol. 44, 2013, pp.31-43.

²⁴ GARCH(1,1)模型的公式表示为: $r_{it} = \mu + v_{it}\sigma_{it}$, $\sigma_{it}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta \sigma_{i,t-1}^2$, σ_{it} 为期货价格的波动率。

其中, Σ 为 ε_t 的方差协方差矩阵, σ_{jj} 是 Σ 的第 j 个对角元素, e_i 是 $N \times 1$ 维的选择列向量且第 i 个元素为 1, 其他元素为 0。

为满足 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H) = 1$ 的要求, 同时更加直观地了解和分析方差分解结果, 采取行加总的方式进行标准化:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H)}, H = 1, 2, 3, \dots \quad (4)$$

$\theta_{ij}(H)$ 测度了 X_i 的预测误差方差由 X_j 的信息冲击影响的比例, $\theta_{ij, i \neq j}(H)$ 为交叉方差份额。总溢出指数 $TI(H)$ 衡量了系统的总体溢出水平:

$$TI(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100 \quad (5)$$

最后, 方向性溢出指数 $C_{i \leftarrow}^H$ 和 $C_{\leftarrow i}^H$ 分别衡量了期货 i 接受来自其他期货和对其他期货溢出的水平:

$$C_{i \leftarrow}^H = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}(H), C_{\leftarrow i}^H = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}(H) \quad (6)$$

此外, 期货 i 的净溢出指数为 C_i^H :

$$C_i^H = C_{\leftarrow i}^H - C_{i \leftarrow}^H \quad (7)$$

当净溢出指数大于零时, 期货 i 是对其他商品期货信息溢出的净发送者; 而净溢出指数小于零时, 期货 i 为其他商品期货信息溢出的净接收者。

(二) 数据与模型参数设定

本文采用 Wind 商品种类指数代表的 10 种商品期货作为研究样本, 包括农副产品、化工、谷物、煤焦钢矿、有色、非金属建材、贵金属、油脂油料、软商品和能源。

本文不仅计算了 10 种商品期货日频收益率, 同时采用 GARCH(1,1) 模型估计各商品期货波动率并取其自然对数作为波动的度量。其中, $r_{i,t} = [\log(P_{i,t}) - \log(P_{i,t-1})] \times 100$, $P_{i,t}$ 为 t 时期第 i 种商品期货的收盘价。通过对 10 种商品期货收益率序列和波动率序列进行 ADF 检验得到所有序列均为平稳序列, 满足 VAR(p) 的建模条件。限于数据的可得性, 本文选取样本的时间跨度为 2015 年至 2021 年, 共计 1700 组日度观测值, 数据来源为 Wind 数据库。其中, 广义方差分解的预测期均设为 20, 滚动分析的窗口均设为 240, 即每个滚动子样本包含约 1 年的观测数据。

三、实证分析

(一) 商品期货间联动关系的静态分析

信息溢出指数表展现了总体溢出指数和方向性溢出指数, 进一步给出系统的信息溢出结构。

25 为对比不同种类商品期货间收益率溢出和波动率溢出结构的差异, 本文分别构建收益率和波动率的信息溢出表对商品期货价格之间的信息溢出结构进行深入探讨, 结果见表 1 和表 2。

表 1 我国 10 种商品期货的收益率信息溢出表 (%)

	农副产品	化工	谷物	煤焦钢矿	有色	非金属建材	贵金属	油脂油料	软商品	能源	FROM
农副产品	73.11	4.34	5.55	3.10	2.84	1.23	0.93	3.17	4.26	1.48	26.89
化工	2.37	41.05	1.53	10.30	10.16	9.79	2.08	6.12	9.00	7.60	58.95
谷物	5.60	3.16	74.15	1.68	2.45	1.35	0.52	6.48	3.90	0.71	25.85
煤焦钢矿	1.86	11.92	1.11	50.10	9.64	10.22	1.78	3.35	4.14	5.88	49.90
有色	1.84	12.27	1.45	9.58	50.86	5.87	3.28	4.39	6.28	4.18	49.14
非金属建材	0.92	12.67	1.05	10.87	6.07	55.67	1.33	3.54	3.97	3.90	44.33
贵金属	1.21	3.87	0.53	2.32	4.96	2.10	77.92	2.45	2.74	1.89	22.08
油脂油料	2.21	8.69	5.04	3.62	5.02	3.59	1.61	60.04	7.09	3.08	39.96
软商品	2.94	11.43	2.98	4.14	6.72	3.86	1.79	6.68	56.16	3.30	43.84
能源	1.21	10.62	0.93	7.44	5.17	4.37	1.53	3.24	3.81	61.69	38.31
TO	20.16	78.96	20.18	53.05	53.04	42.38	14.84	39.41	45.19	32.03	39.92
NET	-6.73	20.01	-5.67	3.15	3.91	-1.95	-7.24	-0.54	1.35	-6.29	

表 2 我国 10 种商品期货的波动率信息溢出表 (%)

	农副产品	化工	谷物	煤焦钢矿	有色	非金属建材	贵金属	油脂油料	软商品	能源	FROM
农副产品	60.09	4.47	6.33	4.15	2.28	3.41	2.39	7.75	4.26	4.87	39.91
化工	2.55	47.56	2.43	9.27	8.37	7.44	4.13	5.87	6.58	5.80	52.44
谷物	6.16	2.93	61.68	3.86	4.72	4.75	4.83	4.26	4.55	2.27	38.32
煤焦钢矿	3.75	10.81	2.10	50.71	8.50	5.83	3.37	4.38	6.11	4.45	49.29
有色	4.44	7.30	4.17	6.17	56.31	5.63	2.68	4.12	4.77	4.41	43.69
非金属建材	5.84	6.89	2.86	5.61	6.75	50.84	3.81	6.13	7.33	3.92	49.16
贵金属	2.00	2.86	3.84	2.42	3.54	2.48	60.87	6.70	10.11	5.17	39.13
油脂油料	5.66	3.99	3.00	4.87	7.61	3.97	1.63	54.91	7.44	6.93	45.09
软商品	10.69	6.04	3.06	4.85	3.93	2.30	3.05	8.10	54.87	3.11	45.13
能源	2.97	6.62	3.50	6.08	3.83	2.71	3.11	3.79	4.19	63.19	36.81
TO	44.06	51.92	31.30	47.28	49.53	38.51	29.00	51.11	55.33	40.93	43.90
NET	4.15	-0.53	-7.02	-2.01	5.84	-10.65	-10.14	6.02	10.20	4.12	

表 1 和表 2 中的数值为滚动样本测度的均值, 分别代表了 10 种商品期货收益率溢出和波动率溢出的平均水平。在两张信息溢出表中, 左上方 10*10 的矩阵为方差分解表, 第 i 行第 j 列表示 j 商品期货对 i 商品期货的信息溢出规模; FROM 一列为方向性溢出指数 $C_{i\leftarrow}^H$, TO 一行为方向性溢出指数 $C_{\leftarrow i}^H$, NET 一行为净溢出指数 C_i^H 。

对比表 1 和表 2 的结果可知, 首先, 就整体而言, 我国不同种类的商品期货间存在较强的联动关系。其中, 收益率总溢出的平均水平为 39.92%, 这表明在样本期内我国商品期货超过三分之一的价格变动可以归因于不同种类商品期货之间的溢出效应; 波动率总溢出的平均水平达

²⁵李政、刘淇、鲁晏辰:《主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据》,《金融研究》2020 年第 9 期, 第 59-77 页。

到 43.90%，表明不同种类商品期货间存在较强的波动溢出效应，且波动率传递较收益率更强。此外，在收益率层面，化工、有色和煤焦钢矿对其他期货的溢出指数 $C_{i \leftarrow j}^R$ 和接受其他期货价格的溢出指数 $C_{i \rightarrow j}^R$ 均位于前列，三种期货对其他期货具有较强的影响力且容易受到影响。在波动率层面，软商品对其他期货波动溢出的平均水平最高，其价格波动对其他商品期货具有较强的影响力。相反，谷物以及贵金属期货的收益率和波动率溢出水平均较低，两种期货的影响力较小。

其次，从单种商品期货对其他期货的溢出影响来看，一方面，在收益率层面，化工对除农副产品、谷物以及贵金属之外的其他商品期货的价格具有较强的影响，溢出强度均大于 8%。相比于收益率溢出，化工对其他期货的波动率溢出均有不同程度的降低，溢出结构也发生了变化；与此相对，无论在收益率还是波动率层面，农副产品和谷物对其他商品期货的影响力均较低，但二者之间存在较为紧密的价格关联。另一方面，贵金属期货的收益率和波动率溢出水平均为最低，但贵金属对其他 9 种商品期货的波动率溢出相较于收益率溢出均有所提升，这表明贵金属与其他商品期货之间的波动关联性更强。

再者，从单种期货接受其他期货的溢出影响来看，一方面，在收益率层面，化工受到煤焦钢矿和有色期货的影响更大，同时波动率层面的表现也是如此。结合上文发现，不论从收益率还是波动率层面，化工与煤焦钢矿和有色期货之间存在紧密的联动关系。另一方面，贵金属受到软商品期货波动溢出的影响最大，影响力为 10.11%，但收益率溢出的影响仅有 2.74%，这表明贵金属与软商品间的波动关联更为紧密且软商品是重要的风险溢出端。同理，软商品受农副产品波动率溢出的影响(10.69%)显著高于收益率溢出(2.94%)，即农副产品对软商品存在较强的风险溢出。

最后，就净溢出水平来看，不同种类商品期货的收益率净溢出和波动率净溢出表现出较大差异。化工和煤焦钢矿期货的收益率净溢出指数为正值，但二者的波动率净溢出指数为负，农副产品和能源的表现与之相反。这表明在我国商品期货间的联动体系中，化工、煤焦钢矿在价格引导方面占据主导地位，农副产品和能源是风险溢出的净发送者。值得注意的是，不论收益率层面还是波动率层面，软商品和有色期货的净溢出指数均值均大于零，说明二者在价格引导和风险溢出层面均占有重要地位。

（二）商品期货间联动关系的动态分析

1.10 种商品期货间的总体溢出。图 1 给出了我国 10 种商品期货间的总溢出指数的动态演化趋势。由图 1 可知，首先，在样本期内，10 种商品期货间的总体溢出水平的变动幅度较大，收益率溢出指数在 20.08%—59.11%之间变动，波动率溢出指数的变动范围在 30.30%—63.91%之间。其次，我国商品期货间的收益率总溢出指数在时间维度上呈现出先下降后上升的“U”型趋势。自 2016 年至 2020 年 1 月，商品期货间的收益率总溢出指数从峰值持续下降至 20.08%，但在新冠疫情暴发后，收益率溢出水平在短期内迅速提升，随后呈现稳步增长的趋势，这说明在疫情暴发初期，商品期货间的价格关联水平明显提升。最后，在受到极端风险事件的冲击时，商品期货波动率溢出的变动较收益率溢出更敏感。受中美贸易摩擦与疫情暴发的影响，我国商品期货波动率总溢出指数的变动幅度明显高于收益率总溢出指数的变动幅度，这表明相较于商品间价格关联性的提升，极端风险事件对商品期货间风险传染的影响力更强。

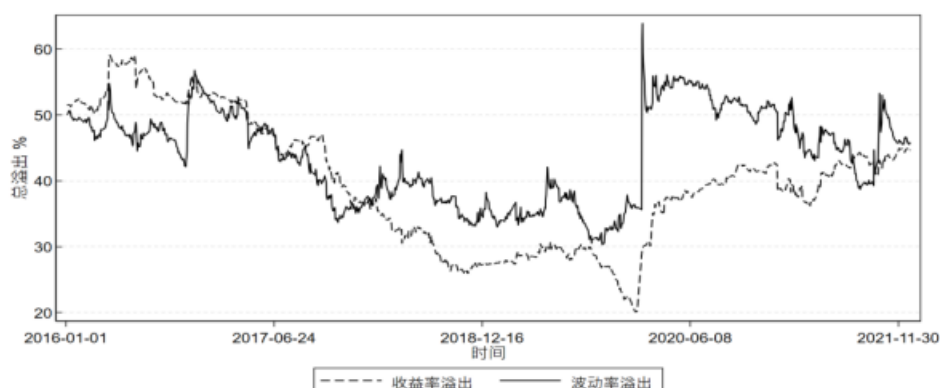


图1 我国10种商品期货的总溢出水平的时序特征

从整体来看,收益率和波动率总溢出指数存在交替变动的特征。以2018年3月中美贸易摩擦为时间节点,总体溢出指数的动态趋势可分为以下两个阶段:中美贸易摩擦以前,我国商品期货的收益率总溢出指数整体高于波动率总溢出,商品间存在较强的价格关联性。这主要得益于我国的供给侧结构性改革政策,随着“去产能”、“去杠杆”等一系列举措的实施,以煤焦钢矿和化工为主的相关产业的供给端收缩致使现货价格迅速攀升,投机者携大量资金涌入商品期货市场实现套利,从而加剧了商品间的价格联动,收益率总溢出指数升至59%。随着改革的不断深化及有关政策的推行,我国大宗商品的供需关系得到改善,商品定价呈回归基本面的趋势,收益率总溢出指数逐渐走弱。

中美贸易摩擦发生后,波动率总溢出指数绝大部分时间明显高于收益率总溢出指数,贸易摩擦加剧了全球金融市场的不确定性,我国商品期货的波动率溢出水平有所提升,商品间的风险溢出效应增强。为应对国内外经济环境的变化,我国积极调整市场的产业结构以保证国内经济平稳运行,商品期货的波动率总溢出维持在30%—40%之间浮动。2020年初,新冠肺炎疫情暴发进一步对我国商品市场及金融市场造成巨大冲击,商品期货间的收益率和波动率总体溢出水平均明显提升,其中波动率总溢出指数高达63.91%。这是因为受疫情影响,商品期货间的价格波动传导迅速加快,加剧了商品间的风险传递,波动率总溢出呈现“跳跃”式上升。而随着我国复产复工的不断推进,企业生产环境有所改善,市场长期预期向好,波动率总溢出指数呈现出稳步下降趋势,进一步体现了后疫情时期我国商品期货市场的不断完善。但在2021年8月至10月,商品期货的波动率总溢出指数出现小幅震荡,这可能与国内多省份实施“拉闸限电”和“能耗双控”的政策有关。该措施的实施一定程度上影响了我国工业及制造业的生产,在煤炭供给偏紧、需求旺盛、工业产量降低的背景下,化工、煤焦钢矿等重要期货的价格波动加剧了我国商品期货间的风险传染,波动率总溢出指数出现反弹上涨。

2.10 种商品期货间的方向性溢出。以下进一步采用方向性溢出指数测度某种商品期货对其他商品期货以及接受其他商品期货的信息溢出水平。图2和图3分别给出了10种商品期货收益率和波动率方向性溢出的时变过程。

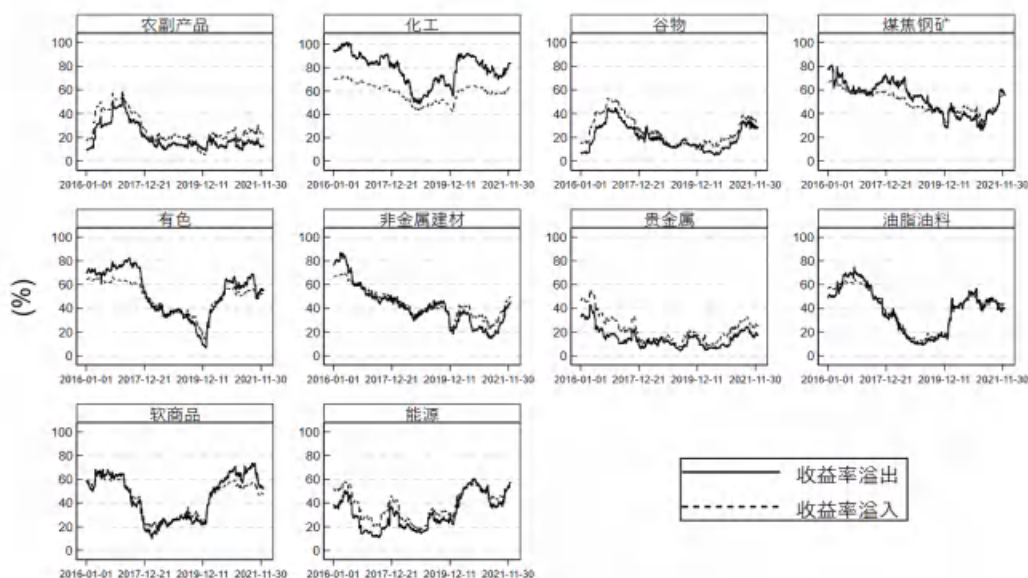


图2 10种商品期货收益率方向性溢出的时序特征

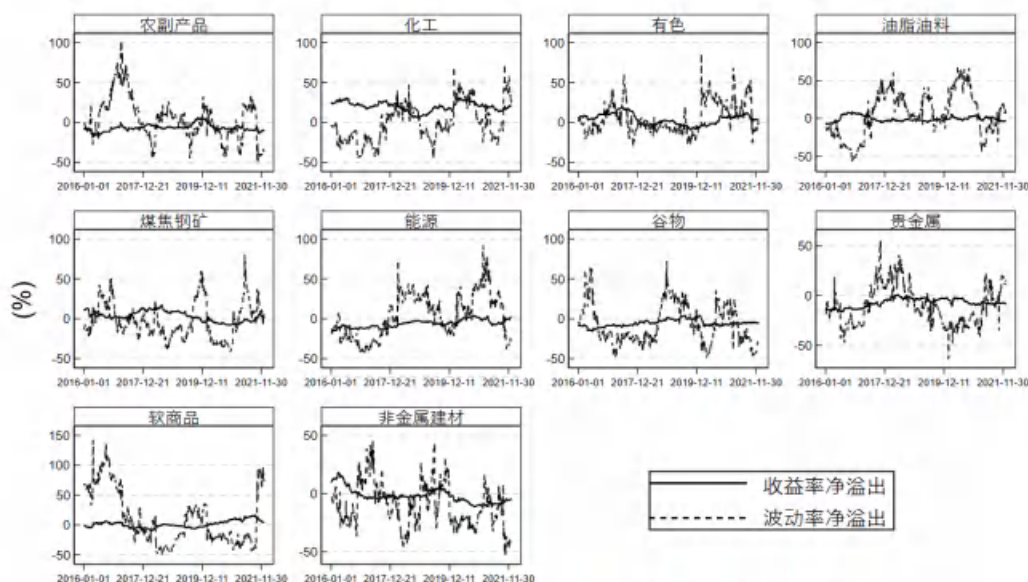


图3 10种商品期货波动率方向性溢出的时序特征

图2的结果表明,首先,从方向性溢出指数序列的形态来看,在样本期内,10种商品期货各自的溢入和溢出指数的形态基本一致,但大多数商品期货溢出的变动较溢入的变动更剧烈。其次,从方向性溢出的走势来看,大多数商品期货的溢出指数在2020年以前基本均呈现下跌趋势,2020年初疫情暴发后,溢入和溢出水平均有明显提升。值得注意的是,农副产品、谷物和贵金属期货的溢入和溢出指数在疫情暴发初期变动幅度均较小,这表明疫情冲击提升了大多数商品期货的溢出水平,但对农副产品、谷物和贵金属的影响较低。最后,在样本期内,化工期货的溢出指数的变动范围在48.67%—101.55%且始终高于其溢入指数,而贵金属的溢出水平仅在13.16%—42.99%之间,且始终低于其溢入指数。这充分表明化工期货对其他商品期货始终存在着较强的影响,在我国商品期货市场的价格体系中始终占据重要地位,而贵金属由于本身具有保值和避险属性,对其他商品的影响力较低且不易受到其他商品价格的影响。

图3给出了波动率方向性溢出指数的时序特征,结果表明,一方面,10种商品期货各自的溢入和溢出的走势在样本期内存在明显差异,溢出指数较各自溢入指数的变动更为剧烈。这是

因为即使每种期货对其他商品期货波动溢出的规模可能很大,但是当他们分散到 9 种期货中,每种商品期货受到波动冲击的规模就会小很多,因此,溢入水平的变动相对更为平缓。另一方面,在受到不同的极端风险事件冲击时,商品期货溢出指数的敏感程度存在差异。例如,软商品的波动率溢出在中美贸易摩擦期间明显提升,但在新冠肺炎疫情暴发期间其溢出水平的变动不大;有色和化工表现与之相反。这是因为商品期货与风险事件所涉及产品的关联度存在差异,如我国对于大豆、棉花进口存在较强的依赖性,而棉花、大豆等是中美贸易摩擦中牵涉最多的产品,且已有研究发现美国大豆期货价格对中国大豆期货价格存在单一方向的风险传染。²⁶因此,贸易摩擦的冲击明显提高了油脂油料和软商品两种期货的波动率溢出水平。2020 年新冠肺炎疫情暴发对我国制造业的冲击更为明显,上下游工业和制造业产出受限,供需结构失衡加剧了相关产品的价格波动,化工、有色期货的波动溢出水平均有大幅提升;与此相对,得益于我国农产品市场更为完善的收储和释放机制,农副产品的波动率溢入和溢出水平变动不大。因此,完善的政策制度对于稳定农副产品价格、防范极端风险发挥了积极作用。

3.10 种商品期货间的净溢出。图 4 给出了各商品期货在收益率层面和波动率层面净溢出指数的时序特征。

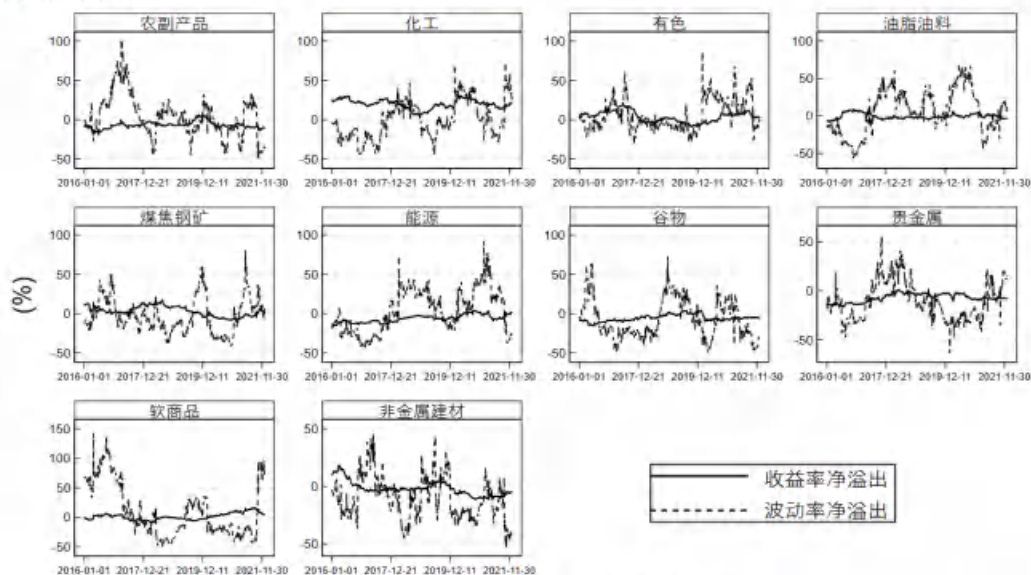


图 4 10 种商品期货净溢出水平的时序特征

在样本期内,10 种商品期货的波动率净溢出指数较收益率净溢出的变动更剧烈。从收益率层面来看,我国农副产品和能源期货是其他商品期货价格的净接收者,但农副产品的收益率净溢出指数仅在 2019 年 9 月至 2020 年 2 月为正值,能源期货的净溢出指数在 2020 年 5 月 18 日至年末基本始终为正值。在农副产品方面,2019 年下半年,受猪肉价格上涨、蛋类价格处于高位震荡的影响,食品价格涨幅强势;同时,疫情的暴发进一步造成农产品短期脱销,市场供需结构失衡,农副产品在此期间由价格冲击的净接收者转为净发送者。能源方面,我国自 2020 年 2 月 3 日暂停原油期货的夜盘交易以规避国际大宗商品市场的价格冲击,5 月 6 日夜盘交易恢复后,受到全球疫情蔓延的影响,能源期货的净溢出指数由负转正,能源期货转变成价格冲击的净发送者。不难看出,尽管农副产品和能源期货在较长时期内为价格冲击的净接收者,但是极端风险事件发生时,其净溢出指数均由负转正,对其他商品期货价格的影响力有所增强。但得益于我国农副产品市场具备较为完善的收储机制,疫情冲击对农副产品影响的持续时间较能源期货更短。

从波动率层面来看,一方面,结合图 3,各商品期货波动率净溢出的走势与各自溢出指数

²⁶ 曹洁、雷良海:《中美贸易争端加剧了商品期货市场的风险传染吗?——基于动态 M-Copula 模型的实证研究》,《投资研究》2019 年第 7 期,第 39-50 页。

的走势相似。按照研究方法中的定义，净溢出是各商品期货溢出水平与溢入水平的差值，由于各期货溢入指数的变动较为平缓，因此，净溢出的时序特征与各自溢出指数的走势相似。另一方面，在 2019—2020 年期间，贵金属的净溢出指数恒为负值且呈下降趋势，这表明在全球经济不确定性攀升及风险事件频发的时期，贵金属期货作为波动溢出的净接收者，充分发挥出了避险与保值功能。

（三）稳健性检验

为了避免所得结果因模型参数设定的不同而改变，本文改变了滚动回归分析中的窗口长度 W ，以考察上述结论的稳健性。图 5 和图 6 分别给出了窗口长度 W 为 180、240 和 300 时商品期货间收益率总溢出和波动率总溢出水平的时序特征。从收益率溢出角度，当窗口期为 180 时，收益率总溢出水平在 20.43%—58.50% 之间波动，均值为 41.24%；当窗口期为 300 时，收益率总溢出水平在 21.23%—58.10% 之间波动，均值为 39.00%；这与上述窗口期为 240 时的滚动窗分析的测度结果接近，且在不同窗口长度下，收益率溢出指数的动态变化趋势基本一致。因此，改变滚动分析的窗口长度并未对相关结论产生实质性的影响。

从波动率溢出角度看，窗口期为 180、240 和 300 时，对应总溢出水平的均值分别为 48.62%、43.90% 和 40.26%，随着滚动窗口的拉长，波动率总体溢出水平有所减弱，但整体的变动趋势基本没有发生变化，商品期货在受到中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情等极端风险事件影响时，总体溢出水平明显提升的结论依然成立。

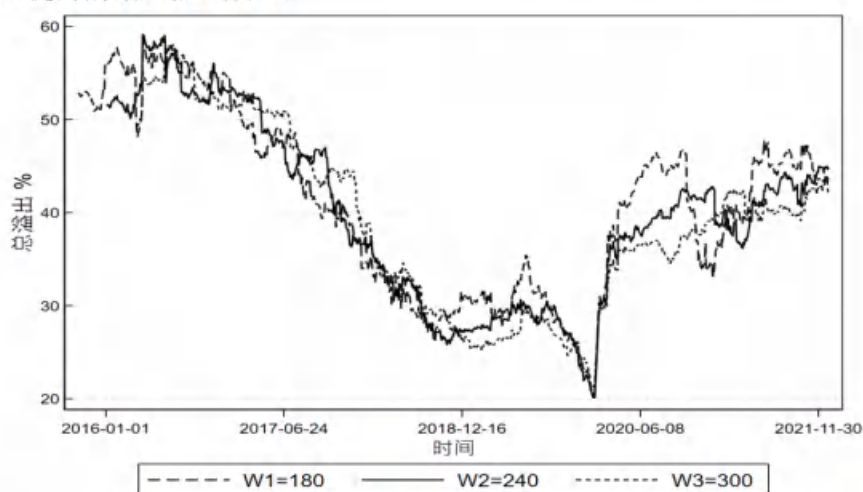


图 5 不同滚动窗口长度下商品期货间收益率总溢出的时变特征

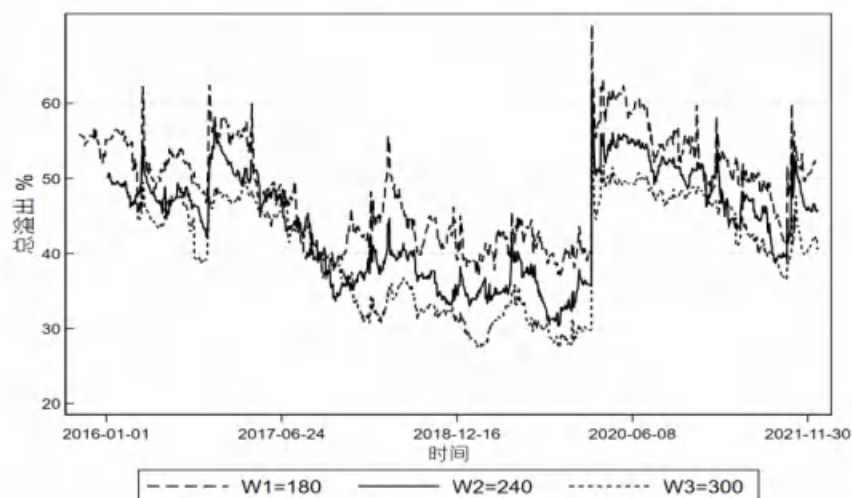


图 6 不同滚动窗口长度下商品期货间波动率总溢出的时变特征

四、结论与政策建议

本文采用基于 VAR 模型的动态溢出指数方法,从收益率和波动率两个层面对我国 10 种商品期货价格的联动关系做出系统性分析,得出如下结论:

第一,从总体溢出水平来看,我国商品期货之间存在紧密的联动关系。在样本期内,收益率总溢出指数呈先下降后上升的“U”型走势,波动率总溢出指数没有明显的趋势特征,但受到极端风险事件的冲击易发生突变,且在中美贸易摩擦后,商品期货间的联动关系主要表现为波动关联。

第二,从方向性溢出来看,一方面,化工的收益率溢入和溢出的平均水平均为最高,且其收益率溢出水平在样本期内始终高于溢入水平,化工在价格引导方面居于主导地位;软商品波动溢出的平均水平最高,且其在样本期期初和期末的波动率溢出明显高于溢入水平,是最重要的风险发送者;与此相对,谷物和贵金属均为价格和风险的净接收者。另一方面,在收益率层面,10 种商品期货的方向性溢出在新冠肺炎疫情暴发后均呈现不同程度的上升,商品间的价格关联水平有所提升;但在波动率层面,10 种期货的溢出水平对不同极端风险事件冲击的敏感度存在差异,有色和化工的溢出水平对疫情冲击更敏感,而软商品的溢出水平对中美贸易摩擦的冲击更敏感。

第三,商品期货两两之间的收益率溢出和波动率溢出存在结构差异。相较于收益率溢出,农副产品对其他单种期货波动溢出的影响均有所提高,而化工对其他单种期货波动溢出的影响均有所降低。但不论收益率层面还是波动率层面,化工、有色和煤焦钢矿彼此之间的影响力大多在 8.5% 以上,三者之间存在紧密的联动关系。

上述实证分析结果具有一定的政策指导意义。首先,宏观政策制定者对于极端风险事件要给予重视。疫情等极端风险事件显著提高了商品期货间的信息溢出水平,尤其是波动溢出最高达到 63.91%,政策制定者可以采取行政手段加强防范特殊时期的系统性风险。其中,农产品市场的收储机制对于稳定农副产品价格发挥了积极作用,因此,基于不同种类商品期货的市场特征制定更为完善的政策制度可以有效稳定商品价格、防范风险冲击。其次,建立具有针对性的商品期货价格波动监控预警系统。化工、煤焦钢矿、有色以及软商品四种期货受其他商品期货影响较大,且对其他商品期货的影响力也较强,其相互之间也存在着强关联性。期货市场监管者应重点关注这类具有全局影响力的商品期货,避免该类商品价格波动造成我国商品期货市场系统性风险的集中爆发。最后,投资者在构建投资组合时也要注意评估商品期货间的关联性,尤其是在市场动荡时期。对于投资者而言,商品间关联度越高,投资多样化的程度越低,投资风险也会有所提升,及时评估商品期货间联动关系的变动对投资者优化投资组合、设计对冲操作至关重要。

Research on Information Spillover Effect of China's Commodity Futures: A Comparative Analysis Based on Price and Volatility Connectedness

Bu Lin, Ren Shuo

[Abstract]:

Selecting the daily data from 2015 to 2021, this paper applies the dynamic spillover index based on the VAR model to explore the linkage relationship between different kinds of commodity futures in China from the perspective of return and volatility. The results show that:(1)The total return spillover shows a "U"-shaped trend during the sample period, while the total volatility spillover is more sensitive to the shock of extreme risk events.(2)Chemicals and soft commodities are important price leaders and risk senders in China's commodity futures market, while grains and precious metals are net receivers of price and risk. In addition, the return spillovers of 10 commodity futures have increased to varying degrees after the COVID-19 outbreak, but volatility spillovers have different sensitivities to different extreme risk events. The volatility spillover of chemical is more sensitive to the shock of COVID-19, and the volatility spillover of soft commodity is more sensitive to Sino-US trade disputes.(3)There are obvious structural differences in return spillovers and volatility spillovers between commodity futures. The conclusions of this paper have practical significance for government policy making and investors' investment decision-making.

[Keywords]: Commodity Futures; Spillover Index; Price Connectedness; Volatility Connectedness

全球外汇市场溢出效应与人民币国际影响力研究

李 政^{1,2}, 王鑫雨¹, 卜 林¹

1. 天津财经大学 金融学院, 天津 300222

2. 天津财经大学 金融科技与风险管理实验室, 天津 300222

[摘要]:

选取 2006—2020 年全球 25 种货币的汇率收益率, 采用基于 QVAR 模型的溢出指数方法, 从静态和动态两个方面考察正常状态与极端状态下全球外汇市场溢出效应的差异, 并且构建相对溢出指数量化差异程度, 探讨极端状态下的人民币国际影响力。研究发现: 第一, 基于条件均值与条件中位数的溢出指数可以很好地捕捉正常状态下全球外汇市场的溢出效应, 而对极端状态下的溢出效应产生误判。第二, 相比正常状态, 极端状态下全球外汇市场的总溢出水平显著上升, 两两货币间的溢出效应大多被低估, 并且极端贬值状态下的溢出效应更强。第三, 极端状态下, 绝大多数货币的溢入水平均呈现上升趋势, 且新兴经济体货币上升幅度更大; 溢出水平的变化则存在差异, 新兴经济体货币表现为大幅上升而多数发达经济体货币则为小幅下降。第四, 在两种极端状态下, 人民币的方向性溢出水平大幅上升, 且溢出水平上升幅度更大, 人民币由正常状态下的净接收者转变为极端状态下的净输出者, 国际影响力显著增强。

[关键词]: 汇率; 溢出效应; 国际影响力; 极端状态; 人民币国际化; QVAR 模型; 尾部依赖

[文献标识码]: A

[文章编号]:

随着全球经济一体化程度的不断加深, 世界各国之间贸易往来、资本流动愈加频繁, 货币间关联水平不断提升, 为汇率风险的传递提供了渠道。当一国或地区有重大事件发生时, 汇率风险必然通过多种渠道传递至关联国家, 从而引发全球汇率危机。近年来, 国际环境愈发复杂, 极端事件频频发生, 全球金融危机、欧债危机、英国“脱欧”、中美贸易摩擦和新冠肺炎疫情等事件均对全球外汇市场造成一定影响。比如, 随着新冠肺炎疫情在全球蔓延, 全球汇率风险溢出效应显著增强, 且溢出结构发生明显变化。因此, 在经济一体化深化与极端事件频发的背景下, 基于全球视角敏锐地捕捉各国外汇市场的关联性、科学地审视汇率风险溢出显得尤为重要。

各国汇率的溢出效应实际上是国家间经济实力的较量和角逐[1], 研究人民币汇率溢出有助于明晰人民币在国际货币体系中所处的地位及其国际影响力。自 2005 年“721 汇改”以来, 人民币汇率形成机制改革始终以市场化方向, 在完善人民币汇率形成机制的基础上推动人民币国际化[2]。随着人民币汇率形成机制不断改革和完善, 人民币在国际市场上的影响力得到显著提升, 越来越多的学者通过基于 VAR 模型的 DY 溢出指数对此进行研究。研究结果显示, 近年来人民币的国际影响力显著提高, 但与美元、欧元、英镑等较为成熟的国际货币相比, 人民币的总体溢出水平仍较低, 国际影响力仍有待进一步提高[1,3-4]。然而, 基于 VAR 模型的 DY 溢出指数只能反映正常状态下的溢出效应, 受极端风险事件影响, 不同状态下的溢出强度及方向可能存在差异。现有研究已经表明, 在极端事件发生期间汇率风险溢出的强度会显著增加[5]。那么, 在极端状态下, 不同货币的方向性溢出会发生怎样变化? 不同类型经济体货币溢出效应

收稿日期: 2021-08-18。

基金项目: 国家社会科学基金青年项目“基于经济金融关联网络的中国系统性风险监控预警研究”(21CJY046)。

作者简介: 李政, 男, 天津财经大学金融学院/金融科技与风险管理实验室教授, 博士生导师, 研究方向为系统性风险与宏观审慎监管; 王鑫雨, 女, 天津财经大学金融学院硕士研究生, 研究方向为金融风险管理; 卜林, 男, 通信作者, 天津财经大学金融学院副教授, 硕士生导师, 研究方向为金融风险管理, 电子邮箱为 bulin@tjufe.edu.cn。

的变化是否一致?溢出结构如何?对人民币的国际影响力有何影响?科学回答上述问题,不仅可以有效把握极端状态下全球各经济体货币溢出效应的变化,为各国制定差异化的汇率风险防范策略提供有益参考,也可以明晰极端状态下人民币的国际影响力,加快推进人民币的国际化进程。

鉴于此,本文将分位数向量自回归(quantile vector autoregression, QVAR)模型与 DY 溢出指数相结合,从静态和动态两个方面研究正常状态与极端状态下全球外汇市场溢出效应的差异,同时构建相对溢入溢出指数量化差异程度,以此来探讨极端状态下人民币的国际影响力。本文的边际贡献主要有以下三点:第一,采用基于 QVAR 模型的溢出指数方法,测度在整个条件分布下的溢出效应,研究正常状态与极端状态下全球 25 种货币汇率溢出效应的差异。第二,从静态和动态两个方面,对不同类型经济体货币在极端状态下总溢出及方向性溢出的变化进行详细分析,并构建相对溢入溢出指数量化差异程度。第三,深入分析极端状态下人民币溢出效应的变化,进而探讨极端状态下的人民币国际影响力。

一、文献评述

自 Diebold 等[6]基于 VAR 模型提出 DY 溢出指数后,该指数就受到学者们的广泛关注[7]。它将内容丰富的方差分解结果浓缩成简单精炼的指数,不仅能够给出溢出的水平与方向,而且可以通过滚动(或递归)分析有效捕捉信息溢出的时变特征,以此来研究不同经济环境下溢出水平的动态变化、评估各种政策事件带来的影响[8]。国内外学者采用该指数对汇率的溢出效应展开分析,研究主要涉及两个层面:一是收益率,二是波动率。

在收益率层面,王有鑫等[1]对人民币与其他 22 种主要货币的溢出效应进行测算,发现人民币汇率主要影响范围集中在东亚和东南亚等双边经贸联系紧密的地区,同时人民币的溢出效应提高、溢入效应下降,意味着人民币在国际货币体系中的影响力逐渐提升。刘场等[9]研究了 5 个国际货币基金组织(IMF)特别提款权(SDR)货币的汇率溢出效应,发现受经济逆全球化和跨境资本本土化倾向影响,主要国际货币间的关联程度逐渐减弱,人民币汇率溢出效应呈震荡减弱趋势。张莹莹[10]考察了人民币与“一带一路”沿线主要货币汇率之间的溢出效应及其动态演化,指出上述货币汇率的一体化程度日益加强,人民币汇率净溢出效应逐步提升,在该区域的影响力逐渐增强。

在波动率层面, Antonakakis[11]先通过 GARCH 模型计算得到汇率波动率,然后研究了引入欧元前后主要货币之间波动率溢出的变化,发现引入欧元之后波动溢出水平有所下降,并且欧元(德国马克)是主要净输出者,英镑为主要净接收者。Barunik 等[12]将波动分解为“好波动”与“坏波动”,考察了 6 种货币(澳元、英镑、加拿大元、欧元、日元以及瑞士法郎)之间的波动溢出,研究发现在外汇市场上“坏波动”溢出起主导作用,货币间波动溢出呈现非对称性,同时“好波动”溢出与货币政策及实体经济的事件相关,而“坏波动”溢出与财政政策的事件相关。

此外,部分学者同时考察了两个层面的汇率溢出效应。Salisu 等[13]采用 GARCH 模型计算得到汇率波动率,研究了世界上交易量最大的 6 种货币的溢出,指出与收益率溢出相比,波动率溢出水平相对较低,同时在滚动窗口分析中,收益率溢出表现出温和的变化趋势和震荡波动,而波动率溢出只有显著的震荡波动并未呈现趋势特征。王雪等[3]则借鉴 Diebold 等[6]的方法,利用外汇市场每日的最高价和最低价计算得到汇率波动率,研究发现两次汇改之后,无论在收益率还是在波动率层面,人民币汇率接受的信息溢出均逐渐增强,但与其他主要国际货币相比,其信息溢出和影响程度有限,人民币的总体溢出水平还较低,影响力与较为成熟的国际货币相比还有较大差距。

近年来,随着研究的逐步深入,部分学者发现基于 VAR 模型的 DY 溢出指数存在一定的局限性,并对其进行了扩展。李红权等[4]在研究人民币汇率与 7 个主要发达国家货币汇率的信息溢出关系时,发现 DY 溢出指数模型给予所有变量相同的权重,在分析货币的国际地位时存在

偏差,故提出修正的DY溢出指数模型,将不同货币赋予相应的权重,对DY溢出指数模型进行加权修正处理。由于VAR模型存在“维度诅咒”问题,Wen等[14]采用收益率的绝对值作为波动率的度量,基于LASSO-VAR模型构建溢出指数,建立了全球外汇市场65种主要货币的波动关联网络,发现美元和欧元是主要的净输出者,而包括日元和英镑在内的其他货币基本上是净接收者;方意等[15]通过GJR-GARCH模型计算得到17种货币汇率的动态波动率,利用基于LASSO-VAR模型的溢出指数,考察了新冠肺炎疫情冲击下全球外汇市场的风险传染,发现疫情冲击下新兴市场国家是主要的风险输出者。为了考察不同周期下的汇率溢出效应,卞志村[16]采用基于广义方差分解谱表示的BK溢出指数模型,对全球15种主要货币的波动率构建溢出网络,发现总溢出指数在频域中呈现“区制转移”特征,即平常时期内主要由短期溢出驱动,而在危机时期内大多受长期溢出的影响。李政等[17]则将LASSO-VAR模型与BK溢出指数模型相结合,从频域视角对长期和短期下全球25种主要货币的收益率溢出效应进行了研究,结果表明,发达经济体货币的溢出水平在不同周期下均明显高于新兴市场经济体货币,但二者的溢入水平比较接近。由此可见,基于DY溢出指数的汇率溢出效应研究正日趋完善,但现有的溢出指数实际上是将基于条件均值的溢出关系推广到整个条件分布,难以准确捕捉极端状态下全球外汇市场的溢出效应。

有鉴于此,本文将QVAR模型与DY溢出指数相结合,对全球25种货币在不同状态下的溢出效应进行研究,充分考察正常状态与极端状态下全球外汇市场溢出效应的差异,并对极端状态下的人民币国际影响力进行探讨。

二、研究方法与数据说明

(一) 研究方法

基于VAR模型的DY溢出指数虽然应用广泛,但存在一个较为突出的问题:该方法是基于条件均值的测度,它实际上是将基于条件均值的溢出关系推广到整个条件分布,难以准确捕捉极端状态下各变量之间的溢出效应[18-20]。因此,本文将QVAR模型与DY溢出指数相结合,构造基于不同条件分位数的溢出指数。该方法通过设置不同分位水平来代表不同状态,以此来捕捉不同状态下变量间的溢出效应。其中,以汇率收益率的条件中位数表示正常状态,以0.01条件分位数表示极端贬值状态,以0.99条件分位数表示极端升值状态。

本文先建立包含N个变量的QVAR模型,再依据Diebold等[6]的方法建模,采用广义方差分解来构建总溢出指数和方向性溢出指数,最后为进一步考察货币的方向性溢出以及两两间的溢出水平受极端状态的影响,本文借鉴Adrian等[21]关于 ΔCoVaR 的构建思路,基于极端条件分位数与条件中位数构建了相对溢入溢出指数。

首先,对于具有N个变量的向量过程 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})'$, $t = 1, 2, \dots, T$, 其在条件分位数 τ 下n维QVAR(p)过程如下:

$$y_t = c(\tau) + \sum_{i=1}^p B_i(\tau) y_{t-i} + \varepsilon_t(\tau), t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中, $\tau \in (0, 1)$; y_{it} 表示t时期货币i的汇率收益率; $\varepsilon_t(\tau) \sim i.i.d.(0, \Sigma(\tau))$ 、 $B_i(\tau)$ 和 $c(\tau)$ 分别表示与条件分位数 τ 相对应的N维误差列向量、 $N \times N$ 维系数矩阵和N维截距列向量。

对于式(1)的QVAR(p)模型,当其满足稳定性条件时,可将其转化为QVMA(∞)过程:

$$y_t = \mu(\tau) + \sum_{s=0}^{\infty} A_s(\tau) \varepsilon_{t-s}(\tau), t = 1, \dots, T \quad (2)$$

其中, $\mu(\tau) = (I_n - B_1(\tau) - \dots - B_p(\tau))^{-1} c(\tau)$, $A_s(\tau)$ 表示与条件分位数 τ 相对应的 QVMA 系数矩

阵, 其服从 $A_s(\tau) = \begin{cases} 0, s < 0; I_n, s = 0 \\ B_1(\tau)A_{s-1}(\tau) + \dots + B_p(\tau)A_{s-p}(\tau), s > 0 \end{cases}$ 。

其次, 本文进一步采用广义方差分解构建总溢出指数及方向性溢出指数, 在变量 i 的 H 步预测误差方差中, 由变量 j 引起的比例为 $\theta_{ij}^H(\tau)$:

$$\theta_{ij}^H(\tau) = \frac{\sigma(\tau)_{jj}^{-1} \sum_{s=0}^{H-1} (e_i' A_s(\tau) \Sigma(\tau) e_j)^2}{\sum_{s=0}^{H-1} (e_i' A_s(\tau) \Sigma(\tau) A_s'(\tau) e_i)} \quad (3)$$

其中, $\Sigma(\tau)$ 为 $\varepsilon_t(\tau)$ 的方差协方差矩阵; $\sigma(\tau)_{jj}$ 为 $\Sigma(\tau)$ 的第 j 个对角元素; e_i 为选择列向量,

第 i 个元素取值为 1, 其余元素为 0。由于 $\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^H(\tau) \neq 1$, 式 (3) 可通过行加总进行标准化处理:

$$\tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = \theta_{ij}^H(\tau) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}^H(\tau) \quad (4)$$

此时, $\sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = 1$, $\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau) = N$, $\tilde{\theta}_{ij}^H(\tau)$ 度量了在预测期 H 下 j 货币对货币 i 的汇率溢出水平。在此基础上, 构建在分位数 τ 下的总溢出指数和方向性溢出指数:

$$TSI(\tau) = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau)}{N} \times 100$$

$$From_i(\tau) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ij}^H(\tau), \quad To_i(\tau) = \sum_{j=1, j \neq i}^N \tilde{\theta}_{ji}^H(\tau) \quad (5)$$

其中, $TSI(\tau)$ 、 $From_i(\tau)$ 和 $To_i(\tau)$ 是与条件分位数 τ 相对应的总溢出指数以及方向性溢出指数。

最后, 基于极端条件分位数与条件中位数构建如下相对指数:

$$\Delta From_{i,L} = From_i(0.01) - From_i(0.5), \quad \Delta From_{i,R} = From_i(0.99) - From_i(0.5) \quad (6)$$

式 (6) 为左右尾相对溢入指数, $\Delta From_L$ 和 $\Delta From_R$ 分别衡量极端贬值与极端升值状态下各货币溢入水平相较于正常状态的变化。

$$\Delta To_{i,L} = To_i(0.01) - To_i(0.5), \quad \Delta To_{i,R} = To_i(0.99) - To_i(0.5) \quad (7)$$

式 (7) 为左右尾相对溢出指数, ΔTo_L 和 ΔTo_R 分别衡量极端贬值与极端升值状态下各货币溢出水平相较于正常状态的变化。

$$\Delta SI_{i,L} = \tilde{\theta}_{ij}^H(0.01) - \tilde{\theta}_{ij}^H(0.5), \quad \Delta SI_{i,R} = \tilde{\theta}_{ij}^H(0.99) - \tilde{\theta}_{ij}^H(0.5) \quad (8)$$

式 (8) 为左右尾相对定向溢出 (ΔSI) 指数, ΔSI_L 和 ΔSI_R 分别衡量极端贬值与极端升值状态下两两间溢出水平的变化。

（二）变量选取与数据来源

本文选取 2006 年 1 月 2 日—2020 年 12 月 28 日 27 期间全球 25 种货币的汇率收益率进行研究，数据频率为周度，共计 783 个数据样本。所有货币均以美元为基准，采用间接标价法，故样本中不包含美元。依据 IMF 2020 年的世界经济展望数据库对发达经济体与新兴市场和发展中经济体的划分，25 种货币中包含 13 个发达经济体货币和 12 个新兴市场和发展中经济体货币²⁸。本文样本囊括了全球 GDP 排名前 20 经济体的货币以及由环球银行金融电信协会（SWIFT）统计的全球支付货币前 20 的货币，具有较强的代表性。数据来自 Pacific Exchange Rate Service 数据库。

三、实证结果与分析

（一）汇率溢出效应的静态分析

本文分别采用基于条件均值、条件中位数（ $\tau=0.5$ ）以及极端条件分位数（ $\tau=0.01$, $\tau=0.99$ ）的溢出指数进行全样本估计，考察相较于正常状态，在极端状态下全球外汇市场溢出效应的变化。依据 AIC 原则，VAR 模型滞后阶数设为 1；预测误差方差分解的期数定为 6。25 种货币分别基于条件均值、条件中位数（ $\tau=0.5$ ）以及极端条件分位数（ $\tau=0.01$, $\tau=0.99$ ）的溢出信息见表 1。

由表 1 第（1）（2）列可知：第一，基于条件均值的总溢出指数为 75.65%，表明货币间关联水平较强，全球外汇市场的溢出效应较为显著。第二，不同货币的溢入水平与溢出水平均差异较大，货币间溢出存在非均衡性。25 种货币溢入水平的变化范围为 19.91%（沙特里亚尔）~88.22%（澳大利亚元），溢出水平为 6.37%（沙特里亚尔）~136.77%（新加坡元）。不同货币间溢入溢出水平差异均较大，溢出效应存在非均衡性。第三，汇率溢出较高的货币其溢入水平也较高，且大多数发达经济体货币的溢入溢出水平均高于新兴经济体货币。对溢入和溢出水平排序发现，各经济体货币的溢入和溢出水平排名大体相当，说明溢出水平较高的货币其溢入水平也较高。进一步发现，发达经济体货币排名靠前，表明大多数发达经济体货币的溢入溢出水平均高于新兴经济体货币²⁹。

由表 1 第（3）（4）列可知：第一，基于条件中位数的总溢出指数接近于基于条件均值估计的结果。基于条件中位数的总溢出指数为 74.75%，略低于基于条件均值的 75.65%，二者对货币间关联水平的评估近乎一致。第二，基于条件中位数的方向性溢出特征与基于条件均值的结果基本相同。一方面，货币间溢入水平与溢出水平变化范围均较大。25 种货币溢入水平的变化范围是 19.83%（沙特里亚尔）~88.01%（新加坡元），溢出水平的变化范围是 5.03%（沙特里亚尔）~134.26%（新加坡元），货币间溢出效应差异显著。另一方面，各经济体货币溢出水平与其溢入水平存在正相关性，且大多数发达经济体货币的溢入溢出水平均高于新兴经济体货币。

综上，基于条件均值与基于条件中位数的溢出指数测度结果基本一致，说明二者均能够很好地捕捉正常状态下全球外汇市场的溢出效应。下文将基于条件中位数与基于极端条件分位数的溢出结果进行比较，考察全球外汇市场在极端贬值和升值状态下溢出效应的变化。

表 1 第（5）（6）列为 25 种货币基于 0.01 条件分位数的方向性溢出和总溢出指数，反映了极端贬值状态下的溢出效应，同时第（9）（10）列给出了该状态下的相对溢入溢出指数。综合上述可知：其一，在极端贬值状态下，全球外汇市场的整体关联性显著增强。基于 0.01 条件分位数的总溢出指数为 94.28%，远高于基于条件中位数的 74.75%。在极端贬值状态下，总溢出指

²⁷ 由于 2005 年 7 月以前中国以及马来西亚采取盯住美元的汇率政策，其汇率波动几乎为 0，不具有代表意义，故样本起始时间选在 2006 年 1 月。

²⁸ 13 个发达经济体货币分别为日元、欧元、英镑、加拿大元、韩元、澳大利亚元、瑞士法郎、港币、新加坡元、挪威克朗、瑞典克朗、丹麦克朗以及新西兰元；12 个新兴市场和发展中经济体货币分别为人民币、印度卢比、巴西雷亚尔、俄罗斯卢布、墨西哥比索、印尼卢比、沙特里亚尔、土耳其里拉、泰铢、波兰兹罗提、马来西亚林吉特以及南非兰特。

²⁹ 在新兴经济体中，波兰兹罗提是个例外，其溢入水平与溢出水平均较高。

数大幅攀升，全球货币关联性显著增强。此时，基于条件中位数的溢出指数将低估左尾的总溢出水平。其二，在极端贬值状态下，货币间溢入水平的差异减小，同时所有货币溢入水平均显著上升。一方面，基于条件中位数的溢入水平标准差为 18.95%，而基于 0.01 条件分位数时仅为 3.11%，货币间差异显著缩小；另一方面，与基于条件中位数的测度结果相比，各货币在贬值状态下的溢入水平均高于正常状态。并且，大多数新兴经济体货币溢入水平上升幅度较大，而大多数发达经济体货币溢入水平上升幅度相对较小。但总的来讲，25 种货币的溢入水平均存在不同程度的低估。其三，在极端贬值状态下，货币间溢出水平的差异增大，且不同货币溢出水平变化各异。基于条件中位数的溢出水平标准差为 38.77%，而基于 0.01 条件分位数时为 45.68%，货币间溢出水平差异增大。同时，不同货币溢出水平的变化不同，14 种货币溢出水平上升，11 种货币溢出水平下降。相比其他货币，泰铢、俄罗斯卢布、日元、港币、人民币、墨西哥比索的溢出水平上升幅度较大，丹麦克朗、欧元以及加拿大元的溢出水平则大幅下降。

表 1 25 种货币在不同状态下的溢出效应 %

货币	正常状态 (条件均值)		正常状态 ($r=0.5$)		极端贬值状态 ($r=0.01$)		极端升值状态 ($r=0.99$)		极端贬值状态 ($r=0.01$)		极端升值状态 ($r=0.99$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	To	From	To	From	To	From	To	From	ΔTo	$\Delta From$	ΔTo	$\Delta From$
人民币	21.92	58.75	22.38	56.43	111.25	95.82	142.00	82.10	88.87	39.39	119.61	25.67
瑞士法郎	61.56	78.45	61.23	77.82	59.70	95.28	165.62	68.89	-1.52	17.46	104.39	-8.93
日元	8.38	31.36	7.66	28.91	105.38	86.98	72.99	87.42	97.72	58.08	65.33	58.51
欧元	114.91	87.12	114.83	86.92	37.75	97.33	179.22	84.30	-77.08	10.41	64.39	-2.62
丹麦克朗	115.04	87.15	114.94	86.98	37.72	97.37	171.60	84.31	-77.22	10.39	56.66	-2.67
韩元	83.19	83.55	82.20	82.97	95.10	95.49	120.87	86.86	12.90	12.52	38.68	3.89
港币	10.95	39.94	10.86	36.39	105.95	95.79	45.16	93.99	95.10	59.40	34.31	57.60
沙特里亚尔	6.37	19.91	5.03	19.83	64.45	92.87	35.77	89.38	59.42	73.04	30.74	69.55
澳大利亚元	125.91	88.22	125.00	87.80	115.92	92.85	144.61	85.83	-9.08	5.05	19.61	-1.97
印尼卢比	46.62	77.36	43.73	73.74	67.63	95.96	60.14	92.41	23.90	22.22	16.41	18.67
土耳其里拉	61.03	77.72	60.69	77.28	28.58	97.64	71.52	92.32	-32.11	20.37	10.83	15.04
新西兰元	104.10	86.65	103.89	85.89	136.82	93.10	113.68	87.10	32.93	7.21	9.79	1.21
巴西雷亚尔	76.23	81.42	75.17	80.90	122.45	85.79	82.19	84.65	47.27	4.89	7.02	3.74
俄罗斯卢布	51.09	75.14	47.32	73.31	157.17	93.81	50.32	89.90	109.84	20.50	3.00	16.59
南非兰特	89.62	83.49	89.79	83.10	88.71	95.28	90.01	85.75	-1.09	12.18	0.21	2.64
泰铢	39.35	73.32	39.53	72.99	195.59	91.72	38.22	93.77	156.06	18.73	-1.30	20.78
马来西亚林吉特	84.33	84.28	83.34	83.43	99.46	95.98	75.08	89.69	16.12	12.55	-8.26	6.26
英镑	69.17	82.49	69.44	82.41	58.86	95.11	56.77	89.56	-10.58	12.69	-12.67	7.15
印度卢比	58.16	78.31	59.45	77.41	78.08	94.92	43.26	94.36	18.63	17.52	-16.19	16.95
瑞典克朗	114.26	87.16	112.79	86.96	84.65	95.80	94.94	90.63	-28.14	8.84	-17.85	3.67
波兰兹罗提	121.06	88.04	120.61	87.82	71.16	96.55	95.69	87.77	-49.45	8.73	-24.92	-0.05
新加坡元	136.77	88.20	134.26	88.01	181.36	90.76	108.06	89.63	47.10	2.75	-26.21	1.62
墨西哥比索	75.21	80.72	72.25	80.16	151.72	90.91	43.35	90.54	79.47	10.75	-28.90	10.38
加拿大元	93.78	84.91	94.72	84.03	20.27	98.44	42.58	88.25	-74.46	14.41	-52.15	4.22
挪威克朗	122.16	87.52	117.63	87.26	81.30	95.45	59.15	93.40	-36.33	8.19	-58.48	6.14
总溢出	75.65		74.75		94.28		88.11					

表 1 第 (7) (8) 列为 25 种货币基于 0.99 条件分位数的方向性溢出和总溢出指数，反映在极端升值状态下的溢出效应，同时第 (11) (12) 列给出了该状态下的相对溢入溢出指数。综合上述可知：其一，与极端贬值状态相同，在极端升值状态下，全球外汇市场的整体关联性显著增强。基于 0.99 条件分位数的总溢出指数为 88.11%，高于基于条件中位数的 74.75%。此时，总溢出指数较大幅度攀升，货币间溢出效应加剧，基于条件中位数的测度会低估总溢出水平。此外，相较于极端贬值状态，极端升值状态的总溢出水平略低。其二，在极端升值状态下，货

币间溢入水平的差异减小,同时大多数货币溢入水平上升。基于 0.99 条件分位数的溢入水平标准差为 5.22%,低于基于条件中位数的 18.95%,表明极端升值状态下货币间溢入水平的差异小于正常状态。同时,在极端升值状态下,仅有瑞士法郎、丹麦克朗、欧元、澳大利亚元以及波兰兹罗提 5 种货币的溢入水平下降,其余 20 种货币的溢入水平均为上升状态。其中,沙特里亚尔、日元、港币、人民币以及泰铢在极端升值状态溢入水平上升幅度较大。其三,与极端贬值状态相同,在极端升值状态下,货币间溢出水平差异变大,且不同货币溢出水平的变化具有明显差异。基于 0.99 条件分位数的溢出水平标准差为 44.49%,高于基于条件中位数的 38.77%,表明极端升值状态下货币间溢出水平的差异大于正常状态。同时,不同货币溢出水平的变化存在差异,有 15 种货币的溢出水平存在不同程度的上升,10 种货币的溢出水平有所下降。其中,人民币、瑞士法郎、日元、欧元以及丹麦克朗的溢出水平上升幅度较大,挪威克朗和加拿大元的溢出水平则大幅下降。

综合表 1 第 (3)~(12) 列可知,与正常状态相比,在极端状态下,人民币的溢入溢出水平平均大幅攀升,且溢出水平上升幅度明显大于溢入水平。基于条件中位数测度的人民币溢入指数为 56.43%,溢出指数为 22.38%,表明正常状态下人民币与其他货币的联动性较差,同时净溢出水平为负,表明其在国际上主要扮演净接收者角色,均在一定程度上反映出人民币的国际影响力较弱[4,22-24]。然而,在极端状态下,人民币的溢入溢出水平大幅上升,与其他货币的联动性明显增强。在极端贬值状态下,相对溢入指数为 39.39%,位列第 4;相对溢出指数为 88.87%,位列第 5。在极端升值状态下,相对溢入指数为 25.67%,排名第 4;相对溢出指数为 119.61%,排名第 1。而且在极端状态下,人民币的溢出水平上升幅度更大,明显大于溢入水平。此时,无论是在极端贬值还是升值状态下,人民币的净溢出水平均为正值,意味着在极端状态下,人民币由净接收者转变为净输出者,国际影响力显著提升。由此看来,基于条件中位数测度会大幅低估极端状态下人民币的方向性溢出水平,错判其国际影响力。

综上,基于条件中位数和条件均值的溢出指数均会对极端状态下全球外汇市场溢出效应产生误判。首先,不论是基于条件中位数,还是基于条件均值的测度均会低估极端状态下全球外汇市场的整体关联水平;其次,基于条件中位数和条件均值的测度可能低估或高估极端状态下不同货币的方向性溢出水平,对其在整个汇率溢出网络中的地位与作用产生误判。具体来说,在极端贬值和极端升值状态下,大多数货币的溢入水平均上升,且货币间差异减小;相比正常状态,极端状态下不同货币溢出水平的变化则具有明显差异,且货币间差异增大。然而不管是极端贬值还是升值状态,人民币的溢入溢出水平均大幅上升。由此可见,基于条件中位数和条件均值的溢出指数对尾部溢出的刻画能力有限,无法很好地捕捉极端状态下货币间的溢出效应,有必要引入基于极端条件分位数的溢出指数模型。

(二) 汇率溢出效应的动态分析

上述全样本分析表明,不论是基于条件中位数还是基于条件均值的测度均会低估极端状态下全球外汇市场的整体关联水平,同时会低估或者高估货币的方向性溢出,对其在汇率溢出网络中扮演的角色以及地位产生误判。然而,上述静态分析只能反映样本期内溢出效应的“平均情况”,无法观察汇率溢出效应的时序变化。因此,本文采用滚动分析法,将滚动窗口设置为 104 周,分别采用基于条件中位数($\tau=0.5$)和极端条件分位数($\tau=0.01, \tau=0.99$)的溢出指数揭示 25 种货币汇率溢出效应的动态特征,从总溢出、方向性溢出以及两两间溢出三个方面,考察相较于正常状态,在极端贬值和极端升值状态下全球外汇市场溢出效应的变化。

1. 总溢出

25 种货币汇率在正常($\tau=0.5$)、极端贬值($\tau=0.01$)和极端升值($\tau=0.99$)状态下总溢出水平的时序特征如图 1 所示。可以看出,首先,相比正常状态,两种极端状态下的总溢出水平更高且波动更小。在整个样本区间内,两种极端状态的总溢出指数线均位于正常状态总溢出指数线上方,并且两种极端状态总溢出指数线的变化幅度小于正常状态。具体来看,正常状态下总溢出水平维持在 70.28%~95.99%之间,均值和标准差分别为 81.12%和 4.64%;两种极端状态下

总溢出水平的均值都在 94% 以上, 标准差远小于 4%。由此可见, 在极端状态下总溢出水平激增, 且变化幅度显著减小。

其次, 对比两种极端状态, 极端贬值状态下汇率溢出效应更强。极端贬值状态下总溢出水平维持在 91.18%~98.38% 之间, 极端升值状态下则维持在 87.95%~97.32% 之间, 极端贬值状态的总溢出水平在范围上整体高于升值状态。同时, 极端贬值状态下总溢出水平的均值为 95.17%, 高于极端升值状态下的 94.63%。此外, 极端贬值状态下总溢出水平的标准差为 0.95%, 小于升值状态下的 1.27%, 极端贬值状态下总溢出水平的波动更小。

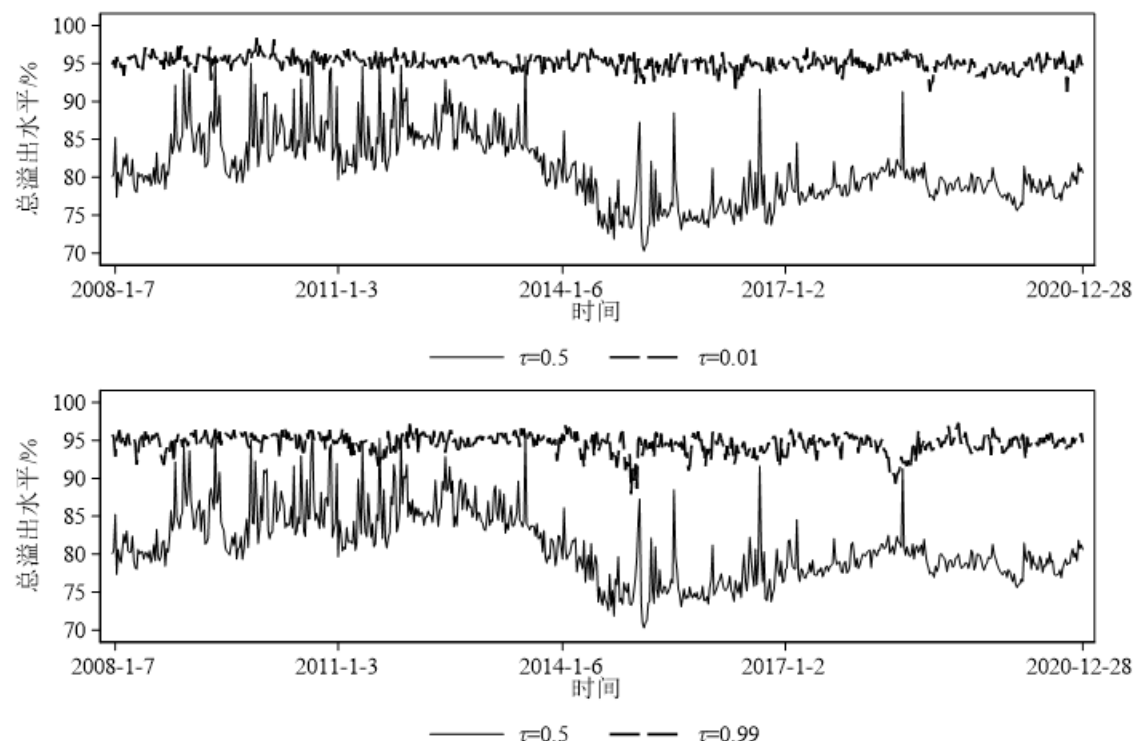


图 1 正常和极端状态下 25 种货币总溢出水平的时序特征

基于不同条件分位数的总溢出水平均值如图 2 所示, 以此考察不同状态下总溢出水平的变化趋势。其中, 横轴中各条件分位数表示不同的状态, 纵轴为得到的总溢出水平均值。

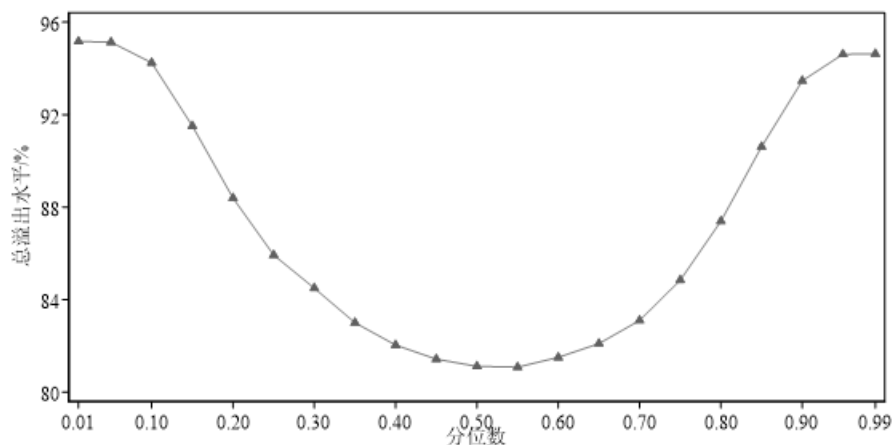


图 2 总溢出水平在不同状态的变化趋势

在极端贬值与极端升值状态之间, 总溢出水平的变化呈现 U 型, 即相比正常状态, 极端状态的汇率溢出效应更强。而且, 越是趋近极端状态, 其总溢出水平越高; 越是趋近正常状态, 其总溢出水平越低。同时, 两种极端状态的总溢出水平存在非对称性, 左尾溢出水平更高, 溢

出效应更强，这与前文全样本的研究结果相一致。由此可见，基于条件中位数的溢出指数会低估极端状态的总溢出水平，引入基于极端条件分位数的溢出指数能够有效解决这种局限性，更好地捕捉极端状态下的汇率溢出效应。

2. 方向性溢出

25 种货币溢入和溢出水平在不同状态下的变化趋势分别如图 3 和图 4 所示。

第一，从溢入水平来说，整体来看 25 种货币在不同状态下的变化表现一致，均呈 U 型，极端状态下的溢入水平均高于正常状态。此时，基于条件中位数的溢出指数会低估各货币在极端状态下的溢入水平，忽视风险输入加剧。

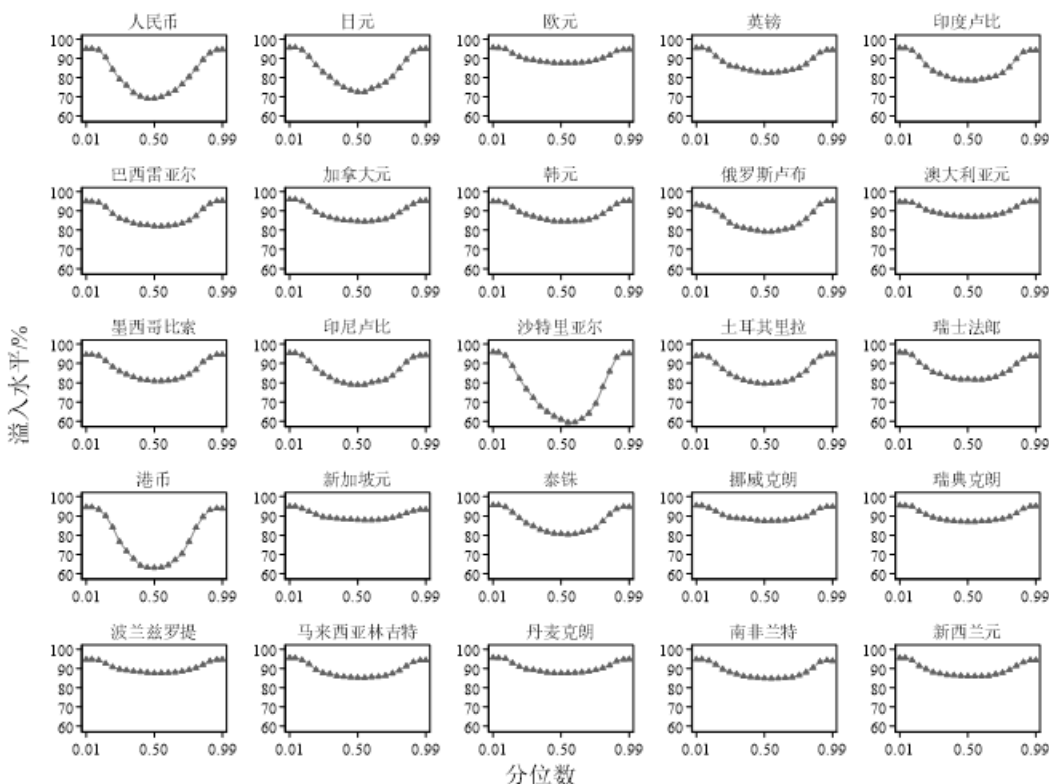


图 3 25 种货币溢入水平在不同状态的变化趋势

第二，相比发达经济体货币，新兴经济体货币的溢入水平在极端状态变化更为显著。溢入曲线下凹程度越大，意味着该货币溢入水平在极端状态与正常状态的差异越大。在溢入曲线下凹程度较大的货币中，除港币、日元和瑞士法郎为发达经济体货币外，其余均为新兴经济体货币。由此可见，基于条件中位数的测度对极端状态下新兴经济体货币溢入水平的低估程度较大，而对发达经济体货币溢入水平的低估程度相对较小。

第三，25 种货币在极端状态下的溢出水平变化存在差异，不再单一上升。其中，欧元、挪威克朗、瑞典克朗、波兰兹罗提以及丹麦克朗在极端状态下溢出水平均下降，基于条件中位数的溢出指数会高估其溢出水平；加拿大元和新西兰元的左尾溢出水平下降而右尾不受影响，基于条件中位数的溢出指数仅会高估其左尾溢出；马来西亚林吉特的左尾溢出水平几乎不变；澳大利亚元和新加坡元的左尾与右尾溢出表现不一致。

第四，发达经济体货币溢出水平在极端状态下变化较小，而多数新兴经济体货币变化较为显著。发达经济体货币中欧元、英镑、加拿大元、韩元、澳大利亚元、新加坡元、挪威克朗、瑞典克朗、丹麦克朗以及新西兰元的溢出水平在不同状态下变化幅度不大，极端状态与正常状态差异较小，此时基于条件中位数的测度可以较为准确地反映其在极端状态下的溢出效应。新兴经济体货币中人民币、印度卢比、印尼卢比、沙特里亚尔、泰铢、俄罗斯卢布以及土耳其里拉等的变化趋势相似，整体上呈 U 型或 U 型的一部分，此时基于条件中位数的测度会低估极端

状态的溢出水平。

综上可知,与正常状态相比,极端状态下 25 种货币的溢入水平变化趋势相同,而溢出水平变化存在差异。其中,溢入水平均表现为上升,溢出水平则存在少数下降以及不变的情况,但总体来看,均是新兴经济体货币的变化更为显著。究其原因,新兴经济体抵抗外部风险冲击的能力较弱,极端状态下其外汇市场风险水平较高[25]。因此,在极端状态下,新兴经济体货币无论是溢入水平还是溢出水平的变化幅度均大于发达经济体货币,基于条件中位数的溢出指数对新兴经济体货币方向性溢出水平的判断存在较大偏差。此外,人民币的溢入溢出水平在不同状态下的变化趋势均呈 U 型,且曲线下凹程度较大。基于条件中位数的测度大幅低估了人民币在极端状态下与其他货币的关联程度,低估了人民币的国际影响力水平。

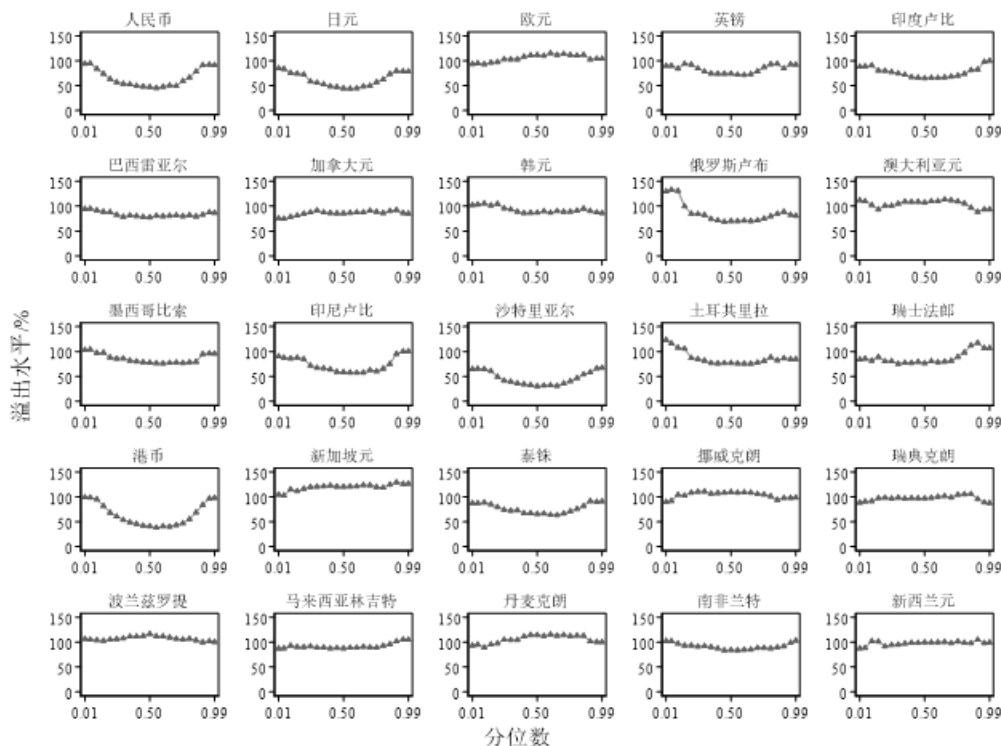


图 4 25 种货币溢出水平在不同状态的变化趋势

为了进一步量化 25 种货币在极端状态与正常状态下溢入溢出水平的差异程度,本文分别构建了左右尾的相对溢入指数和相对溢出指数。25 种货币左右尾相对溢入溢出水平的均值及其排名见表 2。为了深入分析极端状态下人民币溢出效应的变化,本文给出了人民币左尾和右尾的相对溢入溢出水平的时序变化,如图 5 所示。其中,虚线代表相对溢入水平,实线代表相对溢出水平。

就相对溢入水平而言,各经济体货币的溢入水平在极端状态下表现一致,均表现为不同程度的上升,且新兴经济体货币所受影响更为显著。25 种货币相对溢入指数 ($\Delta From$) 的均值都显著大于 0,表明极端状态下货币的溢入水平普遍高于正常状态。同时,从左尾相对溢入指数 ($\Delta From_L$) 的均值来看,排名前 10 的货币中,仅有日元、港币与瑞士法郎为发达经济体货币;从右尾相对溢入指数 ($\Delta From_R$) 的均值来看,排名前 10 的货币中,仅有日元和港币属于发达经济体货币。由此可见,新兴经济体货币受极端状态影响更大,溢入水平上升更多,基于条件中位数的测度会显著低估其溢入水平。

就相对溢出水平而言,不同经济体货币的溢出水平在极端状态下表现出异质性,新兴经济体货币的溢出水平表现为上升,而多数发达经济体货币的溢出水平表现为下降。从左尾相对溢出指数 (ΔTo_L) 来看,新兴经济体货币中仅有波兰兹罗提与马来西亚林吉特相对溢出水平的均值为负,其余货币均为正值,溢出水平上升;发达经济体货币中丹麦克朗、挪威克朗、欧元、

新加坡元、新西兰元、加拿大元以及瑞典克朗相对溢出水平平均值为负，其溢出水平下降。从右尾相对溢出指数 (ΔTo_R) 来看，新兴经济体货币中仍仅有波兰兹罗提的相对溢出水平平均值为负，其余货币均为正值，溢出水平上升；发达经济体货币中丹麦克朗、澳大利亚元、挪威克朗、瑞典克朗、欧元、韩元、加拿大元以及新西兰元相对溢出水平平均值为负，溢出水平下降。由此可见，基于条件中位数的测度会低估新兴经济体货币在极端状态的溢出水平，而高估多数发达经济体货币的溢出水平。

表 2 25 种货币左右尾相对溢入溢出指数的均值及其排名 %

货币	$\Delta From_L$	排名	$\Delta From_R$	排名	ΔTo_L	排名	ΔTo_R	排名
人民币	25.8465	3	25.4394	3	46.8517	3	44.1376	2
日元	23.0360	4	22.4800	4	40.3062	5	33.9019	6
欧元	8.0301	22	7.0982	24	-18.2350	23	-7.7606	20
英镑	12.8961	13	11.8605	13	15.5975	13	17.8293	11
印度卢比	16.8139	5	15.5681	6	23.4100	9	35.3244	5
巴西雷亚尔	12.9242	12	13.1509	11	16.9100	12	9.0449	14
加拿大元	11.3127	14	10.6272	14	-10.0974	20	-0.5215	18
韩元	10.3394	15	10.6208	15	15.4884	14	-0.6090	19
俄罗斯卢布	13.9207	10	15.9360	5	59.6241	1	10.4899	13
澳大利亚元	7.6045	23	7.8881	20	4.4808	16	-13.9506	23
墨西哥比索	13.6962	11	13.7933	10	25.6880	8	18.2938	10
印尼卢比	16.5652	6	15.3741	8	31.6783	7	41.8493	3
沙特里亚尔	34.9499	1	34.2243	1	34.3465	6	36.9232	4
土耳其里拉	14.5028	8	15.5679	7	46.7242	4	7.9852	15
瑞士法郎	13.9978	9	11.9673	12	7.6603	15	30.5309	7
港币	31.5080	2	30.7080	2	58.4099	2	57.2558	1
新加坡元	6.9432	25	5.3234	25	-15.7346	22	6.1745	16
泰铢	14.8952	7	13.9189	9	21.8083	10	25.5255	8
挪威克朗	8.0582	21	7.3860	21	-19.8063	24	-11.1798	22
瑞典克朗	8.4473	19	8.0766	19	-8.4478	18	-9.4538	21
波兰兹罗提	7.1547	24	7.1987	23	-10.0023	19	-16.0666	25
马来西亚林吉特	10.3199	16	9.0473	16	-0.1856	17	17.4450	12
丹麦克朗	8.0739	20	7.2406	22	-21.1172	25	-14.0436	24
南非兰特	9.8626	17	9.0153	17	18.2248	11	19.1081	9
新西兰元	9.5451	18	8.3305	18	-12.3386	21	-0.3926	17

厘清人民币在极端状态下溢出效应的变化，有助于准确判断极端状态下人民币在整个汇率溢出网络中的地位及作用，明晰人民币的国际影响力。由表 2 可知，人民币的溢入溢出水平在极端状态下均有较大幅度上升，且溢出水平上升幅度更大。人民币左尾相对溢入指数 ($\Delta From_L$) 为 25.85%，相对溢出指数 (ΔTo_L) 为 46.85%，均排名第 3；右尾相对溢入指数 ($\Delta From_R$) 为 25.44%，排名第 3，右尾的相对溢出指数 (ΔTo_R) 为 44.14%，排名第 2。相比之下，溢出水平上升幅度更大。图 5 证明这一结论在时间维度上同样存在。在整个样本期内，人民币的相对溢入曲线变化较为平坦而相对溢出曲线变化更为显著，同时相对溢出曲线几乎位于相对溢入曲线的上方，这意味着人民币的溢出水平在极端状态下变化更为显著。作为世界第一大贸易国和第二大经济体，中国与其他国家贸易往来频繁，加之人民币汇率市场化改革、“一带一路”倡议全面展开等事件均显著增强了人民币与其他货币的联动性，使得极端状态下人民币的溢出水平明显上升。然而与他国相比，中国政府对自身经济发展具有更强的控制力，通过实施各种政策措施来应对极端事件带来的冲击，积极化解极端状态下风险输入加剧带来的影响，使得溢入水平的变化维持在一定范围之内。

结合图 3 和图 4，在极端状态下人民币的溢入溢出指数均处于较高水平，表明极端状态下人民币与其他货币的联动性显著增强，同时其净溢出水平由负转正，表明极端状态下人民币由净接收者转变为净输出者，人民币的国际影响力明显提升。可见，基于条件中位数的测度会大幅低估人民币在极端状态下的溢入溢出水平，错判人民币在全球外汇市场中的地位与作用，这

与上文全样本分析相一致。

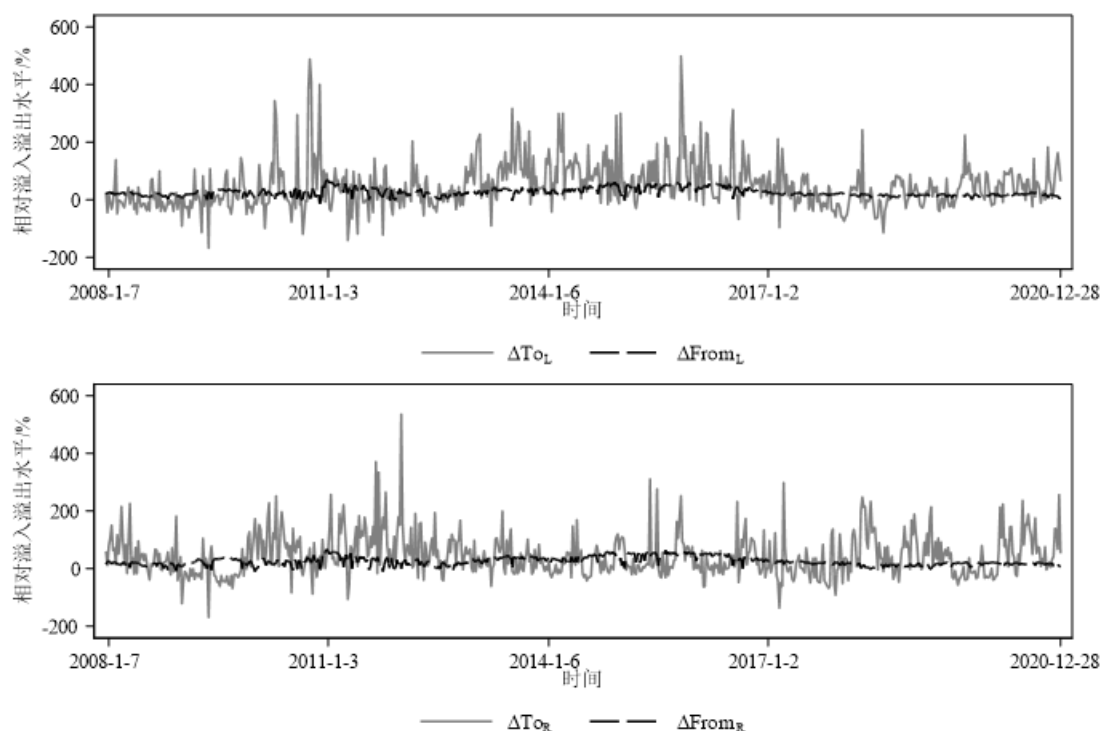


图5 人民币相对溢入溢出水平的时序变化特征

3. 两两间溢出

为了进一步考察全球外汇市场在极端状态下的溢出结构变化，本文还计算了两两货币间的左右尾相对溢出指数，结果发现，无论是在极端升值还是极端贬值状态下，两两货币间的溢出效应大多被低估。在极端贬值状态下，共有 419 个货币对溢出水平高于正常状态；在极端升值状态下，则有 442 个货币对溢出水平高于正常状态，可见基于条件中位数测度往往会低估极端状态下两两货币间的溢出效应。两种极端状态下溢出水平涨幅位于前 20 的货币对见表 3。

相比正常状态，在极端贬值状态下，溢出水平涨幅前 20 的货币对中俄罗斯卢布、港币以及土耳其里拉作为溢出源头出现次数最多。与正常状态相比，俄罗斯卢布、港币以及土耳其里拉在极端状态下的对外溢出效应显著增强。其溢出对象既有新兴经济体货币人民币、泰铢、沙特里亚尔、波兰兹罗提、墨西哥比索、印度卢比以及巴西雷亚尔，也有发达经济体货币日元、韩元、新加坡元、欧元、瑞士法郎、丹麦克朗以及澳大利亚元。

相比正常状态，在极端升值状态下，溢出水平涨幅前 20 的货币对中港币、印尼卢比、瑞士法郎以及人民币作为溢出源头出现次数最多。其辐射范围同样广泛，有墨西哥比索、印尼卢比、波兰兹罗提、巴西雷亚尔、南非兰特、泰铢、马来西亚林吉特、土耳其里拉以及俄罗斯卢布等新兴经济体货币，也有丹麦克朗、英镑、欧元、瑞士法郎、新加坡元以及新西兰元等发达经济体货币。值得注意的是，在极端升值状态下，瑞士法郎与印尼卢比双向溢出强度加剧。

进一步地，对比两种极端状态可知，第一，在极端贬值状态下，两两货币间的溢出效应更强。在左右尾相对溢出水平排名前 20 的货币对中，极端贬值状态的相对溢出水平较极端升值状态更高，表明两两货币间溢出效应受极端贬值状态的影响更大。第二，港币对特定货币的溢出效应在两种极端状态下均增强。无论是极端贬值还是极端升值状态，港币对欧元、丹麦克朗、新加坡元、墨西哥比索以及巴西雷亚尔的溢出较正常状态均显著增强。第三，在极端贬值状态，俄罗斯卢布对人民币、土耳其里拉对瑞士法郎的溢出显著增强；而在极端升值状态，人民币对俄罗斯卢布、瑞士法郎对土耳其里拉的溢出加剧。

表 3 两种极端状态下溢出水平涨幅前 20 的货币对 %

排名	货币对	ΔSI_L	排名	货币对	ΔSI_R
1	土耳其里拉→人民币	3.2351	1	瑞士法郎→墨西哥比索	2.9896
2	俄罗斯卢布→人民币	3.2070	2	港币→印尼卢比	2.8295
3	俄罗斯卢布→泰铢	3.1902	3	港币→丹麦克朗	2.8170
4	俄罗斯卢布→日元	2.9953	4	港币→英镑	2.7974
5	俄罗斯卢布→沙特里亚尔	2.9870	5	港币→墨西哥比索	2.7756
6	俄罗斯卢布→韩元	2.9747	6	港币→欧元	2.7475
7	俄罗斯卢布→新加坡元	2.9318	7	印尼卢比→波兰兹罗提	2.6326
8	港币→欧元	2.9127	8	港币→巴西雷亚尔	2.6275
9	土耳其里拉→瑞士法郎	2.8824	9	港币→瑞士法郎	2.6193
10	俄罗斯卢布→瑞士法郎	2.8494	10	港币→南非兰特	2.6185
11	港币→丹麦克朗	2.8442	11	港币→泰铢	2.5991
12	港币→波兰兹罗提	2.7592	12	印尼卢比→丹麦克朗	2.5814
13	港币→新加坡元	2.7541	13	港币→马来西亚林吉特	2.5412
14	港币→澳大利亚元	2.7483	14	印尼卢比→欧元	2.5389
15	俄罗斯卢布→丹麦克朗	2.7271	15	港币→新加坡元	2.5036
16	港币→墨西哥比索	2.7115	16	瑞士法郎→土耳其里拉	2.4769
17	俄罗斯卢布→欧元	2.7043	17	瑞士法郎→印尼卢比	2.4619
18	土耳其里拉→丹麦克朗	2.6915	18	印尼卢比→瑞士法郎	2.4576
19	俄罗斯卢布→印度卢比	2.6821	19	港币→新西兰元	2.4360
20	港币→巴西雷亚尔	2.6803	20	人民币→俄罗斯卢布	2.4230

四、结论与政策建议

本文选取 2006—2020 年全球 25 种货币的汇率收益率，将 QVAR 模型与 DY 溢出指数相结合，分别构建基于条件均值、条件中位数 ($\tau=0.5$) 以及极端条件分位数 ($\tau=0.01$, $\tau=0.99$) 的溢出指数，从静态和动态两个方面考察正常状态与极端状态下全球外汇市场溢出效应的差异，并且构建相对溢入溢出指数量化差异程度，探讨极端状态下的人民币国际影响力。主要结论如下：第一，基于条件均值与条件中位数的溢出指数测度结果基本一致，二者均能很好地捕捉正常状态下全球外汇市场的溢出效应，但对极端状态下的溢出效应产生误判，有必要引入基于极端条件分位数的溢出指数方法。第二，两种极端状态下全球外汇市场的总溢出水平较正常状态显著提升，且极端贬值状态下的溢出效应更强，这种非对称性在时间维度上同样存在。第三，极端状态下货币的溢入变化与溢出变化存在不同。极端状态下，大多数货币的溢入水平均上升，且新兴经济体货币上升幅度更大；溢出水平的变化则存在差异，新兴经济体货币表现为大幅上升而多数发达经济体货币表现为小幅下降。第四，在极端贬值状态和升值状态下，人民币的溢入溢出水平均大幅上升，且溢出水平上升幅度更大，其净溢出水平由负转正，由净接收者转变为净输出者，人民币的国际影响力在极端状态下显著增强。第五，在极端状态下，两两货币间的溢出效应大多被低估。在溢出水平涨幅前 20 货币对中，极端贬值状态下俄罗斯卢布、港币以及土耳其里拉作为溢出源头出现次数最多，极端升值状态下港币、印尼卢比、瑞士法郎以及人民币作为溢出源头出现次数最多。

本文针对研究结论提出以下政策建议：第一，各国货币当局应重点防范极端冲击带来的风险。在极端状态下，全球外汇市场溢出效应显著增强，各经济体货币之间联动性提升，更易引发全球性汇率危机。因此，相关部门应健全外汇风险监测预警体系，根据不同状态进行差别化风险防控，重点把握极端状态下外汇市场的溢出特征，并积极制定应对极端外汇风险冲击的紧急预案，坚决守住不发生系统性金融风险的底线。第二，新兴经济体应充分重视极端冲击对外汇市场的影响。在极端状态下，新兴经济体不仅要加强防范输入性风险的冲击，还应有效控制本国风险溢出的加剧。一方面，各国监管部门应做好风险预警，有效阻隔外部风险冲击，及时稳定市场信心，维持自身汇率的稳定；另一方面，各国监管部门之间应加强信息沟通和政策协调，做好共同应对极端风险事件的准备，从而避免汇率风险溢出的大幅增加。第三，中国应坚

定不移地推进人民币国际化进程,提升人民币国际影响力。极端状态下人民币对其他货币的溢出效应发生新的变化,国际影响力显著提升,这充分表明以往的人民币国际化和汇率市场化改革措施已取得显著成效。因此,中国应继续深化人民币汇率市场化改革,推进人民币国际化进程。与此同时,政府也应具有忧患意识,健全风险防范化解机制,增强国内金融体系稳定性,以确保我国经济健康发展。

参考文献:

- [1] 王有鑫,周子清,杨翰方.基于货币群落视角的人民币汇率全球溢出效应研究[J].国际金融研究,2018(9):13-23.
- [2] 丁剑平,黄嫵.人民币汇率形成机制述评:基于与日元的比较[J].世界经济研究,2018(9):21-31.
- [3] 王雪,胡明志.汇改提高了人民币国际化水平吗:基于“7·21”汇改和“8·11”汇改的视角[J].国际金融研究,2019(8):76-86.
- [4] 李红权,何敏园,周亮.人民币在岸市场的国际影响力研究:基于修正的溢出指数模型[J].系统工程理论与实践,2020(6):1468-1477.
- [5] 赵艳平,秦力宸,黄友星.全球外汇市场压力的风险溢出效应研究:基于溢出指数和网络拓扑分析[J].世界经济研究,2020(8):3-16.
- [6] DIEBOLD F X, YILMAZ K. Better to give than to receive: predictive directional measurement of volatility spillovers [J]. *International Journal of Forecasting*, 2012, 28(1): 57-66.
- [7] 梁琪,李政,郝项超.中国股票市场国际化研究:基于信息溢出的视角[J].经济研究,2015(4):150-164.
- [8] 李政.“811汇改”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗?[J].金融研究,2017(4):1-16.
- [9] 刘场,李万新,王学龙.逆全球化背景下人民币汇率国际影响力的测度及其影响因素研究[J].金融经济研究,2019(3):36-45.
- [10] 张莹莹.人民币在“一带一路”货币圈影响力分析:信息溢出效应及其作用渠道[J].商业研究,2020(1):74-84.
- [11] ANTONAKAKIS N. Exchange return co-movements and volatility spillovers before and after the introduction of Euro [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2012, 22(5): 1091-1109.
- [12] BARUŇÍK J, KOČENDA E, VÁCHA L. Asymmetric volatility connectedness on the forex market [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2017, 77: 39-56.
- [13] SALISU A A, OYEWOLE O J, FASANYA I O. Modelling return and volatility spillovers in global foreign exchange markets [J]. *Journal of Information and Optimization Sciences*, 2018, 39(7): 1417-1448.
- [14] WEN T, WANG G. Volatility connectedness in global foreign exchange markets [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2020, 54: 100617.
- [15] 方意,贾妍妍.新冠肺炎疫情冲击下全球外汇市场风险传染与中国金融风险防控[J].当代经济科学,2021(2):1-15.
- [16] 卞志村.基于时域和频域视角的外汇市场波动溢出效应研究[J].财经问题研究,2021(5):49-58.
- [17] 李政,王子美,刘淇.基于频域视角的全球主要货币汇率溢出效应研究[J].国际金融研究,2021(5):86-96.
- [18] BOURI E, LUCEY B, SAEED T, et al. Extreme spillovers across Asian-Pacific currencies: a quantile-based analysis [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2020, 72:101605.
- [19] BALCILAR M, OZDEMIR Z A, OZDEMIR H. Dynamic return and volatility spillovers among

- S&P 500, crude oil, and gold [J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2021, 26(1): 153-170.
- [20] SAEED T, BOURI E, ALSULAMI H. Extreme return connectedness and its determinants between clean/green and dirty energy investments [J]. *Energy Economics*, 2021, 96: 105017.
- [21] ADRIAN T, BRUNNERMEIER M K. CoVaR [J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1705-1741.
- [22] 刘刚, 张友泽. 人民币在“一带一路”货币圈发挥了锚效应吗: 基于人民币与主要国际货币比较研究[J]. *国际金融研究*, 2018 (7) :32-41.
- [23] 曹伟, 冯颖姣. 人民币在“一带一路”沿线国家货币圈中的影响力研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2020 (9) :24-41.
- [24] 王爱俭, 王韩. “逆周期因子”提高了人民币国际化水平吗: 基于信息溢出的视角[J]. *世界经济研究*, 2021 (7) :61-74.
- [25] HAUSMANN R, PANIZZA U, RIGOBON R. The long-run volatility puzzle of the real exchange rate [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2006, 25: 93-124.

The Spillover Effect of Global Foreign Exchange Market and RMB's International Influence

LI Zheng^{1,2}, WANG Xinyu¹, BU Lin¹

(1. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China;

2. Laboratory for Fintech and Risk Management, Tianjin University of Finance and Economics Tianjin 300222, China)

[Abstract]:

This paper examines the differences between the spillover effects of the global foreign exchange market in normal state and extreme states from the static and dynamic aspects, constructs the relative spillover-from and spillover-to index to quantify the difference degree, and investigates the international influence of RMB in extreme states by selecting exchange rate returns of 25 global currencies from 2006 to 2020 and utilizing the spillover index based on QVAR model. The findings are as followed. Firstly, the spillover index based on the conditional mean and the conditional median can well capture the spillover effect of the global foreign exchange market in normal state, while misjudging the spillover effect in extreme states. Secondly, compared with normal state, the total spillover level of the global foreign exchange market has risen significantly in extreme states, the spillover effect between currencies is mostly underestimated, and the spillover effect in extreme depreciation state is stronger. Thirdly, in the two extreme states, the spillover-from level of the great majority currencies shows an upward trend, which the currencies of emerging economies have risen even more. However, there are differences in the changes in spillover-to level in extreme states. Currencies in emerging economies have risen sharply, while most developed economies have fallen slightly. Fourth, in the two extreme states, the directional spillover level of RMB increases significantly, and the spillover-to level increases to a greater extent. It is concluded that the RMB has changed from a net receiver in normal state to a net sender in extreme states, and its international influence has strengthened remarkably.

[Keywords]: exchange rates; spillover effect; international influence; extreme states; RMB internalization; QVAR model; tail dependence

基于时频视角的在岸与离岸 股指期货波动溢出效应研究

卜林 袁晨曦 施健伟 周莹莹
(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文选取沪深 300、上证 50 和中证 500 三个在岸股指期货与恒生 H 股和富时中国 A50 两个离岸股指期货为研究对象, 采用 DY 溢出指数和 BK 溢出指数两种方法, 首次从时域和频域两个视角考察在岸离岸股指期货间的动态相关性。研究结果表明, 第一, 短期和长期下五个股指期货间的波动溢出效应均显著, 并且短期总溢出决定时域总溢出的水平, 长期总溢出主导时域总溢出的趋势。第二, 五个股指期货溢入水平的时序特征高度相似, 但溢出水平则呈现出明显异质性。第三, 在岸股指期货对离岸股指期货的溢出水平在多数时期均高于反方向的溢出水平, 但当重大事件发生时, 二者的溢出关系发生反转。第四, 五个股指期货在短期和长期的风险传递中扮演的角色均存在明显的时变特征。第五, 在面临重大事件冲击时, 在岸与离岸股指期货的净溢出水平呈现完全相反的趋势。

[关键词]: 股指期货; 异地上市; 波动溢出; 时频域

[文章编号]:

[中图分类号]: F832.5

[文献标志码]: A

一、引言

股指期货作为一种重要的金融衍生品, 在市场低迷时, 可以用于规避风险, 在市场预期上涨时, 可以作为丰富投资者的理财工具(谢世清和李静昀, 2020)[1]。股指期货市场的平稳运行是优化投资组合、稳定投资回报, 以及促进社会资源合理分配、产业结构优化升级的重要因素, 股指期货市场的波动不仅会削弱其价格发现与风险对冲功能, 更有可能引发投资者的恐慌情绪, 并波及现货市场, 扰乱资本市场秩序。

股指期货以股票价格指数为标的, 既可以在本土上市交易, 又可以在异地上市交易, 这将从两方面增大股指期货市场波动的可能性。一方面, 由于不同股指期货市场的交易时间、交易规则大相径庭, 因此交易信息的传递存在较为明显的时间差, 信息的不对称将加剧股指期货市场的波动。另一方面, 在岸离岸股指期货以同一个股票市场的股票价格指数为标的物, 这将促使不同股指期货间的联系更加紧密, 当其中一个股指期货发生波动, 向其他股指期货外溢风险的可能性将大幅增加。2015 年“股灾”发生后, 中国金融期货交易所(下文简称“中金所”)出台了一系列股指期货严格管控措施, 在国内市场交易受限后, 在岸股指期货的持仓量显著下降, 富时中国 A50 等离岸股指期货的持仓量却出现明显的上升趋势(闵豫南, 2020)[2], 这表明在岸离岸股指期货间可能存在联动性, 离岸市场的变动或将对在岸市场造成冲击, 增大在岸市场风险爆发的可能性, 对我国金融市场的安全产生影响, 必须引起重视。

那么, 在国际金融市场动荡、各类风险事件频发的背景下, 在岸离岸股指期货间的波动溢出关系如何? 这种关系呈现怎样的变化发展趋势? 在波动传递过程中不同股指期货又分别扮演什么角色? 厘清上述问题, 对于减少股指期货市场波动, 提高股指期货市场有效性, 促进社会经济发展有重要意义。然而, 已有文献针对上述问题的研究仍有不足, 第一, 目前关于股指期货对指数现货波动溢出效应的研究颇多, 相比之下, 针对股指期货间波动溢出效应的研究较少, 且囊括的股指期货种类不多, 主要以沪深 300 与富时中国 A50 股指期货为研究对象, 鲜有将以我国股票价格指数为标的物的五个股指期货均纳入研究范围的文献。第二, 虽然关于股指期货

对指数现货波动溢出效应的文献较多,但多数学者仅简单分析二者之间的波动溢出水平,对于溢出路径、溢出结构及溢出水平的动态演变趋势鲜有提及。第三,波动溢出效应的传导机制可能存在周期性差异,应将股指期货间的波动溢出效应分为短期和长期,考察不同周期下股指期货间的波动溢出特征,然而目前鲜有文献考察短期和长期下股指期货间的波动溢出效应。

鉴于此,本文在已有研究的基础上,选取与我国股票价格指数相关的五个股指期货品种作为研究对象,即沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货、恒生 H 股股指期货和富时中国 A50 股指期货,并基于时域和频域两个视角,采用 DY 溢出指数方法(Diebold and Yilmaz, 2014) [3]和 BK 溢出指数方法(Barunik and Křehlík, 2018) [4],将时域下的溢出水平分解至不同频率带,考察短期和长期下五个股指期货间波动溢出的动态演变过程及特征,并从总溢出水平、方向性溢出水平和溢出结构三个方面展开分析,以期科学有效地防范和化解股指期货市场风险提供建议。

与已有研究相比,本文的贡献在于:第一,首次从时域和频域视角研究在岸离岸股指期货间的波动溢出效应,揭示其周期性特征;第二,同时将沪深 300、上证 50、中证 500、富时中国 A50 和恒生 H 股股指期货纳入研究范围,更加全面的考察了与我国股票价格指数相关的股指期货间的波动溢出关系。

二、文献评述

境内股票价格指数被境外市场设计成期货进行交易,势必会在吸引资金、控制股市定价权、监管金融风险等方面给境内带来不利影响(封思贤等, 2010) [5]。目前,关于离岸股指期货的研究大致可以分为两类:第一类侧重于研究离岸股指期货对在岸现货的影响,第二类则侧重于研究离岸股指期货对在岸股指期货的影响。目前较为一致的观点是离岸股指期货与在岸期现货之间存在紧密联系,但对于期现货之间、股指期货之间具体的价格引导关系以及波动溢出效应还未达成一致,不同学者持有不同观点。

首先,关于离岸股指期货与在岸现货联动关系的研究。目前,国内学者针对离岸股指期货与在岸现货价格发现功能的研究已有很多,但对二者间的引领关系还未得出一致结论。一方面,严伟祥和张维(2019) [6]从信息份额和因子份额的角度出发,研究富时中国 A50 股指期货与标普中国 50 指数现货的价格发现功能,结果表明,离岸股指期货的价格发现贡献度远高于在岸现货。另一方面,熊熊等(2009) [7]采用协整检验、误差修正模型及脉冲响应的方法,研究富时中国 A50 股指期货与沪深 300 指数的价格引导关系,结果表明,在岸现货的价格发现能力强于离岸股指期货。由此可见,相同股指期货对不同品种的在岸现货的价格引导能力存在差异,为进一步探究影响期现货价格引领关系的因素,亦有学者以境内股指期货受限为背景,研究期现货价格发现能力的变化情况。比如,武佳薇等(2019) [8]采用信息贡献度模型和格兰杰因果方法检验富时中国 A50 股指期货的价格发现能力,研究表明在境内股指期货受限的情况下,富时中国 A50 股指期货对 A50 指数现货的价格发现能力显著提升,期货价格对现货价格起引导作用,但随着境内股指期货第三、四次放松限制措施的实施,富时中国 A50 股指期货的价格信息贡献度显著下降,现货价格对期货价格起引导作用,这表明监管环境的变化将显著影响期现货的价格发现能力,过度限制金融衍生品交易的措施或许会增大资本市场总体的风险,降低资本市场融资功能(沙石, 2019) [9],对争夺现货市场的定价权也将产生不利影响。至于离岸股指期货对我国在岸现货的波动溢出效应,刑天才和张阁(2009) [10]采用 GARCH 模型分析了富时中国 A50 股指期货推出对沪深 300 指数的影响,结果表明,股指期货的推出改善了信息传播的质量和效率,轻微增大了现货市场的波动性。而李堪(2010) [11]则认为富时中国 A50 股指期货的推出,虽然增大了现货市场的波动性,但减弱了信息向现货市场的传递速度,增大了旧消息对股市影响的持续性。此外,亦有学者探究香港股指期货对内地现货市场的波动溢出效应,封思贤等(2010) [5]采用协整检验、VAR 模型以及 GARCH 模型,测度香港 H 股指数期货对 A 股现货的波动溢出效应,研究表明,香港 H 股指数期货与 A 股现货市场之间存在显著的双向波动

溢出效应。为进一步明晰离岸股指期货对在岸现货的影响,有学者从价格发现和波动溢出两个视角出发,研究二者之间的互动关系,一种观点认为富时中国 A50 股指期货更多的受到 A 股现货市场的影响,其对 A 股现货市场不存在明显的均值和波动溢出效应(封思贤等,2010)[5]。另一种观点则认为富时中国 A50 与股指期货之间存在长期的双向价格引导关系和波动溢出效应,并且二者之间的波动溢出效应呈“U”型变化趋势(霍林和黄俊杰,2021)[12]。

其次,关于离岸股指期货与在岸股指期货联动关系的研究。有的学者认为境内股指期货严格管控措施的实施将显著影响股指期货的价格发现能力,具体而言,在实施严格管控措施之前,沪深 300 股指期货对富时中国 A50 股指期货具有显著的价格引导作用,但在严格管控措施实施之后,富时中国 A50 股指期货对沪深 300 股指期货存在更为显著的价格引导作用(连俊华等,2018)[13]。唐志武和居阔(2020)[14]亦对此进行了相似的研究,认为在境内股指期货严格管控措施实施后,富时中国 A50 股指期货收益率对沪深 300 股指期货收益率的预测作用大幅增强;在境内股指期货管控措施放松后,富时中国 A50 股指期货收益率对沪深 300 股指期货收益率的预测作用小幅下降;在境内股指期货管控措施恢复正常后,富时中国 A50 股指期货收益率对沪深 300 股指期货收益率的预测作用小幅增强。至于离岸股指期货对在岸股指期货的波动溢出效应,Guo 等(2013)[15]利用 1 分钟和 5 分钟高频数据,探究沪深 300 股指期货和富时中国 A50 股指期货间的波动溢出效应,结果表明,沪深 300 股指期货对富时中国 A50 股指期货存在波动溢出效应。以上研究大多关注富时中国 A50 股指期货与沪深 300 股指期货间的联动关系,张元萍等(2022)[16]则以上证 50 股指期货与富时中国 A50 股指期货为研究对象,探究二者之间的价格发现和波动溢出关系,结果表明,尽管总体上上证 50 股指期货掌握着股指期货的定价权,但在长期的严格管控措施下,上证 50 股指期货的价格贡献度逐渐下降,而富时中国 A50 股指期货的价格贡献度则逐渐上升,甚至反超上证 50 股指期货,此外,与价格信息溢出相比,两个市场的波动信息传递更则为频繁,波动风险关联性更紧密。

综上所述,目前学术界关于离岸股指期货对指数现货市场影响的研究颇多,相比之下,针对境内外股指期货间联动关系的研究较少,且囊括的品种不多,主要以沪深 300 股指期货与富时中国 A50 股指期货为研究对象,鲜有文献同时将我国股票价格指数相关的五个境内外股指期货纳入研究范围。与此同时,多数学者将研究重点放在境内外股指期货的价格发现能力和波动溢出效应两个方面,对于股指期货之间可能存在的风险溢出路径、溢出结构及其动态演变过程的研究甚少。此外,股指期货间的风险溢出水平可能存在周期性差异,因此应将股指期货间的风险溢出效应分为短期和长期,以此归纳不同周期下股指期货间的风险溢出特征。然而,目前关于短期和长期下股指期货间的风险溢出效应的研究甚少,鉴于此,本文选取沪深 300 股指期货、上证 50 股指期货、中证 500 股指期货、恒生 H 股股指期货以及富时中国 A50 股指期货作为研究对象,采用 DY 溢出指数(Diebold and Yilmaz, 2014)[3]和 BK 溢出指数(Barunik and Krehlik, 2018)[4]两种方法,将时域下的溢出水平分解至不同频率带,考察短期和长期下五个股指期货间的风险溢出的动态演变过程及特征,并从总溢出水平、方向性溢出水平和溢出结构三个方面展开分析,以期对科学有效的防范和化解股指期货市场风险提供建议。

三、研究方法

(一) 研究方法

Diebold and Yilmaz (2014)[3]采用广义方差分解来构建溢出指数(Spillover Index),测度时域下的总溢出水平、方向性溢出水平以及两两市场间的溢出水平(梁琪等,2015;李政,2017)[17-18]。基于 Diebold and Yilmaz (2014)[3]的研究,Barunik and Krehlik (2018)[4]提出了广义因果谱以及相应的广义方差分解谱表示,将时域下的溢出水平分解至不同的频率带,考察不同周期长度下的溢出效应(崔金鑫和邹辉文,2020;李政等,2020;李政等,2021a 和 2021b;方意和邵稚权,2022)[19-23]。下面对时域和频域下溢出效应的测度指标进行简要介绍。

1. DY 溢出指数

对于如下 VAR 过程:

$$X_t = \mu + \Phi_1 X_{t-1} + \cdots + \Phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $X_t = (x_{1,t}, \dots, x_{N,t})'$ 为 N 维列向量, $x_{i,t}$ 代表 t 时期 i 期货的波动率; μ 为 $N \times 1$ 维列向量, Φ_i 为 $N \times N$ 维系数矩阵, $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ 。对于式 (1) 的 VAR 模型, 当其满足稳定性条件时, 可将其改写为 VMA(∞) 形式: $X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}$ 。并且, Ψ_i 服从如下递归表达式: $\Psi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_j \Psi_{i-j}$, Ψ_0 为单位矩阵, 当 $j > p$ 时, $\Phi_j = 0$ 。

与 Diebold and Yilmaz (2014) [3] 相同, 本文采用广义方差分解来构建信息溢出表、总溢出指数和方向性溢出指数, 考察时域下在岸离岸股指期货的波动溢出效应。

在广义方差分解下, x_i 的 H 步预测误差方差中由 x_j 解释的比例为 $(\theta_H)_{ij}$:

$$(\theta_H)_{ij} = \frac{\sigma_{ij}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Psi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (e_i' \Psi_h \Sigma \Psi_h' e_i)}, \quad H = 1, 2, 3, \dots \quad (2)$$

其中, Σ 为 ε_t 的方差协方差矩阵, σ_{jj} 为 Σ 的第 j 个对角元素, e_i 为选择列向量, 第 i 个元素为 1, 其余元素为 0。由于在广义方差分解下, $\sum_{j=1}^N (\theta_H)_{ij} \neq 1$, 一般通过行加总的方式将 $(\theta_H)_{ij}$ 标准化为:

$$(\tilde{\theta}_H)_{ij} = \frac{(\theta_H)_{ij}}{\sum_{j=1}^N (\theta_H)_{ij}}, \quad H = 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

$(\tilde{\theta}_H)_{ij}$ 可以测度在预测期 H 下 j 期货对 i 期货的溢出水平, 以其为元素构建的 $N \times N$ 阶矩阵 $\tilde{\theta}_H$ 可以帮助我们识别五个股指期货间波动溢出的结构。

总溢出指数 $S(H)$ 衡量了总溢出水平:

$$S(H) = \frac{\sum_{j,i=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_H)_{ij}}{\sum_{j=1}^N (\tilde{\theta}_H)_{jj}} \times 100 = \frac{\sum_{j,i=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_H)_{ij}}{N} \times 100 \quad (4)$$

方向性溢出指数 $S_{i\bullet}(H)$ 和 $S_{\bullet i}(H)$ 分别衡量了 i 期货接受其他期货的溢出和对其他期货溢出的水平:

$$S_{i\bullet}(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N (\tilde{\theta}_H)_{ij} \times 100, \quad S_{\bullet i}(H) = \sum_{j=1, j \neq i}^N (\tilde{\theta}_H)_{ji} \times 100 \quad (5)$$

2.BK 溢出指数

本文进一步采用 Baruník and Křehlík (2018) [4] 提出的 BK 溢出指数, 考察频域下的波动溢出效应。根据广义方差分解的谱表示, 时域下的广义方差分解 $(\theta_H)_{ij}$ 可由各频率下的广义因果谱加权求和得到:

$$\lim_{H \rightarrow \infty} (\theta_H)_{ij} = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \Gamma_i(\omega) (f(\omega))_j d\omega \quad (6)$$

其中, $(f(\omega))_j$ 为广义因果谱, 表示在 x_i 频率为 ω 的成分分量中, 由 x_j 的冲击而引起的比

例； $\Gamma_i(\omega)$ 为权数。

根据积分的线性可加性，进一步有：

$$(\theta_{d_i})_{ij} = \frac{1}{2\pi} \int_{d_i} \Gamma_i(\omega)(f(\omega))_{ij} d\omega \text{ 且 } (\theta_{\infty})_{ij} = \sum_{d_i \in D} (\theta_{d_i})_{ij} \quad (7)$$

其中，频率带 d_i 满足 $\bigcap_{d_i \in D} d_i = \emptyset$ 且 $\bigcup_{d_i \in D} d_i = (-\pi, \pi)$ 。同样，为了使 $\sum_{j=1}^N \sum_{d_i \in D} (\theta_{d_i})_{ij} = 1$ ，需将 $(\theta_{d_i})_{ij}$ 进行标准化处理： $(\tilde{\theta}_{d_i})_{ij} = (\theta_{d_i})_{ij} / \sum_{j=1}^N \sum_{d_i \in D} (\theta_{d_i})_{ij}$ 。 $(\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}$ 可用来度量在频率带 d_i 下 j 期货对 i 期货的波动溢出水平。

最后，利用 $(\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}$ 来定义频域下的总溢出指数 $S(d_i)$ 与方向性溢出指数 $S_{i\bullet}(d_i)$ 和 $S_{\bullet i}(d_i)$ ：

$$S(d_i) = \frac{\sum_{j,j=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}}{\sum_{d_i \in D} [\sum_{j,j=1}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}]} \times 100 = \frac{\sum_{j,j=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}}{N} \times 100 \quad (8)$$

$$S_{i\bullet}(d_i) = \sum_{j,j=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij} \times 100, S_{\bullet i}(d_i) = \sum_{j,j=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ji} \times 100$$

其中， $S(d_i)$ 是频率带 d_i 上的总体溢出， $S_{i\bullet}(d_i)$ 和 $S_{\bullet i}(d_i)$ 是频率带 d_i 上的方向性溢出， $S(d_i)$ 、 $S_{i\bullet}(d_i)$ 和 $S_{\bullet i}(d_i)$ 给出了不同周期上溢出水平的大小。

此外，可以计算不同频率带上溢出的相对占比 S^{d_i} ：

$$S^{d_i} = \frac{\sum_{j,j=1,j \neq i}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}}{\sum_{j,j=1}^N (\tilde{\theta}_{d_i})_{ij}} \times 100 \quad (9)$$

S^{d_i} 忽略了其他频率带，仅关注频率带 d_i 上溢出的相对占比。

(二) 样本与数据说明

本文选取了 2015 年 4 月 16 日-2021 年 12 月 31 日沪深 300、上证 50、中证 500、富时中国 A50 和恒生 H 股指数五个股指期货的波动率数据进行研究。与 Diebold and Yilmaz(2009)[24]、梁琪等(2015)[17]等研究相同，本文采用股指期货每日的最高价、最低价、开盘价和收盘价计算已实现波动率(realized volatility)作为波动的度量，波动率的数据频率为日度。本文数据全部来源于 Wind 数据库。

表 1 五个股指期货波动率的描述性统计

期货品种	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
沪深 300	0.2040	0.2866	0.1112	0.0041	2.8282	4.0183	24.7943
上证 50	0.2124	0.2900	0.1239	0.0069	3.4440	4.3223	29.7101
中证 500	0.2471	0.3263	0.1375	0.0064	3.2806	3.7732	23.3127
富时中国 A50	0.2019	0.2544	0.1308	0.0050	3.9649	4.8902	45.2691
恒生 H 股指数	0.1391	0.1438	0.0967	0.0102	1.5700	3.9200	26.5162

表 1 给出了五个股指期货波动率的描述性统计结果，图 1 则进一步描绘了五个股指期货波动率的时序特征。第一，五个股指期货的波动率具有相似的时序特征。值得注意的是，波动率在 2015 年出现一次大幅上涨，直至 2017 年才逐渐恢复稳定。究其原因，可能为 2015 年发生了“股灾”，股市的暴涨暴跌增大了股票价格指数的波动，股指期货也因此涨跌不断，致使股指期货的波动率迅速攀升，而后“股灾”的影响逐渐消退，股指期货的波动率也由此趋于缓和。

第二, 中证 500 股指期货的波动率均值最高 (0.2471), 说明其对外界环境变化最敏感。笔者认为, 呈现这一特征的原因可能是中证 500 指数的样本空间由全部 A 股中剔除沪深 300 指数成分股及总市值排名前 300 名的股票后, 总市值排名靠前的 500 只股票组成, 它用于反映中国 A 股市场中一批中小市值公司的股票价格表现, 而中小市值公司受到规模和资金等因素的限制, 其抗风险能力较差, 受风险事件的影响更大, 波动率均值最高。

第三, 五个股指期货的偏度统计量均大于零, 表明五个股指期货的波动率序列均为右偏分布; 峰度统计量均大于正态分布的峰度值 3, 表明五个股指期货的波动率序列都呈现尖峰厚尾的统计特征。

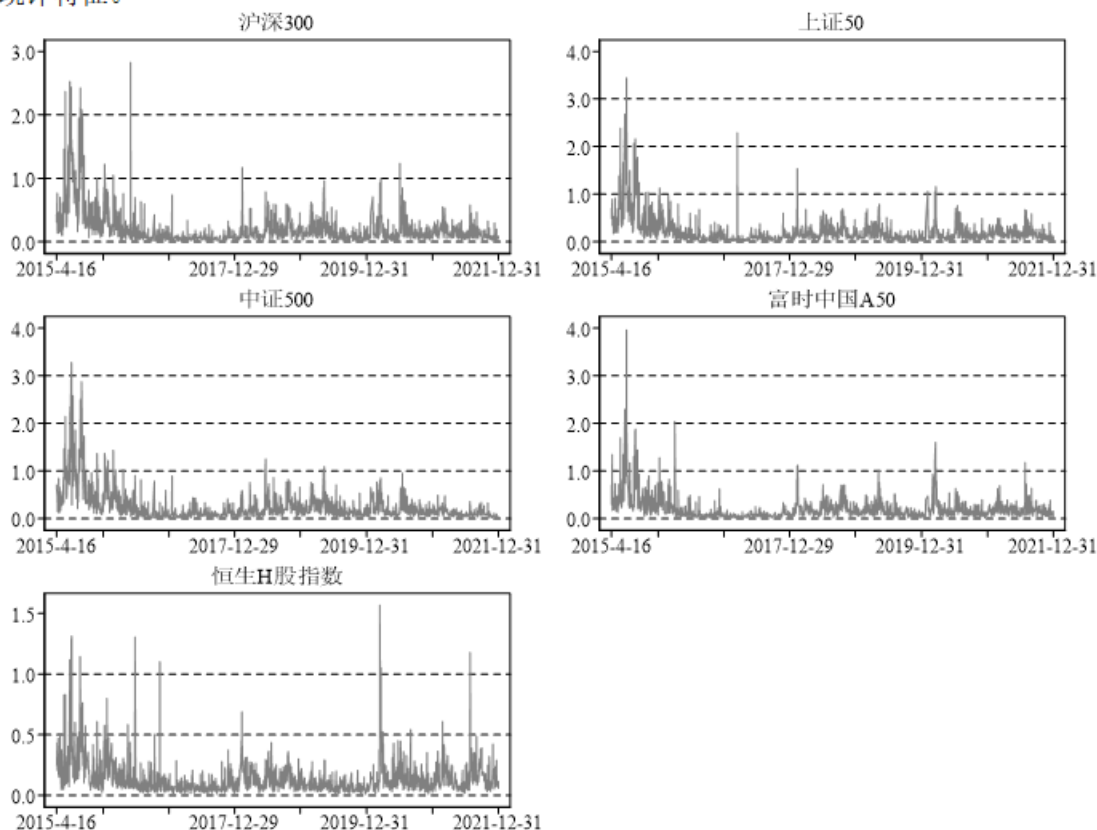


图 1 五个股指期货波动率的时序特征

四、实证结果与分析

本文通过滚动的 DY 溢出指数和 BK 溢出指数考察在岸和离岸五个股指期货波动溢出效应的动态演变过程, 滚动窗口设为 240 天, 即约 1 年的观测。与李政等 (2020) [20] 研究相同, 本文划分了两个不同的频率带, 考察短期和长期下的溢出效应。其中, (10^{-1}) 为高频率带, 周期长度是 1 至 10 天, 代表短期; (10^{-2}) 为低频率带, 周期长度是 10 天以上, 代表长期。根据 Baruník and Křehlík (2018) [4] 的研究, 广义方差分解的谱表示在理论上需要令 $H \rightarrow \infty$, 但在实际计算中只需将 H 设的足够大即可, 本文将其设为 240。

(一) 在岸离岸股指期货的总溢出水平

图 2 描绘了时域和频域下在岸离岸股指期货波动总溢出水平的时序特征, 图 3 刻画了长期中溢出的相对占比和短期中溢出的相对占比的时序特征, 表 2 列出了在岸离岸股指期货波动总溢出水平的描述性统计结果。

由图 2、图 3 及表 2 可知, 首先, 在岸离岸股指期货的溢出效应显著。时域下总溢出水平的均值为 58.6753, 并且短期和长期溢出相对占比的均值和中位数均大于 55%, 这说明无论在短期还是长期, 股指期货的波动很大程度上是由波动溢出效应所致, 在岸离岸股指期货间存在较

强的联动性。

其次，长期总溢出和短期总溢出具有异质性。一方面，短期总溢出的均值（36.1082）和中位数（35.2060）分别大于长期总溢出的均值（22.5671）和中位数（21.7954），而短期总溢出的标准差（6.9108）小于长期总溢出的标准差（10.9265），这说明短期总溢出决定时域总溢出的水平，长期总溢出主导时域总溢出的趋势。另一方面，短期总溢出和长期总溢出的相关系数为-0.4278，说明二者呈弱负相关关系，除此之外，二者还具有截然不同的时序特征，表现为长期总溢出增加时短期总溢出减少，反之亦然。

最后，时域总溢出与长期总溢出具有高度协同性。时域总溢出与长期总溢出的相关系数高达 0.7871，而其与短期总溢出的相关系数仅为 0.2209，这说明时域总溢出与长期总溢出高度相关。特别的是，时域和长期总溢出在 2018 年初、2020 年初和 2021 年初均出现跳跃式变化，恰与中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情等重大事件发生时间重合，这说明重大事件的发生会显著影响在岸离岸股指期货的波动溢出水平。

具体而言，2015 年我国股票市场发生“股灾”，在杠杆交易作用下，股指期货市场也深受影响，涨跌不断，为稳定股市和期市，中金所在 2015 年 9 月开始实施股指期货严格管控措施，将单个产品单日开仓交易量限制在 10 手以内，超过 10 手被认定为异常交易行为（连俊华等，2018）[13]。依据股指期货的量价关系，股指期货交易量对股指期货波动率具有正向影响（陈磊，2017）[25]，在岸股指期货交易量的减少，将降低股指期货的波动，使股指期货的波动溢出效应减弱，表现为时域和长期总溢出减少，短期和长期中溢出相对占比降低（图 3）；随着一系列松绑交易政策的出台，市场中的有效信息增多，买卖价差逐渐缩小，交易成本逐渐降低，持仓和成交量逐步增加，股指期货的波动也随之增加，从而减缓了时域和长期总溢出下降的速度，并出现上升的态势，同时短期和长期溢出相对占比提高（图 3）；2018 年初发生的中美贸易摩擦，增大了资本市场风险，股指期货市场中的信息交易者为避免风险逐渐退出市场，噪音交易者在期货市场中占据主要地位，此时期货价格信息含量降低，期货市场交易风险骤增，时域和长期溢出急剧增加，并攀升至峰值；2020 年初新冠肺炎疫情爆发，各国经济遭受重创，全球各主要股票市场均不同程度地出现暴跌，投资者恐慌情绪骤增，投资热情减弱，在非正常市场中，投资者情绪低落将导致现货价格偏离内在价值，较少期货套利的参与，使得价格向下偏离的程度增加，交易风险增加（朱莉等，2022）[26]，在岸离岸股指期货的总溢出水平上涨；2021 年初，新冠肺炎疫情呈现全球大流行的发展态势，中国政府与世界各国戮力合作，降低疫情对经济产生的负向冲击，保障世界经济在后疫情时代平稳发展，提振了投资者信心，稳定了股指期货市场，继而五个股指期货的波动总溢出水平下降。

表 2 在岸离岸股指期货波动总溢出水平的描述性统计

指标	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
时域总溢出	58.6753	10.1263	61.6763	29.9090	70.9391	-1.5107	3.9701
短期总溢出	36.1082	6.9108	35.2060	5.0603	49.7084	0.0011	2.4143
长期总溢出	22.5671	10.9265	21.7954	2.9780	64.7052	0.0013	2.3901
短期溢出相对占比	55.8209	9.3787	59.5432	29.8358	66.6115	-1.4312	3.7295
长期溢出相对占比	62.7896	11.4022	66.7985	28.9406	76.4325	-1.7531	4.9230

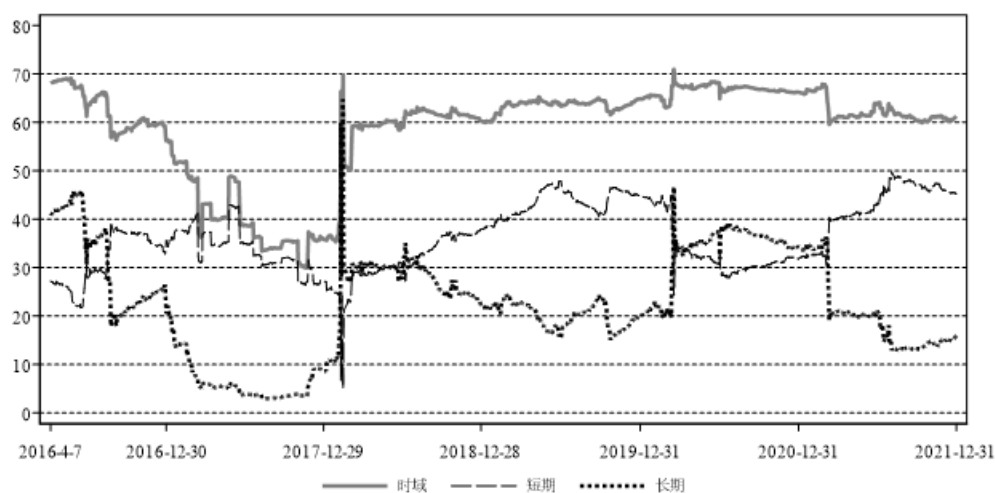


图2 时域和频域下在岸离岸股指期货波动总溢出水平的时序特征

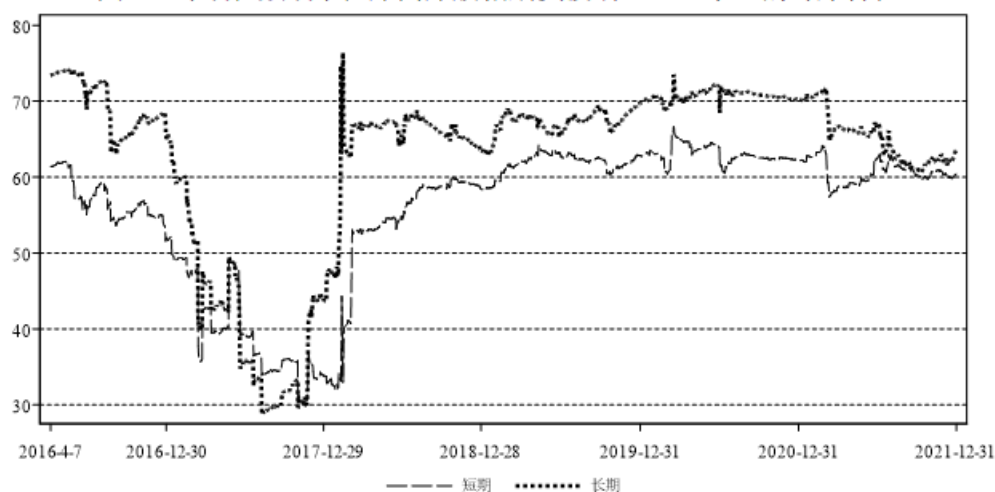


图3 长期溢出相对占比和短期溢出相对占比的时序特征

(二) 在岸离岸股指期货的方向性溢出水平与溢出结构

表3给出了时域和频域下在岸离岸股指期货间波动溢出的描述性统计结果，图4描述了时域和频域下离岸与在岸股指期货间波动溢出水平的时序特征。

由表3可知，首先，在岸股指期货内部的波动溢出水平与离岸股指期货内部的波动溢出水平均大于在岸离岸股指期货间的波动溢出水平，这说明在岸股指期货内部与离岸股指期货内部的波动溢出效应更显著。

其次，在岸股指期货内部的波动溢出主要发生在短期，而离岸股指期货内部的波动溢出则需要较长周期。具体而言，短期中三个在岸股指期货内部的波动溢出水平远大于长期，且数值几乎达到了时域下溢出水平的三分之二，这说明在岸股指期货内部的波动传导所需周期较短，波动溢出主要发生在短期。与在岸股指期货不同，离岸股指期货内部的波动溢出水平在短期与长期中相差较小，这说明离岸股指期货内部的波动溢出在短期与长期中相当，不能在短期内快速完成波动传导，波动溢出所需周期较长。究其原因，可能与股指期货间信息传递速度有关。三个在岸股指期货均在中金所交易，而两个离岸股指期货则在不同的期货市场交易，信息在同一市场中的传递速度远高于跨市场的传递速度，在岸股指期货间便捷的信息传递渠道，使得波动溢出在彼此间的传递更为迅速，波动溢出主要发生在短期。

最后，无论在时域还是频域下，在岸对离岸股指期货的波动溢出均值均高于离岸对在岸股指期货的波动溢出均值，这说明离岸股指期货更易受在岸股指期货波动的影响。究其原因，可能为与离岸股指期货相比，在岸股指期货拥有更大规模的交易量和投资者数量，负向冲击对在

岸市场的影响更大,在相同风险事件的影响下,在岸股指期货呈现出比离岸股指期货更高的波动溢出水平。除此之外,在岸股指期货凭借庞大的交易量和投资者数量,更易发挥价格发现功能,离岸股指期货的投资者也会以此作为投资依据,因此离岸股指期货更易受在岸股指期货的影响。

表3 时域和频域下离岸与在岸股指期货间波动溢出的描述性统计

时域							
指标	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
在岸 \leftarrow 在岸	18.5858	4.0337	19.8024	6.8302	23.7427	-1.0876	3.2285
在岸 \leftarrow 离岸	12.2284	3.0257	12.0169	5.2399	32.8428	0.2791	5.0527
离岸 \leftarrow 在岸	12.9345	2.8884	13.8461	5.7634	17.7746	-0.9262	3.0447
离岸 \leftarrow 离岸	15.4423	5.1340	13.9396	6.3501	36.2716	0.5845	2.3630
短期							
指标	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
在岸 \leftarrow 在岸	12.4720	2.7874	12.4582	1.1071	17.7683	-0.3033	2.6525
在岸 \leftarrow 离岸	7.1616	1.3937	7.2815	1.4505	10.2252	0.0054	2.8073
离岸 \leftarrow 在岸	7.7735	2.0334	7.8285	0.7670	11.2069	-0.0879	1.8163
离岸 \leftarrow 离岸	8.0492	2.1615	7.3317	2.0635	14.6981	1.0104	3.2435
长期							
指标	均值	标准差	中位数	最小值	最大值	偏度	峰度
在岸 \leftarrow 在岸	6.1138	3.1635	6.4959	0.9994	16.2011	0.5492	3.9280
在岸 \leftarrow 离岸	5.0667	3.2220	4.1397	0.5179	31.3923	1.0410	6.6497
离岸 \leftarrow 在岸	5.1610	2.2922	5.5488	0.5377	11.9197	-0.0735	3.6317
离岸 \leftarrow 离岸	7.3931	5.4859	5.0797	0.3456	34.2081	0.8385	2.6565

由图4可知,在时域和频域下,在岸对离岸股指期货的波动溢出水平在多数时间均高于反方向的波动溢出,这说明在岸股指期货在二者之间的波动溢出中居于主导地位。但在2018年初,离岸对在岸股指期货的溢出更高,这说明离岸股指期货替代在岸股指期货,在二者之间的波动溢出中居于主导地位。而在2020年初,只在时域和长期中发生了与2018年初相同的转变,这说明在岸与离岸股指期货间波动溢出地位的变化主要受长期溢出的影响。

具体而言,尽管2018年初中金所出台了一系列松绑交易政策,但受松绑力度限制,在岸股指期货的价格发现和风险对冲功能仍未完全恢复,而离岸股指期货由于交易限制更少、监管更加放松,其准入门槛更低、杠杆更高(武佳薇等,2019)[8],市场交易更为活跃,在中美贸易摩擦冲击下更容易引发市场投机和大幅异常波动,继而对在岸股指期货的溢出大幅增加,表现为离岸对在岸股指期货的溢出高于反方向的溢出。

2020年初,新冠肺炎疫情爆发,全球股市大幅下跌,市场恐慌情绪不断加剧,金融市场间风险溢出效应显著增加,与他国政府相比,中国政府率先出台了一系列有力的防疫措施,随着国内疫情防控形势持续向好,各部门的风险净溢出指数恢复低位运行趋势,内地市场也逐渐转变为风险接收者(杨子晖等,2020)[27]。新冠肺炎疫情增大了股市风险的跨市场传染强度,境内外出现疫情时都会对股票市场波动率造成影响(蒋海等,2021)[28],在中国疫情得到有效控制时,国外疫情仍不断蔓延,由于离岸市场并未采取行之有效的防控措施,面对风险的跨市场传染,投资者的恐慌情绪骤增,离岸市场的不确定性增加,使离岸股指期货波动水平上升,离岸市场对新冠肺炎疫情冲击的反应更大,表现为离岸对在岸股指期货溢出水平更高。

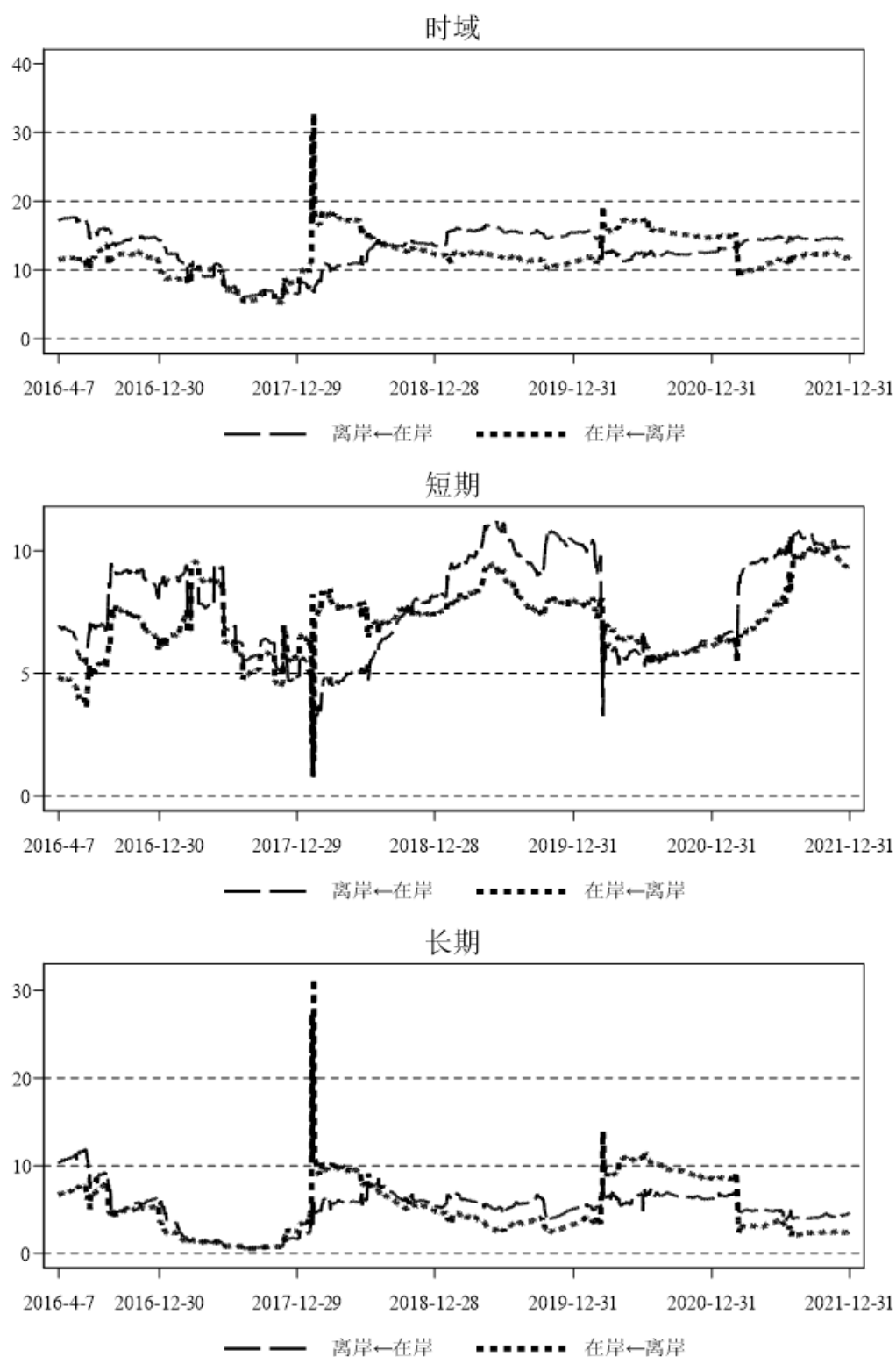


图 4 时域和频域下离岸与在岸股指期货间波动溢出水平的时序特征

表 4 时域和频域下五个股指期货的波动溢出表

时域						
	沪深 300	上证 50	中证 500	富时中国 A50	恒生 H 股指数	From
沪深 300	33.90	19.94	19.91	16.45	9.81	66.10
上证 50	20.97	38.94	13.46	16.58	10.05	61.06
中证 500	22.88	14.37	42.28	13.44	7.04	57.72
富时中国 A50	17.40	17.22	12.36	38.07	14.95	61.93
恒生 H 股指数	11.49	11.42	7.72	15.93	53.44	46.56
To	72.73	62.94	53.45	62.40	41.85	
Net	6.63	1.88	-4.28	0.47	-4.71	
短期						
	沪深 300	上证 50	中证 500	富时中国 A50	恒生 H 股指数	From
沪深 300	25.72	13.84	13.55	10.62	5.26	43.26
上证 50	14.36	29.90	8.12	10.37	5.19	38.04
中证 500	15.93	9.04	30.36	8.06	3.47	36.50
富时中国 A50	10.95	10.48	7.10	25.74	6.90	35.43
恒生 H 股指数	7.01	6.91	4.19	9.20	37.82	27.31
To	48.25	40.26	32.96	38.24	20.83	
Net	4.99	2.22	-3.54	2.81	-6.48	
长期						
	沪深 300	上证 50	中证 500	富时中国 A50	恒生 H 股指数	From
沪深 300	8.18	6.10	6.36	5.83	4.54	22.84
上证 50	6.60	9.05	5.34	6.22	4.86	23.02
中证 500	6.95	5.33	11.91	5.37	3.57	21.22
富时中国 A50	6.45	6.74	5.26	12.33	8.05	26.50
恒生 H 股指数	4.48	4.51	3.53	6.74	15.62	19.25
To	24.48	22.68	20.49	24.16	21.03	
Net	1.64	-0.34	-0.73	-2.34	1.78	

表 4 给出了时域和频域下五个股指期货的波动溢出表。其中，To 表示对其他股指期货的波动溢出水平，From 表示接收其他股指期货的波动溢出水平，Net 表示每个股指期货的净溢出水平。

由表 4 可知，首先，从溢入和溢出来看，一方面，五个股指期货的溢入和溢出排名在时域和短期中大体一致，而长期中的排名则与时域和短期相去甚远；另一方面，溢入与溢出呈正相关关系，即溢入高的股指期货，其溢出也高。具体而言，在时域和短期中，溢入与溢出排名最高的均为沪深 300 股指期货，最低的均为恒生 H 股股指期货。就长期而言，沪深 300 股指期货的溢入排名有所下降，富时中国 A50 股指期货的溢入与溢出排名均明显上升。

其次，由净溢出可知，在时域和频域下，沪深 300 股指期货的净溢出均为正，中证 500 股指期货的净溢出均为负，说明二者在波动传递过程中扮演的角色具有稳定性，分别为净输出者

与净接收者；上证 50 与富时中国 A50 股指期货在时域和短期中的净溢出为正，而长期净溢出为负，说明二者在时域和短期中充当净输出者，在长期中充当净接收者；恒生 H 股股指期货在时域和短期中的净溢出为负，而长期净溢出为正，说明其在时域和短期中充当净接收者，在长期中充当净输出者。

本文进一步分析了时域和频域下五个股指期货间的溢出结构，研究发现，第一，无论在时域还是频域下，沪深 300 与中证 500 股指期货之间的冲击影响和波动溢出均为最大，说明二者之间可能存在风险共振。第二，恒生 H 股与富时中国 A50 股指期货之间的波动溢出仅在长期中最大，说明二者之间的风险传递主要发生在长期。第三，在时域和短期下，沪深 300 对中证 500 股指期货的波动溢出水平是两两期货间波动溢出的最大值（时域：22.88，短期：15.93）；而在长期下，恒生 H 股对富时中国 A50 股指期货的波动溢出水平是两两股指期货间波动溢出的最大值（数值为 8.05）。这说明在时域和短期下的风险传递过程中，在岸股指期货间的波动溢出效应最显著；在长期的风险传递过程中，离岸股指期货间的波动溢出效应最显著。

图 5 时域和频域下五个股指期货溢入水平的时序特征

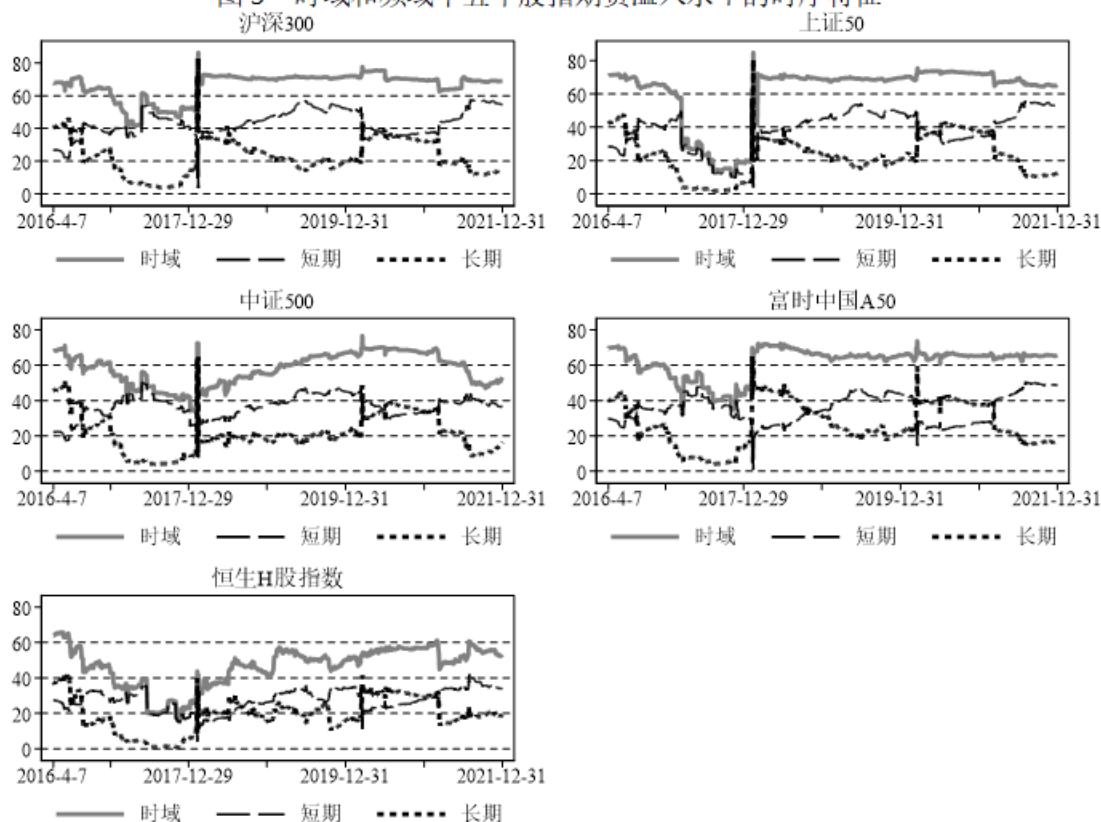


图 5 描绘了时域和频域下五个股指期货溢入水平的时序特征。由图 5 可知，首先，五个股指期货溢入水平的时序特征高度相似，均呈现先下降后上升的发展趋势。这是因为在相同时点上，五个股指期货所面临的风险源大致是一致的，当经济形势发生变化或极端事件爆发时，所产生的风险将向各个股指期货“发散式”溢出，这将导致股指期货波动溢入水平纷纷上升，故在同一时段内有相似的时序变化。

其次，五个股指期货的溢入水平在时域和长期下的走势具有协同性，而在长期与短期下的走势具有异质性，特别的是，五个股指期货时域下溢入水平均在 2018 年初与 2020 年初骤增，并形成极值。究其原因，同样为经受中美贸易摩擦与新冠肺炎疫情两个重大事件的冲击，这表明重大事件的冲击具有助推股指期货波动溢入水平上升的作用，是影响股指期货市场平稳运行的主要因素，为减小股指期货市场波动，提升股指期货市场的有效性，必须加强对重大事件的防范。

最后,自 2015 年末以来,五个股指期货时域下溢入水平均呈下降趋势,但在 2017 年初,上证 50 股指期货时域下的溢入水平出现断崖式下跌,沪深 300 股指期货、中证 500 股指期货、富时中国 A50 股指期货、恒生 H 股指数期货在时域下的溢入水平虽也有下降,但降幅均小于上证 50 股指期货。这可能是因为在股市危机期间,交易所对股指期货采取限制开仓、提高交易保证金、限制交易手数等一系列措施,削弱了股指期货交易的活跃度和流动性,为恢复股指期货市场秩序,中金所于 2017 年初对股指期货市场实施了第一轮松绑政策,放开了上证 50 股指期货的交易,但沪深 300 股指期货与中证 500 股指期货的交易还处于受限状态(刘成立和王昭辉,2017) [29],股指期货间交易的活跃度和流动性并未恢复,因此上证 50 股指期货的溢入水平呈下降趋势。此外,“股灾”期间政府的救市资金主要流向上证 50ETF(李政等,2016) [30],减小了“股灾”对上证 50 指数现货的影响,增强了上证 50 股指期货的抗风险能力,降低了上证 50 股指期货的溢入水平,两个因素叠加,继而出现上证 50 股指期货的溢入水平断崖式下跌的现象。

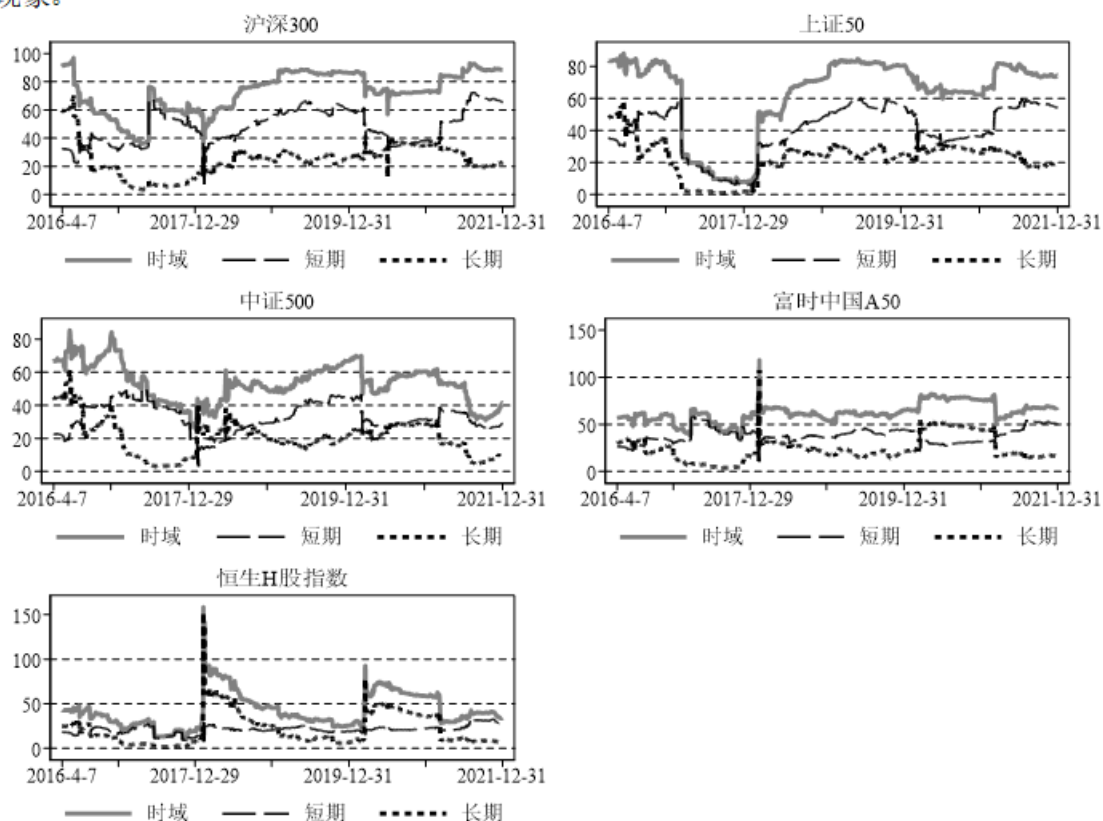


图 6 时域和频域下五个股指期货溢出水平的时序特征

图 6 刻画了时域和频域下五个股指期货溢出水平的时序特征。图 6 表明,五个股指期货的溢出水平呈现明显异质性。究其原因,可能为各股指期货的股票价格指数、交易主体以及交易方式的不同,导致发生风险外溢时呈现不同时变特征。具体而言,首先,上证 50、中证 500、富时中国 A50 和恒生 H 股股指期货的溢出在时域和长期下具有协同性,而沪深 300 股指期货的溢出在多数时间内在时域和长期下具有协同性,但在一些特殊时点上,如 2018 年初、2021 年初,具有异质性,而在这些时点上,时域与短期却具有协同性。这表明沪深 300 股指期货溢出的变动虽然主要由长期溢出驱动,但在某些特殊时点上,受短期溢出的影响也较大。

其次,以 2018 年 3 月中美贸易摩擦发生初期为时点区分样本前期和后期,观察可知,样本前期在岸股指期货的溢出呈下降态势,样本后期在岸股指期货的溢出呈上升态势,而离岸股指期货溢出的动态路径在样本前期和样本后期并未呈现显著差别。本文认为,产生上述现象的原

因可能是：2018 年初发生的中美贸易摩擦与以往不同，具有全面性和深入性等特征，涉及的加税力度和广度也远超以往（李跟强和潘文卿，2022）[31]，对资本市场造成巨大冲击，市场恐慌情绪不断加剧，恐慌和消极情绪往往会通过加剧极端风险传染等方式使系统性风险进一步提升（张宗新和陈莹，2022）[32]，市场不确定性骤增，由于在岸股指期货标的指数所囊括的行业种类更多，受中美贸易摩擦影响更大，使在岸股指期货的波动溢出水平在中美贸易摩擦发生后持续上升。与在岸股指期货相比，离岸股指期货标的指数所囊括的行业种类较少，中美贸易摩擦对其冲击较小，表现为离岸股指期货的波动溢出水平在经受中美贸易摩擦冲击后，未呈现上升态势，走势与中美贸易摩擦发生前基本一致。

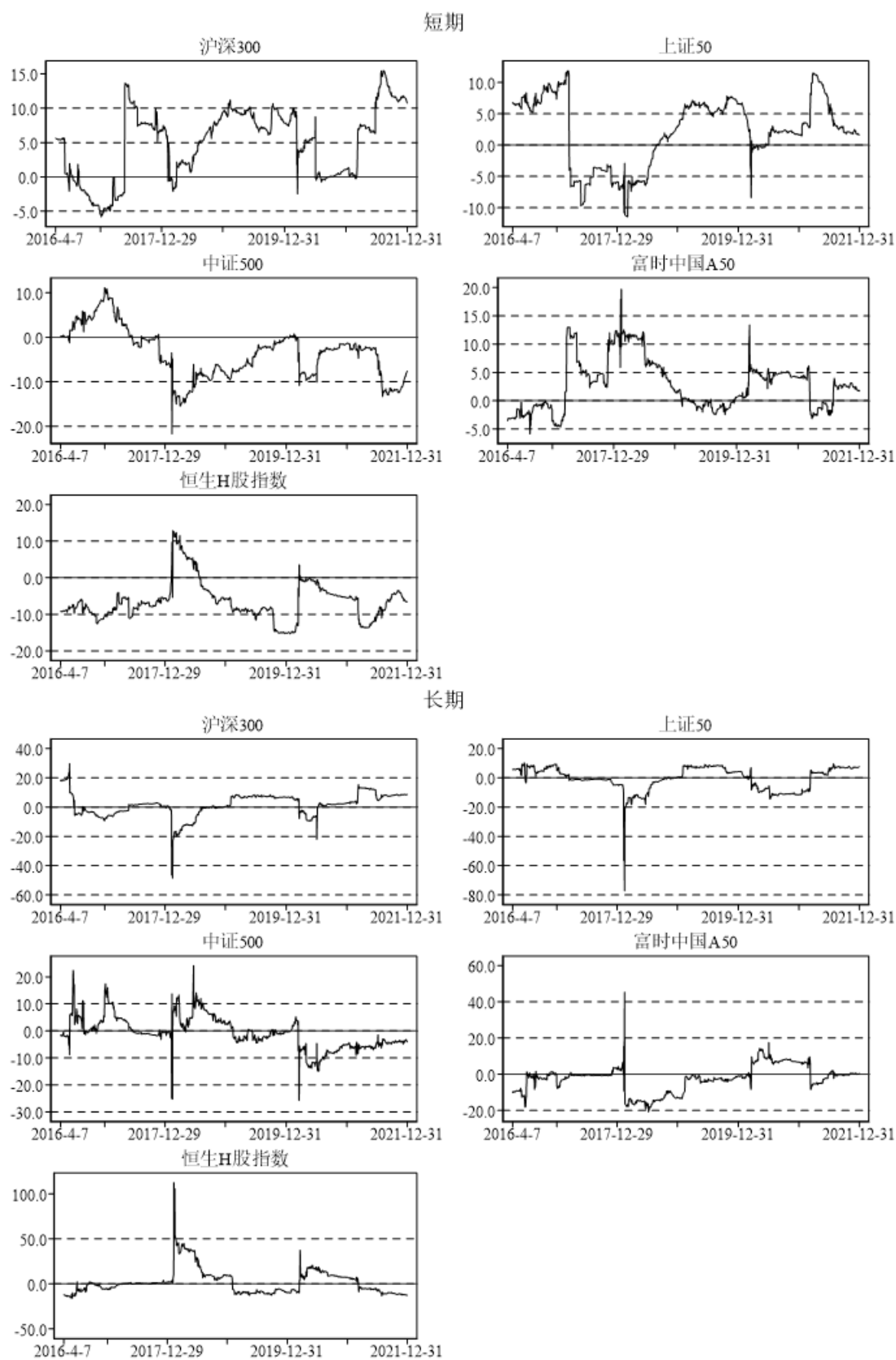
最后，在 2020 年初，在岸股指期货的时域溢出水平下降，离岸股指期货的时域溢出水平上升。究其原因，可能为新冠肺炎疫情爆发初期，中国政府果断决策，采取及时有效的防控措施，减轻疫情对国内经济的冲击，并发放各项补贴稳定经济秩序，提振在岸投资者信心，降低在岸股指期货的波动溢出水平；国外疫情则未得到有效控制，市场风险持续外溢，离岸市场相较在岸市场开放性更高，更易受到国外市场的影响，面对国外市场的风险外溢，离岸市场的波动性更大，表现为离岸股指期货的波动溢出水平骤升。

根据图 7 中五个股指期货在短期和长期净溢出水平的时序特征发现：第一，五个股指期货在短期和长期的风险传递中扮演的角色存在明显的时变特征。呈现这一特征的原因可能是，风险事件从发生到扩散再到消退需要一定的时间，在不同时间段，风险事件对五个股指期货的影响不同，股指期货的溢出水平随风险事件的演变持续波动，使股指期货在风险传递中的角色不断发生变化。

在短期中，恒生 H 股股指期货的净溢出在多数时期为负，但在 2018 年上半年为正。这说明恒生 H 股股指期货在多数时期溢入大于溢出，抵抗外来冲击的能力较差，在短期中主要承担风险净接收者角色。

无论在短期还是长期，沪深 300 与中证 500 股指期货在同一时期的风险传递中均扮演不同角色，即沪深 300 股指期货充当风险净输出者角色时，中证 500 股指期货则扮演风险净输入者。这佐证了表 5.4 中由双向溢出关系得到的结论，即沪深 300 和中证 500 两个期货紧密相连。

第四，当面临重大事件冲击时，如 2018 年初中美贸易摩擦和 2020 年初新冠肺炎疫情，三个在岸股指期货的净溢出水平均呈现下降趋势，两个离岸股指期货的净溢出水平均呈上升趋势，这说明在重大事件的冲击下，离岸比在岸股指期货更可能发生风险外溢。



五、研究结论与政策建议

本文采用 DY 溢出指数和 BK 溢出指数方法,首次从时频视角考察在岸和离岸五个股指期货在时域以及短期和长期下的波动溢出效应,并依次从总溢出、方向性溢出和溢出结构三个层面对溢出效应展开分析,以期厘清五个股指期货间波动溢出的作用机理,主要研究结论如下:

第一,无论是短期还是长期,五个股指期货间的波动溢出效应均显著,并且短期总溢出决定时域总溢出的水平,长期总溢出主导时域总溢出的趋势;时域总溢出与长期总溢出具有高度协同性,短期与长期总溢出则呈现截然不同的时序特征。

第二,五个股指期货溢入水平的时序特征高度相似,并且在时域和长期下的走势具有协同性,但溢出水平则呈现出明显异质性。此外,五个股指期货的溢入与溢出呈正相关关系,即溢入高的股指期货,其溢出也高。

第三,在岸对离岸股指期货的波动溢出水平在多数时期均高于离岸对在岸股指期货的波动溢出水平,但当重大事件发生时,离岸股指期货对在岸股指期货的波动溢出水平更高。

第四,五个股指期货在短期和长期的风险传递中扮演的角色均存在明显的时变特征。值得注意的是,沪深 300 和中证 500 股指期货在风险传递中扮演的角色始终相反,且二者之间的波动溢出最大,存在显著的双向风险传导效应。

第五,在面临重大事件冲击时,在岸股指期货的净溢出水平与离岸股指期货的净溢出水平呈现完全相反的趋势。其中,离岸股指期货的净溢出水平呈上升趋势,在岸股指期货的净溢出水平呈下降趋势。

本文研究结论具有如下政策启示。其一,监管当局应高度警觉在岸离岸股指期货间的波动溢出,提升对股指期货市场风险的监测能力,以便及时准确地捕捉股指期货市场风险发生的信号。除此之外,股指期货市场的长远发展离不开合格的市场参与者(李政等,2016)[30],当前我国股指期货市场的参与者投机心理较浓重,风险意识不足,缺乏理性判断市场走势的能力。鉴于此,监管当局应提升投资者的风险意识,普及股指期货市场相关知识,并优化投资者结构,提升股指期货市场的有效性,为股指期货市场的长远发展奠定基础。

其二,加强境内外监管机构间的合作,构建完备的风险监测机制。由于股指期货可以异地交易,不同交易所的交易规则、监管力度大不相同,与在岸股指期货相比,离岸股指期货的准入门槛更低,监管力度更松,一旦经受重大事件的冲击,极易向在岸市场传递风险,从而对在岸股指期货的安全造成威胁。良好的跨市场信息监管机制不仅可以减少内幕交易和操纵行为,更可以使市场间产生良性互动,促进资源的有效配置。因此,应加强境内外监管机构间的合作,共同构建在岸离岸股指期货风险监测机制。

其三,着重防范化解风险事件对股指期货市场的冲击,防止局部风险演变为系统性风险。近年来,全球各类风险事件频发,从金融监管的角度而言,对金融市场风险的把控应当重在事前防范,事后人为强行干预的政策只能发挥短期作用(连俊华等,2018)[13],为防范风险事件对股指期货市场的冲击,各国政府应通力合作、积极应对,共同营造稳定的经济环境。

其四,监管机构应制定长短期差异化的股指期货市场风险防范机制。首先,应加大股指期货市场信息披露力度,降低因信息不对称引起风险外溢的可能性;其次,应依据股指期货在长短期风险传递中扮演角色的不同,实施不同的风险防范措施。

参考文献:

- [1] 谢世清, 李静昀. 从期现套利看三大股指期货的价格规律[J]. 统计与决策, 2020(21): 134-138.
- [2] 闵豫南. 离岸与在岸股指期货市场的价格联动关系研究——基于国内股指期货市场受限的实证分析[J]. 南京审计大学学报, 2020(6): 79-89.
- [3] Diebold F X, Yilmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms[J]. Journal of Econometrics, 2014, 182(1): 119-134.
- [4] Barunik J, Křehlík T. Measuring the Frequency Dynamics of Financial Connectedness and Systemic Risk[J]. Journal of Financial Econometrics, 2018, 16(2): 271-296.
- [5] 封思贤, 张兵, 李心丹, 等. 从中国股指期货境外的联动看我国股市定价权[J]. 金融研究, 2010(4): 101-114.
- [6] 严伟祥, 张维. 境内外股指期货价格发现功能研究[J]. 金融纵横, 2019(1): 22-32.
- [7] 熊熊, 王芳, 张维, 等. 新华富时A50指数期货与A股市场之间的价格发现与波动溢出研究[J]. 管理学报, 2009(11): 1507-1512.
- [8] 武佳薇, 孙玉奎, 杨阳. 富时中国A50股指期货对我国期现货市场的影响——理论分析及实证检验[J]. 证券市场导报, 2019(12): 51-59.
- [9] 沙石. 金融衍生品与全球资本竞争[J]. 证券市场导报, 2019(2): 4-7.
- [10] 邢天才, 张阁. 股指期货的推出对现货市场影响的实证研究——基于新华富时A50的分析[J]. 财经问题研究, 2009(7): 83-88.
- [11] 李堪. A50股指期货对我国内地股市波动性影响实证研究[J]. 金融发展研究, 2010(1): 64-68.
- [12] 霍林, 黄俊杰. 新加坡富时中国A50股指期货的波动溢出效应研究[J]. 区域金融研究, 2021(3): 21-28.
- [13] [13] 连俊华, 廖雪, 郭彪. 中国和新加坡股指期货价格引导——基于限制政策前后变化探讨[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版), 2018(5): 74-81.
- [14] 唐志武, 居阔. 沪深300股指期货与富时中国A50指数期货联动性研究[J]. 价格理论与实践, 2020(9): 94-97.
- [15] Guo B, Han Q, Liu M, et al. A Tale of Two Index Futures: The Intraday Price Discovery and Volatility Transmission Processes Between the China Financial Futures Exchange and the Singapore Exchange[J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2013, 49(sup4): 197-212.
- [16] 张元萍, 施健伟, 方梦洁. 境内外中国概念股指期货联动关系与定价权归属研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022(2): 37-49.
- [17] 梁琪, 李政, 郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角[J]. 经济研究, 2015(4): 150-164.
- [18] 李政. “811汇改”提高了人民币汇率中间价的市场基准地位吗? [J]. 金融研究, 2017(4): 1-16.
- [19] 崔金鑫, 邹辉文. 时频视角下国际股市间高阶矩风险溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2020(6): 75-85.
- [20] 李政, 刘淇, 鲁晏辰. 主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据[J]. 金融研究, 2020(9): 59-77.
- [21] 李政, 王子美, 刘淇. 基于频域视角的全球主要货币汇率溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2021(5): 86-96.
- [22] 李政, 朱明皓, 温博慧. 经济政策不确定性的跨国溢出效应及其形成机理[J]. 财贸经济, 2021(1): 92-106.
- [23] 方意, 邵稚权. 中国金融周期与横向关联: 时空双维度相结合视角[J]. 金融研究, 2022(1): 38-56.
- [24] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets[J]. Economic Journal, 2009, 119(534): 158-171.
- [25] 陈磊. 股指期货交易量对收益率和波动率的影响研究——2015股灾背景下的实证检验[A]. 第

十九届中国管理科学学术年会论文集, 2017: 437-443.

- [26] 朱莉, 刘向丽, 杨晓光. 投资者情绪影响股指期货现货市场的价格动态关系吗? [J]. 中国管理科学, 2022(4): 52-62.
- [27] 杨子晖, 陈雨恬, 张平森. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对 [J]. 管理世界, 2020(5): 13-35+7.
- [28] 蒋海, 吴文洋, 韦施威. 新冠肺炎疫情对全球股市风险的影响研究——基于ESA方法的跨市场检验[J]. 国际金融研究, 2021(3): 3-13.
- [29] 刘成立, 王朝晖. 股指期货在预警股票市场系统性风险中的作用研究[J]. 宏观经济研究, 2017(6): 32-43+167.
- [30] 李政, 卜林, 郝毅. 我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据 [J]. 财贸经济, 2016(7): 79-93.
- [31] 李跟强, 潘文卿. 中美贸易摩擦、全球价值链分工与福利效应[J]. 统计研究, 2022(1): 75-90.
- [32] 张宗新, 陈莹. 系统性金融风险动态测度与跨部门网络溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2022(1): 72-84.

A Study on Volatility Spillover Effect of Onshore and Offshore Stock Index Futures based on Time-Frequency Perspective

[Abstract]:

This paper for the first time uses both the DY spillover index and the BK spillover index to examine the volatility spillover effects among three onshore stock index futures - CSI 300, SSE 50 and CSI 500 and two offshore stock index futures - HSCEI and FTSE A50 - from both the time and frequency domain perspectives. We find that firstly, the volatility spillover effects among the five stock index futures are significant in both the short and long term, and the short-term total spillover determines the level of time domain total spillover, while the long term total spillover dominates the trend of time domain total spillover. Secondly, the time-series characteristics of the spillover levels of the five stock index futures are highly similar, but the spillover levels show obvious heterogeneity. Thirdly, the level of spillover from onshore to offshore stock index futures is higher than that from offshore to onshore stock index futures in most periods, but when major events occur, the level of spillover from offshore to onshore stock index futures is higher. Fourthly, there are significant time-varying characteristics in the role played by the five stock index futures in both short-term and long-term risk transmission. Finally, the net premium levels of onshore stock index futures show the exact opposite trend to those of offshore stock index futures in the face of major event shocks.

[Key words]:Index Futures; Overseas Listing; Volatility Spillover Effect; Time-Frequency Domain

2023 年天津财经大学王荫乔张平王国泰论文奖 “潜力奖”获奖论文汇编

论文汇编按获奖名单顺序排列包含：题目、摘要

双碳目标与其余可持续发展目标间的协同 与权衡关系研究

高兴

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

研究背景:“双碳”目标是中国基于推动构建人类命运共同体的责任担当和实现可持续发展的内在要求而做出的重大战略决策,这必将引起中国经济社会的系统性变革。已有研究证明在实现可持续发展目标的不同维度之间存在潜在的相互协同和相互抵触作用。因此本文的研究初衷是识别出与双碳目标存在潜在冲突的领域,为未来实施双碳战略时把握双碳目标推进的力度,尽量避免冲突产生的过度负面影响,为可持续地实现双碳战略提供科学依据。**研究目标:**测度中国及省级可持续发展水平,研究在全国及省级层面的双碳目标与其余可持续目标间存在的协同与权衡关系。**研究方法:**构建中国可持续发展指标体系,应用等权重、综合指数法、斯皮尔曼系数和 2010-2019 年全国及省级层面的数据。**研究发现:**(1) 研究期间内全国及各省可持续发展水平都有所提升,可持续发展潜力大。(2) 区域间的可持续发展不平衡,东部地区的可持续发展指数大于中部、西部地区的可持续发展指数,这种空间分布的差异与地区的经济发展水平和资源禀赋等方面有关。在实现可持续发展进程中,应特别关注可持续发展水平较低的省(市)和区域同时不断挖掘可持续发展水平较高的省(市)的发展潜力。(3) 气候目标与收入目标存在较强的协同关系,与可持续的生活方式目标存在较强的权衡关系,因此要重点关注与气候变化目标存在的协同关系的领域,提高实现双碳目标的效率。对于权衡作用要采取措施减缓冲突,尽量避免双碳目标对其余领域的过度冲突。同时,未来可以进行技术创新和产业转型升级打破现有的权衡关系。(4) 各省市表现出最强协同、权衡作用的指标对存在空间分布不平衡的问题,如:相比于东、中、东北区域,西部地区的省市在气候变化目标与基础设施目标、能源目标中体现出较强的协同作用。相比于中、西、东北区域,东部地区在气候变化目标与增长质量目标的权衡作用较弱。**研究创新:**(1) 前人的研究大多集中于使用预测模型来模拟未来的可能情况而缺乏基于历史数据的系统性实证研究。本文的创新点在于,基于历史数据,在全国及省级层面对双碳目标与其余可持续发展目标之间存在的关系做了系统性的实证分析。(2) 研究了目标间的关系。识别出与双碳目标存在潜在冲突的领域,为未来实施双碳战略时把握双碳目标推进的力度,尽量避免冲突产生的过度负面影响,为可持续地实现双碳战略提供科学依据。(3) 构建了符合中国发展现状的中国可持续发展指标体系,并将其细分为 12 个领域。**研究价值:**研究中国目前可持续发展现状、发展趋势及区域差异性,识别出双碳目标中会与其余领域存在的潜在协同、权衡关系,以可持续地实现“双碳”目标。针对省、区域目标间关系存在异质性,为其推进双碳目标提出针对性建议。

[关键词]: 可持续发展 “双碳”目标 指标体系 协同与权衡关系 斯皮尔曼系数

融资结构对企业自主创新的影响 ——基于北京市科技型中小企业数据的实证研究

龚子涵

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

企业创新是经济发展的引擎,是推动社会进步和经济增长的重要力量,是全球经济竞争中重要的制胜法宝。近年来,中国不断推出新的创新政策,持续营造更好的创新环境,为企业创新注入源源不断的活力。企业创新依赖充足的资金支持,而企业自主创新的表现可能会受到其选择的融资途径的影响,因此研究融资结构与企业自主创新的关系具有重要的现实意义。

数据搜集方面,本文以北京市 2010 年至 2021 年在创业板上市的企业为样本,搜集各年度的财务报表数据,即 2010 年的年度报表至 2021 年的年度报表,共 12 期数据。经过严格的数据筛选,排除了会计年度内财务信息不完整企业以及所有被指定为 ST、*ST 的企业,最后得到了由 109 家上市企业组成的连续 12 期的面板数据。

本文所使用的数据来源于 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库。专利申请数据从 CNRDS 数据库中获得,其余数据从 CSMAR 数据库获得。本文的数据加工及实证分析使用 Excel、SPSS、Stata 三种软件。其中,Excel 软件主要被用于数据的收集、筛选和计算;SPSS 则被用于对创新数据进行因子分析;Stata 则被用于对面板数据进行回归分析。

融资结构方面,将企业的融资划分为内源融资、债权融资、股权融资这三种融资途径。自主创新方面,为了全面评估企业的自主创新能力,从企业创新投入、创新产出两个方面综合考察。衡量创新投入有两个指标,一个是研发支出占营业收入比重、另一个是研发人员占公司总人数比重;衡量创新产出有一个指标:申请专利数的自然对数。具体而言,研发支出占营业收入比重是指企业每年度末统计的研发费用与当期营业收入的比重;而研发人员占公司总人数比重是指企业每年度末统计的在职研发人员数量与在职员工总数的比重。运用 SPSS 软件对这三个指标进行因子分析,最终得到自主创新的具体数值。

具体的实证过程包括:首先对所有变量进行描述性统计分析;再对变量进行单位根检验,确定数据是平稳的;然后进行相关性分析,排除多重共线性的可能;之后数据经过个体效应和时间效应检验,排除混合 OLS 模型回归,之后进行豪斯曼检验,检验结果为 P 值大于 0.05,因此确定运用随机效应模型进行回归分析。之后还替代了解释变量对实证结果进行稳健性检验。从检验结果来看,估计结果与原模型估计的显著性估计结果基本一致,这表明模型设定基本准确,原实证结果相对稳健。

实证结果表明,内源融资、债权融资和股权融资对北京市科技型中小企业的自主创新均有促进作用,且显著性水平相同,都在 1% 的水平下显著。这表明,这三种融资途径都能显著有效地促进北京市科技型中小企业的自主创新。具体而言,内源融资的促进作用在三种融资途径中最强,股权融资稍逊于内源融资,债权融资稍逊于股权融资。基于此,本文给出优化融资结构,拓宽融资渠道等对策建议,为企业融资提供了实证依据。

数字化转型对碳排放的影响机制研究：来自工业企业的经验证据

贾晨旭 张语馨 唐 锐
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

伴随着 2016 年《巴黎协定》的签署,绿色经济学逐渐成为了人们所关注的话题。如今国内外有诸多学者对数字经济与节能减排之间的关系进行了研究,然而目前并未得到一致结论。有学者认为,数字化转型可以通过提升生产率、降低能源消费强度以及降低可再生能源成本进而抑制年度碳排放(Moyer&Hughes, 2012)。还有学者引入技术进步、资本加速积累以及能源结构调整等中介变量得出了相同的结论。然而也有一些学者持相反意见,他们认为数字化转型本身需要建设大量设备作为基础,这本身就会造成大量的年度碳排放(Belkhir&Elmeligi, 2018),同时数字化转型可能会促进碳密集型企业的高速发展,进而更加促进企业总体排放的增加。此外还有一些学者综合了上述看法,认为数字化转型对与企业的年度碳排放可能会呈现出非线性的倒 U 型关系(汪东芳、曹建华, 2019)。

当前中国学界对于数字化转型与碳排放的之间关系的研究主要集中于省级或地级市层面,关于数字化转型对于微观个体(即企业)的碳排放有何种影响的研究仍然缺乏。究其原因,中国并不强制企业公布其年度碳排放数据,所以只有极少数企业公开了其近些年的排放情况,并且愿意公开数据的企业大多是污染控制较好的企业,不能代表中国的普遍水平。为了克服这一问题,我们参考潘敏和王晨(2022)的方法对各工业企业的年度碳排放量情况进行了估算:将行业年度碳排放量乘上第 i 个企业的营业成本与行业营业成本之比作为第 i 个企业碳排放量的估计值,最后再对结果取对数作为对企业年度碳排放的估计值。由于数字化转型在改进企业生产方式、重塑产业格局方面会起到突出作用,其已成为推动经济高质量发展的重要抓手。为了进一步探究数字化转型能否助力“双碳”目标的实现,本文首先基于微观企业数字化转型指数与其年度碳排放数据,采用面板回归模型,逐步引入固定效应与控制变量,研究企业数字化转型程度对年度碳排放的影响效果。其次,引入融资约束指数、全要素生产率与企业税收压力变量,探究企业数字化转型对年度碳排放的影响机制和路径。研究结果表明,企业数字化转型会显著提升企业的年度碳排放水平。在机制分析中,本文发现数字化转型对于企业年度碳排放的影响主要是由“数字化转型程度加大-缓解融资约束-全要素生产率提升-年度碳排放增加”这一渠道实现。此外,研究结果还表明数字化转型本身并不会促进年度碳排放,并且政府给予的税收压力会显著抑制数字化转型对于企业年度碳排放的促进作用。这表明政府可以采用碳税等手段来抑制企业的年度碳排放,进而借助企业数字化转型这一契机服务于“碳达峰”、“碳中和”目标。

[关键词]: 企业数字化转型 碳排放 融资约束 全要素生产率 固定效应

数字普惠金融能激励中小企业创新吗？ ——基于 PSTR 模型的实证检验

李梓铭

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

〔摘要〕：

国家“十四五”规划和 2035 远景目标纲要中指出“金融体系要支持创新型中小微企业成长为创新重要发源地”的要求，为未来五年我国金融体系发展指明了方向。中小微企业作为经济的“毛细血管”，遍布生产、流通和消费的各个环节，在促进经济增长、扩大就业、提升市场活力方面发挥着重要的作用。因此，促进中小微企业创新对国家经济发展具有重要意义。但传统金融以银行为主导，虽然能够更有效地搜集整理信息、聚集社会闲散资金，实现更为有效的监管模式，但银行保守的风险偏好、审慎经营原则会阻碍中小微企业具有高不确定性的技术创新。

而数字普惠金融的出现为改善这一现状提供了新的途径。数字普惠金融作为传统金融的补充和延伸，可以通过缓解融资约束、提供信贷支持来改善中小微企业创新环境。对于银行业金融机构，数字普惠金融借助互联网、云计算、大数据等数字化技术能够更加精准地识别风险，削减信息内外部不对称风险，降低不良贷款发生率，节约融资成本，弥补传统金融因信息匹配失调造成的资源错配，降低传统金融服务的时空成本，提高弱势群体获取正规金融服务的可能性，以此降低企业融资约束，提高中小微企业创新活力。因此研究数字普惠金融发展对中小微企业创新作用效果以及潜在作用路径具有重要意义。

基于此，本文在平滑面板转换模型基础之上，借助我国 2011-2019 年 31 个省份以及 2015-2019 年我国 1361 家科创板和中小板上市公司面板数据，从区域层面和企业层面检验了数字普惠金融发展对技术创新水平的影响。本文首先进行了基础回归检验，并从区域和企业性质角度进行了异质性分析；其次构建平滑面板转换模型并确立转换参数，对数字普惠金融创新激励作用的非线性特征进行捕获；然后通过调节效应模型进行机制检验；最后进行了文章的稳健性检验和内生性检验。研究结论表明：（1）通过基础回归实证检验发现，无论是在区域层面还是中小企业层面数字普惠金融发展都对技术创新有明显的激励作用。（2）异质性检验结果表明，中部地区数字普惠金融发展对区域技术创新具有抑制作用，呈现“中部塌陷”现象；发达地区数字普惠金融发展对区域技术创新具有显著促进作用，不发达地区作用效果尚不明显；非国有中小微企业技术创新受数字普惠金融激励作用效果比国有中小微企业更显著。（3）数字普惠金融与技术创新之间存在着显著的非线性关系。在区域层面，数字普惠金融对区域技术创新水平具有先促进后抑制的影响作用；在企业层面，数字普惠金融对中小企业产生的创新激励作用呈现边际效应递减的趋势。（4）进一步的机制检验表明数字普惠金融能通过缓解融资约束以及降低信息不对称的方式促进中小企业技术创新水平提升。

碳交易政策如何影响碳减排成本？

——基于影子价格视角

常瑞雪 刘静柔

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

全国碳排放权交易市场是利用市场机制控制和减少温室气体排放, 推动绿色低碳发展的一项制度创新, 也是实现 2030 年前达到峰值、2060 年前实现碳中和目标的重要核心政策工具。2011 年 10 月 29 日, 国家发改委办公厅发出《关于开展碳排放权交易试点工作的通知》。2021 年 7 月 16 日, 全国碳排放权交易市场开市。通过对相关文献梳理可知, 现有学者主要从减排效应和绿色发展等方面对碳交易政策的有效性进行了较为广泛和深入的研究, 取得了丰富和有价值的研究成果。在减排成本方面, 现有研究大多采用方向距离函数估算碳排放影子价格, 并分析其影响因素, 鲜有研究对碳交易政策和减排成本的关系进行探究。同时, 关于碳交易政策对减排成本的影响研究也未能得到一致结论。因此, 关于碳交易政策如何影响碳减排成本还有待进一步研究和探讨。据此, 本文基于减排成本视角, 探究碳交易政策的有效性, 力求在经济上更加全面地评估碳减排绩效, 解决碳减排与经济增长之间的矛盾, 加快我国经济结构的转型升级, 实现全社会范围内减排成本最小化以及社会福利最大化。

基于现有文献研究以及理论分析, 本文根据研究内容提出以下三个假设: 假设 1, 基于影子价格角度, 碳交易政策会使得减排成本增加; 假设 2, 碳交易政策通过降低碳排放总量增加减排成本; 假设 3, 碳交易政策通过促进绿色技术进步降低减排成本。为验证假设是否成立, 首先, 本文以 2006-2019 年我国 30 个省的面板数据为基础, 采用双重差分模型研究碳交易政策对碳减排成本的影响。其中, 碳减排成本由 SBM-DEA 模型估算得到的碳排放影子价格来衡量。其次, 引入碳排放总量和绿色技术进步作为中介变量分析其影响机制。此外, 本文从不同地理位置、环境规制强度、是否为工业基地三个角度对碳交易政策对碳减排成本的影响进行了异质性分析。

对 DID 模型进行基准回归考察碳交易政策对碳减排成本的总体影响。研究结果表明, 无论是否加入控制变量、个体固定效应和时间固定效应, 交互项系数均显著为正, 即碳交易政策使碳减排成本增加, 验证了假设 1。从控制变量的结果来看, 经济发展水平和能源消费结构与碳减排成本之间存在正相关关系; 金融发展程度和产业结构与碳减排成本之间存在负相关关系。同时, 为保证回归结果的稳健性, 本文进行了一系列稳健性检验且检验结果均通过。异质性分析发现, 碳交易试点政策显著降低了东中部碳排放强度, 而对西部地区并不显著; 无论是强、弱环境规制的地区, 碳交易试点政策都显著使碳减排成本增加, 但对强环境规制地区的影响更大; 相比非工业基地, 碳交易试点政策对工业基地的碳减排成本影响更大。运用中介效应进行机制分析发现, 碳交易政策通过降低碳排放总量提高碳减排成本, 通过促进绿色技术进步降低碳减排成本, 结果证明碳交易政策会使碳减排成本有所增加, 表明碳排放总量的效应大于绿色技术进步的效应。

基于研究结论, 本文从完善碳排放权交易制度、提高绿色技术创新水平、挖掘较强环境规制省份的减排潜力、挖掘工业基地省份的减排潜力和执行区域协同治理机制等方面提出政策建议, 为健全和完善全国性碳交易市场提供借鉴和参考。

碳交易市场与企业社会责任——基于 ESG 评价研究

陈昱彤 黄程 郭欣瑶
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着经济社会的发展,环境问题日益凸显加剧,全球变暖和极端天气频发引起全世界注意,为缓解环境问题,促进可持续发展,党的十九大报告提出:要建立健全绿色低碳循环发展的经济体系,实现碳达峰和碳中和目标。中国面临着节能减排的压力,若要保证我国未来的可持续发展,提高核心竞争力,就必须推行低碳经济。建立健全碳排放权交易市场是其中一项重要举措,它给我国绿色发展带来机遇,而企业作为市场主体也可以合理利用碳市场推动绿色转型升级,积极履行社会责任。

本文使用了 ESG 评级对社会责任进行度量,ESG 是由环境、社会和公司治理三个方面组成的整体概念。在此概念提出之前,CSR 作为企业社会责任的指标被广泛应用,但与 CSR 相比,ESG 更加注重企业在环境、社会和治理方面的表现,注重评价企业可持续发展能力与对社会价值观念的影响力,我国政策也多次强调 ESG 评价在绿色金融发展中的重要性。伴随着国际社会对环境及碳排放问题的重视,目前国际代表性的第三方评级机构都十分重视 ESG 评级指数的测算,摩根士丹利(MSCI)将气候变化指数与低碳指数都纳入了 ESG 评级中,碳排放作为环境领域涵盖的气候变化层面项下的四个子议题之一,与企业社会责任之间的关系密不可分。

目前关于企业 ESG 评价的文章主要集中于企业社会责任对企业价值、经济绩效的影响;企业社会责任的影响因素从外部约束及公司内部治理两个角度出发。但目前并没有文章将碳排放权交易政策与企业 ESG 评级建立联系。本文从 ESG 评价出发,选取第一批碳交易试点纳入企业的 2011 年至 2020 年间年度面板数据,构建了碳市场对 ESG 评价及其各纬度间关系的双重差分模型,对上市企业进行面板数据回归、稳健性检验、调节效应分析及异质性分析,讨论了碳交易政策对企业社会责任的影响研究碳市场对企业承担环境责任的政策效应。

结果表明,碳排放权交易政策实施后企业积极响应政策并提高了社会责任的履行,碳市场能够通过环境(E)和社会(S)两维度共同促进企业积极承担社会责任,提高 ESG 评价。研究结果通过了动态趋势的平行趋势检验和随机抽样的安慰剂检验,并为解决数据样本选择偏差问题,引入 psm 方法,倾向得分匹配结果仍支持本文基准回归。

为探究碳市场对企业社会责任行为影响的因素,本文选择企业绿色创新、公司内部治理和环境风险作为调节变量。一方面,学界认为注重绿色创新投入的企业往往也具有更高的环境与成本意识,会在生产过程中主动减少对环境的破坏;另一方面,有相关文献表明,企业内部控制状况越好,企业的社会责任指数也就越高。最后,一般观点认为,中国的空间污染存在区域性,污染企业的集中生产会对环境起到破坏作用,提高环境风险。公司管理者在进行生产时可能额外投入资金用于防范灾害和应对气候变化,从而会影响到其公司的 ESG 评价。

绿色创新、企业内部治理和环境风险因素均通过了调节检验,且企业的区位不同、企业性质不同,其政策效力也不同,研究显示碳市场对东部地区影响显著,对其他地区不显著;对国有企业的 ESG 评价影响显著,对民营企业不显著;对高碳低碳行业不存在异质性,碳市场在其中的影响都是显著的。

本文通过对碳交易市场政策分析,探究碳市场环境规制和企业社会责任承担之间的关系,丰富现有文献,并力图找到能够促进企业提高社会责任承担意识的方针对碳交易市场在今后对全国的推行提出思考与建议。第一,要发挥政府职能,发展统一多层次的碳交易市场,完善市

场制度，进一步推进全国碳市场建设。第二，完善地区制度，人才储备等辅助要素建设，构建多层次的金融法律法规体系，确保人才要素的自由流动。第三，建立健全 ESG 标准评价体系与信息披露框架，提高企业社会责任承担意识，以机构投资者引领个人投资者，加强企业内部管理 与内部控制。

绿色信贷对商业银行盈利能力的研究

程嘉宁

(天津财经大学金融学院, 天津 300221)

[摘要]:

为响应国家发展绿色经济、建设美丽中国的号召,越来越多的商业银行积极开展绿色信贷业务。当前我国商业银行主要依靠存贷款利率差获利,绿色信贷的实施会对其盈利能力产生怎样的影响以及这一影响对于不同类型的商业银行是否存在差异,这些问题决定着商业银行对于这项业务的态度。本文将定性与定量分析相结合,探究绿色信贷与商业银行盈利能力之间的关系。首先简要阐述了相关研究背景和意义,评述了前人丰富的研究成果,为接下来的理论和实证分析奠定基础。定性分析部分,本文解释了绿色信贷的概念,介绍了我国绿色信贷发展现状。截至2022年底我国绿色信贷余额位居世界第一,绿色信贷余额增长率的数据也相当可观,且绿色信贷用途广泛,质量良好,信贷风险较低,但绿色信贷占比偏低。随后本文从经营成本、收入、信贷风险和社会声誉多个角度分析开展绿色信贷业务会对商业银行盈利能力产生的影响,并由此提出假设。在商业银行开展绿色信贷业务初期,由于经营成本上升、部分贷款收入下降等,盈利能力可能会受到负面影响。但长期来看,随着绿色信贷业务不断发展和规模持续扩大,通过增加绿色业务收入、降低信贷风险和提高社会声誉等影响机制,绿色信贷将对商业银行的盈利能力产生正面影响。我国绿色信贷起步较晚,目前发展程度较低,基于上述分析和这一事实,本文提出开展绿色信贷业务会对商业银行的盈利能力产生消极影响的假设。定量分析部分,本文收集整理了15家中国商业银行2010-2021年的相关数据,选取恰当的绿色信贷和盈利能力的衡量指标,并从宏观和微观两个层面选择控制变量,利用Eviews9软件构建固定效应模型,进行回归分析。研究结果显示,开展绿色信贷业务会削弱商业银行的盈利能力。这可能是由于我国尚处于绿色金融发展初期,绿色信贷位于起步阶段,商业银行开展绿色信贷业务所导致的经营成本增加和部分贷款收入下降的影响大于绿色业务收入上升、信贷风险减小和社会声誉提高对盈利能力的影响。在此基础上,将样本按照商业银行的类型分为国有商业银行和股份制商业银行,开展异质性分析。分析结果表明,相比于股份制商业银行,绿色信贷对于国有商业银行盈利能力的负面影响更大。原因可能是国有商业银行更加重视绿色信贷政策的执行,在审批贷款时,相比于自身的盈利状况,会更多地考虑贷款企业和项目对于社会与环境的正外部性。而股份制商业银行不如国有商业银行那样规模庞大、实力雄厚,会更加看重项目的盈利性和风险水平。最后,本文根据定性与定量分析结果,分别从政府和商业银行层面提出有利于绿色信贷发展的建议。

关于央企的投资者多维度关注凸显效应研究

崇博韬

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2022 年 11 月 21 日, 证监会主席易会满提出应该对不同类型上市公司进行更准确的估值。我国 A 股估值分化较大, (成长型小企业容易溢价估值) 其中国企估值偏低是长期背景。在当下央企再估值的环境下, 央企会在各方面得到更多的投资者关注。本文的动机在于探讨央企的多维度特征对其表现和发展的影响, 从而为投资者提供更全面、准确的投资参考。论文从股票市场表现的角度入手, 选取换手率、总市值和涨跌幅三个定量指标以及市场类型、交易状态两个定性指标, 综合进行投资者多维度关注凸显效应的研究。通过对央企的相关数据和信息进行分析, 深入研究投资者关注对央企股票市场表现带来的影响, 为投资者提供更科学、有效的投资决策支持。

数据方面本文选择了 2021 年 3 月 1 日至 2023 年 2 月 28 日跨度两年的央企交易日度数据, 保留上证 A 股和深证 A 股, 再按交易状态剔除正常、st 和 *st 之外的数据。定量数据部分以各自单独标准的 5% 突出为界限划分关注组和标准组。涨跌幅数值有正负之分, 处理时先对其取绝对值, 再取绝对值正序前 5%, 总市值分组数据量较少, 取前 5% 之后向上取整, 将前 6 位列入关注组。

研究实证部分, 首先用二分类逻辑回归验证涨跌幅在其他四个指标上是否因为受到关注而表现出显著不同。结果是换手率、总市值组会造成显著影响, 市场类型显著度较另外两者略低, 交易状态组不显著。

ADF 检验结果显著, 无需协整, 进入面板回归。面板回归同时考虑时间序列和横截面数据, 可以更全面的分析个体之间的差异和变化趋势。将涨跌幅作为因变量, 换手率和总市值作为自变量加入面板回归, 结果显著, 换手率和总市值的变动和是否为关注组会影响涨跌幅的变动。

二分类逻辑回归和面板回归都是单独探究自变量和因变量之间的关系, 但是仍需要考虑自变量之间的影响。所以使用分层回归, 通过逐步加入自变量的方式, 逐层回归分析, 回归结果显著, 其中换手率关注对涨跌幅变化的解释力度最大。

为了补全分层回归不能控制变量以及面板数据回归解释局限于已有数据的局限, 在此本文选择使用倾向得分匹配模型 (PSM), 将除本文选取部分的指标视作股票自身的属性, 进一步消除自我选择偏差, 以此得到更准确的结果。PSM 模型部分需要进行四组平行实验, 结果分别为: 市场类型对涨跌幅组别影响不显著; 交易状态对涨跌幅组别影响不显著; 总市值关注对涨跌幅组别影响显著; 换手率关注对涨跌幅组别影响显著。

最后根据实证结论进行分析。首先, 市场类型本身对涨跌幅无直接影响, 但极有可能通过其余因素产生间接影响。这是因为市场类型与其他因素之间存在复杂的相互关系, 如市场类型可能会影响交易状态和换手率等因素, 从而对涨跌幅产生影响。其次, 以正常和其他两种交易状态的划分对涨跌幅没有显著影响。这表明交易状态对涨跌幅的影响相对较小, 而其他因素可能更具有解释涨跌幅的能力。第三, 总市值关注对涨跌幅存在明显凸显效应。这是因为总市值通常反映了公司的规模和实力, 较大的公司更具有吸引力, 更能够吸引投资者的关注, 从而对涨跌幅产生正向凸显影响。最后, 换手率对涨跌幅存在显著凸显效应。这是因为换手率反映了股票的流动性和市场活跃程度, 较高的换手率意味着更多的交易和更多的投资者参与, 而短时间跨度之内高的换手率很可能说明股票可能有一些异动, 异动将吸引到更多地投资者分配更多关注到这部分股票之上, 从而对涨跌幅产生影响。

绿色信贷对我国商业银行信贷资产质量的影响

——以五大银行为例

杜宇珊

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

自“双碳”目标确定以来,绿色金融及其所包含的一系列绿色产品的发展问题也越来越受社会重视。其中由于国家政策助力、银行业积极响应等因素的影响,绿色信贷发展最为广泛。但截至2022年末,我国商业银行绿色信贷总额仍仅约占传统信贷总额10%,绿色信贷业务发展仍不充分。那继续大力发展绿色信贷对未来商业银行绩效、盈利、信贷会有怎样的影响呢?分析目前学界的研究角度,发现大多主要从银行的绩效、盈利等角度进行研究,但有关绿色信贷发展如何影响商业银行信贷资产质量这一视角还鲜有研究。目前我国商业银行绿色信贷还存在一些问题制约其可持续发展。因此,文章将基于信贷资产质量的视角,对今后商业银行应否拓展绿色信贷规模进行探究。

本文基于对学界已有文献的研究,界定了本文中绿色信贷、信贷资产质量概念的内涵及赤道原则、信息不对称理论、企业社会责任理论如何应用于商业银行绿色信贷,并综合目前银行业现有政策和规模增速两方面介绍我国商业银行绿色信贷发展状况。从国家政策的制定和全国银行业绿色信贷发展数据到五大银行22年报表所反映出的最新绿色信贷政策的实施、22年最新绿色信贷数据,这一定程度上也反映了从整体推进到个体的过程中绿色信贷政策是如何具体落实的。

在实证部分,本文依据以上理论提出合理假设:绿色信贷余额的增加,将使不良贷款率减少,有效缓解国有商业银行信贷风险,提高信贷资产质量。选择不不良贷款率作为被解释变量,绿色信贷余额作为解释变量,贷款规模增长率、净资产收益率、商业银行规模占比、最大十家客户贷款比率作为控制变量。利用2011—2021年五大国有控股银行相关数据进行实证分析,进行相关性分析、Hausman检验,最终选择建立静态面板模型,使用逐步加入变量法进行回归,最终得到回归结果。并验证前文假设:绿色信贷发展对商业银行信贷资产质量具有积极的促进作用,增大绿色信贷规模能够有效抑制不良贷款率的攀升。在回归的基础上进一步进行稳定性检验。

依据模型回归结果,给出相应建议。针对政府和商业银行两个主体分别提出相关建议。对政府而言,应加大政策激励制度、大力推动绿色信贷产品与服务创新;对商业银行而言,应加强自身社会责任意识建设、完善绿色信贷风险管理机制、培养和引进绿色信贷领域的相关人才。

本文基于信贷资产质量视角,建立静态面板模型并进行回归分析,得出绿色信贷发展对商业银行信贷资产质量具有积极的促进作用,对商业银行不良贷款率有负面抑制作用的结论。依据结论提出建议,以期对指导商业银行绿色信贷的不断发展和促进社会经济发展的绿色转型起到一定的借鉴作用。

碳市场“价格信号”对企业绿色技术创新的作用及溢出效应——来自中国高碳行业的证据

郭欣瑶 刘力菲 黄 程

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

全球变暖是当今全世界面临的最严峻问题之一,为了应对气候变化的挑战我国制定了碳排放权交易政策。本文从碳市场的价格效应的角度出发,采用2010-2020年间碳排放权交易覆盖的8个行业的A股上市公司的面板数据,使用双重差分的方法讨论碳排放价格能否促进企业的绿色创新发展。首先,本文整理了有关企业绿色创新的文献综述,从多个角度提出了本文的研究假设;接着本文对样本及模型进行介绍,并对文章中的主要变量进行研究分析;然后,本文通过实证检验结果发现,碳排放价格对于企业的绿色创新具有正向促进作用,并且同时促进了企业的实质性及策略性绿色创新,这一结果通过了稳健性检验。此外碳市场的价格效应在国有企业和大规模企业中较为明显,针对不同行业的企业其对绿色创新的影响也有所不同,其中电力行业对于价格信号最敏感。从调节效应来看,企业提高ESG的信息披露水平、增加机构投资者持股比、实施地方环境监管处罚都是提高企业绿色创新的有效途径,同时各碳市场的地方法律制度、价格稳定机制以及免费配额方式也能促进价格效应。最后本文进一步分析得出碳价对于企业绿色技术创新的促进作用存在地区溢出效应,并为碳价格信号能稳定发挥作用提供了相关的政策建议。

本文的主要贡献有:第一,与以往研究不同的是,本文探讨了碳价格对企业绿色创新的作用,是对碳排放权交易政策和企业绿色创新关系的精细化研究,从企业边际减排成本的角度出发,探究价格信号带来的影响以及“波特效应”是否能在我国实现;第二,本文考察了企业异质性及不同行业对企业绿色创新不同程度的影响,为碳价格与企业层面的研究提供了边际贡献,为我国碳市场建设提供理论证据;第三,本文利用调节效应探究碳定价政策对企业绿色创新影响的调节因素,考虑了投资者在价格效应中发挥的作用;同时考虑了各个碳市场不同的制度环境的影响有助于相关部门进一步深化完善的碳排放权交易政策;第四,本文进一步考虑了碳价格对企业绿色创新的影响的溢出效应,证明了碳价格对于企业绿色创新的正向外溢性,并探究了其“空间衰减边界”。

通过文章实证结论,本文提出以下几点政策建议:

第一,我国应合理调控碳价格,进一步活跃碳市场。根据“波特假说”中所提到的,当出现合理严格的环境规制时,企业可以提高生产效率从而实现环境与经济的双赢。目前来看我国的碳交易市场规模及碳价格都远低于欧盟碳排放交易市场,尽管我国碳价格逐步上涨接近60元每吨,但欧盟市场的碳价却达到了100欧元每吨,超过我国10倍,因此我国应在适应经济发展的情况下稳步推进碳价格的上升,可以通过进一步完善配额分配方式、调节价格稳定机制来实现。

第二,进一步增强对节能减排的宣传,引导公众尤其是企业提升减排意识,对企业的碳配额总量进行加速限制,可以将企业的碳管理引入ESG评级当中,促进各行业企业积极披露ESG信息,主动进行绿色创新转型和发展,从而最大程度发挥碳市场的有效性。

第三,要想促进企业绿色创新转型应当将市场型环境规制与碳市场相关政策制度相结合,在保证碳排放权交易政策的激励作用下,地方政府应当进一步制定碳排放政策,增强法律约束力。同时,各地区还可以对违规企业用以合理的惩罚机制,加强企业对于绿色创新转型的重视。

第四,想要促进碳市场的发展需要先保障资本市场的发展质量,我国应从制度建设出发,重视扰乱市场行为,不断培育实力雄厚的机构投资者,优化我国股票市场的投资者结构从而促进资本市场的高质量发展。

基于投资者情绪的我国上市公司可转债 发行公告效应研究

黄雨婕

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

可转债作为一种内嵌股票看涨期权的债券,在具有债券固定收益性质的同时,也允许投资者在合约规定时间内将债权转换为股权,从而达到发行人增发新股的目的。目前学界对于可转债发行的公告效应看法不一,争议主要集中于可转债发行对上市公司股价具有正向影响还是负向影响。随着资管新规的落地及可转债市场的持续火热,可转债吸引了越来越多投资者的关注,选择可转债进行融资的上市公司也日益增多。加之近年来行为金融的发展,投资者情绪变量作为新的影响因素被越来越多地纳入研究,为可转债市场的研究提供了新的思路与方向。

文献研究方面,本文从可转债发行公告效应和投资者情绪两方面着手,发现:可转债发行公告效应在国外不同国家的资本市场上表现有所不同,在我国市场上运用不同时期的、不同样本,采用不同的方法研究,得出的结论也不完全相同。具体体现为正的公告效应、负的公告效应,以及从负的公告效应逐渐变为正的公告效应。投资者情绪方面,主要有三类指标可以衡量,一是基于调查问卷得到的情绪的主观指标(如证券投资者信心指数、好淡指数、央视看盘率、消费信心指数等)、二是基于市场交易信息选取的情绪的客观指标(如波动率、换手率、成交量、流动性水平、IPO数量、首日收益率、封闭式基金折价,以及利用文本挖掘技术从网站上提取的投资者情绪信息等)、三是对主客观两个指标进行主成分分析,得出的综合情感指数(如BW指数等)。

实证研究方面,本文采用2016-2022年的数据,以我国604家首预案发行可转债的上市公司为研究对象,运用事件研究法构建公告效应代理变量,以投资者情绪指数CICSI作为投资者情绪的代理指标,并选取了一系列控制变量,包括:以资产负债率作为偿债能力的代理变量,以流通市值作为市值的代理变量,以每股收益和净资产收益率作为盈利能力的代理变量,以主营业务收入作为增长能力的代理变量,以第一大股东持股比例和实际控制人是否为国企作为股权结构的代理变量,构建回归模型。本文发现,投资者情绪对可转债发行的公告效应具有显著的负向影响。随后,本文通过将投资者情绪变量的代理指标替换为投资者情绪指数ISI的方式进行稳健性检验,结果表明,本文的研究结论是稳健的。

最后,本文为监管者、机构投资者与个体投资者三方提出了相应的建议。从监管者角度看,政府应合理引导投资者情绪,并积极建立更完善的信息披露执法监管体制,切实提升上市公司的信息传导效率,维护投资者权益,树立投资者信心。从机构投资者角度看,加大对公募基金以及其他类型的机构投资者的培养,充分利用机构投资者在投资决策的运作,以及对信息收集分析和对上市公司进行研究方面的专业能力,对长期投资和价值投资进行激励。从个体投资者角度看,投资者要不断地学习投资知识和不断地强化投资能力,形成正确的投资理念。

绿色金融政策能否促进绿色企业价值提升 ——以绿色金融改革创新试验区设立为例

李慧哲

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

绿色企业是推动我国实现绿色发展和“双碳”目标的重要力量。目前, 支持绿色项目开展的绿色金融能否有效为绿色企业赋能成为了热点问题, 但是从理论上探讨绿色金融对于绿色企业价值的提升效果与作用机制的相关研究仍较为缺乏。为进一步完善我国绿色金融政策体系, 有必要对综合发挥多种绿色金融产品作用的绿色金融改革创新试验区进行系统的评估研究。

本文以 2017 年绿色金融改革创新试验区的建立为准自然实验, 基于 2013-2020 年中国 1694 家上市公司的面板数据, 采用三重差分模型, 分析了绿色金融改革创新试验区的建立对绿色企业价值提升的政策效果、传导路径及调节机制。

文章共分为五个部分: 第一部分介绍了研究背景和研究对象; 第二部分进行了相关文献的综述并提出研究假设; 第三部分阐述了研究设计与统计性分析; 第四部分实证分析了试验区的建设与企业价值提升的关系, 并且进行了一系列稳健性检验; 最后一部分总结了研究结论并提出政策建议。

研究发现: (1) 绿色金融改革创新试验区的建立显著地推动了试验区内绿色企业价值提升;

(2) 绿色金融改革创新试验区拓宽融资渠道促进绿色企业价值提升; (3) 绿色企业 ESG 信息披露越透明、面临的环境监管力度越强, 绿色金融改革创新试验区的建立对其企业价值提升的促进作用越显著。

本文认为: 第一, 绿色金融能够促进绿色企业价值提升, 支持绿色金融的发展将会为我国绿色经济增长赋能, 推动我国走环境友好的高质量发展之路, 并助力“双碳”目标早日实现; 第二, 试验区内绿色信贷、绿色债券、绿色保险等产品的推出以及环境权益交易市场的发展形成了推进绿色金融和提升绿色企业价值的强大合力, 已经在缓解绿色企业融资难题方面发挥了有效作用。但是, 绿色金融支持绿色企业发展的信号未能有效传递到资本市场上, 绿色企业股票在股市上的吸引力有限。因此, 绿色企业的经营者应具备前瞻性战略眼光, 追求以技术创新带动核心竞争力的提升, 谋求企业的长远发展。机构投资者应充分发挥其活跃市场、引领市场投资风向、实现资源的优化配置等作用, 从资金方面激发优质企业的发展活力; 第三, 绿色企业应重视履行环境、社会和治理方面的社会责任, 提升 ESG 绩效, 积极参与构建具有中国特色的 ESG 信息披露规则、ESG 绩效评级和 ESG 投资指引, 在我国 ESG 蓬勃发展的关键时期做出贡献; 最后, 绿色金融的发展符合我国金融改革和高质量发展需求, 具备强大的发展动力。我国应以“三大功能”、“五大支柱”的发展政策思路持续完善绿色金融政策体系, 提升市场主体的环境信息披露质量, 进而实现金融改革与经济转型的良性互动、生态环境与绿色经济的双赢发展。

本研究揭示了绿色金融改革创新试验区的建立对绿色企业价值提升的政策效果及其作用机理, 为未来完善绿色金融相关配套政策设计提供思路, 并为绿色金融改革创新试验区的进一步推广和完善提供决策参考。

我国宏观审慎监管政策能否缓解企业脱实向虚？ ——以沪深 A 股非金融类企业为例

李沛菡

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

〔摘要〕：

近年来，金融体系对实体经济的影响不断加深，我国面临实体经济困境，只得选择不断强化金融发展以期能实现突破，因此，仅凭微观审慎监管政策以及货币政策的共同作用难以维持金融市场稳定。2008 年金融危机后，越来越多的非金融类企业基于现金流管理的需要选择具有短期收益回报的金融资产，大大加深了企业的金融化程度，从而抑制了其实业投资，尤其在宏观政策环境向不确定的方向发展时，非金融类企业会进一步增加金融资产配置，导致其对于金融资产的依赖性大大加强。因而各国陆续引入宏观审慎监管政策，我国也于 2015 年建立了宏观审慎评估体系（MPA）。然而 2020 年以来，我国非金融类企业杠杆水平不断攀升，越来越多的非金融类企业走向“脱实向虚”，且已有多家曾经的龙头企业因此被迫进行破产重整甚至清算，对当地经济产生了严重的影响。对此，旨在维持金融稳定的宏观审慎监管政策俨然成为缓解企业“脱实向虚”的重要环节。鉴于此，本文选题依据 2007—2020 年沪深两市 A 股非金融类上市公司数据，选取非金融类企业杠杆率作为机制变量，采用江艇（2022）改进后的中介效应模型替代传统“三步法”进行机制分析，通过多元线性回归模型进行实证分析，将宏观层面的监管政策与微观层面的企业相联系，从微观角度探究宏观审慎监管政策的有效性。本文的创新点一是体现在研究对象方面，现有关于宏观审慎监管政策抑制系统性风险的研究主要集中在债务、信贷等领域，鲜有关于抑制企业“脱实向虚”作用机制的直接研究；二是在研究方式方面，在关于解决中介效应问题上，本文引入江艇 2022 年对现有主流中介效应模型的改进，用仅对机制变量进行回归分析的方式替代温忠麟和叶宝娟在 2014 年提出的传统“三步法”，尽可能避免模型可能存在的内生性问题，相对有所创新。本文通过对十四年历史数据的实证分析与机制分析，最终研究发现，非金融类企业降低杠杆率在控制降杠杆质量的高质量降杠杆条件下会缓解企业“脱实向虚”问题，但在不经控制只注重“账面”数据的低质量降杠杆情况下会加剧企业“脱实向虚”危机。因而，在控制企业降杠杆质量的条件下，紧缩的宏观审慎监管政策能在一定程度上缓解非金融类企业“脱实向虚”问题，对推进企业回归实体经济有积极作用。因此得到结论：紧缩的宏观审慎监管政策的确能在一定程度上缓解非金融类企业“脱实向虚”问题，但应以确保企业高质量降杠杆为前提。并给出政策性建议：宏观审慎监管政策的实施可以考虑从结合相关政策避免“一刀切”解决表面问题、把控降杠杆后资金具体流向解决实质问题以及缓解融资约束提升企业投资效率解决根源问题这三处入手，监督企业高质量降杠杆，切实保证宏观审慎监管政策对于缓解非金融类企业“脱实向虚”的有效性。

清洁发展机制的经济增长效应评估 ——基于中国县域实证数据的分析

刘力菲 王 玲 赫昭然 钟 瑞
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着人们对全球气候变暖这一严峻问题的愈加重视, 自愿减排交易应运而生。在节能减排项目中产生的碳信用, 不仅可以用于控排企业实现减排履约, 还可以在自愿减排市场中作为交易品种交易。而清洁发展机制是全球各类自愿减排交易的源起。其作为一种全球机制, 在为发达国家缔约方带来减排项目产生的碳信用的同时, 还为发展中国家引入投资与绿色技术。

作为碳排放最大的国家与发展中国家, 中国十分重视清洁发展机制为我国新能源产业所带来的机遇。截至 2020 年, 我国在清洁发展机制执行委员会共注册了 3764 个项目, 分散在全国一千四百个县区之中, 项目累计额定装机总量高达 191 吉瓦。而 CDM 的作用需要在多维度上评估。正如《联合国气候变化框架公约》的定义, 清洁发展机制必须有助于发展中国家实现社会效益、经济效益和环境效益。

因此, 清洁发展机制的实施不仅有助于我国改善气候环境, 更重要的是, 将为我国巩固脱贫攻坚成果, 避免反贫, 促进县区经济的可持续发展提供了前所未有的机遇。其作为自愿减排交易的起源, 将为我国重启 CCER 并拉动我国乡村振兴, 具有重要的指导意义。

然而, 有关 CDM 的研究多从环境效益和社会效益的维度考量, 对于经济效益的研究较少且主要集中于定性探讨。仅有的定量研究多数为针对于单个或几个项目的经济收益评估测算, 鲜少立足于微观县层的层面对 CDM 的经济影响进行客观评判。因此, CDM 为所在县区的经济发展起到的推动作用需要充分验证。对于各类项目, 其建立与规模增长分别在多大程度上提升县区的经济水平, 也需要精细化地考量。

本文以 2000 年至 2020 年中国 1956 个县区为研究样本, 构建出多时点 DID 模型。为探讨不同项目的边际贡献, 我们将各类项目的累计额定装机量引入模型中考察了不同类型 CDM 项目对县区经济增长的影响。

结论表明: (1)整体而言, CDM 项目的建立推动了县区经济增长。其中, 对于风电、水电项目, CDM 显著促进了经济增长, 为县区经济发展“储能”。而光伏、生物质的经济效益并不明显, 其总量相对于风电、水电较小, 规模经济尚未体现。且光伏项目可能存在“欠发达陷阱”, 生物质的技术瓶颈仍需突破。其他类 CDM 项目对经济增长的贡献为负, 其经济贡献尚不能覆盖其建造营运成本。(2)三重差分模型的异质性结果表明, 用电需求量会放大 CDM 的影响。用电负荷量更大的县区会更积极利用 CDM 进行能源生产规划, 使得电力供求端相平衡以满足经济发展的需要, 通过风电、水电创造了更多社会财富, 光伏的效应也得到显现; 而其他类项目对传统能源工业产生挤出效应、又无法支撑县区经济增长的能源需求; 在经济基础较弱的地区, 风电、水电的实施得到了扶贫政策支持, 经济增长也实现翻番, 而其它项目的负向作用被缓解。对于资源条件较好的县区, 风电与其他类项目能够充分利用当地的资源进行运作, 单位时间内产生更多的电能。而水电促进经济增长的效果被效率更高的风电等项目所稀释, 光伏则表现出了递减的边际政策效果。(3)中介效应结果表明, 在各类 CDM 项目与经济增长中, 在供给端, 产业结构升级为风电、水电、其它项目与经济增长中的作用渠道之一, 促进固定资产投资的传导作用仅在水电、其他项目中存在, 在需求端, 增进就业在风电、水电中起到了正向传导作用, 而促进消费

的传导作用仅在水电中存在。(4) 随着距离的增大, 外溢性结果可分成三个阶段。对于相邻县区即在 20km 范围以内, 空间溢出的“协同效应”呈现。这一距离内周边县区间联系更紧密, 电网连接性更强, 能源输送补给增加, 绿色创新技术传播。而从在 20km-135km 范围内, “虹吸效应”呈现。相对于惠及的经济效益大小, CDM 在更大程度上, 吸收了这些县区的经济要素投入。这一“回程效应”大于其惠及得到的拓展效应。而 140km 超出了 CDM 所能辐射到的范围, 说明在一座城市的边界之外, 溢出效应逐渐衰减为零。

本文研究结论有助于深化清洁发展机制与县区经济增长之间关系的认识, 从县区层面为各类清洁能源项目的经济效益贡献提供了经验证据, 对于我国自愿减排交易市场的推进具有一定的借鉴意义。本文政策建议有: 完善县区扶持政策和保障机制、前瞻布局清洁产业绿色创新设施、鼓励县区多能互补、完善能源输送配给体系等等。

实体企业数字化转型能促进全要素生产率提高吗？ ——基于企业韧性和企业金融化视角

刘斯诺

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

〔摘要〕：

2020 年《中共中央国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》首次将“数据”和土地、劳动力、资本、技术等传统要素并列为要素之一，企业开启了数字化转型新篇章。数字化转型通过激励企业不断优化创新发展模式从而提升企业韧性，让实体企业在产业链中的竞争模式得以重构，驱动实体经济的健康发展。同时，随着各行各业数字化转型的进一步深入，各类金融机构也开始充分发挥示范引领实体经济的作用，以金融科技为抓手，探索出了一条契合自身业务特点的金融科技发展之路，在推动实体企业数字化转型、推进普惠金融可持续发展、完善利率市场化机制的进程中都发挥重要作用，为提高全要素生产率、推动经济持续增长提供了坚实的保障。

本文从企业韧性视角和企业金融化视角深入探究了实体企业数字化转型对全要素生产率的影响机制，将微观企业数字化转型的溢出效应拓展到宏观全要素生产率，有助于增强实体企业的抗风险能力，为我国应对内外部因素的冲击，保障宏观经济平稳运行，实现实体经济高质量发展提供保障。

研究结果表明：（1）数字化转型能够显著提高实体企业全要素生产率，且对于非国有企业、非高科技企业、以及西部地区企业全要素生产率的边际贡献更大。（2）企业韧性的增强是数字化转型促进全要素生产率提高的重要路径之一，进一步强调企业韧性在全球经济形势不确定性的大背景下发挥的重要作用。（3）数字化转型通过重构产业链供应链为实体企业灵活调整资产配置提供了可能性，但过度金融化将导致实体企业“脱实向虚”，最终抑制数字化转型赋能全要素生产率的同时危害整个实体经济发展：一方面，当企业金融化程度处于较低水平时，数字化转型背景下适度且灵活的企业金融化可以帮助实体企业缓解融资约束、优化资源配置效率、平稳渡过经济周期波动。但当企业金融化程度达到一定程度时，实体企业内部过度金融化挤出了原本的生产性投资，企业生产效率大大减退，行业竞争力也显著降低，实体企业逐渐丧失生产盈利能力，甚至沦为“僵尸企业”，数字化转型的赋能全要素生产率提高的作用也大大降低。（4）此外，通过进一步分析发现：金融科技在不同数字化转型阶段实体企业数字化转型促进全要素生产率过程中发挥作用也有所不同：金融科技能够助力低数字化转型企业更加充分享受数字化转型带来的红利，但过高的金融机构与实体企业数字化水平发展可能会带来信息失真的情况，导致短时间内数字化转型促进全要素生产率提高的效用呈递减趋势。

基于此，本文提出以下几点建议：第一，着力塑造我国实体企业韧性，打造具有韧性的产业链供应链。第二，在大力推动数字技术与实体经济融合的过程中，切实防范实体经济“脱实向虚”，让金融最大限度赋能实体经济高质量发展。第三，加大对中小企业以及高科技企业的政策扶持力度，推进无形资产抵押贷款，打通银企间沟通渠道的同时，充分重视并发挥担保机构作用，助力企业数字化转型突破瓶颈。最后，还应大力推进金融科技与实体企业数字化转型协同发展。

ESG 信息披露能够提高资本市场信息效率吗？

刘羿杉

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

〔摘要〕：

资本市场作为金融市场中不可分割的一部分，其平稳、健康、可持续发展对我国调整经济结构、促进转型升级具有十分重要的意义。然而中国资本市场正处在“新兴加转轨”时期，由于信息披露制度不够健全，信息不对称程度高，资本市场信息效率亟待提升，最直观的表现就是近年来股票市场多次出现“同涨同跌”的现象。股票市场作为资本市场的一个最重要的分支，具有价格发现以及资源配置的功能，是整个经济乃至社会提供价值评估的信号。衡量股票市场质量最重要的指标是股价同步性，是指在某一时间段股票价格同时上涨或者同时下跌的比例或程度，即“同涨同跌”现象。由于财务状况、行业背景、管理人员等方面的不同，如果股价能够充分、及时地反映公司的特质信息，那么不同公司的股价波动将会是多元化的，而不会是同涨同跌。因此，股价如何反映市场信息与股价形成及波动机制息息相关，归根到底与所在资本市场是否有效密切相关。由此产生两种观点：特质信息解释股价同步性的信息效率观和噪声干扰影响股价波动的噪声解释观。因为中国资本市场的自身特点更适用于噪声解释观，所以本文基于噪声解释观展开后续进一步研究。

在 2020 年我国明确提出“双碳”战略后，ESG 的作用和影响引起了人们的广泛关注，它与保护投资者利益的资本市场理念不谋而合，与实现高质量发展的资本市场趋势密切相连。ESG 是一种新型投资理念和企业衡量标准，它从公司环境（Environment）、社会责任（Social）、治理绩效（Governance）三个维度进行评价，体现了更为绿色的企业发展方式、更为负责的企业整体形象以及更为高效的企业治理体系，高度契合了企业高质量发展的要求。ESG 体系包括 ESG 信息披露、ESG 评价以及 ESG 投资。其中 ESG 信息披露是体系的核心，其旨在为投资者提供更全面、更充分的信息，形成更好的认知体系，广泛纳入投资决策行为中，从而降低信息不对称产生的风险。在此背景下，厘清 ESG 信息披露对资本市场信息效率的影响及其机制，对促进 ESG 信息披露制度进一步完善，推动资本市场更加平稳、健康运行，乃至实现经济转型升级和高质量发展都具有重大意义。

文章从噪声角度探究 ESG 信息披露水平对资本市场信息效率的影响，以及分析师关注度在其中所起的调节作用，并运用华证公布的上市公司 ESG 评价信息，选取 2017—2021 年我国 A 股上市公司为研究样本进行实证检验，结果表明：ESG 信息披露水平与股价同步性呈正相关关系；ESG 信息披露与股价同步性的正相关关系随着分析师关注度的增加而降低。其后，运用工具变量法、替换关键变量、滞后一期核心变量这三种方法进行稳健性检验，检验结果与前文一致，证明研究结论具有稳健性。进一步异质性分析表明，ESG 信息披露对资本市场的效用在非四大审计、自愿披露、处于成熟期和衰退期的企业中表现得更加显著；同时分析师的调节效应在非四大审计、自愿披露、处于成熟期的企业中效果更显著。研究表明，ESG 信息披露情况可以减少信息不对称，提高资本市场信息效率。最后，基于本文研究结论，本文分别从政府、企业、分析师三个方面提出相关政策建议。

本文的贡献如下：第一，学术界对 ESG 体系的研究还较少，本文丰富了 ESG 信息披露的经济后果和如何赋能资本市场信息效率的相关研究，为 ESG 体系和资本市场信息效率研究提供了建设性建议；第二，本文进一步研究了分析师关注度在 ESG 信息披露与股价同步性关系中的调节作用，发现分析师关注可以发挥其外部作用，从而提升信息传递效率，这有助于更深层次理解分析师关注的意义，为我国证券分析师行业的规范化发展和资本市场信息传递效率的进一步提高指明方向。

我国绿色信贷对新能源产业的影响机制分析

刘咏涵

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着对经济高质量发展的要求不断提高, 新能源经济的可持续绿色发展越来越成为关注的焦点。双碳目标的确定, 更加速了新能源产业结构优化调整的进程。绿色信贷有助于新能源产业的发展, 为新能源行业提供方便有效的信贷资金, 促进形成经济效益与环境效益互惠互利的发展关系, 推动新能源经济高质量发展。论文旨在分析我国绿色信贷对新能源产业的影响机制, 阐述绿色信贷在影响新能源产业发展过程中的主要作用因素, 比较在影响新能源行业发展现状中呈现的主要影响机制的作用效果和作用程度。论文选取了新能源上市企业的年度财报数据作为模型的样本数据, 来阐述新能源产业的整体发展现状和未来发展趋势。

论文从资金支持、社会导向、人才汇集三个方面作为研究影响机制的切入点进行分析, 从 Choice 金融数据库中, 筛选了在 2022 年市值增长幅度较大的十家新能源上市企业的近十年从 2021 年至 2012 年的年报数据, 对其分类整理作为模型的样本数据。对模型进行多元线性回归检验、F 检验、稳健回归检验。论文通过研究微观企业市值涨幅的作用因素, 来反映宏观产业发展的影响机制。分析新能源产业发展的影响机制, 并比较不同影响机制的相对影响程度, 为绿色信贷更有效的推动新能源产业发展建言献策, 促进经济可持续的高质量发展。

论文主要由引言、文献综述、理论分析、实证分析、对策建议五个部分构成。在理论分析中, 我国绿色信贷对新能源产业的影响机制, 划分为资金支持、社会导向、人才汇集三个方面。第一个方面, 资金支持影响机制。绿色信贷能够为新能源产业发展提供大量的资金支持。绿色信贷更多的关注企业在生产盈利的同时所带来的社会环境效应, 为有助于生态环境保护的企业提供较低成本的资金。绿色信贷向新能源企业提供较低的政策性利息率, 降低了新能源产业的融资成本。第二个方面, 社会导向影响机制。绿色信贷能够向社会传递潜在信息, 增强社会对新能源产业的认可度和信心, 提高社会对新能源发展前景的预期, 促使社会资源向新能源产业流入, 引导社会共识, 带来无形商誉的产业溢价。第三个方面, 人才汇集影响机制。绿色信贷能够增加新能源对专业人才的需求。随着新能源产业对生产效率和管理体系的要求不断提高, 人才在新能源领域发挥的作用逐渐增强, 影响着人才向新能源产业的汇集。论文建立了多元线性回归模型, 共计 400 个样本数据, 4 个变量, 每个变量 100 个数据。被解释变量为年报总资产, 代表新能源产业的发展状况。三个解释变量分别对应三个影响机制, 借款总额, 对应资金支持影响机制; 无形资产, 对应社会导向影响机制; 应付职工薪酬, 对应人才汇集影响机制。为了更有效的衡量变量的作用情况, 对样本数据进行自然对数处理。对模型进行多元线性回归检验, 三个解释变量均正向显著。模型通过了 F 检验, 本文模型构建有意义。为了排除样本数据可能存在异常点对检验结果的影响, 对模型进行稳健回归检验, 再次印证三个解释变量均正向显著。具体比较三个解释变量的标准化系数 Beta 值, 可以看出, 借款总额对总资产的影响程度最大, 无形资产的影响程度其次, 应付职工薪酬的影响程度较弱。因此, 新能源企业市值的增长受益于借款总额、无形资产、应付职工薪酬的作用, 其中, 借款总额相对作用效果最大, 无形资产和应付职工薪酬相对作用效果较小。

论文研究发现, 新能源产业的发展受到资金支持、社会导向、人才汇集的正向显著影响, 其中, 资金支持的相对影响程度最高, 社会导向和人才汇集的相对影响程度较低。由此提出相应的三方面对策建议, 第一个方面, 要提高资金支持效率。可以研发新的绿色信贷杠杆来调控

信贷利息率，增加企业盈利情况与环境污染程度的敲入敲出的比率杠杆，以平均盈利水平和环境污染水平为基准比率，并且设立过低和过高的临界值。第二个方面，要扩大社会导向作用。加大新能源行业的数据披露力度，建立信息传递交流平台。扩大新能源的宣传力度和社会影响力，传播新能源的核心价值与践行理念，引导社会公众从多方面认知、认同新能源。第三个方面，要增强人才汇集程度。引入人才储备作为绿色信贷的衡量指标之一，从拥有专利的数量、制造技术的创新频率等方面进行评估。加大创新研发投入，采用人才激励的方式，对优秀人才给予行业便利和政策补贴，促进更多人才汇入新能源领域。

论文通过分析得出，新能源产业发展对绿色信贷的资金支持相对依赖程度较大，对社会导向和人才汇集影响机制的相对依赖程度较小。未来新能源产业可持续的高质量发展，除了政策性的资金支持之外，还需要通过社会导向不断加强、人才汇集不断强化，来促进社会资源和专业人才向新能源领域的持续流入，促进新能源产业的结构优化，推动新能源经济的高质量发展。

数字普惠金融对中国碳排放的影响研究

刘宇超

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

“十四五”时期既是我国数字普惠金融大力发展的重要阶段,也是实现“碳达峰”目标的重要窗口期。2020年9月,习近平总书记于第75届联合国大会上作出重要讲话:“中国将力争在2030年之前实现碳达峰,在2060年之前完成碳中和”,体现了我国降污减排的决心,这也是我国正式把治理碳排放作为当前重要任务的标志。

我国过去几十年的经济增长依赖于高额的能源消费,由此造成了大量碳排放,所以急需探索出一条使碳排放与经济增长之间脱钩的可持续发展新道路。同时,数字普惠金融是我国当前经济发展的重要动力之一,因此研究数字普惠金融对碳排放的影响具有重要的意义和作用。现实意义在于:该研究有利于政府、企业及个人认识到数字普惠金融在改善碳排放的过程中应当扮演什么角色,从而有助于社会整体早日实现“双碳”目标。理论意义在于:本文从空间角度着眼此问题,拓展了经济金融发展对碳排放影响的理论分析,丰富了数字普惠金融的相关研究。

通过对前人文献的研读,发现现有研究大多运用中介效应模型,少部分运用空间计量模型,对数字普惠金融和碳排放相关指标进行研究,研究主体主要包括碳排放强度和碳排放效率,结论是数字普惠金融可以很好的改善上述两点。但已有研究却很少直接关注碳排放量指标,所以本文将从空间角度入手,研究数字普惠金融对碳排放量的直接影响关系。

实证方面,本文选取我国30个省份(不包括西藏以及港澳台地区)的面板数据进行研究,被解释变量为各省份的碳排放量,核心解释变量为数字普惠金融指数,另外还选取了各省份的人口规模、人均GDP以及耗电量指标作为控制变量。在实证检验过程中,本文首先运用基准回归对问题进行研究,发现数字普惠金融对碳排放量的改善效果是显著的;而后,在空间计量模型方面,先运用莫兰指数检验30个省份间碳排放量的空间相关性,发现全局莫兰指数为正,局部莫兰指数也大部分为空间正相关,这说明碳排放量有较强的空间相关性,在此基础上再进行LM检验,发现其在1%的水平上显著。基于以上检验结果,本文认为可以使用空间计量模型对该问题进行后续研究。

本文在此使用的是空间杜宾模型,研究发现,数字普惠金融的系数在1%水平上显著为负,这说明数字普惠金融的发展对省份层面的碳排放量具有改善效果;而且回归的空间系数显著为正,也进一步验证了碳排放量的空间正相关关系。此外,通过稳健性检验,发现虽系数与前文有些许差距,但显著性以及正负号全部一致,因此可以认为本文的结果是有效的。

综上,本文的主要结论可以概括如下:

1、各省份间的碳排放量具有空间相关性,且大部分为空间正相关。因此应该加强各省份碳排放工作的交流与合作,低排放量省份应发挥自身的正向空间溢出效应,使周边省份的碳排放量得以改善。

2、数字普惠金融可以改善省份层面的碳排放状况,所以在今后应持续深化数字普惠金融的发展和普及,提高居民对于数字普惠金融的认可度和接受度,增强居民个人低碳环保的参与感与责任心,使其自觉、自愿的选择低碳节能的生活方式。

“总量”还是“结构”：环境监管处罚 促进企业绿色创新了吗？

卢月彤 林龙斌

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

〔摘要〕：

随着经济发展水平的不断提高，寻求高质量发展成为国家和企业的共同诉求。2021 年两会上习近平主席强调“高质量发展”意义重大，而“高质量发展”的核心问题就是绿色发展。随着对环境问题的日益重视，《环境行政处罚办法》自 2010 年 3 月 1 日起施行，2015 年 1 月 1 日修订后的《中华人民共和国环境保护法》正式施行。在谋求“高质量发展”时代背景下，实现技术的升级、生产的转型是重中之重，而创新就是国家发展进步的力量源泉、企业繁荣兴旺的能量来源。2021 年 3 月 11 日，十三届全国人大四次会议表决通过了“十四五规划”中提到：完善技术创新市场导向机制，强化企业创新主体地位，提升企业技术创新能力；深入打好污染防治攻坚战，持续改善环境质量；坚持生态优先、绿色发展，推进资源总量管理、科学配置、全面节约、循环利用，协同推进经济高质量发展，加快发展方式绿色转型。那么，企业作为市场经济中的重要主体和创新的主体，既要创新又要实现绿色转型，即改变原有的单一地靠能源消耗来实现企业经济效益的方式，把企业转型与绿色发展有机结合起来，进行绿色创新。

企业一方面受到环境监管（环境规制），另一方面要进行绿色创新以谋求绿色发展，二者之间是否存在联系？现有文献对环境规制与企业绿色创新的关系研究主要集中在影响企业绿色创新的环境规制措施、环境规制对企业绿色创新的影响以及企业绿色创新的影响因素上。对于影响企业绿色创新的环境规制措施而言，环保收费制度（王树强和范振鹏，2021）、ISO 1400 认证（王分棉等，2021）、环境保护税（王安军，2022）等得到广泛关注；对于环境规制对企业绿色创新的影响更多的是促进作用（孙冰等，2022），但也有抑制作用（Gray，1978）；在企业绿色创新的影响上，高管任期（崔秀梅等，2021）、研发活动（于飞等，2021）、政府补贴（梁亚琪等，2022）等被广泛关注。

然而，近年来，我国资本市场发展步伐加快，资本市场监管体系日益完善。有别于环保、税务等部门诸如排污费、排污许可价以及环境保护税此类强有力的环境规制措施，资本市场中的证券监管部门作出的环境监管处罚力度相对较弱，难以直接对企业的生产经营产生有力冲击。那么环境监管处罚能否发挥政策效果以及发挥什么样的效果无疑是证券监管部门更应该关注的，也是评估资本市场监管体系有效性的抓手，但现有研究鲜有涉及环境监管处罚与企业绿色创新的关系。虽然现有文献已证明了企业面临排污费、排污许可价以及环境保护税等强有力环境规制措施时会增加绿色创新，但是若企业在受到环境监管处罚后，由于处罚力度的相对较弱，因而并不能产生强烈的受处罚记忆，从而不倾向于调整生产经营行为、进行绿色创新，则意味着来源于资本市场的环境监管处罚并不能对企业产生有力引导，政策效果将会大打折扣。

基于上述分析，本文聚焦于以下几个问题：环境监管处罚能否促进企业的绿色创新，以及其对企业绿色创新的影响是体现在总量上还是结构上，并进一步探究市场化水平与股权性质对企业在受环境监管处罚后绿色创新选择是否具有调节作用？本文选取 2009-2020 年 A 股上市公司的违规与处罚数据中的环境监管处罚数据和绿色创新数据，用企业独立获得的绿色创新专利数量来衡量企业的绿色创新，用绿色发明专利与绿色实用新型专利在绿色专利中的占比情况来衡量企业的绿色创新结构。

本文运用零膨胀泊松回归来进行实证分析。(1) 环境监管处罚有助于优化企业绿色创新结构, 但会抑制绿色创新总量的增加; (2) 具体而言, 在受到环境监管处罚后, 企业倾向于增加高质量绿色创新, 同时相应减少低质量绿色创新, 提升绿色创新质量; (3) 股权性质从内部治理促进了环境监管处罚对企业绿色创新结构的优化, 在受到环境监管处罚后, 国有企业更倾向增加高质量创新、减少低质量绿色创新, 绿色创新结构的优化效果更好; (4) 市场化水平作为企业区域基因, 从外部治理上增加受监管处罚企业高质量绿色创新、减少低质量绿色创新, 促进其绿色创新结构的优化。

本文的研究意义在于: (1) 从资本市场视角识别了证券市场环境监管处罚的实施能否发挥促进企业绿色创新、引导市场高质量发展的积极作用, 从而为评估环境规制对企业绿色创新的政策作用提供了新的参考; (2) 证明了优化结构是环境监管处罚对企业绿色创新影响的主要表现, 这意味着企业的绿色发展不仅仅停留在量上, 更重要的是在质提升上, 丰富了对环境规制下企业绿色创新的认识; (3) 查明了市场化水平与股权性质是使得环境监管处罚对企业绿色创新影响存在差异的重要因素, 为更好地分析环境监管处罚对企业绿色创新的影响提供了着力点。

可持续性的普惠金融 ——来自供给侧的考察

任靖玉

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

联合国在 2005 年提出了“普惠金融体系”这个新概念, 普惠金融供给侧改革的重要性在我国大力推进供给侧结构性改革的背景下日益凸显。在普惠金融发展过程中, 我国为推动普惠金融供给侧发展提供方向性指导与政策支持, 有效地发挥出政府的调节作用。近年来, 国内疫情反复, 国际局势纷繁多变, 我国经济面临严重的下行压力, 停工停产给企业生存带来压力, 就业困难引起消费意愿低迷, 此时大力激发普惠金融供给端活力显得尤为重要。根据现有文献, 从宏观层面来看, 普惠金融供给端动力的发展具有三种环境影响——投资环境、信用环境和竞争环境, 除此之外还有政府财政支出方面的影响。中观层面, 不同产业结构会对普惠金融供给侧的发展存在不同影响。微观层面上则关注银行存贷比率、城乡收入差距对供给侧发展的影响。目前大多数文章的理论和实践更多的集中于对普惠金融需求端的考量, 但对普惠金融供给方的内在动力上的考量则相对薄弱, 在如何提升金融机构践行普惠金融政策的积极性方面仍存在空白。我们认为, 只有同时考虑到普惠金融供需双方的利益诉求, 实现供给双方的良性互动、协调发展, 才能促进普惠金融的可持续化发展。

本文基于 2001 年至 2021 年中国分地区专利、数字普惠金融及普惠金融相关指标数据, 实证验证了普惠金融对供给端内生动力的影响。研究结果表明, 普惠金融的开展可以显著促进金融机构等供给端动力的增强, 分地区后, 这种促进作用在中部地区更显著, 在东、西部地区则有所减弱。即使采取同质指标替换检验和最小二乘法, 上述结论仍然成立。本文结论研究为我国进一步激发金融机构等供给端主体有效实施普惠金融政策、促进我国经济社会高质量发展提供可能的实证依据。

从总体而言, 普惠金融政策的实施可以显著促进我国企业创新水平, 进而提高我国金融机构等供给端主体的内生动力, 也就是说, 金融创新与经济发展存在着长期均衡的协整作用。首先, 普惠金融工作应该进行精细化管理, 即发展普惠金融工作要细化测算, 明确金融机构承担普惠金融的最低资金成本, 构建完整的普惠金融产品价格体系。其次, 需要加强各机构部门政策统筹工作, 普惠金融工作不仅仅是金融机构自己的工作, 还涉及到政府、社会及其他单位的事情, 各单位应该按照普惠金融成本最低的原则完成整合工作, 保证目标一致。最后, 数字普惠金融的发展需要创新驱动, 国家应该进一步完善创新驱动发展战略, 为金融机构等供给端主体实施普惠金融政策减少后顾之忧, 从而激发其内生动力。

分区域而言, 因地制宜地提高各地区普惠金融发展水平可以较为有效的激发供给端内生动力, 也可以为区域经济高质量发展提供强大的驱动力。具体而言: 我国东部地区经济发展程度较高, 普惠金融政策覆盖面较广, 需要进一步的实现精准普惠, 合理配置金融资源, 并且可以对其成功的金融机构创新模式进行合理的借鉴、运用, 以此来提高其他地区金融机构创新能力, 发挥经济高质量发展的辐射作用; 而我国中西部地区经济发展水平较东部地区低, 可能存在市场活动过于单一, 要素供给不足等情况, 因此可以对该地区的金融机构进行深化改革, 吸引更多社会资本进入金融领域, 完善金融基础设施, 适当减少金融机构网点以整合金融资源, 提高配置效率, 促进我国金融市场多元发展, 进而激发我国金融机构等供给端主体的创新动力, 同时由于受当地经济水平制约, 为降低不良贷款率等问题, 应该大力推动区域经济协调发展战略, 优化产业结构、流通结构和消费结构, 进一步提高产业质量, 实现供需两端的良性互动、协同发展, 促进中西部地区经济高质量发展。

国际大宗商品价格波动对中国金融市场的风险溢出效应研究——基于 TVP-VAR-DY 模型的实证研究

石艳菲 郭 娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2022 年以来, 国际政治经济形势复杂动荡, 俄乌地缘政治局势持续紧张, 全球经济不确定性激增。俄罗斯作为全球能源、金属和农产品的重要出口国, 乌克兰作为“欧洲粮仓”, 两国冲突加剧所引发的大宗商品贸易中断、供应链断裂、价格飙升会给疫情后全球经济复苏带来新的沉重压力。除了地缘政治局势的影响外, 国际大宗商品的价格出现大幅波动的主要原因是供需失衡, 并且投机因素也会放大基本面因素引起的大宗商品价格上涨。同时, 由于国际大宗商品以美元计价, 美元汇率和利率的变动也会导致国际大宗商品价格波动。大宗商品兼具生产要素与投资品的双重属性, 其价格波动与金融市场稳定间存在着显著关联。随着国际大宗商品市场的金融化程度加深以及金融危机带来的全球经济波动, 大宗商品市场与金融市场间的关联性也在不断提高。因此, 关注国际大宗商品市场的价格波动, 防范化解来自国际大宗商品市场的输入型风险, 对我国构建“国内国际双循环相互促进的新发展格局”, 实现疫情后经济的恢复和发展以及维护中国金融市场的平稳运行, 至关重要。

国际大宗商品市场与金融市场间存在着显著的信息溢出效应与联动效应。我国是大宗商品的主要消费国和贸易国, 由于国内的能源供给难以满足生产和生活的需求, 对外依存度较高, 供需结构的错配形成了国际大宗商品定价权的基础。我国虽然是大宗商品的主要贸易国和消费国, 但并不拥有与之相匹配的定价权, 当国际大宗商品的价格出现大幅上涨时会给我国带来输入型通货膨胀以及经济波动的风险。最终, 会通过利率效应作用于金融市场。

现有文献关注较多的是国际大宗商品与国际金融市场之间的风险溢出效应以及国内各金融市场间的风险溢出效应。在国际大宗商品市场对我国金融市场的风险溢出方面, 主要侧重于国际大宗商品对我国股票市场的单向冲击, 忽视了我国金融市场内部风险的传染。因此, 在研究国际大宗商品市场对我国金融市场风险溢出时要综合考虑其对我国股票、外汇、商品、债券、货币市场的影响。另外, 在不同的经济金融环境下, 国际大宗商品市场与我国金融市场间的波动溢出效应通常不是一成不变的, 不同时期市场波动溢出效应产生的原因不同, 溢出效应的强度也应有所差异。鉴于此, 本文采用基于时变参数向量自回归模型的动态溢出指数方法 (TVP-VAR-DY) 研究国际大宗商品市场与我国股票市场、债券市场、商品市场、货币市场、外汇市场间的动态关联, 分析国际大宗商品市场和我国金融市场之间波动溢出效应的非对称性与时变特征, 分析在极端金融事件发生时各市场间的风险溢出水平和溢出方向的差异。

研究结果表明: 第一, 静态溢出效应分析表明, 国际大宗商品市场与我国商品市场间的双向波动溢出效应最大, 其次为股票市场, 我国债券、货币和外汇市场与国际大宗商品市场间的溢出水平较低; 第二, 方向性溢出效应分析表明, 与极端风险事件关联性更高的国际大宗商品市场以及我国商品和股票市场表现出了更加显著的时变特征。随着我国金融市场开放程度的不断增大, 国际大宗商品市场与国内金融市场间风险溢出效应也会显著提高; 第三, 净溢出和净配对溢出效应表明, 风险溢出方向具有非对称性, 国际大宗商品市场、我国商品和股票市场属于风险的净传递者, 我国债券、货币和外汇市场属于风险的净接收者。国际大宗商品市场与我国商品、外汇和股票市场的净配对溢出指数更高, 在极端风险事件发生时, 同时持有大宗商品和股票的投资组合会面临更大的风险, 可将部分资金转移至与国际大宗商品市场关联较低的债券和货币市场来对冲风险。通过研究国际大宗商品与我国金融市场之间的风险溢出效应有助于明确我国各金融市场风险的来源以及影响程度, 为我国防范化解输入型金融风险、维护金融系统的稳定性提供理论依据和政策建议。

上市前投资者意见分歧对 IPO 抑价的影响——基于股票论坛数据的分析

王 玲 刘力菲

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

中国股票市场 IPO 首日超高收益率即 IPO 抑价现象备受学术界关注, 而基数庞大的个人投资者在其中扮演的角色不容小觑, 由于非理性情绪与信息不对称的存在, 投资者预期与新股定价间通常会存在较大程度的偏差。同时, 相关资料显示: 相较于其他主要资本市场, 我国存在着非常严重的 IPO 抑价问题。为此, 本文以 2009 年 7 月 A 股 IPO 重启后至 2019 年 12 月在中国 A 股市场上市的 1223 家公司为研究样本, 考察了 IPO 前投资者意见分歧对 IPO 首日超高收益率的影响。研究表明, 东方财富股吧论坛提供了一个很好的前向指标来测试投资者对股票市场的反应, 之前学者们都是通过股票换手率、股票价格、股票交易量这些后向指标来进行投资者意见分歧程度的测度, 相较于这些后向指标, 东方财富网络论坛数据显而易见具有更好的时效性。因此, 本文利用东方财富股票论坛数据来构造 IPO 前投资者分歧度的代理指标, 研究区间为 IPO 首次招股日至成功上市日前, 这能够准确衡量 IPO 上市前段时期不同投资者之间的意见分歧程度, 从而更好地研究 IPO 前投资者分歧对 IPO 首日回报率的影响。本文研究发现: IPO 前投资者分歧程度越大, 上市首日 IPO 抑价率越高。一方面, 在 IPO 已发行而仍未上市的这段时间内, 投资者意见分歧越严重, 由于我国资本市场卖空限制的存在, 大半数以上的个体投资者极易受到乐观预期的影响而导致市场整体偏向乐观情绪, 这种高涨情绪进一步会加剧投资者过度自信、典型性等非理性情绪的影响, 投资者在进行投资决策时会出现高于 IPO 股票内在价值的选择偏差, 最终出现 IPO 首日超高抑价率的金融异象。而另一方面, IPO 上市前投资者的意见分歧可视为一种潜在风险, 在分歧程度加大的情况下, 公司面临的总体风险水平会上升, 投资者要求的最低回报率也会出现相应程度的提高, 最终形成了 IPO 首日超高抑价率的现象。在异质性分析中, 本文发现: 当公司处于较差的信息环境(机构投资者持股占比低、审计师非“四大”、民营企业、规模小)时, IPO 前投资者分歧对上市首日 IPO 抑价的影响更显著。这说明, 当 IPO 公司的信息环境较差时, 股票估值的难度将进一步加大, 在 IPO 股票上市前一段时期内, 投资者进行决策分析时也会面临更多的市场不确定性因素, 往往会表现出更加明显的非理性行为, 导致意见分歧度与 IPO 抑价之间的正向关系更加显著。同时, 高投资者情绪(市场情绪高涨、个体情绪高涨)会放大上市前投资者分歧对上市首日 IPO 抑价的影响。这说明了在 IPO 股票上市的前段时期内, 当市场上情绪更高涨时, 投资者过度乐观、羊群效应等非理性行为将更加凸显, 他们会更加积极参与到新股投机炒作中, 进而放大上市前投资者意见分歧对 IPO 抑价的正向影响。进一步分析发现: 完善信息披露制度有助于改善 IPO 公司的信息环境, 预披露制度由发审委审核之前提至初审会之前, 将招股说明书及早向社会公开, 接受社会公众及媒体的监督, 提高了发行审核的透明度, 进而减小 IPO 前投资者分歧对上市首日抑价率的影响。此外, 本文研究了 IPO 前投资者意见分歧对股票市场后长短期收益率的影响, 发现随着 IPO 上市时间的推进, IPO 股票价格呈现出均值回归过程, IPO 前投资者分歧对上市后股票收益率的影响表现为短期引起价格上涨、长期回归内在价值。究其原因, 上市前由于卖空限制和投资者分歧的存在, 我国资本市场由乐观投资者主导, 其正向预期导致股价显著偏离内在价值, 且在现实中往往呈现出偏高的价格预期, 这种高涨情绪导致 IPO 股票价格短期内具有“黏性”, 即在上市后一年内股

价均值不会出现较大程度的回归，因此，IPO 前的投资者意见分歧与股票上市后的短期收益之间会持续表现为正向作用。而随着 IPO 公司上市时间的推移，投资者能够获得更多关于股票真实价值的内部信息，同时更好地利用这些信息进行加减仓的投资决策分析，从而做出相对理性的价值判断。此时，IPO 前投资者分歧也逐渐消失，其对股票收益率的正向作用随之减弱，股票价格开始真正回归到正常的价值水平，表现出“均值回归”的特征，因此，在 IPO 上市后较长一段时期内，IPO 前投资者意见分歧对股票收益的正向影响不再显著，甚至表现出负向作用。本文的研究结论有助于深化对投资者分歧和 IPO 抑价之间关系的认识，为 IPO 抑价之谜从个人投资者角度进一步提供了经验证据，为保证市场平稳发展、营造健康的 IPO 市场环境、加快我国证券市场成熟化进程添砖加瓦，具有极强的现实意义。

利率市场化条件下商业银行贷款定价研究

王雨萌

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

商业银行是经济发展的产物,在经济体系中占有非常重要的地位,而贷款定价是商业银行管理的核心问题之一。2019年8月17日,中国人民银行发布决定,改革和完善贷款市场报价利率(LPR)的形成机制并将其作为商业银行贷款的基准利率,标志着中国商业银行利率市场化又向前迈出重要一步。而利率市场化的不断深入将会导致商业银行在短期内面临利差收窄、利润降低的不利局面。在这样的大背景下,我国商业银行需要进一步加强对风险成本的控制,提高贷款定价的能力,才能保持稳定的发展。因此,开展贷款定价研究对我国商业银行全面风险管理、进一步完善内控建设等都具有重要现实意义。

首先,本文主要分为五个部分,第一部分为引言,介绍本文的研究背景、研究意义并总结全文的创新点与不足;第二部分为文献综述,聚焦商业银行贷款定价两大主要研究领域——贷款定价的影响因素与方法,梳理国内外相关文献并为本文研究方法提供理论依据;第三部分为理论阐述,在与三种传统定价模型(成本加成定价模型、价格领导定价模型、客户盈利分析定价模型)对比分析之后,基于银行视角构建本文的核心研究模型RAROC贷款定价模型,对模型内主要指标进行详细介绍并引入区域贷款利率差异系数,提出基于地区差异的模型改进路径;第四部分为实证研究,基于具体数据针对第三部分内容进行实证检验,从商业银行视角完成RAROC模型计算,并对改进前后的模型进行比较分析,发现商业银行可以将计算出的RAROC值作为标准,衡量贷款的可行性;另外,改进后的结果明显增大了银行原始RAROC值的波动性,这说明区域差异在一定程度上会对贷款定价产生影响;第五部分基于实证,总结了全文的研究结论,提出未来研究展望并根据结果为进一步增强我国商业银行贷款定价能力,提升我国商业银行贷款定价效率提出相应的政策建议。

其次,本文的研究背景与研究意义在于,随着近年来,我国利率市场化进程不断加深,商业银行已经面临着利润降低、市场竞争力减弱的窘境,在此时,我国商业银行亟需进一步增强自身的贷款定价能力。因此,开展本课题的研究,有利于提升商业银行贷款定价效率,促进其稳健经营。

再次,论文的创新点。本文选取近几年相关领域研究热点RAROC贷款定价模型,从商业银行视角更为直观地分析模型的应用方法,在计算违约概率时,利用了具备一定前瞻性和准确性的KMV模型;同时,基于此对模型提出了考虑地区差异的改进,进一步增强了模型的适用性、实用性。

最后,不足与展望。对于国内学者而言,RAROC模型的构建与应用尚处于探索阶段,模型中一些指标的计算精确性仍有提升空间;另外,模型的改进路径也可以进一步探究。未来,可进一步追踪领域内的前沿文献,学习模型内部指标更加精细化的计算方法;同时,对于模型的改进策略,可以进一步引入多种贷款定价影响因素,构建银行贷款定价的综合改进函数等等。

绿色金融改革创新试验区能否推动商业银行经营效率提升——基于我国 40 家商业银行的实证研究

徐嘉骏 丁健航 邵弘易
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

在加快发展方式绿色转型的过程中,绿色金融能够通过引导社会资源配置,推动资金从污染、落后行业转向环保、新兴行业,进而带动其他生产资料的流动,推动经济社会发展绿色化、低碳化,最终实现党在二十大报告中提出的“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”。2017年6月,中国人民银行等七部门印发《建设绿色金融改革创新试验区总体方案》,将广东省广州市,浙江省湖州市、衢州市,江西省赣江新区,贵州省贵安新区,新疆维吾尔自治区哈密市、昌吉州和克拉玛依市共5省8地设为绿色金融改革创新试验区,2019年12月增设甘肃省兰州市,结合各地特色开展试点工作,探索我国绿色金融体系五大支柱。

在过去一段时间里,学界聚焦绿色金融改革创新试验区与企业与环境的关系,得到了丰富的成果。但就该政策对商业银行的影响的关注则极少。作为我国绿色金融政策实施的最重要载体和金融市场重要的资金供给者,商业银行对绿色金融活动的参与力度将影响到绿色产业发展和经济转型的质量与速度,而能否从绿色金融活动中获利,会直接关系到商业银行继续参与的意愿与力度。

基于此,本文将探究以下两方面问题:一是绿色金融改革创新试验区的建立对试验区内商业银行的经营效率具有何种影响?二是上述影响通过哪些渠道进行传导,以及其是否在商业银行规模、上市与否和所有制方面存在差异性?因此,本文选取2013—2021年中国40家商业银行的面板数据,采用DEA-Malmquist模型测算商业银行经营效率,再使用双重差分模型分析试验区政策对银行效率的影响,并结合中介效应模型考察其中介变量、三重差分模型(DDD)考察其异质性,最后对DEA-Malmquist各子效率进行回归,以考察这一事件对银行经营效率影响的具体方面。

本文的边际贡献在于:第一,在研究内容上,从商业银行视角出发,首次定量评估绿色金融改革创新试验区的建立对商业银行经营效率的影响;第二,在研究方法上,将绿色金融改革创新试验区的建立作为准自然试验,考察其对商业银行经营效率影响的传导机制和异质性;第三,对DEA-Malmquist全要素生产率指数进行拆分研究,可以更为准确地识别这一事件对商业银行经营效率的影响方面。

在假设提出部分,本文根据2016年中国人民银行等《关于构建绿色金融体系的指导意见》,七部门《绿色金融改革创新试验区总体方案》等政策文件,参考学者们的相关研究成果,归纳并结合本文研究对象,围绕绿色金融与商业银行经营效率、机制分析和异质性等提出一系列假设。

基于提出的假设,本文选取和构建了DEA-Malmquist模型与双重差分(DID)模型。在DEA-Malmquist模型中基于生产法选取相关变量并测算各商业银行经营效率(全要素生产率, $tfpch_{it}$),在双重差分模型中以全要素生产率为被解释变量,核心解释变量是商业银行总行所在地($treat_{it}$)、绿色金融改革创新试验区的设立时间($post_{it}$)与二者的交乘项($treat_{it} \times post_{it}$),

并参考相关研究选取其它控制变量。

通过相关实证检验,本文得到如下结论:(1)试验区政策的实施显著提高了试点地区商业银行的经营效率,实验组的 DEA-Malmquist 全要素生产率平均比对照组高出约 4%,这一结果通过了平行趋势、PSM-DID、缩尾与截尾、安慰剂等检验。(2)从作用路径来看,试验区的建立和相关政策显著地降低了相关商业银行的不良贷款率,提高了它们的绿色信贷投入,并最终可以通过这两个中介变量提升其整体经营效率。(3)从商业银行异质性角度来看,国有控股的商业银行受到的正面影响是显著的,而银行的绝对规模和上市与否则并不是显著的影响因素。(4)在对三个 DEA-Malmquist 子效率的回归中发现,绿色金融改革创新试验区的建立显著促进了范围内商业银行纯技术效率的增进,也就是对管理水平和已有资源运用能力的提高;而对其规模效率和技术进步的影响并不显著。

基于实证检验的结论,本文提出以下政策建议:(1)发挥绿色金融在银行业风险管理和内部控制方面的优势,提升商业银行经营质量和生产效率。(2)完善绿色金融活动的配套制度,提高信息透明度,构建完善的外部评价体系,降低非国有银行绿色金融的参与风险。(3)加强金融科技应用,提升商业银行综合效率,弥补传统金融业务的技术性短板,外部赋能商业银行传统业务和绿色金融转型。

我国外汇储备规模的影响因素研究

杨天祯

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本片论文的题目是《我国外汇储备规模的影响因素研究》,本篇摘要将从选题的背景和意义,论文框架及内容,论文创新点及论文结论几个方面进行阐述。

首先是第一部分选题背景和选题意义。外汇储备规模的确定,在扩大国际贸易范围、吸引外国资本注入等方面至关重要。在全球外汇储备增长和我国经济不断发展的前提下,我国的外汇储备含量的问题也应受到重视,此前一段时间,一直有学者对外汇储备规模问题进行理论上和实证上的双重研究,本文在前人研究基础上继续对外汇储备影响因素进行实证研究,从实际意义角度出发,外汇储备规模的变化不仅影响到中国宏观经济的运行,也影响到国际经济,特别是国际金融市场的平衡运行,对外汇储备规模进行研究有利于推动人民币国际化进程,保持我国外汇市场的稳定以及国际经济的稳定。

下面介绍论文的主要框架和内容,本篇论文首先介绍了研究的背景和研究意义,并在引言部分对前人文献进行了总结和述评,发现前人在研究的过程中已经运用了 VAR 模型,固定效应模型等实证模型对外汇储备规模的影响因素进行研究,但在不同研究中除被解释变量外汇储备规模以外的研究对象有所不同,因此本文也根据国内具体情况在文章的第二部分中对外汇储备影响因素进行机制分析,分别分析了“进口总额与 GDP 之比值”“外商投资额”“外债余额”“人民币兑美元汇率”四个因素理论上的相互关系以及他们对外汇储备规模的影响,得出结论为“可以利用这些宏观变量之间的联系构建合理的经济模型以研究我国外汇储备规模的影响因素”,因此文章的第三部分对模型的构建过程进行了叙述,由于 VAR 模型经常用来预测相关联的时间序列系统,分析随机扰动对某变量系统的影响,与本文的研究思路正相符合,因此本文以 VAR 模型为基础进行后续研究,并在此部分对变量选取和数据来源进行了说明,随即对模型进行平稳性检验,并得出被解释变量与解释变量均为一阶单整的结论,对一阶单整的各变量进行协整检验并确定最优滞后阶数后,进行格兰杰因果关系检验,发现解释变量与被解释变量之间存在格兰杰因果关系,因此继续构建 VAR 模型,经过稳定性检验发现单位根均在单位圆内,模型稳定,于是进行最后的脉冲响应分析和方差分解分析,并将脉冲响应分析和方差分解分析得出的结论记录于文章的第四部分,且基于得出的结论提出了四条政策建议,即规范外商直接投资、适当控制 GDP 增长速度、稳定人民币汇率、调整外债结构,稳定外债体系这四条。

本文的创新点在于:本文并未只采用某单一变量,而是将外汇储备规模的影响因素用新的综合变量来表示,消除了单一因素变量因不可抗力而产生的变化,使整个分析更加符合我国的实际经济情况,本文对所建立 VAR 模型的脉冲响应结果和方差分解结果进行了理论和现实两个层面的细致分析,且提出的关于稳定人民币汇率和规范外商准入制度的建议,在考虑中国具体国情的同时加入了对非传统性风险和近年来新制定法律法规的分析,尽可能减少了政策建议的滞后性。

由于本人在知识储备、资料整理和撰写时间方面的限制,本篇论文还有很多不足之处,之后本人会继续研究此问题,争取弥补其中的不足。

原油价格波动对我国新能源汽车产业链的风险溢出效应分析——基于 DCC-GARCH-DY 模型的实证研究

针 洁 郭皓柏

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

化石能源燃烧带来全球气候变暖、能源枯竭等一系列问题, 新能源汽车发展对交通领域低碳转型有重大意义。其次, 随着日益增长的原油需求, 国内能源供给安全存在巨大隐患, 新能源汽车能在一定程度上缓解国家能源供需紧张问题。最后, 新能源汽车与动力电池、半导体等新兴产业的协同发展逐渐增强, 对带动我国经济高质量发展具有战略意义。

现阶段, 新能源汽车迈入市场化发展, 原油价格波动风险是急需管理的外生风险。一方面, 油价上涨会提高燃油车的运行成本和潜在购买成本, 拉动新能源汽车需求, 促进新能源汽车行业发展; 反之则会削弱新能源汽车的吸引力。另一方面, 原油金融属性不断加强, 原油价格的剧烈波动往往与地缘政治等极端事件相关。随着经济全球化, 这些风险冲击会迅速传导至我国新能源汽车市场。

对于原油价格波动带来的影响, 已经有较丰富的研究, 例如对宏观经济和股票市场、能源行业特别是新能源行业的研究。遗憾的是, 针对新能源汽车市场的研究较少, 且只从行业整体出发, 尚未有文献从产业链视角做进一步探究。但伴随产业内部分工日趋精细, 指数往往不能完全代表细分行业的真实发展水平。

本文贡献如下: (1) 从产业链视角分析原油价格波动风险溢出效应的异质性; (2) 将原油收益率进行正负分解, 考察油价正负冲击溢出效应的非对称性; (3) 研究发现极端事件爆发期间市场间关系的突变及产业链风险传导。

本文构建了 DCC-GARCH-DY 模型, 在 DCC-GARCH 模型识别市场相关关系方向性的基础上, 再进行 DY 溢出指数分析。DY 溢出指数分析中, 依照 VAR 过程建立广义预测误差方差矩阵, 构建的溢出指数包括总溢出指数、方向性溢出指数和净溢出指数。由于市场对好坏消息的反应不同, 本文采用耿江波等人的方法对原油收益率进行正负分解, 分析原油收益溢出效应的非对称性。

根据 WIND 数据库, 新能源汽车市场按产业链划分为, 上游锂矿、其他金属等原材料行业, 中游电池、电路系统等汽车组件行业, 下游整车及配套设施行业。本文选取了产业链中 7 个市值最大的行业, 依据市值权重计算得到各行业的指数收益率。

使用 DCC-GARCH 模型计算动态相关系数, 在大多数时间内为正且维持在 0.1 附近, 表明原油与新能源汽车收益的长期稳定相关性, 且变动方向一致。第二是上中下游的动态相关系数的波动性差异。上游的波动性最小, 上游企业多为能源企业, 与原油市场的替代效应较为明显, 中下游企业特别是我国的新能源乘用车多做混合业务, 进一步增强了下游产业的信息混杂程度。特别的, 在极端事件爆发后动态相关系数都出现了一个峰值, 市场恐慌情绪增强, 加强了两市场的相关性, 之后的逐步回落也反映了市场的回暖和恐慌情绪的消散。

对于收益溢出效应的静态分析, 原油市场的净溢出指数为负, 这一结果与前人的研究一致。原油市场已经变得高效, 价格中包含的信息也更加丰富。净溢出指数表现出原油价格风险的产业链传递, 产业链中下游的企业同时接收了来自原油价格冲击和上游企业成本变化的信息。产业链中, 电解液是最大的净信息发出者, 中国电解液厂商对新能源汽车产业链的发展起到至关重要的作用。乘用车是最大的净信息接收者。由于处于产业末端位置, 任何替代能源价格波动

以及上中游原材料成本变化等都将影响乘用车的供需关系和生产成本。

对于动态的溢出效应分析，系统总溢出指数始终处于较高水平，表明市场间的信息连通程度较好，对信息有迅速的处理。极端事件爆发时总溢出指数出现陡增，标志市场关联性的迅速增强，使得市场对各类信息的反应敏感度提高。原油市场作为净信息接收者的作用仍较为稳健，极端事件期间原油市场溢出指数都有剧烈变化。

油价的非对称溢出效应分析中，油价下跌带来的影响更大，投资者对利空消息更敏感，非对称效应的突变对应极端事件的发生。关于非对称效应的产业链异质性表现，前期下游行业尚处于成长期，行业发展受多方面因素制约，投资者普遍悲观谨慎，异质性显著。而上中游行业成熟度较高，投资者有稳定预期。2019 年 4 月以后，产业链一体化程度不断提高，市场联动程度上升，油价对上中下游的非对称溢出效应逐渐趋同。

我们得出以下结论及政策建议。

首先，原油市场与我国新能源汽车市场具有较强的协同效应。因此政府应加大对新能源产业投资，降低原油进口依赖；完善发展我国的原油衍生品市场；做好战略石油储备工作等。

第二，大部分时间内油价下跌时的溢出水平更高。产业政策需要依据油价涨跌不对称地实施。油价长期高位运行时可适当减少补贴力度，下跌时则需要更多的支持政策补偿下行风险。

第三，由于原油收益溢出效应存在产业链异质性，需要有侧重地进行产业链风险监管。电解液行业可以作为原油风险监测的先导指标，还要格外注意产业链末端纵向经营风险的加大，给予适度的政策倾斜。

最后，极端事件的发生会导致协同效应的突变。在动荡期，市场关联度增强；投资者悲观情绪加剧，增强了油价下跌的溢出效应。政策制定者应当完善风控机制，做好舆情引导。

Collaborative Governance Effects of Emissions Trading System (ETS) on Air Pollution: A Spatial Difference-in-differences Approach

魏晓晴 叶茂林 郭媛媛 涂 强
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[Abstract]:

With the rapid development of industrialization and urbanization, the excessive use of traditional non-renewable energy such as coal has caused the ecological environmental degradation (ED), and resulted in a series of air pollution problems, especially the intensification of urban air pollution and the soaring haze index. Besides, China has become the world's largest emitter of CO₂ in 2006, and faced with a serious air pollution status.

Given that the air pollutants and carbon dioxide are almost derived from the combustion of traditional fossil fuels such as coal, oil and natural gas, therefore, both have the same root and homology characteristics. Hence, we believe that the carbon emissions trading system (ETS), as one of the basic carbon reduction policies, can achieve collaborative governance of PM_{2.5} concentration while limiting carbon dioxide emissions and accelerate industrial transformation. Considering the diffusivity of pollutants and the mobility of pollution sources, this paper argues that the implementation of ETS policy will also have a certain impact on the level of air pollution in surrounding areas.

Through arranging the previous literature, we found that there are generally two strings of literature analyzing the consequence of the ETS policy. On the one hand, in terms of the carbon emission reduction effect of ETS policy, most scholars have confirmed its role in promoting energy conservation and emission reduction and improving carbon emission production efficiency in perspectives of provinces, cities, enterprises and space. On the other hand, in terms of green development effect, the existing literature shows that ETS policy can not only effectively promote the green total factor productivity (GTFP) of the pilot and surrounding areas, but also significantly improve the level of green innovation in China. However, for the collaborative governance effect of ETS policy on air pollution, most of the existing literature is based on the difference-in-differences (DID) model, and pay little attention to the research on spatial dimension from the prefecture-level city level.

To make up for the deficiency of existing research to a certain extent, this paper based on the panel data of 283 prefecture-level cities in China from 2006 to 2019, empirically evaluated the effects and its mechanism of ETS policy on PM_{2.5} concentration via spatial difference-in-differences (SDID) model, and also investigated its spatial decay phenomenon. Therefore, the marginal contribution of this paper is reflected in the following three points:

(1) This paper from a spatial perspective using SDID model empirical investigates the collaborative governance effects and spatial spillover effect of ETS policy on PM_{2.5} concentration at city-level.

(2) Based on a three-dimensional perspective, this paper also explores the spatial decay and

spillover boundary characteristics of ETS policy's collaborative governance on PM_{2.5} concentration in surrounding non-pilot cities.

(3) This paper discussed the heterogeneity and transmission mechanism of the ETS policy's effectiveness in reducing PM_{2.5} concentration.

Based on that, this paper proposes the hypothesis of policy implementation effect and the scale effect, structure effect and technology effect, and then constructs a theoretical framework of the influence of ETS on PM_{2.5} concentration.

Besides, in order to ensure the existence of spatial correlation, we carried out global and local Moran's index tests. At the same time, We conducted benchmark regression based on SDM, SLM and SEM models respectively, to ensure the reliability of model selection. The main results show that the ETS policy significantly reduced the PM_{2.5} concentration of pilot cities by 5.93% caused from two mechanisms: structural effect and technical effect. Which means ETS policy can effectively promote the transformation of industrial structure and improve the level of green innovation technology in pilot areas, thus playing a role in reducing PM_{2.5} concentration.

However, such a decrease influences PM_{2.5} concentration in neighboring cities with an N-shaped trend over 0 to 900 km. In detail, the changes in the spatial spillover effects of ETS policy on PM_{2.5} concentration can be divided into three stages. In the first stage, when the distance threshold is less than 150 km, the spatial spillover effect is significantly positive that show a trend of increasing first and then decreasing. And the spatial spillover effect shifts from positive to negative at 150 km. We argue that heavy polluting enterprises in the pilot cities moved to neighboring regions to circumvent the ETS policy. However, when the distance becomes further, the city's commuting conditions restrict the transfer of industries. And pollutants are diffusible, so ETS policy will exacerbate pollution levels in surrounding cities within 150 km, which is known as "the pollution haven effect". In the second stage, when the distance threshold is between 250 and 700 km, the spatial spillover effects is significantly negative which show a V-shaped trend of first decreasing, then increasing until the peak at 300 km. Within this range, new technologies will be introduced by enterprises, which will have a demonstration effect on enterprises in neighboring regions. So PM_{2.5} concentration will decrease in those regions where polluting enterprises can't transfer due to distance, that is namely "the pollution halo effect". In the third stage, when the distance exceeds 700km, the spatial spillover effects gradually tend to 0, the spatial attenuation boundary of ETS policy on PM_{2.5} emissions is 700 km.

To further verify the reliability of the regression results, a series of robustness models are conducted, including parallel trend test, placebo test, PSM-DID model, excluding the interference from low-carbon pilot city policy (LCPC) and "Air Pollution Prevention Action Plan", and using the spatial economic distance weight matrix for regression comparison.

Furthermore, the impact of ETS policy on PM_{2.5} concentration may vary among pilot cities due to the intensity of their carbon markets, hence we also confirmed the heterogeneity from the perspective of carbon market by using a spatial difference-in-difference-in-differences (SDDD) model. The results show that, the effect of ETS policy is more significant in pilot carbon markets with high carbon price volatility and large carbon trading volume.

Based on the above analysis, these findings can help to further study the collaborative governance effect of ETS policy, and provide relevant feasible policy suggestions for the steady implementation of the policy throughout the country and effectively promoting air pollution prevention in China.

碳交易价格能否促进企业生产效率提升

——基于门槛模型的实证研究

张凯悦 张皓琦 陈昱彤
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

“波特假说”认为,合理的环境规制能够促进企业创新和优化要素结构配置。碳配额定价是我国环境规制措施——碳排放权交易制度中的一项重要手段,既体现了环境规制的合理性,更是环境规制政策直接作用到微观企业的一把利刃。因此,研究碳交易价格的高低对企业的影响对于我国实现低碳减排和经济发展的双赢局面有着重要意义。

目前关于碳交易价格对企业生产效率的研究,主要分为两类,一部分学者认为二者之间存在线性关系,即碳交易价格的提高会促进或抑制企业的生产效率,而另一部分学者则认为二者之间的关系是非线性的,即碳交易价格在一定区间内才会发挥效果,存在“U”型或“倒N型”关系。目前学界尚未有统一论,并且关于非线性关系的研究没有确定合理的碳交易价格究竟处于何种水平。

基于此,本文提出以下假设:假设1、2认为:合理的碳交易价格可以促进企业生产效率的提升,并且这种影响存在门槛效应。假设3认为政府补助、组织冗余、机构投资者持股和ESG评价在该影响中发挥调节效应。最后,对企业性质、规模和所属行业进行异质性检验,形成假设4。

本文基于2014-2020年中国碳排放权交易数据,并结合纳入碳市场的上市公司财务数据,运用门槛回归模型探究碳交易价格和企业生产效率之间的非线性关系。研究发现,碳交易价格能够显著促进企业的生产效率提升,但碳交易价格与企业生产效率存在双重门槛关系,第一门槛值为40.4503,第二门槛值为57.6876,即碳交易价格对企业生产效率的影响呈现出“抑制—促进—抑制”的“倒N形”关系,原因在于,当碳交易价格过低时,减排成本将远高于购买碳排放权的成本,企业通常选择购买碳排放权以完成减排要求,此时的碳交易价格不具备动力也不产生压力;而当碳交易价格过高时,虽然可以“倒逼”企业创新,但是绿色创新投资往往前期投入大、投资回报低且风险大,此时再加上高昂的碳交易价格,企业受到的压力远远超过大部分企业的承受力。因此,只有当价格处于合理区间时,碳交易价格才能发挥显著激励作用。

进一步的本文发现,政府补助使创新的外溢性减弱、外部投资者信心增强和创新资金直接增加,有利于企业提高生产效率;其次,冗余资源的存在使企业承担更小的创新风险与融资压力,能更好地投入到增质提效的研发创新中去;另外,机构投资者持股比例越高的企业,具备更长远的眼光和更雄厚的资本,愿意加大研发投入,更可能实现生产效率的提高;最后,ESG评级高代表企业拥有更好的可持续发展能力,有效缓解融资约束,拥有更多资源投入到研发创新。异质性分析发现,非国有企业的双门槛值均高于国有企业的双门槛值;大规模企业与高碳行业企业同样呈现双门槛,小规模企业与低碳行业企业无明显门槛效应。最后,为保证结果的稳健性,从替换被解释变量的测算方法、自变量滞后一期、剔除特殊样本干扰三个方面进行检验,结果仍与前文相符。

根据上述分析,本文提出以下政策建议:首先,政府完善碳市场管理体系,将碳价格控制在合理区间内。其次,要实施合理的制度措施,发挥政策激励作用,最后,因势利导,对不同类型的企业针对性地制定环境政策,实施差异化管理。

通过上述研究,丰富了碳市场领域的文献,并对于政府如何通过加快对碳交易市场的建设来实现减排目标和推动经济发展具有一定借鉴意义。

国际原油价格与我国商品期货价格的 波动溢出效应研究 ——基于 TVP-FAVAR-DY 模型的实证研究

鲍起德 郭 娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

“双循环”目标下建设全国统一大市场对大宗商品市场的规范和建设提出了更高要求, 原油作为多数商品的能源成本来源, 其价格波动成为大宗商品市场价格变动的风向标, 原油价格的大幅波动会通过生产成本变动和石油美元变动等传导机制引导大宗商品价格波动, 从而对不同种类大宗商品产生直接影响。在国际黑天鹅事件频发的背景下, 研究国际原油价格与我国商品期货价格的波动溢出效应对防范系统性风险, 提高信息传递效率, 完善我国商品期货市场具有重要意义。本文基于 TVP-FAVAR-DY 模型研究 2015 年 1 月 1 日至 2022 年 3 月 1 日 WTI 原油市场与我国商品期货价格的波动溢出水平。考虑到时间维度和品种维度, 选取商品期货品种主要分布于五个大宗商品市场: 黑色系大宗商品市场、有色金属市场、贵金属市场、农产品市场和化工产品市场, 采用波动溢出效应静态分析明确我国不同商品期货市场在风险传递中的角色, 以及各市场间波动溢出水平的联动性和差异性; 通过波动溢出效应动态分析, 从整体市场、细分市场等角度研究各市场的时变特征, 厘清在面对极端事件时, 不同市场传递或接收波动溢出水平的变动程度; 并对其进行实证分析。实证研究表明, 第一, 国际原油价格和我国商品期货价格具有显著的波动溢出效应, 且通常国际原油价格是该波动溢出的风险传递者。同时, 各市场间的波动溢出水平与国内国际经济形势变动和特殊事件具有较强关联, 具有明显的时变特征; 第二, 从静态溢出效应来看, 国际原油价格对我国商品期货价格具有较明显的单向波动溢出效应, 与此同时, 国际油价波动对化工产品市场的影响程度最强, 对黑色系大宗商品市场的影响程度最弱; 第三, 从动态溢出效应来看, 在极端事件的冲击下, 金融体系脆弱性上升, 国际原油价格与我国商品期货价格的波动溢出水平也显著上升, 我国商品期货价格对国际原油价格波动的依赖性较强; 第四, 在 2020 年 WTI 原油经历了油价跌为负值的特殊事件后, 原油市场对我国商品期货价格的波动溢出指数显著上升, 并且与上述结论相一致, 原油市场波动对化工产品市场的影响程度最强, 与此同时, 在极端事件下国际原油价格与我国商品期货价格表现出更明显的时变特征。

基于以上研究结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 对于投资者而言, 国际原油价格与我国商品期货价格表现出明显的单向波动溢出效应, 鉴于当前国际经济环境的高度不确定性和金融市场的波动性, 通过将大宗商品期货加入石油投资组合中, 可以有效对冲投资风险, 在不降低投资组合收益的情况下将风险降至最低; 第二, 对于政策制定者而言, 当前世界经济一体化程度提高, 我国商品期货价格更容易受到极端事件波动的影响, 监管机构应有效防范系统性风险, 并逐步加强金融自由化发展, 提高信息传递性。

政府补助能降低能源企业特质风险吗？

——基于 A 股上市公司的研究

陈冠榕

（天津财经大学金融学院，天津 300222）

【摘要】：

企业的特质风险对企业的经营和管理有着巨大的影响，政府对企业的补贴是促进企业发展的一个重要推动力。本研究选取了 2007 年—2021 年间中国 A 股上市的能源企业年度数据，在进行初步处理后，根据所得数据及研究需要构建了回归模型，探究政府补贴对能源企业的特质性风险的影响以及其作用机制，并进一步进行异质化分析和中介效应分析后发现：首先，政府补贴能够有效地降低能源企业的特质风险。在回归结果中表明，公司规模越大，企业年龄越长，公司的信誉口碑就会越好，就会被投资者们更认可。同时当企业的负债偏少同时成长速度较慢的时候是会增加投资者对该公司的信心的。接着我们又进行了稳健性分析，我们加入了加入滞后一、二、三期的政府补助，周度交易数据计算的企业特质风险，还运用了三重差分模型进行了内生性检验，均佐证了回归结果的观点。其次，政府补贴对降低企业特质风险的作用存在异质化效应，本文以产权性质和市场竞争程度还有地区差异进行探究，发现政府补贴对国有能源企业降低特质风险的作用更为显著，且对于处于市场竞争程度较低的市场内的企业降低特质风险的作用也更为显著，同时对中西部企业特质风险降低更加明显。最后，政府补贴在帮助企业降低特质风险时，具有中介效应，本文主要关注“寻租成本”与“企业社会责任”两个方面，发现政府补贴会通过企业的寻租成本的降低来进一步帮助企业降低特质风险，政府补贴也能够通过帮助企业更好地履行其社会责任来推动企业降低特质风险。因此，政府在对企业发放补贴时，应充分考虑企业间经营情况的差异，精准补贴或“一企一策”，提高补贴资源利用效率，更好地推动企业发展。

本文研究的创新点在于在能源领域将政府补贴和企业特质风险相联系，我们发现前人将政府补贴与特质风险相联系的研究较少，因此本文丰富了能源经济领域与公司金融领域的观点。为更加有利于能源企业的发展，本文提出的政策建议如下：首先，对能源企业而言，通过承担更多的企业社会责任，进而影响外界投资效率，从而降低企业特质风险。承担企业社会责任不仅是公司响应国家战略号召，也是其增强市场竞争力、提升公司价值的重要活动，上市公司可以通过承担更多社会责任，树立企业绿色友好形象，贯彻可持续发展理念，加大投资者信心，降低企业特质风险。其次，对投资者而言，应增强风险意识，提高对上市公司基本面特殊波动的识别能力，以有效抑制波动信息产生的异质信念，减少非理性投资行为，从而起到降低企业特质风险的作用。最后，对政府部门而言，要对企业的整体状况（如盈利情况、发展规划等）进行科学的评估，进一步鼓励市场参与者披露和解读有关公司特质信息，提高信息环境的透明度。坚持资本市场市场化和法治化发展，进一步完善法律制度，优化营商环境，切实维护投资者利益，增强市场交易的公平性。

我国金融分支机构发展与市场主体创立活跃度

方 晗

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

市场主体是经济发展的基本单元, 市场主体创立活跃度是助推经济发展的源动力。2021 年颁布的《中华人民共和国市场主体登记管理条例》中明确规定, 除了各类企业, 还要将个体工商户和农民专业合作社等纳入到市场主体登记管理范围。这一概念的提出将原本只以企业为重点的宏观经济研究向包括个体工商户等在内的市场主体延伸。市场主体才是经济发展的根基所在, 才是社会主义市场经济的微观基础, 从该角度研究更能全面地反映我国经济发展的内部逻辑, 而目前国内对此概念的研究较少。

此外, 在我国的金融机构体系中, 银行分支机构总量占 90% 以上, 其对实体经济发展起到了举足轻重的作用。尤其是银行分支机构对于提高银行揽储能力、增强客户粘性以及降低监督成本等方面具有重要影响。因此金融分支机构的发展对实体经济的高效运转和区域经济具有重要影响, 尤其是对市场主体创立行为而言意义重大。

故本文基于 2007-2020 年我国 283 个地级市的金融分支机构数量和工商企业新增注册数据, 实证分析了金融分支机构的发展对市场主体创立活跃度的影响。结果表明, ①金融分支机构的发展能显著提升当地市场主体的创立活跃度, 在运用工具变量减少内生性后, 该结论仍然成立。②机制分析结果得出金融分支机构发展主要通过缓解融资约束的渠道来提升市场主体的创立活跃度。其中, 银行竞争机制路径的实证结果表明, 虽然金融分支机构发展提高了银行间的竞争水平, 但由于我国国有银行长期主导的历史影响, 使得市场主体与国有银行关系稳固, 其他银行间的竞争对市场主体创立活跃度的提升作用并不明显。③进一步分析结果显示, 金融分支机构对不同投资者类型的企业创立活跃度存在异质性影响, 对于非国有企业的提升作用更加明显。④最后, 尽管数据显示, 我国金融分支机构增速从 2008 年的 9.37% 下降到了 2020 年的 -0.27%, 存量也从 2018 年的近 21 万下降到了 2020 年的 20 万家, 可见数字技术对线下实体金融机构地位与功能所带来的冲击。但是, 通过调节效应研究发现, 数字金融的发展能大大强化金融分支机构发展对市场主体创立活跃度的正向作用, 并抵消由于金融分支机构数量减少带来的负面影响。⑤此外, 良好的制度环境也为市场主体的发展提供了沃土, 同样对其创立行为起到强化作用。

针对以上结果, 本文提出如下政策建议: 第一, 不断丰富完善我国金融机构体系, 充分发挥金融对实体经济的支持作用。金融分支机构的发展有力的促进了地区市场主体的创立, 对经济增长和就业稳定意义重大。相比其他金融机构, 目前国有银行对于地区市场主体的创立行为影响更为显著, 因此, 从资金供给侧改革更利于充分发挥金融机构对经济辐射带动作用。第二, 继续保持金融机构对非国有企业、个体工商户创立的资金支持作用。改变只关注企业的惯性思维, 把目光更多地聚焦于市场主体的各个类型。第三, 应大力发展和推广数字金融, 持续深化金融科技水平。积极推动金融机构数字化转型, 并引导各类金融机构利用数字技术来提高抵御防范风险的能力。第四, 塑造良好的制度环境, 鼓励创新创业, 减少对非公司制企业的创立限制, 激发各方市场主体活力, 为高质量的市场经济打造世界一流的营商环境。

本文的结论为理解金融机构发展的经济影响提供了微观证据, 同时也为从市场主体视角研究中国地区创业行为提供了新的参考。

[关键词]: 市场主体; 金融分支机构发展; 数字金融

企业业绩对企业捐赠的影响

韩志承

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

二十大指出, 分配制度是促进共同富裕的基础性制度, 因此需要建立健全的第三次分配机制, 以引导、支持有意愿和有能力的企业、社会组织和个人积极参与公益慈善事业。事实上, 许多企业也热衷于捐赠事业, 将财富取之于民用之于民。为了研究企业捐赠与企业业绩的相关性问题, 本文选取 2015-2021 年沪深两市 A 股上市公司的面板数据进行固定效应分析, 通过多元回归模型, 得出企业业绩和企业捐赠呈负相关, 而且在资产负债比更高的情况下, 更愿意提高社会捐赠。建议政府完善公司捐赠制度, 尤其是业绩差的公司, 降低公司税收负担。

[关键词]: 企业捐赠 企业业绩 企业社会责任

[Abstract]:

The 20th National Congress pointed out that the distribution system is the basic system for promoting common prosperity, so it is necessary to establish a sound third distribution mechanism to guide and support enterprises, social organizations and individuals with willingness and ability to actively participate in public welfare and philanthropy. In fact, many companies are also keen to give their wealth to the people. In order to study the correlation between corporate donations and corporate performance, this paper selects the panel data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2015 to 2021 to conduct fixed-effect analysis, and concludes that corporate performance and corporate donations are negatively correlated through multiple regression models. Companies are more willing to increase social donations when their asset-liability ratios are higher. It is recommended that the government should improve the corporate donation system, especially for companies with poor performance, and reduce the tax burden of companies.

国家碳交易试点二氧化碳排放的影响因素研究

——以上海为例

郝云飞

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

中国经济在飞速发展的同时,也伴随着巨大的能源消耗和碳排放问题。《联合国气候变化框架公约》中明确指出,各国应该设立符合国情的碳排放标准,以防止剧烈变化的气候对人类造成伤害。自2011年起,我国在上海、北京、天津等地设立碳交易试点,成立碳排放交易所。以“碳排放交易市场化”的形式促进试点地区企业碳排放权合理分配。本文以七大试点地区中的上海为基础,探究试点地区二氧化碳排放的影响因素。上海作为我国改革开放的前沿城市,拥有完善的工业体系和能源市场,近年来各种新能源产业也不断投产落地。上海代表着我国经济发达地区能源排放情况,研究上海碳排放问题可以更好的服务于我国碳排放市场和能源经济发展,助力“双碳”目标推动。

本文将2006-2019年间上海市国内生产总值(GDP)、能源结构(ES)、国内专利申请授权数(PAG)、外商直接投资总额(FDI)和社会从业人员(TEP)作为解释变量,上海市历年的二氧化碳排放量(CO_2)作为被解释变量构建STIRPAT模型,研究各变量对上海二氧化碳排放的影响。建立模型后,将相关数据带入Stata进行分位数回归分析,并对各变量取对数形式,以达到使模型数据标准化和消除时间序列数据异方差现象的目的。最后再进行拟合优度检验,说明回归结果对构建的STIRPAT模型均做出了较为理想的解释。

研究结果表明,人口、技术、经济和能源结构对上海市二氧化碳排放具有显著促进作用,而外商投资则起到负向影响,同时能源结构对于上海的碳排放影响较大。能源结构对上海市二氧化碳排放具有正向作用,在各解释变量中影响效果最强,随着分位点的升高其影响效果呈现波动下降的趋势,并在高分位点趋于平缓。GDP所代表的经济因素促进了上海二氧化碳的排放,并在低碳排放水平下表现最为明显。社会从业人员TEP、国内三种专利申请授权数PAG同样对上海市二氧化碳排放起到了积极作用,这说明人口和技术水平的增长一定程度上会促进上海地区的排放。外商直接投资起到了主要的抑制作用,这说明投资所带来的的产业技术可以促进上海地区减少碳排放量。

最后本文建议建立更加智能的碳交易体系,继续加大碳交易的推广力度和交易范围,使交易更加智能化、便捷化。相关政策应向绿色创新型企业倾斜,以此来促进各行业转型升级,切实减少未来的碳排放量。同时也应加强“双碳”目标宣传力度,树立市民绿色低碳生活的理念,在人口和工业稠密地区兴建公共交通和综合生活设施,力求实现资源集约化。综合来说,上海在碳配额机制、履约管理、碳价干预及碳金融创新方面的制度实践值得借鉴。未来应该深化发展上海试点,继续完善区域市场政策体系,尤其是碳排放权的合理分配机制,推动主管部门扩大交易主体范围;持续加强市场创新,为全国碳市场发展做好先行示范作用。

[关键词]: 上海市; 碳排放交易试点; 二氧化碳排放; STIRPAT 模型

生育意愿对居民商业养老保险参与的影响

——基于 CGSS 的实证研究

李佳瑶

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

基于中国综合社会调查数据库 2015、2017 和 2018 的混合截面数据, 采用 Probit 回归模型, 分析得出生育意愿对居民商业养老保险的参与具有显著抑制作用。通过更换估计模型的方式, 利用 Logit 模型进行稳健性检验, 同时进行了内生性问题检验, 结果显示模型具有稳健性。同时, 引入“生育男孩意愿”与“生育女孩意愿”两个变量, 进行异质性分析发现生育男孩意愿对居民参与商业养老保险具有更显著的抑制作用, 经济发达地区生育意愿对居民参与商业养老保险具有更显著的抑制作用。本文研究发现, 目前“子女养老”和“养老保险养老”仍具有替代作用, “养儿防老”的观念仍对居民养老方式的选择具有重要的影响作用。同时地区间的经济差异也会影响居民商业养老保险的参与, 经济发达的地区居民收入较高, 生育意愿越低, 居民购买商业养老保险的倾向更为显著, 以保证自己的生活质量。而经济欠发达地区, 居民收入较低, 即使生育意愿较低, 因为经济原因, 居民购买商业养老保险的意愿也没有那么显著。研究表明, 各项结论基本与基本回归结果保持一致。推动商业养老保险的发展对构建多层次养老体系, 缓解代际支付压力具有重要作用, 而生育意愿对商业养老保险的普及具有重要作用, 实现商业养老保险与生育政策的良性互动, 对二者皆具有重要作用。

从已有文献来看, 国内外对影响商业养老保险参与的研究主要集中在社会观念、外在特征和宏观政策等方面, 大多通过实证分析来研究其相关性和影响趋势, 很少聚焦于居民主观意愿。有鉴于此, 本文将从居民微观生育意愿角度出发, 研究其对居民商业养老保险参与的影响, 从以下两个方面对现有研究进行了拓展。

第一, 通过生育意愿对居民商业养老保险参与的影响分析, 从居民这一微观主体出发, 研究其主观意愿对其购买商业养老保险的行为的影响, 弥补了现有研究的空白之处; 第二, 引入性别差异与地区差异进行异质性分析, 考虑到解释变量之间的微观差异, 并将各省市除受访居民的平均生育意愿变量设置为内生性变量, 解决了研究主体间的双向因果关系, 更全面地解释了居民生育意愿对其参与商业养老保险的影响机制, 以期寻求未来商业养老保险更好惠及群众的现实路径与政策启示。

研究关于我国养老保障体系的有关问题, 探求影响居民商业养老保险参与的影响机制, 对推动商业养老保险的发展和构建多层次的商业养老保障体系具有重要的现实意义。而实现生育意愿与商业养老保险的良性互动对“老龄化”社会问题与养老保险三支柱之间的均衡发展具有重要作用。推动多层次养老保险体系的建立, 需要加快养老保险第三支柱的发展。而商业保险作为第三支柱层面的重要组成部分, 受到居民生育意愿的影响。基于此, 可以通过加强宣传、改变居民养老观念, 帮助居民获得对商业养老保险的整体认知, 帮助居民树立正确是养老挂念和养老意识。同时推动商业养老保险纵深化发展, 不断探索满足居民需求的养老方式, 提高服务水平, 优化制度设计, 真正发挥养老保障体系中的第三支柱的功能。

数字普惠金融发展对农村居民幸福感的影响研究

郭娜 李怡轩

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2021 年我国脱贫攻坚战取得了全面胜利, 在此背景下, 我国贫困地区的经济发展速度加快, 居民生活水平有所提高。虽然我国一直重视农村经济的发展, 全面推进乡村振兴战略的实施, 但是目前农村与城镇经济仍存在一定的差距。在影响农村居民幸福感的诸多因素中, 数字经济的发展是影响农村居民幸福感的重要因素, 同时也促进了金融包容性的增长以及居民收入的提高。数字普惠金融的发展为农村金融提供了新的经营模式, 提高了金融服务的可得性和包容性, 改善了农村地区的金融环境, 进而为弱势群体提供更为有效的金融服务, 改善了农村居民的生活水平, 促进了乡村振兴战略的实施。

因此, 本文首先通过数字金融与满意度调查问卷的数据, 从覆盖广度、使用深度与数字支持服务程度三个角度构建了数字普惠金融体系, 并通过因子分析法构建数字普惠金融指数和满意度指数, 研究分析数字普惠金融对农村居民幸福感的作用机制与效应。其次, 为了深入探究不同区域的数字经济是否会对居民幸福感产生不同差异的影响, 本文将整体划分为东、中、西三部分区域, 分区域对数字普惠金融与居民幸福感两者之间的关系做了实证检验, 进一步对区域差异化展开探讨。最后, 利用替代变量法与倾向性得分匹配法进行稳健性检验。

研究结果表明: 从整体上来看, 我国数字普惠金融发展与居民幸福感之间存在倒 U 型关系, 具体表现为数字普惠金融的发展推动了经济的高质量增长, 然而目前, 数字金融带来的数字鸿沟无法全面惠及那些难以接触到互联网的弱势群体, 这在一定程度上会加大不同群体间数字金融资源使用深度的差距, 弱化发展初期数字金融带来的数字红利效应。即数字金融在其成长前期会带来“数字红利”效应, 而在其成长后期出现逐渐加大的“数字鸿沟”现象, 且目前数字普惠金融与居民幸福感正处于“数字红利”阶段。同时, 本文从东中西部地区所得到的结论与上述描述一致, 且东部地区数字普惠金融发展程度对居民幸福感产生的正向持续作用小于中西部地区。这是由于: 中西部地区数字经济发展正处于成长期, 由于数字普惠金融的发展提高了金融的可得性、高效性和便利性, 克服了中西部地区传统金融服务资源配置不均等的弊端, 使本地居民所获取的效用水平得以有效提高, 同时受当地居民对新兴数字金融产物的接受度等因素的影响, 中西部数字经济所带来的正向效应持续作用会更加长久。而东部地区作为经济较为发达的地区, 有更加深厚的数字经济发展的基础资源, 数字普惠金融发展到当前阶段, 所暴露出的问题也越来越多, 受风险以及技术的限制, 人们对数字金融服务的体验感下降, 边际效用呈现出更程度的递减趋势, 从而导致数字经济带来的正向作用持续性变小。

根据以上结论, 本文在完善数字普惠金融发展以及提升居民幸福感方面提出以下政策建议: 第一, 在数字经济高速发展的背景下, 政府应进一步加强对数字普惠金融发展环境的基础建设, 进一步深入建设金融软环境, 提高数字普惠金融的整体发展水平, 更好地发挥数字普惠金融对居民幸福感的促进作用。第二, 要推进普惠金融的差异化政策配比实施, 提高供给侧改革质量, 针对不同区域自身经济发展特点, 制定差异化的政策扶持, 纠正现有金融体系的资源配置扭曲机制, 着力补齐地区数字金融发展短板, 促进弱势群体能够顺应并跟随数字经济发展的趋势, 拓展加强金融服务, 有效释放居民的金融需求。第三, 着力推进并深化信息化普惠金融体系建设。政府应当完善数字金融监管体系, 健全相关法律法规以维持良好的金融市场秩序。进一步加强社会信用体系建设, 注重强化对金融消费者的教育, 引导居民树立正确的信用意识, 进而推动信息化普惠金融体系建设, 更好的发挥其积极作用。

碳排放权交易价格的影响因素研究

——以北京碳市场为例

李屹然

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

上世纪 80 年代起, 世界各国均采取行动应对全球性气候变暖, 1997 年制定的《京都议定书》明确了各国的减排目标, 其中提出了碳排放权交易市场机制。我国自改革开放以来, 经济得到快速发展, 但是作为世界上最大的温室气体排放国之一, 高污染、高排放成为阻碍我国经济长期稳定增长的一大隐患, 亟需做好对策控制二氧化碳等温室气体排放。在“十二五”期间, 我国提出逐步建立碳排放权交易市场。我国于 2011 年开展了建立碳排放权交易试点市场的工作, 发挥市场机制控制温室气体的排放; 2021 年 7 月 16 日, 全国碳排放交易体系正式上线启动, 这是我国为形成绿色低碳发展目标的一次重大尝试。本篇论文的研究目的与意义是通过分析北京碳交易市场碳价格的影响因素与影响机制, 掌握碳交易市场的价格变化规律。

本文的研究内容具体分为四个章节。第一章为绪论。主要介绍了碳价格的研究背景、目的与意义, 解读国内外研究现状与研究方法, 汲取经验教训。第二章为碳交易市场相关理论, 主要包括碳交易市场机制与市场价格理论, 碳交易市场价格理论包括的需求理论、供给理论与市场均衡理论, 为后文研究碳价格的影响因素提供了理论支持。第三章为碳交易市场价格影响因素及实证分析, 本章挑选出具有代表性的指标进行理论与实证分析, 探索碳价格的影响机制与影响程度。第四章为研究结论, 通过总结理论分析与实证分析得出本篇文章的研究结论与成果, 为碳交易市场中的参与者提供参考借鉴。

北京绿色交易所已经成为全国七大碳排放权交易试点市场中最重要碳定价系统之一。本文以北京市碳排放权电子交易平台碳价格成交均价为研究对象, 选取能源市场、金融市场、宏观经济和气候环境四个影响因素, 采用 VAR 模型对北京碳价格影响因素进行实证分析, 通过脉冲响应函数、方差分解函数分析各影响因素对碳价格的影响方向、持续时间以及影响程度等。结果表明北京碳价格受其自身的影响最大, 在方差分解结果第 1 期达到 100%, 外部影响因素指标对于碳价格的影响存在时滞性, 脉冲响应分析在第 1 期均为 0。这说明企业在进行碳排放权的交易时需要参考前期价格, 做出相应碳排放权的交易决策, 这一现象显示出当前碳交易市场化程度还不够成熟。具体影响因素的实证分析结果如下:

能源价格因素是影响北京碳价格最主要的外部因素, 不同能源之间存在替代效应, 实证分析得出煤炭和原油价格的影响更为明显, 天然气价格的影响程度较小。一般情况下, 企业使用煤炭产生的二氧化碳更多, 替代效应使企业使用其他能源, 对于碳排放配额的需求减少, 碳价格应该降低。实证分析得出, 煤炭价格升高时碳价格也会升高, 这与理论分析不符, 这可能是由于我国企业近几年对煤炭的需求存在刚性, 煤炭价格即使升高, 能源替代效应也不够明显, 碳排放配额需求增加, 碳价格会持续上升。

金融市场汇率变动直接影响着一个国家的进出口贸易, 当本国货币贬值时, 会利于本国企业出口产品, 企业为了追求利润调整生产决策, 从而导致二氧化碳排放配额的需求增加, 使得碳价格上升。实证分析得出外币汇率的上升对北京碳价格的影响为正向响应, 与理论分析一致。

宏观经济方面, 在经济繁荣时期, 整个社会的产出增加, 使得二氧化碳排放量增加, 企业需要获得更多的碳排放配额, 导致碳价格上升, 经济衰退时反之。实证分析得出, 标普 500 指数代表国外经济, 对于北京碳市场碳价格的影响为负向, 上证指数代表国内经济, 影响为正向。

气候因素研究了气温的影响, 当温度升高时, 人们会大量购买空调、冰箱等, 企业的产品产量提高, 二氧化碳排放量上升, 对于碳排放配额的需求增加, 碳价格上升。但是实证分析显示气温的影响不够显著, 可忽略不计。

银行数字化转型对银行经营效率的影响研究

柳 慧

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

金融业是现代经济发展的核心, 而商业银行处于现代金融业的核心地位, 在促进经济增长方面扮演着至关重要的角色。随着数字金融的快速发展, 银行数字化转型给商业银行带来了机遇, 其通过将金融科技与商业银行的资产端业务、负债端业务以及中间业务融合发展, 降低了商业银行的运营成本, 提升了商业银行的经营效率; 但同时也给商业银行带来了一些问题与挑战。并且, 我国不同类型的商业银行在经营模式上有很大区别, 银行数字化转型对不同类型商业银行经营效率的影响可能存在差异。因此, 本文主要研究银行数字化转型对商业银行经营效率的影响。研究结果为我国商业银行经营策略的调整与资源配置的优化提供经验证据, 也为我国金融监管部门制定更加有效的监管政策提供理论参考。

首先, 本文用 DEA-Malmquist 模型测算商业银行的经营效率, 然后利用上市银行 2012 年-2021 年的面板数据进行回归分析, 以北京大学商业银行数字化转型指数所测度的数字化转型水平为核心解释变量, 被解释变量是以 DEA-Malmquist 指数模型测度的商业银行经营效率, 研究分析银行数字化转型对商业银行经营效率的影响。研究结论表明: 银行数字化转型对商业银行的经营效率具有正向影响。其次, 本文采用全要素生产率及其分解效率作为商业银行经营效率的衡量指标, 分析研究银行数字化转型影响商业银行效率的机理, 研究发现银行数字化转型对商业银行经营效率的影响存在明显的技术溢出效应, 即银行数字化转型主要提高了商业银行的技术效率。再次, 本文选用了代表资产端风险结构、负债端存款结构、中间业务收入、股权结构与银行风险五个方面的指标作为中介变量进行机制分析, 研究发现银行数字化转型通过增加商业银行存款规模、提高风险资产占比、扩大中间业务收入、调整股权结构和降低银行风险等影响商业银行经营效率。最后, 本文通过对不同类型的商业银行进行异质性分析, 发现银行数字化转型对不同类型的商业银行经营效率产生了不同的影响。本文通过上述研究, 建议商业银行加强风险管理、对不同类型的商业银行实行差异化数字转型以及进一步推动商业银行数字化转型进程。

本文的创新点如下: 首先, 在银行数字化转型的测度上, 本文聚焦银行数字化转型, 采用谢绚丽和王诗卉 (2022) 构建的商业银行数字化转型指数进行衡量, 在指标测度上不仅仅关注简单的信息数字化, 更关注银行战略、业务、管理层面的数字化程度。其次, 本文在机制分析部分加入了现有文献关注不多的股权结构, 分析研究银行数字化转型如何影响商业银行的经营效率, 丰富了银行数字化转型对商业银行经营效率影响机制的研究内容, 为商业银行更好的实现数字化转型和创新型发展提供了对策和建议。

中国碳交易市场中碳价格的影响因素研究

陆士培

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

近年来全球变暖的问题日益严峻,而碳交易是实现双碳目标的核心政策,碳排放权交易机制作为碳金融的重要组成部分,以市场为导向影响碳排放;而碳价格作为碳交易市场的核心要素,将直接影响投资者的投资方向,进而影响能源生产决策和消费模式,对加速我国绿色低碳转型有重要意义。

随着 2021 年 7 月 16 日我国全国碳排放权交易市场的开启,中国碳市场成为世界上规模最大的碳市场。碳价格是衡量碳市场供需变化的有效指标,因此,对碳价格影响因素的研究对了解碳市场的运行机制和变化规律有着重大意义。而目前对于我国碳交易市场中碳价格影响因素研究存在以下问题:一是由于全国碳市场开市不久,现有大部分研究的研究对象是试点碳市场或国外碳市场而非我国全国碳市场。而影响因素的显著性及方向特定地域的能源结构和经济发展水平相关,不同地区的经济、环境各不相同,得出的结论也有差异,不能代表我国全国碳市场的情况。因此本研究针对自开市当天至 2023 年 3 月 1 日的日数据进行考察研究,具有较强的针对性和时效性。二是国内研究对于绿色债券对碳价的影响探讨不多,本研究将绿色债券纳入实证考察范围,进一步探讨绿色债券对于我国目前碳市场中碳价格的影响程度。

本文将碳价格影响因素分为内部机制和外部环境两方面,并对外部环境进行更加详细的分类:以沪深 300 指数为例反映宏观经济、以 WTI 原油期货价格为例反映能源价格、以欧元汇率为例反映货币汇率、以 EUA 期货结算价为例反映国外碳价格、以中债-中国绿色债券指数为例反映绿色债券,从五个方面,各取一项代表性数据构建全国碳交易市场的碳价格影响因素的 VAR 模型,进行实证研究。通过模型,结合后续的方差分解和 Granger 因果检验进一步探究各变量间的影响程度和变动关系。

研究发现:碳价格的内部机制(如历史碳价)对自身的影响最大,呈显著正效应。外部环境方面(同时考虑五个变量):沪深 300 指数越高,碳价格越低;WTI 原油期货价格越高,碳价格越高;欧元汇率越高,碳价格越高;EUA 期货结算价越高,碳价格越低;中债-中国绿色债券指数越高,碳价格越高。其中,影响程度由大到小依次是:WTI 原油期货价格、欧元汇率、沪深 300 指数、EUA 期货结算价、中债-中国绿色债券指数。这反映了我国对以石油为例的化石能源具有很强的依赖性,当今中国仍需调整能源结构,投入开发新技术,以增大对清洁能源的利用效率,使控排企业实现绿色转型。需要注意的是,当时间足够长,中债-中国绿色债券指数的影响程度反超 EUA 期货结算价。同时,随全国碳交易市场发展,碳价格自身的影响程度逐步降低,相应其他外部环境的影响程度逐渐提高。

基于此,本文建议应加强对全国碳市场碳价格波动的监测;维持能源市场价格稳定,并优化能源使用结构;积极健全完善国内碳市场;提高碳市场、绿色债券市场运行效率。该模型对碳价格诸多影响因素的影响程度进行量化,有助于企业熟悉碳市场的运行机制和变化规律,对扩大碳市场的覆盖范围和确保碳市场的稳定、健康发展具有重要的实践价值。

资本市场开放与企业融资约束 ——基于“沪港通”交易制度的准自然实验

饶欣羽

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

为了使企业有效筹集资金, 资本市场应运而生, 资本市场的开放是我国金融市场开放的重要组成部分。2014 年“沪港通”制度的实施, 开启了我国资本市场双向开放的阶段。面对两种资源、两个市场, 本文以“沪港通”制度的实施为自然实验, 利用上海证券交易所 2012-2019 年 A 股上市公司数据, 构造双重差分模型, 检验该制度对企业融资约束和股权融资的影响。

研究结果发现, “沪港通”制度的实施能够有效缓解企业融资约束, 增加了公司通过增发股票进行股权融资的概率与规模。通过从产权性质、国际化程度、审计质量等维度进行的异质性检验发现, 融资约束的缓解作用在非国有、非外资公司中更加明显, 而在审计质量不同的企业中政策效果不存在显著的差异。本文从融资约束和融资行为的角度丰富了关于“沪港通”制度的研究, 为后续资本市场的进一步开放具有一定参考的意义。

“沪港通”的实施实现了内地资本市场和香港资本市场的联通, 但也增加了我国资本市场与国际资本市场的联动性, 经济、金融和贸易风险变得复杂和紧密, 加剧了资本市场波动风险, 很可能诱发全球金融体系的系统性风险, 影响我国经济的稳定发展。“沪港通”的实施能否改善公司的融资环境, 缓解公司的融资约束, 增加公司股权融资的概率和规模, 是本文的研究重点。本文基于“沪港通”政策制度的实施, 利用 2012-2019 年上证 A 股数据构建双重差分模型, 考察“沪港通”对企业的融资行为的影响, 政策实施后, 上市公司融资约束的变化, 并从股权性质、国际化程度、审计质量三个方面进行异质性检验, 最后从稳健性角度检验公司通过增发股票进行融资的概率和规模是否变大, 来反映该政策对公司股权融资的激励作用。并基于研究结果, 给出合理的意见与建议。

本文的研究意义在于, 在资本市场开放程度不断加深的背景下, 通过对“沪港通”制度的研究, 分析企业的融资境况是否得到改善, 我国的股票市场的投资水平是否得到提高。通过实证分析对该政策进行评价, 从企业的产权性质、国际化程度、审计质量等不同角度进行异质性分析, 对后期资本市场开放提供更多的参考意见, 推动我国资本市场与国际资本市场的互联互通, 进而为我国经济持续健康发展提供良好的金融环境。

目前, 在疫情冲击下, 许多实体经济受到严重的挫伤。同时, 海外银行风险加剧, 带来金融条件收缩的压力, 唯有发展是硬道理。如何解决中小企业融资难、融资贵, 是我国政府重要的工作难题之一。我国致力于打造一个双向、全面的资本市场, 真正做到充分利用“两种资源、两个市场”, 沪港通制度的实施是我国资本市场开启双向开放的重要举措。本文利用“沪港通”这一事件的发生, 探讨了资本市场开放对企业融资约束和股权融资的影响。研究结果表明, “沪港通”制度的实施, 有效缓解了企业的融资约束, 增加了标的公司通过增发股票的方式筹集资金的概率和规模。并通过异质性分析得出, “沪港通”制度对企业融资约束的缓解作用在非国有企业组、非外资企业组中更强, 对审计质量不同的企业中政策效果不存在显著的差异。

绿色金融促进绿色发展过程中的“短视化”问题研究

刘 场 任小雨

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

多年以来, 各国为了追求经济高速发展不惜以环境破坏为代价, 虽取得了骄人的成绩, 但环境问题层出不穷。近年来, 各国随着环保意识的不断觉醒, 认识到在经济高速发展的同时也要注重质的发展, 各国陆续推进绿色经济的发展。绿色经济是在传统产业经济的基础上, 使得经济与环境和谐共同发展, 以人与自然和谐相处为目的的一种新的经济形式。以我国为例, 由于生产活动大量使用能源, 我国目前是全球最大的碳排放国, 因而发展绿色经济对于我国, 实现碳达峰、碳中和的目标具有重要意义。

绿色金融是支持我国绿色经济发展的重要手段与方式, 其通过绿色金融政策和工具支持地方绿色发展。然而, 从长期来看, 绿色发展目标的实现需要较长周期, 金融支持其发展过程中必然需要具有长期视野; 而从短期来看, 无论是宏观经济恢复的需求还是金融机构的盈利性需求, 金融资源可能仍会流向投资周期较短、盈利可能性较高的产业领域, 这可能衍生为绿色发展过程中的新矛盾, 为绿色经济的可持续发展带来障碍。因此, 关注金融机构绿色金融投资行为的短视化问题, 有助于实现绿色经济可持续发展目标。

本文在梳理绿色金融提升绿色经济增长效率路径的基础上, 选取我国主要省份及直辖市样本数据, 构建面板门槛模型, 考察我国绿色金融对绿色发展的影响。本文的创新点主要包括以下两个方面: 第一, 从产业结构特征视角讨论绿色金融支持绿色经济发展中短视化效应的路径。传统文献更多聚焦于绿色金融对以污染制造企业为代表的制造业在绿色转型、技术研发问题的讨论, 并没有过多关注绿色金融可能会通过支持转型成本更低、周期更短的服务业间接对传统制造业的绿色转型提供支持, 这就有可能忽视金融企业的短视化行为; 第二, 利用超效率 DEA 模型衡量我国绿色发展水平程度。相较于使用较多的主成分分析法, DEA 模型通过将生产过程中的投入产出进行关联, 更能够合理地体现我国绿色经济发展效率。

研究结果显示, 金融机构在参与绿色金融发展过程中确实存在“短视化”特征。绿色金融通过影响第二、第三产业的产出对于绿色经济发展效率水平提升具有促进作用; 在产业结构的路径下, 由于金融机构在进行绿色金融服务时存在短视化行为, 金融机构的绿色金融支持更倾向于转型周期更短、无重大减排压力的第三产业, 使得绿色经济发展效率在短期内见效较快, 但是从长期来看, 可能会导致第三产业比重越来越大, 使得绿色金融发展效率难以提高; 在政府支持的路径下, 绿色金融对于绿色经济发展效率有正向作用, 并且不同区域下产业结构与资源禀赋的差异会加剧绿色金融对于绿色经济发展效率的影响的差异, 政府支持力度更大的省份及直辖市, 绿色金融促进绿色发展的效果更加明显。在鉴于此, 我国在大力推进绿色金融发展的过程中, 需要有效约束金融机构绿色金融支持的短视化行为, 加大政府支持力度, 充分发挥其他主体的作用, 重视地区差异, 合理引导金融资源流入生产污染的企业, 实现真正意义上的能源转型与污染转化, 促进绿色经济的可持续发展。

我国税收递延型个人养老保险的回顾与展望

佟 晔

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

党的二十大报告中明确指出应“发展多层次、多支柱养老保险体系”。根本目的,就是为了提升社会整体养老保障水平,并按需保证个人养老品质。国家“十四五”规划期间同样指出保险业“高质量”“、新发展格局”等重要概念,强调保险行业在基本养老保险、社会保险公共服务平台、多支柱保险体系下发挥作用。我国养老体系第一支柱的社会基本养老保险、第二支柱的企业年金收入替代率较低,在一定程度上增加了社会经济压力。因此,采用税收递延的模式,发展养老体系的第三支柱个人养老保险,对实现全民高质量养老保障具有重要意义。

本文的研究思路如下,首先明确税收递延型个人养老保险在社会养老体系中所发挥的第三支柱的补充作用。并通过总结国外已有产品实际运行效果,明确税收递延型养老保险以税收优惠为激励措施,引导民众购买养老保险,搭建养老保险的三支柱保障体系。税收递延的特点在于政府角度上税款的延期收取,和参税人角度上在获取某项收入后再对税款的延期缴纳。这样的优惠政策在一定程度上缓解了政府对资金长期管理的压力。同时也可以减轻个体参税人的税负负担,扩大当下居民对税前收入的投资、消费的支配空间和未来资金预期,提高养老保障的效率和效果,从而推动养老体系三支柱制度的落地和发展,其制度具备调节居民养老资金周期的优势。其次,根据2007年,天津市政府、原中国保险监督管理委员会,在《加快天津滨海新区保险改革试验区发展的意见》中明确指出,将在天津滨海新区开展全国首个税收递延型养老保险试点工作。并于一年后出台《天津市滨海新区补充养老保险试点实施细则》,2009年,根据国务院出台《关于推进上海加快发展现代服务业和先进制造业建设国际金融中心和国际航运中心的意见》,其中同样包括在上海建立税收递延型养老保险试点。2018年4月,原中国银保监会、人力资源部及税务总局发布《个人税收递延型商业养老保险产品开发指引》。并于2018年5月1日,在上海、福建(含厦门市)以及苏州工业园区内开展税收递延型养老保险试点项目。汇总我国以往在天津、上海、福建等地进行的税收递延型养老保险试点情况,在税收优惠的可适用范围、投资渠道及账户资金管理方式等方面提出问题。随后通过2022年11月4日,人力资源社会保障部、财政部、国家税务总局、原银保监会、证监会联合印发《个人养老金实施办法》通知,明确保险公司、保险产品养老第三支柱的参与资格;2022年11月21日,原银保监会办公厅印发《关于保险公司开展个人养老金业务有关事项通知》,进一步为发展长期、有效、收益稳定、试算平衡的商业养老保险提供政策指引。发现保险业产品的保障功能、资金运行规律、义务履行原则以及以往养老体系参与经验上都有较大的发展优势。最后在保障范围、税收优惠力度、账户管理效率、营销模式、政府监管等方面提出建议。2023年3月8日,两会保险业座谈会上也再次强调了个人税收递延型养老保险在本年内的落地和实施。但在具体的实施中,需要紧紧围绕“保险业姓保”,将保障功能作为第一前提。使养老产品设计服务于差异化养老需求,从而更好的缓解社会未来收入、养老焦虑,推动养老保险保障的公平性和覆盖群体的全面性。

短期 Shibor 利率与股票收益波动关系研究

王冠杰

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

第二十次全国代表大会报告明确提出, 在新时期, 要“建设现代中央银行制度”。利率作为货币政策的重要工具, 其调整对经济生活有十分重要的影响, 可以促进金融资源向重点领域和薄弱环节倾斜, 并且对股票市场收益率的影响也非常明显。

国内外关于货币市场对资本市场的影响的研究文献有很多。在我国, 对货币市场的研究主要是围绕着货币政策展开。众多学者们分别从货币供给量和利率两个方面分析货币政策对股票市场的影响。在货币供给量方面, 张红伟和冉芳研究分析发现货币供给量对股票价格的影响在短期内更为显著; 刘金全、王译兴和陈德凯通过 TVP-FAVAR 模型发现货币供给量的增长对股票价格的影响仅在短期内较为显著, 并不存在长期影响。而任森春和戴正本通过对 2008 年至 2018 年的货币供给量 M0、M1、M2 和上证综合指数收益率的月度数据进行实证检验发现, 货币供给量的增长会对股票市场收益率有积极的正向作用。

在利率方面, 方燕和安兴琪通过构建 VAR 模型和 BEKK-GARCH 模型实证研究了利率对股票市场的影响, 同业拆借利率与股市之间存在双向波动溢出效应。黄希睿和武慧慧研究发现利率对股票价格的影响较为微弱。邹晓梅基于特征事实和 VAR 模型发现利率变动对我国房价的影响较为明显, 对股票价格的影响较弱。

Shibor 是指人民币银行间同业拆借市场的利率。Shibor 市场是由上海银行间同业拆借市场交易中心管理的一个全国性的同业拆借市场, 于 2006 年上线。现在, Shibor 成为了中国金融市场的重要指标和利率基准, 不仅是衡量市场风险和流动性的重要指标, 同时也是资产定价的基准之一。

为探究利率与股票价格关系的现实发展趋势, 本文选取了 2013 年-2022 年沪深 300 指数、中小板指数、创业板指数和 7 天同业拆借利率的日度数据, 形成了对比趋势图, 发现 Shibor 利率、沪深 300 指数、中小板指数和创业板指数呈现出基本一致的变化趋势。

因此, 本论文选取 Shibor 作为市场化的利率, 选取沪深 300 指数、中小板指数和创业板指数作为股票收益波动的代表, 来探讨利率变化对股票收益波动的影响。将沪深 300 指数、创业板指数以及中小板指数作为被解释变量, 将 Shibor 作为解释变量, 以 2013 年 1 月 4 日至 2022 年 12 月 30 日的日度数据为样本。上海银行间同业拆放利率 Shibor 数据来自官网, 沪深 300 指数、创业板指数以及中小板指数数据来自 wind 数据库。本文依据 AIC、SC 最小准则, 建立了最优滞后阶数为 7 的 VAR 模型, 并进行了格兰杰因果检验、脉冲响应和方差分解等多种实证研究方法, 对 Shibor 与沪深 300 指数、中小板指数和创业板指数之间的关系进行了实证分析, 研究发现: 利率对股票收益有一定负向影响, 对不同类型的股票影响也不同, 对创业板指数的影响最大。提出了我国股票市场目前存在的一些问题, 如市场制度的规范化仍不充分, 市场监管存在缺陷, 信息披露机制尚不完备, 市场信息公开、透明度等方面也需要进一步加强。最后, 本文从货币政策和股票市场发展两方面给出政策建议, 如, 维护稳健的货币政策的同时, 适当保持宽松以促进经济增长、刺激市场复苏; 改善利率传导路径, 灵活利用新型货币政策工具; 控制货币政策的关键应更主要聚焦于力度。

ESG 评级对企业绩效的影响研究

王婉荧

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

首先是研究背景及意义。随着全球对与环境和和其他非金融因素(如社会责任和公司治理)相关的风险的认识日益提高,各大企业公司对其工作的非金融方面越发重视。越来越多的投资者意识到企业环境绩效、社会责任和公司治理等会成为投资评判价值的参考之一。ESG 评级是一个数字指标,反映了一个公司在环境保护、社会责任和内部治理方面的总体表现。对于世界各地的金融机构和个人投资者来说,它已经变得越来越重要。本文有如下两个层面的意义,理论层面,厘清 ESG 评级对企业绩效的影响机制,加深对 ESG 与企业绩效关系的认识;实践层面,强调 ESG 实践在企业日常经营活动中的重要性,其不仅能够促进企业自身的发展,而且能够为经济社会转型提供动力。

其次是论文研究的主要内容。通过梳理国内外文献,关于 ESG 评级和企业绩效之间的联系,国内外有两种相反的结论:ESG 评级对企业绩效有正向影响或有负向影响。因此,本文提出研究假设:企业 ESG 评级会促进企业绩效的提升;两个进一步分析:与国有企业相比,ESG 评级对非国有企业绩效影响更大、ESG 评级通过缓解融资约束来促进企业绩效。模型设定部分选择了双向固定效应模型,选取 ROA、ROE 作为被解释变量,华证的 ESG 评级作为解释变量,企业规模、企业资本结构、企业年龄、企业成长能力、第一大股东持股比例、经营净现金流比率为控制变量。实证研究部分第一个是描述性统计分析,如表 2,各变量的统计特性都处于合理的区间内。第二是相关性分析,本部分采用 Pearson 系数和 Spearman 系数对各个变量进行相关性检验,检验结果如表 3 所示。所有变量的相关系数的绝对值(除不同的被解释变量外)都小于 0.75,这表明了变量间没有出现多种共线性问题,因此本文的实证回归模型是可靠的。由表 3 可以看出,ESG 评级与 ROA、ROE 之间的相关系数分别为 0.1121 和 0.1718,在 1%的显著水平上正相关,表明企业 ESG 评级越好,企业绩效越高, H1 初步得到验证。第三,对变量进行回归,结果如表 4,回归结果表示 ESG 对 ROA、ROE 都产生了正向影响。第四进一步分析中,做了企业产权性质差异的分组回归和 ESG 评级、融资约束与企业绩效的分析,结果如图 5 图 6,结果表明非国有公司的 ESG 评级对公司绩效的促进效果要高于国有公司;ESG 评级与公司绩效之间存在着明显的正相关关系,并且在这一关系中,融资约束起到了完全的中介效应。在得到回归结果后,采取更换被解释变量、更换解释变量 ESG 的测度方法进行稳健性检验。

最后,本文得出的研究结论有如下几点。(1)良好的 ESG 评级显著促进上市公司绩效提升,且进一步通过替换变量稳健性测试,结论成立。(2)ESG 评级对公司业绩的影响因所有权形式的不同而不同。非国有公司的 ESG 绩效对公司绩效的促进效果要高于国有公司。(3)ESG 评级与公司绩效之间存在着明显的正相关关系,并且在这一关系中,融资约束起到了完全的中介效应,也就是较高的 ESG 评级可以通过减轻融资约束来对公司绩效起到正面的影响。基于此,本文提出以下政策启示。其一,企业在日常经营过程中,必须对 ESG 理念给予足够的重视,要明确可持续发展的必要性,并将其与企业的战略目标相结合。其二,非国有企业应当积极将 ESG 理念与自身企业实际相结合,贯彻落实 ESG 发展理念。其三,拓宽融资渠道,解决资金短缺问题。

为什么 ROE：净资本收益率的适用范围较广，是杜邦分析法的核心会计指标，该财务分析法可以帮助人们深入了解企业的绩效情况。

为什么六个解释变量：根据前人研究成果的总结和对理论概念的归纳，大多数学者的研究都考虑了这些变量。

企业规模：虽然不同行业的企业规模与企业绩效均未呈现显著的强正相关关系，但规模各指标对不同类型企业的绩效依然存在着不同的影响；

企业资本结构：近年来的研究表明资本结构和企业绩效确实存在某种方面的联系。合理的资本结构能够促进企业的有效经营，通过把自由资产和负债、流动资产以及固定资产保持在合理的范围内，能够最大程度的发挥资本的效能。

企业年龄：年龄可促进企业价值的提升，且年龄与研发投入的交互项对绩效呈显著的正相关关系

第一大股东持股比例：大股东的存在有利于公司价值创造能力的提高。

经营净现金流比率：一般作为短期财务指标进行评估。

京津冀地区碳排放影响因素及达峰情景预测

王心怡

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

第一部分:背景及意义

京津冀地区是我国协同发展的战略先行地之一,也是我国高碳排放的重要地区。京津冀地区产业偏重、能源偏煤、效率低下的现象非常严重,长期累积形成的高碳路径依赖,成为制约京津冀地区协调发展的瓶颈。现有文献主要研究全国层面的碳排放问题,地区层面上对京津冀地区的碳排放问题很少涉及。

通过研究该问题,有利于京津冀地区把握影响碳减排的关键因素,提出一些针对性的发展对策与措施,不仅有利于补齐可持续发展的短板,也有利于开创新的协同发展局面。

第二部分:理论基础和研究模型

EG 协整理论及方法为非平稳序列的建模提供了一种途径,虽然一些经济变量的本身是非平稳序列,但是它们的线性组合却有可能是平稳序列,即变量间存在着长期稳定的均衡关系,运用这种方式便于进行京津冀地区碳达峰情景预测,所以用协整理论作为本文的理论基础。

在影响碳排放的因素方面,通过对该领域的研究回顾发现,STIRPAT 模型是碳排放影响因素分析中普遍采用的一种方法,所以用 STIRPAT 模型作为本文的研究模型。

第三部分:研究地区与方法

本文基于相关研究成果并结合京津冀地区实际,对 STIRPAT 模型的基本表达式进行扩展后采用等式两边取对数的方式构建新式,并通过在 CEADs 中国碳排放核算数据库和京津冀地区的统计年鉴中搜集本文所需数据,在经过数据处理后,录入 Stata 软件,运用计量知识将得到的结果以表格的形式展现出来,用于后续探究影响京津冀地区碳排放的主要因素。

第四部分:结果和分析

通过 Stata 软件首先对本研究变量进行 OLS 回归初步选取相关解释变量纳入预测模型中,其次对研究变量进行 ADF 检验,结果表明变量为二阶单整序列,随后对所选取的变量二阶差分进行 OLS 回归提取残差值进行单位根检验,结果表明变量存在协整关系,从而得到协整关系表达式并进行京津冀地区碳排放影响因素分析,随后本文对预测模型中的京津冀地区的人均 GDP、第三产业所占比重、能源强度和京津冀地区人口总量分别设置高、中、低 3 个值,以 5 年为周期进行变化率的调整,组合得到 5 种情景,预测不同情景下京津冀地区 2020 年至 2035 年间的碳排放量和碳达峰时间。

根据研究结果进行分析,可以得出以下结论,在基准情景下可于 2025 年实现碳达峰目标,在产业结构优化、节能和绿色情景下均于 2019 年达到碳达峰目标,而在粗放情景下无法在 2030 年实现碳达峰目标。

第五部分:结论和展望

本文得到的主要结论如下。

一是,京津冀地区的人均碳排放量受到经济水平、产业结构和能源强度的共同影响,这表明优化产业结构与提升能源的利用效率是京津冀地区实现节能减排目标的重点。

二是,在不同情境下碳达峰时间、碳排放量有着明显差异,在基准情景下京津冀地区可在 2025 年实现碳达峰的目标,若采取优化产业结构或利用技术提升能源利用率的措施,均可将碳达峰时间显著提前并实现碳排放整体减少的目标。因此在经济稳步增长的同时,注重对产业结构的调整与提高能源使用率是京津冀地区实现“碳达峰”目标的关注重点。

我在研究的过程中,由于自身水平及能力有限,理论储备不够丰富,致使文章还存在研究不够深入等不足,有待进一步思考与探究,恳请各位老师提出宝贵意见,指出不足之处。

A 股纳入 MSCI 指数对股价稳定性的影响

温静仪

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

我国资本市场的对外开放是动态的,并随着时间的推移开放度不断提高,不同时期的对外开放水平也不尽相同。对不同事件的选择、不同时期的研究也会得出不同的结论。这反映出资本市场的开放对股价稳定性的研究存在困难,有进一步研究的价值。A 股纳入 MSCI 指数是一项具有重大战略意义的政策措施。随着资本市场的不断开放,研究其对我国股市的影响会对中国资本市场对外开放效果有更为深入的了解。可以厘清我国资本市场开放对我国股票场所带来的冲击效应,并为我国资本市场的开放提供决策依据。

本文的特点在于充分利用中国股票市场特殊的制度背景,将沪港通和深港通中纳入 MSCI 指数的股票与没有纳入的股票分成实验组和对照组,克服了内生性,有效提高了数据的精度。2018 年 6 月 1 日 A 股正式纳入 MSCI 指数,本文选取的总样本期间为正式纳入的前后各 12 个月的时间,即基于 2017 年 6 月 1 日至 2019 年 6 月 1 日上市公司的股票行情和财务相关面板数据,选取标准差和振幅为被解释变量,采用双重差分模型,首先分别从固定行业和不固定行业效应研究了 A 股纳入 MSCI 指数对股价稳定性的影响,再从不同行业、不同市场开放水平考察股票的波动性并展开研究,并且研究了影响股价稳定性的机制。最后用倾向得分匹配法和安慰剂效应检验法进一步检验 A 股纳入 MSCI 指数后股票价格的稳定性,这样可以更好地解决内生性问题,从而在资本市场开放与股价稳定之间形成一种内在的关联,以促进资本市场的健康发展。

研究发现,回归模型中标准差和振幅的交互项 did 的回归系数均为负,在 1%水平上均显著。由于两个被解释变量均为衡量股票波动性的指标,所以 did 系数为负表示 A 股在纳入 MSCI 指数之后,标的股票的波动水平显著降低了,即 A 股纳入 MSCI 指数会提高股票稳定性。且对劳动密集型行业,如农林牧渔业、采掘业和社会服务业股价稳定效果较其他行业更明显。开放程度高的情况下,A 股纳入 MSCI 对股价稳定效果更好。此外,机制研究发现纳入 MSCI 指数是通过提高分析师关注度和提升股票流动性来稳定股价。本文提供了中国资本市场对外开放会促进股价稳定的经验证据,在今后的发展过程中,我们应该在多个层面、多个角度上进一步深化中国资本市场的开放,并在逐步开放的基础上,不断规范股票交易体系、完善信息披露体系。对于这个选题的研究,从理论意义上看,随着资本市场的不断开放,研究其对我国股市的影响,可以对中国资本市场对外开放效果有更为深入的了解。从现实意义上看,本文的研究也能够为资本市场和监管决策部门所参考,对探索中国资本市场对外开放的方式和节奏以及市场监管具有重要意义。

实体企业金融化对绿色创新的影响研究

叶宇晴 唐雨晴 任美荣 叶 子
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

在“全民环保、绿色、低碳”的时代背景下,企业绿色创新对绿色循环经济体系的建设有着不容忽视的作用,对于推动经济绿色创新发展意义深远。本文通过理论分析,提出三个假设:1、融资约束具有中介效应,企业金融化通过缓解融资约束加强对绿色创新的促进作用,发挥“蓄水池”效应;2、创新研发力度是金融化对绿色创新进行影响的中介变量,金融化通过降低创新研发力度进而抑制企业进行绿色创新,发挥“挤出”效应;3、若“挤出”效应占主导,则企业金融化与企业绿色创新呈负相关关系,即企业金融化会抑制企业绿色创新。在实证分析中,本文以2009年-2020年沪深A股上市公司作为研究对象,设定被解释变量为企业绿色创新,解释变量为金融化,中介变量为融资约束和创新研发力度。首先运用“行业-年份”双向固定效应模型进行基础回归分析,发现金融化对企业绿色创新有显著的抑制作用。然后采用中介效应模型分析企业金融化对企业绿色创新能力的影响,研究结果表明,就本文研究范围内的企业而言,金融化均对其绿色创新存在着的影响。一方面,金融化通过缓解企业融资约束发挥“蓄水池”效应,使企业可以将更多资金投入绿色创新中;另一方面,金融化会侵占用于研发的资金,使企业被动减少研发投入,这一“挤出”效应阻碍着企业的绿色创新。其中,“挤出”效应的效果超过“蓄水池”效应,金融化在二者的综合作用下最终表现为金融化抑制企业绿色创新。最后通过异质性分析,本文分别对专利类型、产权性质、不同行业、不同地区的企业绿色创新进行了分析:从整体上来看,我国企业的绿色创新能力存在差异,且金融化对企业绿色创新有普遍性的影响。具体而言,有以下三点:1、产权性质异质性分析结果表明,相对于非国有企业,国有企业对于金融化的负面冲击更不敏感。本文观点是国有企业背后的政策扶持、社会责任及其经营的稳定性使其受到的影响减弱。2、行业异质性分析结果表明,重污染企业比非重污染企业受到金融化的抑制作用更小,其自身进行绿色创新的动力更强。本文对此的看法是重污染企业的绿色创新是外部效应、消费者偏好、环境规制、绿色创新补偿等因素的综合作用下的结果。3、地区异质性分析结果表明,金融化在中西部地区对绿色创新的抑制作用大于在东部地区。本文认为这是由于良好的金融环境会缓解企业融资约束,有利于企业获得资金进行绿色创新。上述研究结论的启示如下:第一,完善金融市场,弱化金融化对企业的约束效应,提高“蓄水池”效应的正面影响;第二,根据企业异质性精准施策,提高企业的绿色创新意愿和能力;第三,完善绿色监督体系,使企业资金流向符合政策导向;第四,发挥金融机构的作用,发展合理的融资结构;第五,推进银行业市场化改革,拓展融资渠道,助力企业绿色创新。

利率市场化条件下商业银行利率风险研究

——基于隐含期权风险的分析

邹晓钰 李兆军

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

利率市场化是指由市场供求关系决定利率水平的一种利率形式。在利率市场化下, 央行通过市场工具和货币政策操作来影响市场利率的波动。利率市场化的实施可以提高市场资源配置效率, 增强金融机构的市场竞争力, 促进经济发展和金融市场的健康发展。利率市场化的不断深化, 为市场提供了一个有利的市场竞争条件, 激励着各主体进行各种形式的融资以获得更大的经济利益, 促进了我国经济的发展。新的 LPR 定价的出台让商业银行在确定存贷款利率方面获得了更大的自主权, 但这也带来了各种潜在的金融风险, 商业银行面临的利率风险也越来越大。

在《利率风险管理原则》中, 巴塞尔委员会明确提出了隐含期权风险正成为商业银行利率风险管理的重要内容之一。许多商业银行的资产和负债产品都与隐含期权挂钩, 随着利率市场化改革基本完成, 利率波动加大, 隐含期权风险逐渐显著。

目前, 国内和国外的许多学者都对我国的利率风险进行了全面的研究, 相关的文献也相对较多, 但是少有文献研究分析具体细分的利率风险。对于利率风险中的隐含期权风险, 目前的研究大多集中在隐含期权定价技术方面, 在隐含期权风险管理方面研究较少。在新的经济形势下, 我国各地区的经济发展程度和利率的高低对我国银行业的影响也不尽相同, 我们需要使用最新的数据来定量地分析利率风险。

考虑到现有研究在隐含期权风险上的研究不足, 本文重点聚焦于商业银行隐含期权风险管理问题。本文从我国国情出发, 基于利率市场化改革和利率风险理论, 运用期权调整利差模型, 分析在利率市场化条件下商业银行资产业务中的隐含期权风险。在理论上可以丰富商业银行隐含期权风险的研究, 在实践上对商业银行隐含期权风险管理提出建议对策, 对于我国商业银行如何有效地进行隐含期权风险管理具有参考价值。

本文主要内容包括 4 个方面: 首先介绍研究背景、进行文献梳理; 其次阐述我国的利率市场化改革进程和商业银行面临的利率风险; 再次, 运用期权调整利差模型, 对商业银行隐含期权风险进行实证研究; 最后得出结论。

实证结果显示, 隐含期权的存在会改变银行贷款的久期和凸度, 且考虑了隐含期权后, 银行贷款的久期和凸度减小, 由此可以得出, 如果银行在其资产和负债中未考虑隐含期权, 那么银行原有的依据传统久期和凸度制定的风险管理策略可能会失效, 致使商业银行暴露在利率风险中。此外, 随着利率市场化改革的深化, 利率波动加剧, 商业银行的资产负债产品中的隐含期权风险越来越大, 商业银行需要将隐含期权风险纳入考量之中, 重新进行利率风险管理策略的制定。

针对实证结果, 对商业银行提出对策建议: 首先, 银行应当认识到资产负债业务中存在的隐含期权, 用考虑隐含期权的有效久期和有效凸度代替一般的修正久期和凸度, 进行利率风险衡量及利率风险管理。其次, 银行也可以引入期权调整利差模型对资产和负债业务产品进行定价, 将隐含期权纳入金融产品的价格中。最后商业银行可以积极进行金融创新, 开拓更多表外业务提高盈利能力, 开发出更多金融工具来对冲隐含期权风险。

Does Energy-consuming Right Trading Mitigate Energy Transition Risk? Evidence from China's Listed Heavy-polluting Energy Enterprises

马思洁 刘斯诺 郭媛媛
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[Abstract]:

The total global energy consumption continues to climb and the concentration of greenhouse gas emissions continues to increase, which leads to an increasing trend of climate warming and poses a threat to human life and social development. According to the latest "BP World Energy Statistics Yearbook 2022", we have analyzed and observed the global energy data in 2021, and compared it with the energy data in 2020 or even earlier, and found that many changes are taking place in the energy industry and the energy transition is not easy. China, as the world's largest energy consumer, is undoubtedly facing serious challenges brought about by the energy transition. Along with the economic development, the total energy consumption in China continues to climb. The economic growth model, which is based on high energy consumption, is unsustainable, so the Chinese government is paying more attention to energy efficiency and the succession of old and new dynamics. As China's basic national policy to "conserve energy, reduce environmental pollution at source, and at the same time promote the optimization and upgrading of industrial structure, improve energy utilization efficiency, and achieve high-quality economic development", the core market system to improve the level of green development and promote the completion of the "double control" goal, the "energy-consuming right trading system" was born.

The energy-consuming right trading (ECRT) policy is crucial to improve energy utilization and ultimately achieve the "double control" goal of energy intensity and total energy consumption, but has seldom received attention. Therefore, this paper employs the difference-in-differences (DID) to empirically evaluate the impact of ECRT policy on enterprises' energy transition risk based on the panel data of China's listed heavy-polluting energy enterprises during 2009-2021.

Considering that some low-polluting enterprises are not involved in the transition, we keep only the relevant data of heavy polluters after screening. In the context of the implementation of the ECRT policy, accounting data is considered as a basis for using the Z-score of an enterprise to measure its transition risk. It is found that the implementation of ECRT has a significant mitigating effect on the energy transition risk of enterprises. After a series of robustness tests, the conclusions of the article still hold. First, in order to further verify whether the experimental and control group settings satisfy the parallel trend assumption, this paper further investigates whether there are significant differences in the distribution of enterprise energy transition risk before and after the implementation of policies related to ECRT. The result indicates that the ECRT policy can significantly mitigate the energy transition risk of enterprises, and the policy is sustainable. Second, to further verify the robustness of the baseline regression and avoid the interference of other omitted variables, to ensure the hypothesis that the shock of ECRT policy causes the impact effect, we conduct the placebo test. The estimated coefficients of the virtual treatment group regression results are mainly concentrated around 0, and the p-value of the majority of the estimated values is more significant than 0.1, that is, they cannot pass

the 10% significance level, the conclusions of this paper are robust. Third, the propensity score matching method (PSM) and the difference-in-differences method (DID) are combined to match the treatment group with the control group according to the propensity score and the impact of energy trading on the risk of the energy transition is re-estimated by using the samples with successful nuclear matching. The result shows that when the endogeneity problem caused by non-random selection in the pilot regions is excluded, the suppressive effect of energy trading policy on the energy transition risk of enterprises is still very significant, which is consistent with the findings in the benchmark regression and further confirms the validity of hypothesis.

What's more, to better understand the heterogeneity of the impact of ECRT on energy transition risk, the regressions are conducted for energy-listed enterprises with different shareholdings and regions. It can be seen that for non-state enterprises, the implementation of ECRT policy can significantly mitigate the risk of the energy transition, while non-SOEs have a weaker resource base and lower connection with the government, so the pilot implementation of ECRT policy disperses some of the energy transition risk for non-SOEs by optimizing resource allocation efficiency. And the effect of policy effect is more significant in the non-western region, which may be because the industrial agglomeration is more prominent in the non-western region, so when subjected to policy shocks, the intensity of the impact will be relatively high, and the transmission speed relatively fast.

Further analysis reveals that ECRT mitigates energy transition risks mainly through two mediating paths: promoting technological innovation and improving enterprises' cost pass-through capability. The green patents of enterprises are used as a measure of their technological innovation, so as to test the mediating role of technological innovation in the mechanism of the impact of ECRT on the risk of energy transition of enterprises. The result indicates that ECRT mitigates enterprises' energy transition risk by promoting enterprises' technological innovation. Since cost pass-through capability cannot be measured directly, we use the industry Lerner index to measure the cost pass-through capability of enterprises. The result indicates that ECRT mitigates enterprises' energy transition risk by improving enterprises' cost pass-through capability.

The main contributions of this paper are as follows: Firstly, unlike previous studies in the field of ECRTS, this paper analyzes for the first time the impact of ECRTS on energy transition risk, and further analyzes the mechanism of ECRTS in mitigating energy transition risk, thus deepening the research on the policy dividends of ECRTS. Secondly, in terms of research perspective, this paper examines the impact of the implementation of ECRT policy on the risk of energy transition of enterprises from a micro perspective, explores the role of ECRT on the energy transition of enterprises, and tries to provide feasible suggestions for the development of energy transition of enterprises. Thirdly, in terms of research content, while evaluating the ECRTS in mitigating the risk of energy transition of enterprises, we further investigate the mechanism of the ECRTS, and also compare and analyze the heterogeneity of ECRT on the risk of energy transition of enterprises, and try to provide suggestions for the development of energy transition of different types of enterprises. The research in this paper is based on the actual situation in China, which can provide policy support for the expansion of the pilot ECRTS in China and even the steady promotion of a unified national energy market in the future, and promote the win-win development of energy conservation and emission reduction and economic growth in China.

The findings of this paper not only enrich the research under the policy area of ECRT, but also provide a reference for decision making to improve China's ECRT policy, expand the scope of pilot projects and even build a national unified ECRT market.

资本市场开放与企业去杠杆

——基于“沪深港通”交易制度的经验证据

王世源 吴沛根

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

目前, 随着我国经济发展水平逐步进入新常态, 在传统企业中, 普遍出现了投资过剩、产能脱离合理区间、杠杆率攀升等一系列投融资结构问题, 实际表现为我国实体经济增速的放缓。我国过度杠杆化的问题起源于 2008 年金融危机的冲击, “四万亿”的政策刺激计划在起到救市作用的同时也开启了我国债务规模的上升通道, 过高的杠杆率会导致金融资源错配, 在严重时还会出现系统性金融风险。而资本市场对外开放是我国深化改革开放进程中的一项重要举措, 同时也是衡量一国资本市场发达程度的标准, “沪港通”、“深港通”制度于 2014 年和 2016 年分别正式开通, 标志着我国资本市场进入双向开放的新阶段。

本文将“沪深港通”开通作为错层外生事件, 使用 2011-2019 年 A 股非金融类企业样本, 探究资本市场开放与企业去杠杆之间的关系。本文首先梳理了资本市场开放后果与企业去杠杆影响因素方向的文献, 并基于文献基础提出了本文假设。在变量定义与模型选择方面, 本文采用创新的修正杠杆率指标衡量企业杠杆水平, 并采用多时点双重差分模型进行实证检验。检验得出资本市场开放可以显著促进企业杠杆率下降, 并且提高企业股权融资水平与企业信息透明度是资本市场开放促进去杠杆的主要作用机制, 同时本文也发现资本市场开放促进企业去杠杆的作用在盈利能力较差企业与非国有企业中效果更显著, 体现出结构性去杠杆特征。本文验证了双重差分模型的基本假设, 并采用倾向得分匹配方法排除了样本选择偏误, 同时进行了安慰剂检验。本文也对实证结论进行了多项稳健性检验, 如替换核心变量、增加控制变量、排除界定偏差、更换机制检验方法等, 均发现资本市场开放促进企业杠杆率下降的效应是显著的。

基于理论分析与实证结果, 本文也从以下三方面提出了相关政策建议: 首先, 应不断推出与境外市场增强联动的相关政策, 加大对外开放力度, 与此同时, 为缓解市场开放带来的风险, 也应对法律条文与交易制度进行本土化改进。其次, 应充分发挥市场在资源配置中的作用, 不断深化我国产权制度改革, 提升融资环境的竞争公平度, 进而完成我国企业融资的市场化改革, 通过市场化的交易机制, 充分发挥资本市场开放为企业带来的融资优势。最后, 应加强对投资者的教育与引导, 境外投资者相较我国投资者具有较强的信息搜集能力与投资经验, 更注重企业信息披露质量, 从而在资本市场开放后促进了我国企业杠杆率下降, 这意味着我国投资者若能通过良好的投资教育, 收获更理性的投资理念, 可以进一步促进我国企业信息透明度上升, 加速去杠杆进程。

[关键词]: 资本市场开放 企业杠杆率 “沪深港通” 股权融资 信息环境

数字金融发展对家庭社会关系网络风险分担功能的影响——基于家庭金融脆弱性视角

孟新新 赵志尚

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

作为正规借贷市场的补充, 家庭社会关系网络推动的熟人借贷以其低成本、无担保的优势在家庭进行风险分担 (Munshia and Rosenzweig, 2009)、平滑消费 (马小勇和白永秀, 2009)、创业决策 (Allen et al., 2005; Ayyagari et al., 2010) 等过程中都发挥着重要作用, 深刻地影响着个体、家庭乃至国家的经济行为, 尤其是在发展中国家 (石晓军等, 2022)。在中国讲究“人情往来”和以银行信贷为主导的金融体系难以满足微弱经济体金融服务需求的背景下, 中国居民家庭社会关系网络的社会互助功能凸显。然而, 近些年来, 数字金融依靠大数据、云计算等信息技术在移动支付、信贷获取、投资理财等方面迅速发展, 极大的降低了转账汇款、资金获取、信息搜集等过程中的成本, 提高了金融服务效率, 弥补了传统金融服务覆盖率低的问题, 实现长尾群体金融服务的可得性 (谢平等, 2015; 王馨等, 2015), 为家庭从事经济活动提供了更为便捷地享受金融服务的途径 (赵亚雄和王修华, 2022), 而这无疑将对家庭运用社会关系网络在熟人圈子借贷的比较优势产生影响。因此, 本文通过使 2019 年中国家庭金融调查数据 (CHFS) 运用广义有序 Logit 模型, 基于家庭金融脆弱性视角分析了社会关系网络及数字金融对家庭风险的分担作用。研究发现:

(1) 社会关系网络能够降低中低等级脆弱性的家庭的金融脆弱性, 实现对中低等级金融脆弱性家庭的风险的分担, 而数字金融的发展对社会关系网络的风险分担功能有一定的替代效果。但是, 不管是社会网络还是数字金融对高金融脆弱性家庭的影响均不显著, 这说明数字金融对缓解家庭金融脆弱性可能仅能够起到锦上添花的作用而不能起到雪中送炭的效果。

(2) 机制分析发现, 数字金融的替代作用的实现机制如下: 一是推动家庭互联网络借贷而挤出社会关系网络借贷; 二是提高家庭收入水平以积累审慎性储蓄增强家庭自身的抗风险能力。三是促进家庭购买商业保险实现重大风险转移以降低对社会关系网络的风险分担的黏性。

(3) 我们进一步分析发现, 上述关系在农村和城镇样本中可能存在区别, 主要表现在城镇样本比农村样本的社会关系网络能够分担脆弱性更大的家庭的风险; 同时, 对户主有外出生活或工作经历的家庭, 其社会关系网络的分担家庭风险的能力被弱化, 而数字金融的发展却能够降低脆弱性较高的家庭的脆弱性, 实现对该类家庭的风险的分担。对于户主无外出生活或工作经历的家庭, 社会关系网络及数字金融对其家庭风险的分担作用和基准回归结果一致。由上可知, 数字金融的发展在缓解家庭流动性约束的同时可在一定程度上避免因人口流动性不断增加的现状下人情借出的风险, 避免借出家庭因人情借出陷入财务困境, 能够有效巩固脱贫攻坚成

果。另一方面，我们需要注意的是，社会关系网络及数字金融的风险分担作用能仅对中低等级脆弱性的家庭比较有效，对于脆弱性较高的弱势家庭的风险不能起到很好的分担效果，而这部分家庭正是需要我们格外注意的家庭。因此，本研究有助于了解数字金融发展背景下，家庭的风险分担渠道的变化及其变化机制，并启示我们高度脆弱性的家庭在应对风险时的劣势应当引起关注。

根据本文结论，得到以下政策启示。相关部门在推动数字金融的普惠性广度发展的同时，更要关注其普惠深度的发展，推动数字金融发展深入惠及贫困家庭，以达到对高脆弱性家庭的普惠效果，提高其抗风险的能力。另外，相关部门还应注意培养居民家庭的财富管理能力，通过多样化理财渠道，如参与数字金融平台理财，增加收入水平以增强家庭抵抗风险的韧性；同时，通过金融知识宣传讲座等方式普及金融知识，提高居民的金融素养以培养家庭风险管理的意识，鼓励有经济能力的家庭购买保障型商业保险以实现重大风险的转移，避免因突发事件、疾病等事件使得脱贫群众再次返贫，助力扎实推进共同富裕。

涉农贷款对商业银行经营效率的影响研究

高晓燕 郭清波 吴 猛
(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2022 年, 党的第二十次全国代表大会胜利召开, 会上提出要全面推进乡村振兴, 加快建设农业强国。但在我国农村金融发展过程中, 相关主体普遍受到金融排斥作用, 影响了农村经济的进一步发展, 如何发挥金融业支持农业发展的作用, 利用金融手段促进农业发展是值得深入思考的问题。商业银行是我国金融体系中最为重要的金融主体, 涉农贷款是商业银行支持农业农村发展的重要手段。涉农贷款的服务对象包括农户、农业企业等主体, 服务项目包括农、林、牧、渔等传统农业项目和农业产业项目, 基本涉及农业经营方方面面, 对扶持农业发展具有重要作用。近年来, 我国涉农贷款的投入实现了持续增长, 但是涉农贷款对于商业银行经营效率的影响如何, 需要进一步探究。通过研究其中的影响逻辑, 可以进一步促进商业银行涉农贷款业务的高效、可持续发展。

从目前的已有研究来看, 对于涉农贷款方面和商业银行经营效率方面的研究已经比较充分, 而从更加宏观的商业银行视角探究涉农贷款对商业银行经营效率的影响关系的文献较少, 已有的相关文献多为从农村金融机构视角探究涉农贷款对农村金融机构经营效率的影响, 但由于在主体视角以及计量方法等方面的差异, 涉农贷款对农村金融机构经营效率的影响并未得出一致结论。

从涉农贷款角度看, 涉农贷款的分类既包括城市区域的涉农贷款, 又包括农村区域的涉农贷款; 从商业银行角度看, 随着我国银行业的发展, 我国商业银行已经基本覆盖城市和乡村的主要区域, 涉农贷款已经成为商业银行业务的重要组成部分, 会对经营效率产生作用。因此, 本文从商业银行视角, 研究涉农贷款和商业银行经营效率之间的关系, 探索其中影响逻辑, 并提出针对性建议, 以期丰富已有文献研究, 推进商业银行涉农贷款业务更加高效发展。

论文首先总结了已有的研究和理论基础, 并在相关研究的基础上构建了 SBM-Malmquist 模型, 选取了 2014 年到 2021 年全国 45 家商业银行的投入和产出数据进行测算, 得到商业银行的经营效率水平。此外, 本文通过搜集主要商业银行社会责任报告、年报等相关材料, 挖掘整理出不同性质商业银行的涉农贷款数据, 使文章研究更具有真实性和实际意义。同时在商业银行经营效率测度的基础上构建回归模型, 通过实证方法分析涉农贷款对商业银行经营效率的影响, 并对不同性质商业银行进行了异质性分析, 最后采用更换模型和剔除部分年份数据的方法对模型进行稳健性检验。同时为进一步讨论涉农贷款对商业银行经营效率的影响机理, 本文进一步引入资产回报率和不良贷款率两个指标, 进一步探讨资产回报率情况和不良贷款率情况在涉农贷款对商业银行经营效率的影响机制中的作用。

结果实证研究发现: 第一, 在总体上看, 涉农贷款对商业银行经营效率具有积极影响, 这种积极影响会受到疫情原因削弱; 第二, 涉农贷款对不同性质商业银行的影响具有差异性, 对城市商业银行经营效率具有积极影响, 对于农村商业银行具有消极影响, 而对于大型国有银行和股份制商业银行影响并不显著; 第三, 涉农贷款对商业银行的积极作用会受到盈利能力和风险防控水平的影响。最后, 在实证研究和现实状况的基础上, 针对涉农贷款发展中存在的问题, 提出了促进商业银行涉农贷款业务更加高效发展的几点建议。一方面, 政府等相关机构要进一步加强涉农贷款的相关体制和法规建设, 优化农村金融市场环境。另一方面, 商业银行要加强对涉农贷款业务的监管, 丰富涉农贷款产品, 从而化解涉农贷款风险。

偿二代新规下我国保险公司资产配置优化研究 ——基于 Black-Litterman 模型

李欣雨

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

“十四五”时期, 我国经济处在高速发展向高质量发展的转变时期, 对金融机构防范化解金融风险、维护金融稳定提出了更高的要求。2021 年底, 偿二代二期工程落地, 进一步加强了对保险公司偿付能力的监管, 对保险资产配置也产生了一定的影响。近些年来, 我国保险资产规模逐渐扩大, 保险资金运用余额逐年增加, 成为我国投资市场的重要参与力量。但由于保险资金期限更长, 风险偏好更低, 监管约束更多, 使得其投资难度远高于其他行业, 保险资金的投资收益率并不高。因此, 在偿二代二期工程最新的监管要求下, 合理配置保险资产以平衡投资收益与风险, 是保险公司需要解决的关键问题。

目前, 学界研究保险资产配置多使用加入约束条件的马科维兹均值-方差模型, 但马科维兹模型过于理想化, 因而多应用于理论研究, 比较少能真正用于现实生活中保险公司资产配置领域。同时行为金融学的诸多研究认为, 投资者在做投资决策时, 不仅受到基本面因素的影响, 还受到投资者心理情绪的影响。基于这些认识, Black 和 Litterman 改进了马科维兹模型, 将投资者主观观点引入资产配置模型中, 提出了 Black-Litterman 模型, 该模型利用贝叶斯公式, 将投资者对某种资产未来收益率的看法与该资产过去的市场表现相结合, 从而计算出新的预期收益率和资产组合中各项资产的权重配置。

基于以上内容, 本文以保险公司为研究对象, 在 Black-Litterman 模型的框架下, 使用 ARMA-GARCH 模型预测收益率作为投资者观点收益向量, 再引入二期新规及相关约束条件优化保险公司资产配置组合, 并将约束条件下的 Black-Litterman 模型求解的投资组合与 2021 年市场实际投资组合、马科维兹模型求解的投资组合、不加约束条件的 Black-Litterman 模型求解的投资组合进行对比, 并使用累计收益、夏普比率衡量模型的使用效果, 最后通过变换信心水平的取值, 研究信心水平对于模型求解结果的影响。

实证结果表明, Black-Litterman 模型可以有效优化保险公司的资产配置组合, 偿二代新规及相关约束条件对模型下求解的资产配置组合有一定的约束作用。同时, 相较于马科维兹模型, Black-Litterman 模型下的资产配置组合会更加适合保险公司的实际应用领域。在约束条件下, Black-Litterman 模型更多地配置银行存款、国债和金融债, 也增加了对基金和投资性房地产的配置比例, 减少了企业债、股票和境外权益资产的配置比例。随着保险公司信心水平的上升, 最优投资组合的收益与风险同时增加。

最后, 从保险公司和监管机构两个方面, 就如何优化我国保险公司资产配置策略提出相关建议: 对保险公司来说, 继续优化保险公司投资结构, 促进资产配置多元化, 重视监管政策约束, 健全保险公司风险管理体系; 对监管机构来说, 继续完善保险投资监管体系, 正确引导保险投资方向, 加快完善金融市场, 创设稳健的投资环境。

碳配额保险的保险设计与费率厘定研究

——以上港集团碳清缴为例

王晓勇

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

目前, 想要实现世界经济的可持续增长, 必先实现能源的可持续消费, 节能减排, 绿色低碳的发展将是我们全人类追寻的目标。在《京都协定书》框架下, 碳交易市场孕育而生, 碳交易市场作为绿色低碳可持续发展的重要举措, 为促进全球节能减排事业, 有效应对全球温室变化和气候问题贡献了不可磨灭的力量。基于此, 我国政府也在积极推进碳交易市场的建设和发展, 以应对日益增长的温室气体排放压力以及碳排放的形势。最早在 2010 年 10 月份发布的《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业决定》中提到了我国碳交易市场的建设问题, 并于 2021 年 7 月全国碳市场正式启动。至 2021 年, 我国各试点碳市场已覆盖约各区域内 20%-40% 的温室气体排放量, 且各地履约情况良好, 履约率均在 100% 左右。

碳市场的成熟发展使得控排企业获得碳配额(碳资产)具有了市场价值, 在市场交易中, 便有了超排的风险, 良好的企业风险管理可以使得企业充分利用金融工具, 减低并分散企业面临的碳清缴超排风险, 获得稳定的资金管理, 但是企业在目前的碳市场中, 各个控排企业存在期初的碳配额不足以覆盖一年的生产所产生的碳排放量的可能性, 并且金融市场上还没有种类足够多的金融工具供控排企业进行选择, 以降低企业超排所带来的资金大额损失。此情况主要是由于碳排放量与碳价格的波动造成的, 这会导致碳清缴超排风险的加大。因此, 控排企业在一个履约期期初进入碳市场并分得相应的碳配额后, 由于受到各个方面因素的影响, 导致碳价格的波动与碳排放量的超排, 在期末进行碳清缴时, 企业会存在大额资金损失, 打击其对主业的正常经营, 对实体经济发展产生影响。结合数据的可得性与产品定价的要求, 本文通过选取上海地方碳市场与上港集团的碳清缴为例, 对碳市场中的碳配额保险进行定价研究, 希望对未来出现的控排企业碳清缴风险管理产品提供新思路, 为控排企业的风险管理提供一个新的可能。

在本文研究中, 首先, 对我国的碳市场总体建设进行相关概念的界定与本文所需理论模型的介绍。其次, 结合对我国目前碳市场开展碳配额保险进行背景分析, 包括交易现状、风险情况以及开展碳配额保险的必要性及可行性分析。再次, 进行该款保险产品的结构设计与费率测算, 包括设计出该保险产品具体结构、保险定价的具体模型与参数设定, 以及案例应用情况比较。最终可得到保险产品的完整结构, 如具体保险费率, 保险标的、保险期限、保险金额、保险赔付结构, 并分析得出保险产品的实际应用效果。证明清配额保险的企业风险管理效能。

最后结果发现, 碳交易市场中, 控排企业确实面临的碳清缴超排风险, 基于保险开展的可行性和必要性, 研发出的碳配额保险产品, 进一步在本文的案例中, 证明其具有一定的风险分散能力, 另外, 保险费率的测算根据不同的参数变化而变化, 选择最合适的参数设定会使保险价格更加合理, 更有助于帮助企业进行相应的资金管理, 降低企业经营风险。

Does carbon emission trading scheme improve regional green innovation efficiency?

——Evidence from China

王瑛男 涂 强

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[Abstract]:

As an environmental regulation policy, the carbon emission trading scheme (ETS) can promote green technology innovation by enterprises and is crucial to reshaping the green development pattern of the economy. Using a panel dataset of 275 prefecture-level and above cities in China from 2006-2019, a spatial difference-in-difference (SDID) model is used to study the impact of ETS construction in promoting Green Total Factor Productivity (GTFP) from the perspective of green innovation. The results show that ETS significantly promotes regional GTFP, and the positive spatial spillover effect is estimated to persist roughly up to 1250 km. However, there is also a significant "carbon leakage" phenomenon. A series of robustness tests were conducted, including placebo tests and propensity score matching methods combined with SDID (PSM-SDID) models. Second, the moderating effects were analyzed from the perspectives of both carbon price factor and institutional design. This indicates that an excellent institutional design of ETS can enhance its effects on GTFP promotion. In addition, the heterogeneity analysis results show that the effect of ETS in promoting GTFP is more significant in regions with a favorable policy implementation environment. The enhanced monitoring mechanism and intellectual property protection mainly generate this. These findings help to accurately assess the benefits of ETS's contribution to green innovation and provide an essential reference for decision-making in designing a national unified carbon emission trading scheme.

Green innovation is crucial to transforming the economy and achieving the dual carbon goal. The severe consequences of climate change and its catastrophic economic and social impacts are forcing all countries and regions to work together to find new solutions to mitigate climate change and reduce CO₂ emissions. In this critical situation, the Chinese government has proposed that carbon dioxide emissions strive to peak by 2030 and strive to achieve the target commitment of carbon neutrality by 2060. Green innovation is concerned with the sustainability of resources and the environment. It is a technological innovation that integrates the quality of innovation development after considering environmental pollution and energy consumption, economic development, and environmental factors. Green innovation aims to rationalize resource allocation, improve environmental efficiency, and achieve social, economic, and environmental sustainability. By adopting green production technologies, companies achieve the goal of reducing the use of resources and reducing the emission of pollutants.

Appropriate environmental regulation policies are critical to promoting green innovation. Based on the Porter hypothesis, appropriate "appropriate environmental regulation will stimulate technological innovation". The direct impact of environmental regulation on firms is mainly achieved through the compliance cost effect and innovation compensation effect induced by environmental regulation. Adopting green innovation technologies will reduce the emission of various pollutants in

the production process, thus offsetting the increased costs brought about by environmental regulation policies while enhancing the competitiveness of firms in the market.

The carbon emission trading scheme policy (ETS) is currently considered a representative environmental regulation policy. In a carbon market, carbon credits are a tradable commodity that can be allocated "cost-effectively" through market mechanisms after being granted to emitting companies. The Chinese government started to launch its ETS in 2011 and selected eight provinces and cities, namely Beijing, Tianjin, Shanghai, Chongqing, Hubei, Guangdong, Shenzhen, and Fujian, to start the construction of a carbon emission trading scheme pilot in batches. By June 2021, the cumulative allowance turnover in the carbon markets of the pilot provinces and cities was 480 million tons of carbon dioxide equivalent, with a turnover of about 11.4 billion yuan, effectively promoting GHG reduction for enterprises in the pilot provinces and cities. China has surpassed the European Union Emissions Trading System (EU ETS) to become the world's largest carbon emission trading scheme. However, constructing a national carbon market in China still faces many challenges. The Chinese government is exploring a reasonable solution to establish a national carbon emission trading scheme in China through the policy practice of carbon pilot.

Facing the dual pressure of economic growth and environmental protection, China is in a crucial period of economic development. As a representative environmental regulation policy, the carbon emission trading scheme is the key to guiding enterprises to green innovation and achieving the economy's green transformation and the dual carbon goal.

Based on the panel data of 275 prefecture-level cities in China from 2006 to 2019, this study from the perspectives of green innovation to measures the green innovation efficiency (GTFP) of cities and two sub-sectors, the green innovation R&D sector (GIR sector) and green innovation utilization sector (GIU sector), using the super-efficient Network SBM DEA model that considers undesired outputs. The SDID framework is further employed to analyze the direct and spatial spillover effects of ETS on GTFP. Finally, the moderating effects and heterogeneity are analyzed from several different perspectives.

This study finds that ETS can promote the improvement of GTFP in pilot cities, but there is a "carbon leakage" phenomenon, which generates a negative spillover effect. By decomposing the spatial spillover boundary, it is found that there is a siphoning effect around the city, which reaches a peak at 300 km and inhibits the improvement of GTFP in the neighboring areas. Beyond 300 km, the positive spillover effect of technology diffusion starts to dominate until the promotion effect decays to 0 at about 1250 km. The spillover effect starts to turn negative beyond 1250 km due to the problem of "carbon leakage". In addition, the scope of positive spillover effects in GIU sector is much significant than GIR sector.

This study finds the moderating effect of carbon price factors and market system design on ETS affecting GTFP. An increase in the carbon price level and volatility can promote the development of local GTFP. However, increased carbon price volatility can create more uncertainty for companies, prompting them to shift high-emitting capacity. In addition, practical ETS system design can improve the effectiveness of ETS. the moderating effect of the ETS-based institutional design suggests that the introduction of the benchmark method for carbon allowance accounting and the introduction of paid allocation for carbon allowance distribution in the current ETS can enhance the effect of the ETS in promoting GTFP. In terms of the penalties for non-compliance, the use of multiplier method penalties currently cannot achieve the desired effect due to problems such as unclear penalty criteria. The existence of price fluctuation restrictions prevents carbon trading from having a disproportionate impact on the regular operation of enterprises and provides a guarantee for enterprises to invest funds

in technology research and development in a long-term and stable manner.

This study finds that differences in the policy implementation environment are also important factors affecting the effectiveness of carbon market construction. Regions with higher levels of intellectual property protection, mass environmental concern, and government legislation can play a role in strengthening ETS to enhance GTFP locally. However, it has a suppressive effect on the neighboring regions with different paths of action. The improvement of intellectual property protection level forms the "innovation highland", which acts on the GIR Sector and has a siphon effect on the green innovation R&D resources in the surrounding areas. The increase in environmental concern creates public opinion pressure, which acts on the GIU Sector, prompting some enterprises that cannot effectively use new technologies to shift their high-emission capacity to other regions.

These findings can provide valuable references for policymakers to develop carbon market construction programs. We make the following policy recommendations.

The promotion of green innovation technologies should be enhanced to transform new technologies into actual productivity successfully. Our empirical results show that there is currently a significant siphoning effect in the process of green innovation. The effect of ETS to promote GTFP lasts roughly 1250km from the city center. However, the siphoning effect is more severe at the results transformation sector, such that a trough of innovation resources is formed within a city-centered range of 300 km. Only beyond this range does a significant positive spillover effect occur. Therefore ETS promoting GTFP is less effective at the sector of transformation of results and should accelerate the industrial construction in the surrounding areas as well as strengthen the introduction, promotion, and support of green production technologies, form green innovation city networks, and green economic belts, and promote the synergistic development of green innovation in regional cities in order to break the inhibiting effect of the siphoning effect on GTFP in the surrounding areas.

Integrating different pilot ETS should be promoted to accelerate the construction of a unified national carbon emission trading scheme. The ETS can generate positive spillover effects to promote GTFP in the pilot cities. However, there is also a problem of carbon leakage, and this negative spillover effect is pronounced beyond 850km. At the same time, there are significant differences in the systems of each pilot carbon market, with varying degrees of stringency in the management of enterprises participating in the carbon market. As some of the high pollution and high emission enterprises are facing the control of carbon emission trading, they choose to avoid carbon control by capacity relocation. This leads to a disincentive effect on GTFP in the area where the capacity is relocated, which could be more conducive to improving local GTFP. In order to avoid the phenomenon of carbon leakage, policymakers should promote the integration of various carbon markets and the construction of a national carbon market, thus promoting the overall improvement of GTFP nationwide.

The construction of ETS should be promoted to ensure they can operate effectively. Price, as the signal of the carbon market, is the main factor that constitutes the cost of participation for enterprises. The increase in carbon price level and the increase of volatility will increase the production cost of enterprises, thus pushing some enterprises to seek new alternative green production technology to reduce the cost to maintain the competitive advantage. At the same time, excessive price increases or fluctuations can interfere with the average production and operation of enterprises, so price volatility limits are also an important mechanism to ensure that enterprises are willing to participate in carbon trading in the long term. In addition, a practical institutional design of ETS is also crucial to ensuring the scarcity of carbon emission rights and bringing into play the advantages of the market trading mechanism in resource allocation. We should explore the management mode suitable for the current

development of China's carbon market, strictly improve the design of each system, and make each system standardized.

A favorable policy implementation environment should be built for implementing ETS. The empirical results show that increasing public attention and legislation significantly contributes to ETS enhancing GTFP. A synergistic monitoring mechanism at the mass and government levels should be formed to constrain the behavior of corporate entities involved in the carbon market and ensure compliance and emission reduction under the law. Meanwhile, improving the level of intellectual property protection can protect the rights and interests of green innovative technology developers, thus motivating enterprises to invest more actively in the research and development of green innovative production technologies to gain technological advantages.

ESG 投资提高了基金业绩吗？ ——兼论 ESG 投资对“业绩-资金流量”关系的影响

赵锐 王菊

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

二十大报告指出, 高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。随着“双碳”战略目标的持续推进, 中国经济发展方式与经济增长结构正在发生根本性转变, 而投资作为经济发展的重要引擎, 对于引导资金流向并优化资源配置, 助力实体经济实现高质量可持续发展具有重要意义。与传统投资理论相比, ESG 投资将环境、社会与公司治理因素纳入考虑范畴, 重新定义了投资与市场的边界, 其强调正外部性与可持续性的特点, 与我国当前经济发展目标不谋而合。因此, 如何将 ESG 理念融入到投资过程中, 在新的发展阶段进一步激发投资活力, 使其更好服务于我国可持续发展战略, 成为了当前社会各界关注的重要课题。基于此, 本文利用 2016 年—2021 年我国股票型和偏股混合型基金数据, 创新性地从投资组合优化视角出发, 对基金 ESG 投资如何影响投资业绩进行了实证评估, 并进一步探讨了 ESG 投资对于“业绩—资金流量关系”的影响。研究发现: (1) 基金开展 ESG 投资能够获得超额收益, 原因在于基金选股能力的提升推动了投资组合中股票配置的优化。此外, 基金并没能通过 ESG 投资策略的应用和实践使市场选择能力得到显著提高, 这说明当前 ESG 投资在预测市场整体趋势方面还有很大的发展空间。(2) 在疫情冲击后和经济政策不确定性较高时, ESG 投资对于基金业绩增长的促进作用更明显, 这说明 ESG 投资策略与我国当前的经济转型阶段高度适配, 有助于维持现阶段投资活动的有效性和投资者的积极性。(3) ESG 投资虽然能促进基金业绩的提升, 但同时也会导致资金流入的减少。产生这一问题的原因在于基金投资市场中 ESG 厌恶型投资者依然占大多数。相较于已有文献, 本文可能的边际贡献在于: (1) 本文采用合成的基金 ESG 评价指标对样本基金的 ESG 投资行为进行量化, 不仅识别了传统基金的 ESG 投资行为, 同时排除了 ESG 主题基金“漂绿”和“风格漂移”问题对研究结果的干扰。此外, 通过将不同机构的 ESG 评价指标作为底层数据, 本文一定程度上削弱了不同机构 ESG 评价体系差异性对结果稳健性的影响; (2) 本文以中国市场为研究对象, 发现中国 ESG 投资市场中存在“预期偏差”效应, 开展 ESG 投资的基金具有更好的择股能力, 能够从未被市场竞价的股票中获取超额收益。但是开展 ESG 投资并不能增强基金的择时能力, 基金运用 ESG 投资策略获取市场噪声的能力还需要进一步加强。(3) 本文进一步讨论了 ESG 投资行为对基金“业绩—流量关系”的影响, 进一步拓展了 ESG 投资绩效相关文献的研究深度和广度。本文的研究结论同样具有丰富的政策启示: 第一、应当鼓励投资者关注 ESG 投资的正向影响, 推动基金更深层次的开展 ESG 投资。本文的研究证明, ESG 投资行为不仅不会使业绩变差, 还会促进基金获得更高的回报。这一结论在一定程度上可以打消投资者的疑虑, 促使投资者认识到 ESG 投资的积极意义。第二、应当强化企业的信息披露制度, 制定更加完善的 ESG 评价体系。信息披露作为量化评价 ESG 的基础, 有助于引导投资者提升识别和评估投资对象潜在价值的能力, 对于提升投资者盈利空间、缓解企业融资约束、加速实体经济绿色转型大有裨益。第三、应当普及 ESG 概念, 培育更多的环境与社会偏好型投资者。这不仅有利于为投资主体提供更多的资金支持, 激励投资者的积极性, 还能推动 ESG 投资市场的完善和扩张。第四、强化宏观政策驱动, 并积极开展国际合作, 从宏观层面推动 ESG 投资发展。一方面, 要制定相应政策, 强化国际资本在我国的 ESG 投资活动, 以及我国对外 ESG 投资活动。另一方面要探索构建与国际标准相衔接, 且具有中国特色的 ESG 政策体系, 实现 ESG 投资市场的长期良性运转。

宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响

张庆君 陈 思 何德旭

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

防范与化解企业债务违约风险是维持资本市场稳定、防范系统性金融风险的重要途径之一。本文在构建传统五部门一般均衡模型的基础上,将宏观审慎监管以及企业风险的行为方程纳入理论模型,研究宏观审慎监管对企业风险的影响及传导路径。在此基础上,基于非金融上市公司的面板数据进行实证检验,并从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应三个角度分析了其影响机制以及探讨了企业异质性问题。研究发现,宏观审慎监管抑制了企业的债务违约风险,且企业的融资约束越低,风险变化趋势对宏观审慎越敏感;宏观审慎监管能够有效规范银行信贷行为和企业金融化,形成良好的融资环境,从而降低企业的债务违约风险。本文丰富了宏观审慎监管和企业债务违约风险的相关研究,并从宏观监管的视角为进一步抑制企业违约风险提供了新的线索和依据。

[关键词]: 宏观审慎 银行信贷 企业金融化 融资环境 企业债务违约

一、引言

近年来,上市企业在经济高质量发展的过程中担任着主力军的角色,成为经济发展的重要支撑。然而随着数字经济的蓬勃兴起,金融产品层出不穷,越来越多的非金融企业过度投资于金融资产,导致企业的杠杆率水平增高,企业债务违约风险敞口较大。尤其是银行部门存在信贷供给不合理现象,过度信贷供给会加剧企业的债务规模,增加企业的风险投资偏好。进一步导致企业债务违约水平上升,影响企业的稳健经营与经济的高质量发展。2008 年国际经济危机之后,人们逐渐认识到单一的货币政策不能同时发挥价格稳定和金融稳定的双重作用,因此“宏观审慎监管”应运而生。同时,中国共产党第十九次全国代表大会明确指出,必须“深化经济体制改革,增强经济为工业金融服务的能力,完善货币政策和宏观审慎政策双重支撑的监管框架”。Beau et al. (2013)认为宏观审慎监管政策是货币政策的有效补充,宏观审慎监管能够有效缓解金融冲击对宏观经济的影响,降低市场中的价格波动,提高监管的有效性^[1]。

2020 年 10 月,国务院发布的《关于进一步提高上市公司质量的意见》(国发〔2020〕14 号)中,强调了上市公司管理的重要性。近年来,在经济下行压力较大的背景下,企业盲目扩大债务规模,会加大债务违约风险的隐患。根据企业预警通上的数据显示,2021 年债券违约只数为 140 只,违约金额高达 1464.97 亿元。为防范系统性风险的发展,我国加强了金融方面的监管力度,完善了宏观审慎监管的目标与体系。因此,宏观审慎监管能够抑制企业的债务违约风险?本文基于这一问题展开研究。

本文着眼于企业债务违约风险的治理,研究宏观审慎监管对企业风险的影响。首先,本文构建了企业债务违约的数理模型,推导出宏观审慎监管与企业债务违约风险之间的关系;其次,使用 KMV 模型测算上市公司债务违约风险,考察宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响;再次,从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应等探究宏观审慎监管对企业风险影响的传导机制,并考虑企业异质性问题;最后,研究了企业成长状况、发展能力以及外部经济不确定性对宏观审慎监管与企业债务违约风险关系的影响。

本文其余部分的内容安排如下:第二部分是文献回顾;第三部分是理论模型;第四部分是研究设计;第五部分是实证分析,使用中国 A 股上市非金融企业 2009 年到 2019 年的年度数据进行实证分析并进行稳健性检验;第六部分是进一步讨论,进一步研究宏观审慎对企业债务违约

风险的影响是否会受到企业成长状况、发展能力以及外部政策不确定性的影响；第七部分是研究结论与政策建议。

二、文献回顾

监管部门实行宏观审慎监管，主要目的之一是降低市场参与者过度承担金融风险的动机，降低市场上的风险水平。宏观审慎监管政策能够提高经济体系的弹性，维持经济体系的稳定，预防经济危机的发生^[2]。部分学者研究了宏观审慎监管与系统性风险之间的联系，研究发现宏观审慎监管是通过政策干涉的方式，作用于整个经济市场，可以估和识别系统性风险，且相比于货币政策，宏观审慎监管的风险抑制效果更加明显^{[3][4]}。Laseen 等（2017）通过构建动态随机一般均衡模型，研究发现单一的货币政策的风险抑制效果不明显，宏观审慎政策能够补充货币政策的缺陷，提高风险抑制作用^[5]。从债务规模的角度分析，动态准备金调控的逆周期宏观审慎监管的实施，有助于降低企业的债务规模和企业杠杆率的攀升，原因可能是宏观审慎政策会直接影响到银行的信贷扩张程度以及资产的价格水平，从而影响到企业的债务情况，降低企业的债务违约风险，提高经济稳定性和社会福利^{[6][7]}。

宏观审慎监管政策会影响银行信贷、外部经济环境等，从而影响企业的债务违约风险。而企业的债务违约风险的大小会受到资本市场开放程度、股票流动性、银行信贷规模等多种因素的影响。首先，从银行信贷的角度分析，宏观审慎监管能够控制银行的过度信贷供给，有利于控制银行信贷规模在一个合理的水平^[8]。其次，由于银行是企业部门外部融资的重要渠道，宏观审慎政策会直接约束银行的信贷规模，从而对企业融资规模产生影响。因此，宏观审慎政策会降低企业信贷融资规模^[9]。最后，企业在市场上主要通过间接融资的方式获取资金，资金投资于企业的日常经营、企业扩张、金融投资等。企业的贷款大多来源于银行信贷，因此，银行的贷款供给会直接影响到企业的债务水平。企业的债务量越大，会增加企业的债务违约风险，从而导致金融危机的发生^[10]。当企业贷款规模增加时，股东倾向于投资高风险的项目，从而会损害债权人利益^[11]，银行贷款引起的债务可能会促使企业承担更多的风险。郭瑾等人（2017）认为银行借贷越多，公司承担的风险越大，且企业的注册时间会影响两者的关系，当企业注册时间较长时，这种正向关系更大^[12]。

宏观审慎监管会影响企业的金融化程度。随着金融市场的发展，非金融企业倾向于持有金融资产^[13]。企业获得的长期贷款越多，金融化趋势越明显^[14]。部分学者研究发现，宏观审慎监管的实施，会影响银行等金融机构的利差、资本金水平以及资产价格。赵向琴等（2022）研究发现以商业银行资本充足率为核心目标的宏观审慎监管可以稳定金融系统^[15]。宏观经济政策与企业行为联系紧密，宏观经济政策会影响企业的融资、业绩、经营等方面^[16]。因此，宏观审慎政策对银行部门产生影响，这种影响会传导至企业部门，降低非金融企业的金融投资，从而弱化企业的金融化程度^{[17][18]}。综上分析，非金融企业过度金融化会加重经济的脱实向虚，经济形势不好会增加企业的债务违约风险，从而导致金融风险的积聚。

最后，宏观审慎监管会提高融资环境稳定性。融资环境越稳定，企业现金流动波动性越小。宏观审慎监管会通过降低企业现金流波动性的途径，降低企业的债务违约风险。信贷繁荣时期，资产负债表会过度扩张。金成晓和李梦嘉（2021）认为宏观审慎监管与或货币政策叠加使用，可以降低信贷周期的波动，且这种效果在短期内较为明显^[19]。卞志村等（2021）提出宏观审慎监管是维持金融稳定的重要工具之一，是宏观调控框架的重要内容之一，可以将宏观审慎监管作为防控金融风险的第一道防线^[20]。金融主体的顺周期行为是对经济和经济运转的健康回应，但是若市场上的金融主体同时出现顺周期行为时，会增大外部经济的不确定性，导致经济体系的失衡，从而带来金融风险。因此，宏观审慎政策可以通过提高融资环境稳定性来缓解企业风险。

相比之下，国内学者虽有探讨宏观审慎监管对风险的研究，但缺乏从微观企业的视角研究宏观审慎监管的风险缓释效应。现有文献的局限之处在于：第一，现有文献侧重于从宏观的视

角来研究宏观审慎监管对经济稳定的影响, 大多学者分析了宏观审慎监管对系统性风险的影响, 缺乏从微观企业视角分析宏观审慎监管的风险缓释效应; 第二, 由于宏观审慎工具不直接作用于企业部门, 因此大多文献关注宏观审慎监管对银行部门、外部经济环境的影响, 缺乏宏观审慎监管对企业风险的直接影响; 第三, 在宏观审慎监管风险缓释的机制研究方面, 缺乏宏观审慎监管对企业风险影响的机制分析。鉴于此, 本文基于现有的研究成果, 从企业债务违约风险的角度, 考虑宏观审慎监管的风险缓释效应。通过建立理论模型, 研究宏观审慎监管对银行风险的影响以及传导路径, 并使用微观企业的数据进行实证分析。以期从微观企业的视角, 为宏观审慎监管的合理使用以及企业债务风险的防控提供相关对策建议。

本文的边际贡献和研究意义如下: 第一, 与以往研究相比起来, 鲜有文献指出宏观审慎监管对企业风险的影响, 本文在借鉴传统五部门均衡模型的基础上, 将宏观审慎监管以及企业风险的行为方程纳入理论模型, 研究了宏观审慎监管对企业风险的影响及传导路径; 第二, 本文从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应, 探究宏观审慎监管对企业风险影响的传导机制; 第三, 本文从融资约束等角度考虑了异质性问题。研究发现, 宏观审慎监管有效抑制了企业债务违约风险的增加, 有利于企业去杠杆; 宏观审慎可以通过规范银行信贷行为和企业金融化, 形成良好的企业融资环境, 来降低企业债务违约的风险; 企业融资约束越低、成长性越高、发展能力越强、外部政策不确定性越大时, 企业风险变化趋势对宏观审慎性更为敏感。本文的研究对于企业脱虚向实以及债务违约风险的防范具有重要的学术价值和实际作用。

三、理论模型

(一) 理论模型

本文构建了传统五部门均衡模型, 分析宏观审慎监管对企业债务违约风险的影响^[21]。

1. 家庭部门

在模型中, 家庭部门持有存款、债券、现金和利润分红。

家庭部门的效用函数为:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma^c}}{1-\sigma^c} - \psi \frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta} + \theta \ln \left(\frac{M_t}{P_t} \right) + Z \ln D_t \right) \quad (1)$$

家庭部门的预算约束为:

$$K_{t+1} = I_t + (1-\delta)K_t \quad (2)$$

$$P_t C_t + B_{t+1} + M_t - M_{t-1} + P_t D_t - P_t(1+r_t^d)D_{t-1} \leq W_t L_t + \Pi_t - P_t T_t + (1+i_{t-1})B_t + R_t K_t \quad (3)$$

在模型 (1)、(2)、(3) 中, P 代表价格, C 代表家庭消费, B 是家庭持有的名义债券存量, M 代表货币供给, D 代表存款, r^d 是存款利率, W 是名义工资, L 代表家庭劳动, Π 代表企业利润, T 代表总付税, i 是债券利率, R_t 是名义资本利率, K 代表资本, I 代表投资, δ 是资本折旧率。 σ^c 代表消费跨期替代弹性的倒数, η 代表劳动供给替代弹性的倒数, ψ 代表劳动的负效应系数, θ 代表家庭所持有的实际货币余额在家庭效用函数中的权重, Z 代表家庭消费的跨期替代弹性。

家庭部门对存款的一阶条件为:

$$C_t^{-\sigma^c} - \frac{Z}{D_t} = \beta C_{t+1}^{-\sigma^c} (1+r_t^d) \quad (4)$$

2. 企业部门

企业部门的生产函数设定为 C-D 生产函数:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (5)$$

其中, Y 是总收入, α 是劳动力产出的弹性系数, A_t 代表全要素生产率, 并且遵循下列 AR (1) 过程:

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \varepsilon_{a,t} \quad (6)$$

其中, $\varepsilon_{a,t}$ 是技术冲击。在产品需求的约束下, 企业部门的利润最大化方程 L_1 为:

$$L_1 = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - r_t K_t \quad (7)$$

分别对 L_t , K_t 求一阶偏导, 可以得到一阶条件为:

$$w_t = mc_t (1-\alpha) A_t K_t^\alpha L_t^{-\alpha} \quad (8)$$

$$r_t = mc_t \alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} \quad (9)$$

其中, mc_t 是边际收益, w 是实际工资, r_t 是资本利率。

3. 银行部门

为简化模型, 本文假设银行的存款 (D_t) 与自有资本 (n_t) 之和不超过银行的贷款总额 (S_t), 银行预算约束为:

$$D_t + n_t = S_t \quad (10)$$

银行的利润方程为:

$$\pi_{bank} = D_t - (1+r_{t-1}^d) D_{t-1} + (1+r_t^k) \times S_{t-1} \times ct_t - S_t - PN(X_t) \quad (11)$$

其中, π_{bank} 是银行利润, ct 是贷款收回比例, PN 是惩罚函数, X 是资本缺口。其中, 关于宏观审慎监管的设定, 本文参考瞿凌云 (2019) 的研究^[21], 将惩罚函数设置为方程 (12), 将银行资本充足率 (η_t) 设置为信贷增速与 GDP 增速的偏离程度, 如模型 (14) 所示:

$$PN(X_t) = -P_a \ln(1 + P_b X_t) \quad (12)$$

$$X_t = n_t - \eta_t \times S_t \quad (13)$$

$$\eta_t = \eta^{-(1-\rho_\eta)} \times \eta_{t-1}^{(\rho_\eta)} \left(\frac{Loan_t / Loan_{t-1}}{GDP_t / GDP_{t-1}} \right)^{(1-\rho_\eta)} e^{\varepsilon_{\eta_t}} \quad (14)$$

其中, P_a 、 P_b 是惩罚函数系数, ρ_η 是资本充足率系数, $e^{\varepsilon_{\eta_t}}$ 是资本充足率冲击, $Loan$ 是贷款规模, GDP 是国内生产总值。

联立方程 (11) (12)、(13)、(14), 分别对存款、企业贷款求导, 一阶条件为:

$$1 - \frac{P_a P_b}{1 + P_b (n_t - \eta_t S_t)} = \kappa_{t,t+1} \times (1 + r_t^d) \quad (15)$$

$$1 - \frac{(1 - \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b(n_t - \eta_t S_t)} = \kappa_{t,t+1} \times (1 + r_t^k) \times ct_t \quad (16)$$

其中, κ_t 是传统商业银行在追求利润最大化过程中的跨期贴现因子。参考瞿凌云 (2019)

的研究^[21], 将银行的跨期贴现因子设置为家庭的随机贴现因子, 即: $\kappa_{t,t+1} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}}$

其中, β 代表跨期贴现因子, 其中, $\beta \in (0,1)$ 。该参数表示个体效用相比于当期效用的比重, 数值越小, 说明未来效用相比于当期效用的比值越高。

参考马勇和付莉 (2020) 关于违约企业回偿率的设定^[22], 本文假设企业的回偿率冲击在 $[a,b]$ 上服从均匀分布, 当回偿率小于 fm 时, 企业发生违约, 所以 ct_t 的行为方程为:

$$ct_t = \frac{(1 + r_t^k) \times (1 - risk) + \int_a^{fm} (O \times q_t \times fmx) \times \frac{1}{b-a} d(fmx)}{1 + r_t^k} \quad (17)$$

其中, 当分子分母同时乘上银行贷款总额, 分母部分表示贷款企业均不发生违约时, 银行收回的贷款总额。分子是由两部分构成, 加号左侧表示未违约企业偿还的贷款的本金和利息之和, 右侧部分表示企业违约时抵押物价值。

$$fm = \frac{1 + r_t^k}{O \times q_t} \quad (18)$$

$$risk_t = \frac{fm - a}{b - a} \quad (19)$$

其中, O 是抵押物覆盖率; q 是抵押物整体回偿率, 抵押物整体回偿率冲击服从一阶自回归; fmx 是特定厂商的回偿冲击; $risk$ 是企业的债务违约风险。

4. 中央银行

假设中央银行采取数量型货币政策规则, 且货币供给的增长率遵循下列 AR (1) 过程

$$\Delta \ln M_t = (1 - \rho_m) \pi + \rho_m \Delta \ln M_{t-1} + \varepsilon_{m,t} \quad (20)$$

其中, ρ_m 为货币供给量增长率的平滑系数, π 是通货膨胀率, $\varepsilon_{m,t}$ 代表货币供给量冲击。

5. 政府部门

本文假设政府通过一次性的总付税 (T) 获得收入, 政府的名义预算约束就为:

$$0 \leq P_t T_t + M_t - M_{t-1} \quad (21)$$

一次性总付税就必须满足:

$$T_t = -\frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (22)$$

(二) 模型推导与研究假设

基于以上模型, 将方程 (17) 对 r^k 求导, 求导结果如方程 (23) 所示:

$$\frac{\partial ct_t}{\partial r_t^k} = \frac{-\int_a^{f_m} (O \times q_t \times fmx) \times \frac{1}{b-a} d(fmx)}{(1+r_t^k)^2} \quad (23)$$

从方程 (23) 可以看出, 银行贷款利率越高, 企业的回偿能力越低。且方程 (23) 分子部分的绝对值小于 1, 说明贷款利率上升 1 单位时, 企业回偿能力的降低程度小于 1。

联立方程 (18)、(19), 得方程 (24), 将方程 (24) 对 r_t^k 求导, 得方程 (25):

$$risk_t = \frac{(1+r_t^k)/(O \times q_t) - a}{b-a} \quad (24)$$

$$\frac{\partial risk_t}{\partial r_t^k} = \frac{1}{(O \times q_t) \times (b-a)} \quad (25)$$

由方程 (25) 可以看出, 等式右边大于 0, 说明贷款利率越高, 企业的债务违约率越大。综合方程 (23)、(25), 说明贷款利率越高, 企业回偿能力越低, 企业的债务违约风险越大。

上文中的方程 (16) 是银行利润方程对贷款求导的一阶方程。根据资本充足率的规定, 银行的自有资本要高于其贷款的一定比例。当模型处于均衡状态时, 银行的自有资本等于贷款的一定比例, 即自由资本等于资本充足率与贷款的乘积, 此时资本缺口为零。方程 (16) 可以转化为:

$$1 - (1 - \eta_t) P_a P_b = \beta \times (1 + r_t^k) \times ct_t \quad (26)$$

再将 ct 的行为方程 (17) 带入 (26) 中, 可以得到:

$$1 - (1 - \eta_t) P_a P_b = \beta (1 + r_t^k) \left\{ \frac{(1 + r_t^k) \times (1 - risk) + \int_a^{f_m} (O \times q_t \times fmx) \times \frac{1}{b-a} d(fmx)}{1 + r_t^k} \right\} \quad (27)$$

简化得:

$$risk = -(1 - (1 - \eta_t) P_a P_b + \beta \int_a^{f_m} (O \times q_t \times fmx) \times \frac{1}{b-a} d(fmx)) / \beta (1 + r_t^k) + 1 \quad (28)$$

方程 (28) 对资本充足率变量进行求导得:

$$\frac{\partial risk_t}{\partial \eta_t} = \frac{-P_a P_b}{\beta \times (1 + r_t^k)} < 0 \quad (29)$$

方程 (29) 小于 0, 说明资本充足率越高, 企业的风险水平会降低。

本文将银行资本充足率设置为信贷增速与 GDP 增速的偏离程度, 如方程 (14) 所示, 当宏观审慎监管增加时, 资本充足率提高。由方程 (16) 可以看出, 银行利润函数对贷款求导如下:

$$\frac{\partial \pi}{\partial S_t} = \beta \times \frac{C_t}{C_{t+1}} \times (1 + r_t^k) \times ct_t - \left[\frac{(-1 + \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b (\eta_t - \eta_t S_t)} + 1 \right] \quad (30)$$

当经济处于繁荣时期, 假设银行贷款利率处于高水平, 企业的债务违约风险较大。若市场上信贷增速较快时, 监管部门进行宏观审慎监管, 提高银行的资本充足率, 会降低 (30) 式, 即贷款的边际收益降低, 有利于控制信贷增速, 规范银行的信贷行为。当企业的债务违约率不变时, 信贷规模降低, 有利于降低企业承担的风险。

本文将方程 (17) 带入 (30) 得:

$$\frac{\partial \pi}{\partial S_t} = \beta \times (1 + r_t^k) \times (1 - risk) + \int_a^{f_m} (O \times q_t \times fmx) \frac{1}{b-a} d(fmx) - \left[\frac{(-1 + \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b(n_t - \eta_t S_t)} + 1 \right] \quad (31)$$

企业风险的表达式转化为:

$$risk = - \left(\frac{\partial \pi}{\partial S_t} - \int_a^{f_m} (O \times q_t \times fmx) \frac{1}{b-a} d(fmx) + \left(\frac{(-1 + \eta_t) P_a P_b}{1 + P_b(n_t - \eta_t S_t)} + 1 \right) \right) / \beta \times (1 + r_t^k) + 1 \quad (32)$$

企业风险对银行贷款单位收益求导得:

$$risk = -1 / \beta \times (1 + r_t^k) < 0 \quad (33)$$

方程 (30)、(33) 的结果说明: 贷款的边际收益降低, 有利于控制信贷增速, 规范银行的信贷行为, 从而降低企业承担的风险水平。

因此, 从银行信贷行为的角度分析, 宏观审慎可以通过规范银行信贷行为来降低企业债务违约的风险。其次, 从企业金融化角度分析, 宏观审慎监管能够降低非金融企业的金融投资增长率, 抑制企业的金融化程度^[13]。最后, 从融资环境稳定性看, 宏观审慎监管会增加融资环境稳定性。融资环境稳定性越强, 企业现金流动波动性越小。宏观审慎监管会通过降低企业现金流波动性的途径, 形成良好的融资环境, 降低企业的债务违约风险。除此之外, 企业在经营过程中会受到融资约束的限制, 企业的投资资金主要来源于银行部门所提供的贷款。当监管部门实行宏观审慎监管时, 银行部门会受到监管的约束, 降低银行规模, 从而影响到企业的债务情况。因金融资源有限, 金融市场存在信贷配给不足情况^[23]。李念 (2014) 研究发现, 政治关系类公司更容易得到银行的借贷资金, 当银行贷款收缩时, 政治关联类公司会受到影响^[24]。相比于非国有企业, 国有企业较容易从市场上获得资金, 融资约束较小。当银行受到监管压力时, 会收缩信贷规模, 一方面, 国有企业与银行部门联系紧密, 信贷规模可能会受到较为直接的影响; 另一方面, 国有企业融资大多源于银行部门融资, 银行信贷缩减会抑制国有企业部门的投资行为。因此, 国有企业对宏观审慎监管更为敏感。本文提出以下假说:

假说 1: 宏观审慎监管可以抑制企业风险。

假说 2: 宏观审慎可以通过规范银行信贷行为和企业金融化, 形成良好的企业融资环境, 来降低企业债务违约的风险。

假说 3: 融资约束程度越低, 企业风险对宏观审慎的变化趋势越明显。

四、研究设计

(一) 变量的选取与变量说明

1. 被解释变量

借鉴张庆君 (2021) 的研究^[25], 使用 Merton(1974) 的 KMV 模型^[26]测算企业的债务违约概率 (RISK), 计算方法为: 首先, 计算企业的资产价值 V_a 与资产价值波动率 σ_a ; 其次计算违约点 DP、违约距离 DD; 最后计算 RISK。

$$S = V_a N(d_1) - De^{-rt} N(d_2) \quad (34)$$

$$d_1 = (\ln(V_a/D) + (r + 0.5\sigma_a^2)t) / \sigma_a \sqrt{t} \quad (35)$$

$$d_2 = d_1 - \sigma_a \sqrt{t} \quad (36)$$

$$DP = SD + 0.5LD \quad (37)$$

$$DD = (E(V_a) - DP) / (E(V_a) * \sigma_a) \quad (38)$$

$$RISK = [1 - N(DD)] \times 100\% \quad (39)$$

其中,在方程(34)中, S 为企业股权价值, $N()$ 是正态分布累积概率函数, V_a 为资产的市场价值, D 为负债的账面价值, r 为一年期定期存款的平均利率, t 为债务期限($t=1$)。 $d1$ 的表达式如方程(35)所示,其中 σ_a 是股价波动率。 $d2$ 的表达式如(36)所示。在方程(37)中, DP 是违约点, SD 是短期负债, LD 为长期负债。违约距离(DD)的计算方法,如方程(38)所示,其中 E 是均值。企业债务违约风险($RISK$)的表达式如方程(39)所示。

2.主要解释变量

宏观审慎政策(MP):荆中博和方意(2018)指出,中国使用频率最高的是贷款价值比上限和准备金率政策^[27],因此本文使用法定存款准备金率使用的情况以及贷款价值比作为宏观审慎政策的代理变量。其中,当央行调低法定存款准备金时,设置为-1,未实施法定存款准备金率,设置为0。提高法定存款准备金率时,设置为1;当贷款价值比上限改变时,该年份设置为1,未改变则设置为0。

银行信贷规模($LOAN$):参考童盼和陆正飞(2005)^[28],本文用长期借款和短期借款之和来衡量企业从银行获得的信贷规模。

融资约束 KZ 指数(KZ):借鉴彭俞超等(2018)的研究^[29],构造 KZ 指数, KZ 指数越高,说明企业的融资约束越高。

金融化程度(FL):本文参考彭俞超等(2018)^[29],使用上市企业金融资产的规模来衡量企业的金融化水平。

现金流波动率(CS):参考陈志斌和王诗雨(2015)^[30]的研究,本文使用企业过去三年每股经营活动产生的现金流净额的标准差,来计算企业的现金流波动率,从而衡量企业外部融资环境的稳定性。

3.控制变量

本文的控制变量为外部政策不确定性、总资产、净资产报酬率、托宾 Q 、经营性现金占比、流动性错配,杠杆率水平分别用符号 PN 、 $ASSET$ 、 ROE 、 TBA 、 $CASH$ 、 MM 、 LR 表示。

(二) 样本选取与描述性统计

本文主要研究宏观审慎与企业债务违约风险的关系,选取A股上市非金融企业作为样本研究对象,由于数据可得性问题,时间跨度选为2009年到2019年。由于数据有残缺项,本文删除样本缺失值较多的企业,仅保留企业债务违约风险全的样本,最终使用的数据量为9296,数据为平衡面板数据。近年来,宏观审慎发展迅速,因此样本数据的时间跨度为最新的十一年。本文的数据来源于wind数据库、国泰安数据库等。

表1 描述设计与描述性统计

	变量名称	符号	变量设计	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	企业债务违约风险	RISK	本文使用matlab软件计算所得	0.3000	0.2915	0.0000	1.0000
核心解释变量	宏观审慎工具	ZBJ	法定存款准备金情况(降低为-1,增加1,未使用为0)	-0.3636	0.7714	-1.0000	1.0000
		ITV	贷款价值比使用情况	0.4545	0.4980	0.0000	1.0000

中介变量	银行信贷	LOAN	银行信贷规模取对数	20.4931	1.9908	7.1139	26.1791
	金融化程度	FL	企业金融资产规模的对数	19.4114	2.2086	6.9078	26.1113
	现金流波动率	CS	过去三年每股经营现金净额的标准差	0.5155	0.7599	0.0000	13.5314
	外部政策不确定性	PN	企业营业收入的标准差	0.0250	0.0562	0.0004	0.4260
控制变量	总资产	ASSET	总资产 (千亿)	0.0246	0.0908	4.96e-06	2.0345
	净资产报酬率	ROE	(净利润/净资产总额)/1000	0.0040	0.1076	-7.9888	0.4137
	托宾 Q	TBA	托宾 Q 值/100	0.0222	0.0498	0.0015	3.9301
	经营性现金占比	CASH	经营性现金/总资产	0.1646	0.1490	-0.0004	0.7758
	流动性错配	MM	流动性错配	0.2394	0.2761	-5.6380	0.9845
	企业杠杆率	LR	资产负债比	0.54980	0.9102	0.0017	55.4086

(三) 模型的构建

1. 宏观审慎与企业违约风险模型

$$RISK_t = A_1 \times MP_t + A_2 \times ASSET_t + A_3 \times ROE_t + A_4 \times TBA_t + A_5 \times CASH_t + A_6 \times MM_t + A_7 \times LR_t + \mu_t + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (40)$$

上述模型中, 被解释变量为企业债务违约风险 (RISK)。模型核心解释变量 MP_t 分别表示宏观审慎变量, 其中宏观审慎变量为法定存款准备金使用情况、贷款价值比使用情况, 用符号 ZBJ、LTV 表示; 银行信贷变量用符号 LOAN 表示。控制变量为外部政策不确定性、总资产、净资产报酬率、托宾 Q、经营性现金占比、流动性错配、资产负债比, 分别用符号 PN、ASSET、ROE、TBA、CASH、MM、LR 表示。

2. 中介效应模型

$$X_{it} = \lambda_1 \times MP_t + \lambda_2 \times ASSET_t + \lambda_3 \times ROE_t + \lambda_4 \times TBA_t + \lambda_5 \times CASH_t + \lambda_6 \times MM_t + \lambda_7 \times LR_t + \mu_t + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (41)$$

$$RISK_t = \delta_1 \times MP_t + \delta_2 \times X_{it} + \delta_3 \times ASSET_t + \delta_4 \times ROE_t + \delta_5 \times TBA_t + \delta_6 \times CASH_t + \delta_7 \times MM_t + \delta_8 \times LR_t + \mu_t + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (42)$$

本文借鉴 Boron 和 Keny (1986) 的中介效应模型^[31], 研究银行信贷对宏观审慎与企业债务违约风险的影响, 其中 X 是中介变量, 分别为银行的信贷水平、金融化程度、现金流波动率, 具体分析如下:

第一, 建立模型 (40), 模型主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响, 若模型中宏观审慎 MP 的系数显著为负, 说明宏观审慎有利于降低企业的债务违约风险, 反之则说明会增加;

第二, 建立模型 (41), 其中解释变量为宏观审慎变量, 被解释变量为中介变量, 模型主要研究了宏观审慎对 X 的影响, 若模型中宏观审慎 MP 的系数显著为负, 说明宏观审慎有利于降低中介变量 X, 反之则说明会增加;

第三, 建立模型 (42), 其中解释变量为宏观审慎变量、中介变量, 被解释变量为企业债务

违约风险,主要研究了观审慎变量、中介变量与企业债务违约风险之间的关系,若 MP、X 系数显著,说明存在部分中介效应。

最后,为研究企业异质性和宏观审慎与企业债务违约风险的影响,本文将通过以下途径进行分析:首先,由于国有企业与银行之间的关联度更高^[24],国有企业较容易从市场上获得资金,融资约束较低。本文将样本按照企业性质进行划分,以检验融资约束在宏观审慎监管与企业风险之间的作用其次,在稳健性检验部分,引入了 KZ 指数与宏观审慎的交互项。

五、实证分析

(一) 宏观审慎与企业违约风险

本文使用法定存款准备金率、贷款价值比的使用情况作为宏观审慎的代理变量,使用银行信贷规模作为银行信贷情况的代理变量,使用固定效应模型(40)进行回归分析。

表 2 宏观审慎监管与企业违约风险

	固定效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)
ZBJ	-0.0366*** (0.0028)	-0.0405*** (0.0027)		-0.0658*** (0.0092)
LTV			-0.0510*** (0.0097)	
PN	-0.0169** (0.0076)		-0.0105 (0.0074)	
ASSET	0.4944*** (0.0592)		0.3933*** (0.0581)	
ROE	-0.9356 (2.0700)		-0.3919 (1.9847)	
TBA	-0.3676*** (0.0692)		-0.4176*** (0.0671)	
CASH	0.7356 (1.4428)		0.7820 (1.3836)	
MM	-0.0719 (0.1036)		-0.0674 (0.0993)	
LR	0.0232*** (0.0039)		0.0262*** (0.0038)	
Cons	0.2739*** (0.0039)	0.2852 (0.0023)	0.2821*** (0.0075)	0.3019*** (0.0065)
N	8847	9295	8847	9295
R ²	0.1116	0.0115	0.1345	0.0475
F-检验	10.1600*** (0.0000)	13.4800*** (0.0000)	11.0100*** (0.0000)	14.7200*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是

从表 2 中回归结果所示, F 值通过了 1% 的显著性水平的检验, 结论具有真实性。在 (1)、(2) 列的回归结果显示, 法定存款准备金使用情况 ZBJ 的系数显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险; 在 (3)、(4) 列的回归结果显示, 贷款价值比的系数显著为负, 说明贷款价值比增加会增加企业债务违约风险。回归结果证实了假说 1。

(二) 中介效应模型

1. 信贷收缩效应

宏观审慎对企业债务违约风险的影响存在信贷收缩效应, 宏观审慎会规范银行的信贷规模, 从而会影响企业的信贷规模与债务违约风险。因此本文引入银行信贷作为中介变量, 使用固定效应模型分别对模型 (40)、模型 (41)、模型 (42) 进行回归分析, 实证结果如下:

表 3 银行信贷中介效应模型

	固定效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)	固定效应 (5)	固定效应 (6)
	RISK	LOAN	RISK	RISK	LOAN	RISK
回归步骤	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
ZBJ	-0.0366*** (0.0028)	-0.1427*** (0.0147)	-0.0300*** (0.0030)			
LTV				-0.0510*** (0.0097)	-0.5002*** (0.0527)	-0.0420*** (0.0105)
LOAN			0.0332*** (0.0024)			0.0313*** (0.0024)
PN	-0.0169** (0.0076)	-0.3545*** (0.0653)	-0.0330** (0.0133)	-0.0105 (0.0074)	-0.3141*** (0.0647)	-0.0296** (0.0128)
ASSET	0.4944*** (0.0592)	2.8546*** (0.2950)	0.3578*** (0.0603)	0.3933*** (0.0581)	2.0505*** (0.2990)	0.2919*** (0.0593)
ROE	-0.9356 (2.0700)	-10.2915 (10.3144)	-0.8605 (2.0952)	-0.3919 (1.9847)	-8.9788 (10.2030)	-0.2334 (2.0181)
TBA	-0.3676*** (0.0692)	-5.3954*** (0.3918)	-0.2189*** (0.0807)	-0.4176*** (0.0671)	-5.0515*** (0.3914)	-0.2460*** (0.0783)
CASH	0.7356 (1.4428)	-3.1904 (7.1143)	0.8252 (1.4450)	0.7820 (1.3836)	-1.8673 (7.0388)	0.8244 (1.3921)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.5339 (0.5419)	-0.0838 (0.1101)	-0.0674 (0.0993)	-0.4783 (0.5360)	-0.0735 (0.1060)
LR	0.0232*** (0.0039)	0.2554*** (0.0214)	0.0158*** (0.0044)	0.0262*** (0.0038)	0.2451*** (0.0213)	0.0176*** (0.0043)
Cons	0.2739*** (0.0039)	20.3744*** (0.0206)	-0.3864*** (0.0499)	0.2821*** (0.0075)	20.7216*** (0.0416)	-0.3482*** (0.0500)
N	8847	7767	7767	8847	7767	7767
R ²	0.1116	0.1595	0.1732	0.1345	0.1570	0.1991
F 检验	10.1600*** (0.0000)	23.4300*** (0.0000)	8.5800*** (0.0000)	11.0100*** (0.0000)	24.4900*** (0.0000)	9.2200*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

在表 3 中, 固定效应 (1)、(4) 主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响, 从第一步的回归结果中看, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险; 固定效应 (2)、(5) 主要研究了宏观审慎对银行信贷规模的影响, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够约束银行信贷规模; 固定效应 (3)、(6) 主要研究了宏观审慎、银行信贷对企业债务违约风险的影响, 宏观审慎的系数与银行信贷的系数均显著, 且 (3) 中宏观审慎的系数绝对值小于 (1) 中的宏观审慎系数绝对值, 且 (6) 中宏观审慎的系数绝对值小于 (4) 中的宏观审慎系数绝对值说明模型存在部分中介效应, 验证了假说 2 中的第一种传导途径, 即“宏观审慎监管—银行信贷—企业风险”。

2. 损失规避效应

宏观审慎对企业债务违约风险的影响存在损失规避效应, 宏观审慎监管会促进企业进行审慎经营, 降低企业的金融投资规模, 主动规避监管政策、信贷规模收缩等带来的预期损失, 因此本文引入企业金融化水平作为中介变量, 使用固定效应模型分别对模型 (40)、模型 (41)、模型 (42) 进行回归分析, 实证结果如下:

表 4 企业金融化中介模型

	固定效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)	固定效应 (5)	固定效应 (6)
回归步骤	RISK 第一步	FL 第二步	RISK 第三步	RISK 第一步	FL 第二步	RISK 第三步
ZBJ	-0.0366*** (0.0028)	-0.3227*** (0.0157)	-0.0301*** (0.0029)			
LTV				-0.0510*** (0.0097)	-1.2879*** (0.0537)	-0.0401*** (0.0104)
FL			0.0190*** (0.0021)			0.0139*** (0.0022)
PN	-0.0169** (0.0076)	-0.3886*** (0.0620)	-0.0384*** (0.0114)	-0.0105 (0.0074)	-0.3130*** (0.0584)	-0.0351*** (0.0109)
ASSET	0.4944*** (0.0592)	5.4984*** (0.3252)	0.3628*** (0.0606)	0.3933*** (0.0581)	3.3654*** (0.3128)	0.3147*** (0.0590)
ROE	-0.9356 (2.0700)	0.7757 (11.3486)	-1.0552 (2.0745)	-0.3919 (1.9847)	3.5596 (10.6562)	-0.4926 (1.9933)
TBA	-0.3676*** (0.0692)	-1.7316*** (0.4240)	-0.4743*** (0.0776)	-0.4176*** (0.0671)	-1.2118*** (0.4020)	-0.5383*** (0.0753)
CASH	0.7356 (1.4428)	-4.9305 (7.8996)	0.8516 (1.4441)	0.7820 (1.3836)	-2.4480 (7.4185)	0.8304 (1.3877)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.9476 (0.5813)	-0.0173 (0.1063)	-0.0674 (0.0993)	-0.6664 (0.5459)	-0.0232 (0.1021)
LR	0.0232*** (0.0039)	-0.0359 (0.0255)	0.0343*** (0.0047)	0.0262*** (0.0038)	-0.0378 (0.0241)	0.0376*** (0.0045)
Cons	0.2739*** (0.0039)	19.2655*** (0.0223)	-0.0893** (0.0408)	0.2821*** (0.0075)	20.0052*** (0.0416)	0.0102 (0.0439)
N	8847	8363	8363	8847	8363	8363
R ²	0.1116	0.1709	0.1632	0.1345	0.1514	0.1844
F 检验	10.1600*** (0.0000)	23.7900*** (0.0000)	8.9800*** (0.0000)	11.0100*** (0.0000)	27.4400*** (0.0000)	9.6900*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

在表 5 中, 固定效应 (1)、(4) 主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响, 从第一步的回归结果中看, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险; 固定效应 (2)、(5) 主要研究了宏观审慎对企业金融化的影响, 宏观审慎的系数均显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业金融化水平; 固定效应 (3)、(6) 主要研究了宏观审慎、企业金融化对企业债务违约风险的影响, 宏观审慎的系数均为负, 企业金融化系数均显著为正, 说明模型存在部分中介效应, 验证了假说 2 中的第二种传导途径, 即“宏观审慎监管—企业金融化—企

业风险”。

3. 融资环境稳定效应

宏观审慎监管政策会调整银行信贷规模、维持宏观经济稳定，从而改善信贷环境。因此，本文引入企业现金流波动率变量，使用固定效应模型分别对模型（40）、模型（41）、模型（42）进行回归分析，分析结果如下所示：

表 5 融资环境稳定效应

	固定效应 (1)	固定效应 (2)	固定效应 (3)	固定效应 (4)	固定效应 (5)	固定效应 (6)
	RISK	CS	RISK	RISK	CS	RISK
回归步骤	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
ZBJ	-0.0366*** (0.0028)	-0.0233*** (0.0087)	-0.0372*** (0.0028)			
LTV				-0.0510*** (0.0097)	-0.0284* (0.0153)	-0.0513*** (0.0096)
CS			0.0511*** (0.0071)			0.0515*** (0.0068)
PN	-0.0169** (0.0076)	-0.0440 (0.0473)	-0.0157** (0.0076)	-0.0105 (0.0074)	-0.0179 (0.0131)	-0.0091 (0.0073)
ASSET	0.4944*** (0.0592)	0.2121 (0.1304)	0.4539*** (0.0593)	0.3933*** (0.0581)	0.6995*** (0.1103)	0.3536*** (0.0581)
ROE	-0.9356 (2.0700)	-10.8082** (5.4474)	-0.9740 (2.0633)	-0.3919 (1.9847)	-9.5424*** (3.2490)	-0.4325 (1.9777)
TBA	-0.3676*** (0.0692)	-0.1032 (0.2638)	-0.3482*** (0.0691)	-0.4176*** (0.0671)	-0.1372 (0.1938)	-0.3992*** (0.0669)
CASH	0.7356 (1.4428)	-1.2749 (3.4461)	0.4559 (1.4387)	0.7820 (1.3836)	-4.3942*** (2.4982)	0.5027 (1.3792)
MM	-0.0719 (0.1036)	-0.2407 (0.2046)	-0.0725 (0.1032)	-0.0674 (0.0993)	0.0613 (0.1808)	-0.0679 (0.0989)
LR	0.0232*** (0.0039)	0.0099 (0.0110)	0.0222*** (0.0039)	0.0262*** (0.0038)	0.0070 (0.0100)	0.0252*** (0.0037)
Cons	0.2739*** (0.0039)	0.4287*** (0.0113)	0.2514*** (0.0050)	0.2821*** (0.0075)	0.4514*** (0.0131)	0.2599*** (0.0080)
N	8847	7238	8847	8847	7238	8847
R ²	0.1116	0.0139	0.1775	0.1345	0.0162	0.1921
F 检验	10.1600*** (0.0000)	9.4100*** (0.0000)	8.5200*** (0.0000)	11.0100*** (0.0000)	10.5100*** (0.0000)	9.2300*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

在表 5 中，固定效应（1）、（4）主要研究了宏观审慎对企业债务违约风险的影响，从第一步的回归结果中看，宏观审慎的系数显著为负，说明宏观审慎能够降低企业的债务违约风险；固定效应（2）、（5）主要研究了宏观审慎对企业现金流波动率的影响，宏观审慎的系数显著为负，说明宏观审慎能够降低企业现金流波动率；固定效应（3）、（6）主要研究了宏观审慎、企业现金流波动率对企业债务违约风险的影响，宏观审慎的系数为负，企业现金流波动率的系数显著为正，说明模型存在部分中介效应，验证了假说 2 中的第三种传导途径，即“宏观审慎监管—融资环境稳定性—企业风险”。

(三) 企业异质性

为研究宏观审慎对融资约束不同的企业的债务违约风险的影响，如表 6 所示。

表 6 企业异质性与债务违约风险

	企业性质			
	国有企业	非国有企业	国有企业	非国有企业
ZBJ	-0.0802*** (0.0149)	-0.0136 (0.0189)		
LTV			-0.0816*** (0.0122)	-0.0360** (0.0150)
PN	-0.5279*** (0.0822)	-0.0134* (0.0081)	-0.4676*** (0.0945)	-0.0056 (0.0071)
ASSET	0.4778*** (0.0331)	0.9420*** (0.0607)	0.3021*** (0.0829)	0.3812*** (0.0767)
ROE	-1.5951 (2.8170)	0.9314 (4.0352)	-1.7928 (2.3618)	1.0324 (3.3775)
TBA	-1.7272*** (0.1774)	-0.8236*** (0.0788)	-0.2389 (0.1875)	-0.3022*** (0.0691)
CASH	-0.3575 (0.7085)	2.3073** (1.0457)	0.2639 (6.0647)	1.0113 (1.3222)
MM	0.3403** (0.1478)	0.2271** (0.1118)	-0.2933** (0.1398)	0.0717 (0.1327)
LR	0.8248*** (0.0157)	0.0459*** (0.0043)	0.4881*** (0.0237)	0.0156*** (0.0038)
Cons	-0.1607*** (0.0148)	0.2007*** (0.0140)	0.0373 (0.0646)	0.5506*** (0.0789)
N	5509	3338	5509	3048
R ²	0.4323	0.1807	0.6758	0.6234
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
经验 P 值	0.04		0.005	

当宏观审慎变量的代理变量为法定存款准备金率使用情况时，国有企业的宏观审慎的系数显著为负，说明国有企业的债务违约风险对宏观审慎政策敏感；当宏观审慎变量的代理变量为贷款价值比使用情况时，国有企业与非国有企业的宏观审慎的系数显著为负，国有企业的系数绝对值要大于非国有企业，进一步说明国有企业的债务违约风险对宏观审慎政策敏感。国有企业更易从银行等金融机构获得贷款，国有企业的融资约束相对较低。融资约束更低的企业，具有信贷规模大的特征，较多冗余的资金会被用于金融投资、现金流更依赖金融状况（而非实体经济状况）。而宏观审慎监管，会导致银行等金融机构收缩对这类企业的信贷规模，抑制企业金融化程度、形成良好的企业融资环境，因此，宏观审慎监管对此类企业的风险缓释效应更强，即融资约束程度越低，企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感，验证了假说 3。

(四) 稳健性检验**1. 宏观审慎与企业违约风险**

本文使用以下两种方法进行稳健性检验：第一，引入企业违约风险的滞后变量，构建动态

模型,使用系统 GMM 模型进行估计;第二,本文替换宏观审慎监管的代理变量,使用系统 GMM 模型,进行稳健性检验分析。本文使用 Cerutti et al. (2017) 中构造的宏观审慎指数 (MPI) [32],该指数越大说明宏观审慎政策监管的力度越大。检验结果如表 7 所示。

表 7 宏观审慎与企业违约风险

	S-GMM (1)	S-GMM (2)	S-GMM (3)	S-GMM (4)
L.RISK	-0.0218 (0.2270)	0.1325 (0.1085)	0.7587*** (0.1782)	1.1869** (0.4871)
ZBJ	-0.1237* (0.0728)			
LTV		-0.0807*** (0.0197)		
MPI			-0.0292* (0.0176)	-0.1050** (0.0456)
PN	-0.3427 (0.3365)	-0.6316** (0.3381)		-0.1939 (0.2326)
ASSET	-0.3825 (0.8788)	0.5222*** (0.1342)		2.9207 (3.2134)
ROE	1.3900 (4.9603)	3.7123 (2.8574)		-0.2088 (0.2487)
TBA	-1.9267 (2.0871)	2.1620* (1.1721)		4.6153 (5.9271)
CASH	-0.2077 (0.2800)	1.0581 (1.3295)		0.9551 (1.9859)
MM	4.4854** (2.2528)	-1.2474 (2.6373)		-3.4437 (6.3335)
LR	0.8821*** (0.2762)	0.1013 (0.1268)		-0.3495 (0.5145)
Cons	-0.2393 (0.1808)	0.0316 (0.1189)	0.2518** (0.1255)	0.7554*** (0.2932)
N	8058	8058	3384	3244
AR(1)检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)检验	0.3250	0.2590	0.3400	0.6120
Sargan 检验	1.0000	0.8930	0.74200	0.8700

从上表中回归结果所示, Sargan 检验通过, 意味着样本面板数的系数较为显著, 结论具有真实性。在 (1)、(2)、(3)、(4) 列的回归结果显示, 宏观审慎监管系数显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险, 通过稳健性检验。

2. 企业异质性检验

本文构建模型 (43), 引入了 KZ 指数与宏观审慎的交互项, 研究企业异质对宏观审慎与企业债务违约风险的影响。KZ 指数的均值为-0.6495, 方差为 9.4087, 说明企业的融资约束程度相差较大, 可以进行企业异质性分析。

$$RISK_{it} = \alpha_1 \times MP_{it} + \alpha_2 \times MP_{it} \times KZ_{it} + \alpha_3 \times LOAN_{it} + \alpha_4 \times ASSET_{it} + \alpha_5 \times ROE_{it} + \alpha_6 \times TBA_{it} + \alpha_7 \times CASH_{it} + \alpha_8 \times MM_{it} + \alpha_9 \times LR_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (43)$$

本文对模型 (43) 使用固定效应模型进行回归, 回归结果如表 8 所示。若宏观审慎变量与 KZ 指数的交互项显著为正, 说明融资约束程度越低, 企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感。

表 8 融资约束与企业债务违约风险

	KZ 指数			
	ZBJ		LTV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
MP	-0.0396*** (0.0027)	-0.0352*** (0.0028)	-0.0593*** (0.0093)	-0.0436*** (0.0098)
MP*KZ	0.0015** (0.0007)	0.0020*** (0.0007)	0.0226*** (0.0051)	0.0214*** (0.0053)
KZ	0.0004* (0.0002)	0.0005** (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)
PN		-0.0186** (0.0077)	0.3017*** (0.0065)	-0.0106 (0.0074)
ASSET		0.4938*** (0.0592)		0.4003*** (0.0581)
ROE		-0.9195 (2.0687)		-0.2417 (1.9829)
TBA		-0.3675*** (0.0694)		-0.3828*** (0.0675)
CASH		0.7395 (1.4420)		0.7985 (1.3821)
MM		-0.0712 (0.1035)		-0.0649 (0.0992)
LR		0.0246*** (0.0039)		0.0257*** (0.0038)
Cons	0.2857*** (0.0023)	0.2738*** (0.0039)	0.1729*** (0.0071)	0.2813*** (0.0075)
N	9295	8847	9295	8847
R ²	0.0112	0.1115	0.1521	0.1474
F-检验	13.4500 (0.0000)	10.1600 (0.0000)	13.9200 (0.0000)	10.6600 (0.0000)
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是

从上表中回归结果所示, 在 (1)、(2)、(3)、(4) 列的回归结果显示, 宏观审慎监管系数显著为负, 说明宏观审慎能够降低企业债务违约风险; 在 (1)、(2)、(3)、(4) 列的回归结果显示, 宏观审慎监管与 KZ 指数的交互项显著为正, 说明 KZ 越小, 融资约束程度越低, 企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感, 通过稳健性检验。

六、进一步讨论

本文进一步研究宏观审慎对企业债务违约风险的影响是否会受到企业成长状况和发展能力以及外部政策不确定性的影响。因此, 本文引入营业收入增长率、托宾 Q、政策不确定性变量。

参考卜君和孙光国 (2020) 的研究, 使用剔除成长因素和行业因素的企业营业收入的标准差来衡量外部政策不确定性^[33], 得到本文的外部政策不确定性变量 (PN), 其中变量在回归中

进行1%缩尾处理。

本文在模型(43)的基础上,将交互项中的KZ指数替换为营业收入增长率、托宾Q、政策不确定性,研究企业盈利能力和企业成长能力以及外部经济不确定性对宏观审慎与企业债务违约风险之间的关系。

表9 进一步分析:内部和外部影响因素

	企业成长状况		发展能力		外部政策不确定性	
	ZBJ	LTV	ZBJ	LTV	ZBJ	LTV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.RISK	0.3753*** (0.0113)	0.3701*** (0.0113)	0.3847 (0.0112)	0.3790*** (0.0112)	0.3794*** (0.0112)	0.3792*** (0.0112)
MP	-0.0014 (0.0064)	-0.0513*** (0.0115)	-0.0028 (0.0059)	-0.0430*** (0.0155)	-0.0351*** (0.0045)	-0.0709*** (0.0090)
MP*IGROW	-0.0229*** (0.0032)	-0.0119** (0.0053)				
MP*TBA			-1.3890 (0.1607)	-1.3841** (0.6466)		
MP*PN					-0.0334*** (0.0092)	-0.0510*** (0.0170)
PN	-0.0271 (0.0209)	-0.0128* (0.0035)	-0.0171** (0.0071)	-0.0174** (0.0072)	-0.0372*** (0.0102)	-0.0052 (0.0078)
IGROW	-0.0273*** (0.0034)	-0.0375*** (0.0210)				
ASSET	0.1587*** (0.0581)	0.1461** (0.0583)	0.1491** (0.0581)	0.1333** (0.0586)	0.1232** (0.0583)	0.1235** (0.0583)
ROE	0.4991 (1.8589)	0.3942 (1.8648)	0.6678 (1.8599)	0.5846 (1.8690)	0.5506 (1.8678)	0.5564 (1.8683)
TBA	-0.3389** (0.1544)	-0.2667* (0.1573)	-1.3646*** (0.2185)	-0.7069*** (0.2201)	-0.4367*** (0.1049)	-0.4301*** (0.1049)
CASH	0.5541 (1.3618)	0.9716 (1.3648)	0.1178 (1.3557)	0.1257 (1.3624)	0.0942 (1.3615)	0.0907 (1.3618)
MM	-0.0711 (0.0988)	-0.0767 (0.0991)	-0.0815 (0.0986)	-0.0896 (0.0991)	-0.0837 (0.0990)	-0.0830 (0.0990)
LR	0.0455*** (0.0065)	0.0442*** (0.0066)	0.0370*** (0.0053)	0.0317*** (0.0053)	0.0405*** (0.0057)	0.0394*** (0.0057)
Cons	0.1574*** (0.0082)	0.1693*** (0.0093)	0.1462*** (0.0078)	0.1667*** (0.0089)	0.1224*** (0.0066)	0.1579*** (0.0083)
N	7972	7972	8058	8058	8058	8058
R ²	0.5867	0.5812	0.5823	0.5811	0.5766	0.5760
F-检验	2.5000*** (0.0000)	2.5500*** (0.0000)	2.5400*** (0.0000)	2.4500*** (0.0000)	2.5900*** (0.0000)	2.6000*** (0.0000)
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是

从上表中看,宏观审慎工具变量显著为负,说明宏观审慎有利于降低企业的债务违约风险;宏观审慎与营业收入增长率的交互项显著为负,说明营业收入增长率会影响宏观审慎与企业债务违约风险之间的关系,当企业的营业收入增长水平较高时,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感;宏观审慎与托宾Q的交互项显著为负,说明企业的成长能力会影响宏观审慎与企业债务违约风险之间的关系,当企业的成长能力较高时,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感;宏观审慎与政策不确定变量的交互项显著为负,说明当政策不确定性越大时,宏观审慎更能降低企业的债务违约水平。

七、结论与启示

本文从理论与实证两个方面分析了宏观审慎监管与企业债务违约风险的影响,并从信贷收缩效应、损失规避效应、融资环境稳定效应等研究了宏观审慎对企业债务违约风险的传导机制,进一步分析了企业成长状况和发展能力以及外部政策不确定性对宏观审慎监管与企业违约风险的影响。本文的主要结论如下:第一,宏观审慎监管可以减少企业债务违约风险的增加;第二,宏观审慎可以通过规范银行信贷行为和企业金融化,形成良好的企业融资环境,来降低企业债务违约的风险;第三,企业具有异质性,企业的融资约束越低,企业风险变化趋势对宏观审慎越敏感;第四,当企业成长性越高、发展能力越强、外部政策不确定性越大时,企业风险变化趋势对宏观审慎性更为敏感。

建议如下:第一,货币当局可通过逆周期管理、调整拨备水平等方式进行宏观审慎监管,降低经济系统的顺周期性,以此来控制市场上的信贷规模、金融投资情况,从而达到降低企业债务违约风险的目的。应进一步加强对企业违约风险的异质性和企业的异质性的研究。监管部门应根据我国经济的发展情况,增加与上市公司直接相联系的宏观审慎监管方式,扩展宏观审慎监管的监管范围,以更好地达到预防系统性风险的目的。第二,从企业的角度分析,企业应当健全和完善风险预警体系,重点关注宏观审慎政策的实施情况,控制企业的债务规模在合理的水平。一方面,企业应当及时检测自身的债务规模,制订对应的量化监督政策;另一方面,企业应当关注宏观审慎政策,根据政策信号,主动调整自身的债务规模,以降低企业的债务违约风险。第三,协调宏观审慎与微观审慎监管。监管部门既要关注系统性风险,又要关注单个经济主体的风险情况,只有同时提高微观与宏观审慎监管的能力和效率,才能避免风险的积聚。第四,加强宏观审慎方法的研究。完善对宏观审慎工具的深入研究,拓展已有的宏观审慎监管工具,以提高监督管理以及预防风险的能力,减少经济损失。

参考文献:

- [1] Beau,D., Clerc,L., Mojon,B. Macro-Prudential Policy and the Conduct of Monetary Policy[J]. SSRN Electronic Journal, 2013,234(6),120-141.
- [2] Akinci,O.,Olmstead-Rumsey,J. How Effective are MacroPrudential Policies? An Empirical Investigation Investigation[J].Journal of Financial Inter-mediation,2018,33,33-57.
- [3] 宿营.论上海自贸区金融宏观审慎监管政策[J].政法论丛, 2014,(4):73-81.
- [4] 阮素梅,查海峰,李伟,陈旭.双支柱调控与系统性金融风险[J].经济问题, 2020,495(11):38-45.
- [5] Laseen,S., Pescatori,A., Turunen,J. Systemic Risk: A New Trade-Off for Monetary Policy?[J].Journal of Financial Stability,2017,32:70-85.
- [6] Ghosh, S. Macroprudential Regulation and Bank Behaviour: Theory and Evidence from a Quasi-Natural Experiment[J]. Macroeconomics & Finance in Emerging Market Economies, 2015,(8): 138-159.
- [7] 李力,温来成,唐遥,张懿.货币政策与宏观审慎政策双支柱调控下的地方政府债务风险治理[J].经济研究, 2020,(11): 36-49.
- [8] Daniel,B., Melecky,M. Equilibrium Credit: The Reference Point for Macro-prudential Supervisors[J]. Journal of Banking and Finance,2014,(2):135-154.
- [9] 王爱国,陈艳,刘晓慧.宏观审慎政策如何影响企业创新行为? ——基于信贷融资中介效应的实证分析[J].南开管理评论, 2022:1-28.
- [10] 黄乾富,沈红波.债务来源、债务期限结构与现金流的过度投资[J]. 金融研究, 2009,(9): 143-155
- [11] 陈德球,肖泽忠,董志勇.家族控制权结构与银行信贷合约: 寻租还是效率?[J].管理世界, 2013, (9): 130-143.
- [12] 郭瑾,彭涛,刘志远.银行贷款对企业风险承担的影响: 推动还是抑制[J].会计研究, 2017,(2): 42-96.

- [13]毛振华, 谭曼, 曾淑桂.政治关联加剧了企业金融化吗——来自中国民营企业的经验证据[J].湖南大学学报(社会科学版),2022,36(2):35-42.
- [14] 张敏, 张胜, 申慧慧, 王成方.政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据[J].管理世界, 2010,22(11):143-153.
- [15]赵向琴,杨翱,金昊,陈国进.商业银行杠杆水平、金融稳定 与宏观审慎政策协调[J].财贸经济, 2022,(7): 87-102.
- [16]美国华,饶品贵.宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J].会计研究,2011,(3):9-18.
- [17] 马勇, 陈点点. 宏观审慎政策如何影响企业金融化[J]. 国际金融研究, 2020, (3):13-22.
- [18] 方意,2013 中国宏观审慎监管框架研究[D]. 南开大学, 2013.
- [19] 金成晓,李梦嘉.双支柱政策组合变动、理性预期与信贷周期波动——基于 MS-DSGE[J].财经理论与实践(双月刊),2021,42(5):9-17.
- [20]卞志村,张运,毛泽盛.金融稳定视角下财政货币政策与宏观审慎政策三支柱调控框架研究[J].金融评论, 2021,(5): 1-19+123.
- [21] 瞿凌云,许文立,钱国军.宏观审慎框架下通道套利监管的有效性研究——基于动态随机一般均衡模型(DSGE)的分析[J].金融经济研究, 2019,34 (5): 10-22.
- [22] 马勇,付莉.双支柱”调控、政策协调搭配与宏观稳定效应[J].金融研究,2020,(8):1-17.
- [23] 叶康涛,祝继高.银根紧缩与信贷资源配置[J].管理世界,2009,(1):30-36+196.
- [24]李念. 政治关联、银行贷款与企业风险[J].国际商务财会,2014,(7):70-75.
- [25]张庆君.非金融上市公司债务违约风险生成机制及溢出效应研究[M]. 经济科学出版社, 2021, (11):242-256.
- [26]Merton R.C . On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates[J].Journal of Finance, 1974, 67(5): 1565- 1601.
- [27] 荆中博,方意.中国宏观审慎政策工具的有效性和靶向性研究[J].财贸经济,2018,39(10):75-90.
- [28] 董盼, 陆正飞.负债融资、负债来源与企业投资行为——来自中国上市公司的经验证据[J].经济研究, 2005,(5): 75-84+126.
- [29] 彭俞超,韩珂,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].中国工业经济,2018,(1):137-155.
- [30] 陈志斌,王诗雨.产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量[J]. 中国工业经济, 2015,(3):96-108.
- [31] Baron,R.M., Kenny,D.A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations[J].Journal of Personality and Social Psychology,1986,51(6):1173-1182.
- [32] Cerutti ,E .,Claessens,S ., Laeven,L.The Use and Effectiveness of Macro-prudential Policies: New Evidence [J].Journal of Financial Stability,2017,28: 203-224
- [33] 卜君,孙光国.环境不确定性会影响企业劳动投资效率吗[J].经济管理,2020,(10):23-38.

Macro-prudential Regulation and the Risk of Corporate Debt Default :

Risk Mitigation or Risk Exposure

[Abstract]:

Preventing and resolving the risk of corporate debt default is one of the important ways to maintain the stability of capital market and prevent systemic financial risks. Based on the traditional five-sector equilibrium model, this paper incorporated the behavior equation of macro-prudential regulation and enterprise risk into the theoretical model, and studied the influence and conduction path of macro-prudential regulation on enterprise risk. Based on the panel data of non-financial listed companies, this paper analyzes the transmission mechanism from three perspectives: credit contraction effect, credit cost constraint effect and loss aversion effect and discusses the problem of firm heterogeneity. The results show that macro-prudential supervision effectively inhibits the increase of corporate debt default risk, and the stronger the level of financing restrictions, the more sensitive the trend of corporate risk change to macro-prudential; Macro-prudential regulation can reduce the risk of corporate debt default by reducing the scale of bank credit, increasing the cost of credit and weakening the degree of corporate financing. In addition, the higher the growth, the stronger the development ability and the greater the external policy uncertainty of the enterprise, the more sensitive the change trend of the enterprise risk to the macro-prudential. This paper enriches the research on macro-prudential regulation and corporate debt default risk, and provides new clues and basis for further restraining corporate default risk from the perspective of macro-regulation.

[Key words]: macro-prudential, bank credit, cost of credit, corporate financing, corporate debt default

劳动收入份额、资本积累与经济高质量发展

张庆君 邵 磊

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

在提高劳动者报酬的政策导向下如何兼顾企业生产性投资, 发挥消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键性作用, 是新时期实现经济高质量发展的重要任务。基于新发展理念, 运用熵值法构建经济发展质量水平衡量体系, 利用 2000—2017 年省级面板数据实证分析劳动收入份额对经济高质量发展的影响, 可以发现: 劳动者报酬提高对经济高质量发展具有抑制作用, 资本积累仍是推动经济高质量发展的重要动力; 从传导机制来看, 劳动收入份额提高降低了劳均资本存量, 从而抑制了经济高质量发展, 但通过促进居民最终消费和提升资本生产率, 可以有效缓解其抑制作用; 在经济发展水平较低的中西部地区以及资本—劳动替代弹性低、劳动年龄人口负担较重的区域, 劳动收入份额对经济高质量发展的抑制效应更大。在双循环新发展格局下, 实现经济高质量发展需要供给侧改革和需求侧管理双管齐下, 在完善要素收入分配制度、提高居民收入的同时稳定实体经济投资, 提高资本运行效率。

[关键词]: 劳动收入份额; 经济高质量发展; 劳均资本存量; 资本-劳动替代弹性

一、引言

改革开放以来, 中国经济高速增长成为世界经济增长的奇迹, 取得了世界瞩目的成绩。伴随经济快速增长的是资本的高速扩张, 而劳动收入份额即经济发展成果中由劳动者分享的部分自 1995 年延续了 10 多年的下滑态势后才开始反弹, 整体呈现“U 型”走势^①。党的二十大报告强调, 发展不平衡不充分问题仍然突出, 推进高质量发展还有许多卡点瓶颈。新时期中国经济发展既面临供给结构与需求结构不匹配的问题, 也存在收入分配差距导致的有效需求不足问题。只有完善分配格局, 我国的内需潜能才能不断释放。2022 年 12 月中共中央、国务院印发《扩大内需战略规划纲要(2022—2035)》明确提出, “十四五”时期实施扩大内需战略的主要目标之一是: 分配结构明显改善, 城乡区域发展差距和居民生活水平差距逐步缩小, 居民人均可支配收入实际增长和经济增长基本同步。劳动收入份额不仅关系着居民收入水平, 也反映了国民收入的初次分配; 既能从需求端影响消费和投资需求, 又能在供给端影响要素的生产效率。由于工资是刚性的, 利润却富有弹性, 劳动收入份额与企业利润和经济增长相背离具有天然性^②, 在提高劳动者报酬的政策导向下如何兼顾企业生产性投资, 发挥消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键性作用, 是新时期实现经济高质量发展的重要任务。故劳动收入份额变动在经济高质量发展中发挥怎样的作用, 其影响机制是什么? 本文将从要素投入产出效应的视角分析劳动收入份额对经济高质量发展的影响。

二、理论分析及研究假设

(一) 劳动收入份额与经济高质量发展

推动经济高质量发展是我国十四五时期经济社会发展的总体要求以及全面建设社会主义现代化国家开局起步关键时期的主要目标任务之一, 与“经济增长”相比, 除了经济因素外, 高质量发展应涵盖城乡协调、生态环境、人民生活、制度环境、社会福利、公平效率等诸多维度^③, 既要体现“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展理念, 亦要缓解现阶段中国社会的主要经济矛盾^④。其发展目标在宏观上需提升国民经济的整体质量^⑤, 使经济结构和社会结构高级化^⑥, 在经济社会形成高质量的供给、需求和投入产出^⑦, 以满足人民日

益增长的美好生活需要。因此高质量发展是体现“四高一好”的发展，即高产品及服务质量、高经济效益、高社会效益、高生态效益和良好经济运行状态^⑧，是增长与质量的统一，需由供给侧和需求侧共同支撑。

关于劳动收入份额对经济增长的影响相关研究较多且并未得出一致的结论。劳动收入份额既能影响总需求亦能影响总产出，对经济增长的总效应取决于其对总需求的促进效应和对投资的抑制效应的力量对比，当需求效应占优时表现为促进作用^⑨，当成本效应占优时则将阻碍经济增长，二者也可能呈现U型关系^⑩。新发展理念下经济高质量发展不仅包含经济增长，且更加注重经济发展的稳定性和发展质量，人力资本积累和技术创新是经济高质量发展的重要驱动力。一方面，在国民经济循环过程中，分配关系决定新一轮的生产关系，提高劳动收入份额可能通过调整居民消费结构而促进生产结构转型升级，提高经济发展质量。另一方面从要素价格弹性的角度分析，由于工资水平在短期内是刚性的，在经济繁荣时期，企业盈利增加并不会立即提高劳动者工资水平，劳动收入份额相对下降，相反在经济衰退时期，工资水平下降的速度和幅度低于企业盈利下降水平，劳动收入份额相对上升，劳动收入份额与经济发展相背离。劳动力工资上涨将使企业投资回报率下滑，企业投资意愿下降^⑪，可能不利于企业进行人才和创新投入而进一步约束经济发展质量。

基于上述分析，本文提出以下假设 H1：劳动收入份额与经济高质量发展呈负相关关系。

（二）要素投入产出和居民最终消费的中介效应

根据马克思的资本有机构成理论，单位劳动力配置的资本量是生产力的表现形式，在不同的经济发展阶段、不同产业和企业中的生产技术存在较大差异，资本有机构成也不尽相同，劳均资本的变化对经济高质量发展仍具有影响。通常情况下，在经济发展初期工业化程度较低，与劳动力相比资本的边际产出相对较高，物质资本积累为促进经济发展的主要动能，但由于劳动力供给受到人口自然增长率的限制，随着物质资本积累不断提高，劳均资本存量表现为不断提高的过程，此时资本的边际生产贡献率逐渐下降，劳动力的边际产出上升。从规模效应来看，劳均资本存量变动的影响力体现在短期内投资率变动对经济发展的促进效应。资本和劳动的收入分配对生产性投资的双向效应决定了投资率具有适度规模，即劳均资本存量并非越高越好，该适度规模是长期经济发展和短期消费损失之间博弈和平衡的结果。在劳均资本存量未达到适度规模之前，提高劳动收入份额有利于增加劳动力供给，但会降低单位劳动力的资本量，不利于经济高质量发展。从产出效率来看，劳动力供给增加缓解了资本深化，有利于稳定资本的边际产出，提高产能利用率并作用于总产出。

经济高质量发展是各生产要素之间规模结构均衡的发展，劳动收入份额在需求端对经济发展的影响主要表现为“利润驱动”和“工资驱动”两种机制^⑫，现有研究普遍认为目前中国总需求为工资拉动型增长^⑬，过低的劳动收入份额对消费需求具有抑制作用^⑭。在当前产业结构升级和旧动能转换的新发展时期，最具潜力的需求因素是居民的最终消费，消费是扩大内需的主要抓手。劳动收入的边际消费倾向远高于资本收入^⑮，劳动者报酬上升，居民可支配收入提高，消费能力和意愿增强，产品市场需求增加，因此改变收入分配结构可通过扩大消费需求，调整消费结构，进而改变生产结构和产品结构，推动经济体制改革升级，实现效率与创新驱动的经济高质量发展。

基于上述分析，本文提出假设 H2：劳动收入份额可能通过劳均资本、居民最终消费和资本产出水平影响经济高质量发展。

（三）要素替代性和劳动人口抚养负担的调节效应

根据德拉格兰德维尔假说，生产要素之间的替代弹性对经济发展具有重要影响，陈晓玲和连玉君认为替代弹性增加可以有效促进经济增长^⑯。同时技术进步的偏向受生产要素“价格效应”和“市场规模效应”两方面的影响^⑰。资本-劳动替代弹性较高时，“市场规模效应”越大，企业扩大再生产受生产要素的制约程度较小，可以根据资本和劳动力的供给情况适时调整要素投入，选择供给充裕的生产要素维持生产的可持续性。但替代弹性较低时，“价格效应”占优，企业生

产将受制于供给弹性低的生产要素,要素投入的可调整性下降,此时若劳动力相对价格上涨,企业在最优生产条件下可能缩减产量导致经济发展受限。因此资本与劳动力的替代效应不同,劳动者收入水平变动对经济发展质量的影响可能存在较大的差异性。

生命周期消费假说分析了消费和年龄之间的关系,即个体消费和储蓄行为与其年龄有关,经济社会总体消费水平与其居民年龄结构有关,因此经济发展受制于劳动力人口和总人口的年龄结构。由于青少年不具备劳动能力,老年人口的劳动参与率低,社会总产出的劳动力资源供给取决于中青年人口比重。同时人口年龄结构变化将导致劳动人口抚养负担不同,当人口老龄化问题严峻时劳动力人口抚养负担加重,将影响着社会总消费支出和储蓄水平,且人口结构不同消费结构亦有不同,因此人口年龄结构影响着经济高质量发展的供给和需求双侧。

基于上述分析,本文提出假设 H3:劳动者收入份额与经济高质量发展的关系受资本-劳动替代弹性和人口年龄结构的影响。

三、实证分析

(一) 模型设定及主要变量说明

为分析劳动收入份额变动对经济高质量发展的影响,本文设定基本模型如下:

$$Edev_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 labor_{it} + \alpha_i \sum control_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

其中, $Edev$ 表示地区经济高质量发展水平。单一从经济增长维度已无法全面衡量经济发展的真实状态。根据立足点差异,评价经济高质量发展的指标体系构建主要有以下三类:第一类是以经济增长质量为基础,从经济发展的基本面、生态成果、社会成果等方面构建高质量发展指标体系^⑧;第二类依托新发展理念,从“创新、协调、绿色、开放、共享”等维度构建高质量发展指标体系^⑨。第三类基于高质量发展方式,从内涵式和外延式发展两个层次来衡量高质量发展水平^⑩。相较而言,新发展理念涉及社会经济发展的各个方面,较好的诠释了高质量发展的核心内涵,本文以此为据并从数据获得性和可操作性出发,构建高质量发展衡量体系,具体包括经济发展基本面、创新发展、协调发展、绿色发展、开放发展、共享发展 6 个维度、15 个指标,具体指标及定义如表 1 所示。为避免主观因素干扰,本文在无量纲化处理后采用熵值法对各级指标进行赋权,计算各省市的经济高质量发展水平值。

表 1 经济高质量发展指标体系

	维度	具体指标	指标定义	属性
经济 发展 质量	经济发展基本面 (Fundament)	人均生产总值	地区实际生产总值/常住人口数	+
		经济发展稳定性	地区生产总值的移动平均变异系数	-
	创新发展 (Innovation)	发明专利授权比例	发明授权数/专利授权数	+
		人均教育经费	高等学校在校生人数/常住人口数	+
		R&D 经费产出效应	地区生产总值/R&D 经费支出	+
	协调发展 (Coordinate)	城乡收入水平	农村居民人均可支配收入/城镇居民人均可支配收入	+
		城乡消费水平	农村居民人均消费支出/城镇居民人均消费支出	-
		城市化水平	城镇人口数/常住人口数	-
	绿色发展 (Green)	环境污染	单位产出废水排放量、单位产出废气排放量、一般固体废物综合利用率合成指标	+
		能源消耗	单位产出能耗和单位产出电耗合成指标	-
	开放发展 (Open)	贸易依存度	进出口总额/地区生产总值	+
		外资依赖度	外商投资额/地区生产总值	-
	共享发展 (Shared)	公共图书馆完善度	公共图书馆藏书数/常住人口数	+
		医疗设施完善度	每千人口医疗卫生机构床位数	+
		医疗服务水平	每千人口卫生技术人员数	+

labor 表示劳动收入份额,以劳动者报酬在地区生产总值中的占比进行测算。Control 为控制变量,包括资本存量、资本形成率、国有经济比重、教育程度、失业水平和政府干预等。其中资本存量 K 采用永续盘存法进行测算,公式为: $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta_{it}) + I_{it}$, 为保持数据的一致性,资本存量和实际 GDP 均以 1978 年为基期计算, I 为固定资产形成总额,运用固定资产投资价格指数进行平减,折旧率参考单豪杰(2008)的测算取值为 10.96%³⁰。

本文选取 2000-2017 年³⁰省级面板数据(不含港澳台和西藏)进行研究,数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国卫生健康统计年鉴》和各省统计年鉴,个别年份缺失值利用线性插补法进行处理。各变量描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计结果

Variable	Symbol	Mean	Std.	Min	Max	P50
经济高质量发展	Edev	0.2718	0.1552	0.0798	0.8485	0.2223
劳动收入份额	labor	0.4876	0.0573	0.3331	0.6617	0.4919
资本存量	LnK	8.3005	1.1741	4.9073	10.9781	8.4101
资本形成率	Cap	0.5412	0.1266	0.2740	0.9973	0.5225
国有经济比重	State	0.5636	0.1947	0.1355	0.9509	0.5881
受教育程度	Edu	8.4538	1.0724	5.4383	12.665	8.4052
失业水平	Unem	3.5589	0.7109	0.7600	6.5000	3.6000
政府干预	Gover	0.2094	0.1035	0.0691	0.7583	0.1875

(二) 基准回归结果分析

表 3 是劳动收入份额影响经济高质量发展的回归结果,可以发现劳动收入份额对经济高质量发展的影响在 5%显著性水平下显著为负。劳动者收入水平提高一方面可以提升市场需求刺激消费,但另一方面也可能挤占企业利润空间,进而抑制企业生产性投资,对经济高质量发展具有抑制作用。具体来讲,劳动者报酬上升主要降低了经济高质量发展的基本面(即人均生产总值和经济发展稳定性)和绿色发展水平。而资本积累对经济高质量发展的影响显著为正,意味着现阶段增加投资依然是促进经济发展的重要途径之一。根据卡莱茨基提出的社会主义经济增长模型,经济增长主要受三个因素影响,分别是投资的产出效应、生产设备折旧的负效应和利用度的改进效应³¹。且短期内主要取决于投资水平,投资率越高经济增速越快。但经济增长率也不可能无限扩张,原因在于既定的产业结构和消费结构下劳动力供给限制了实际的经济增长水平。由于工资水平在短期内是刚性的,在经济繁荣时期,企业盈利增加并不会立即提高劳动者工资水平,劳动收入份额相对下降,相反在经济衰退时期,工资水平下降的速度和幅度低于企业盈利下降水平,劳动收入份额相对上升,劳动收入份额与经济发展相背离。以创新驱动的经济高质量发展,需要资本积累和人力资本共同发力,资本供给富有弹性,劳动者收入份额提高会提高劳动力生产效率,但人力资本是长期积累的结果,短期内供给缺乏弹性,可能成为制约经济高质量发展的因素之一。

表 3 全样本估计结果

变量	(1) Edvp	(2) Fundament	(3) Innovation	(4) Coordinate	(5) Green	(6) Open	(7) shared
Labor	-0.1546** (0.0661)	-0.4269** (0.1884)	0.0426 (0.0990)	-0.1501 (0.1848)	-0.3895*** (0.1391)	-0.1270 (0.0952)	-0.0652 (0.1223)
LnK	0.0345*** (0.0121)	0.0491* (0.0279)	0.0140 (0.0146)	0.0446* (0.0230)	-0.0248* (0.0145)	0.0158 (0.0159)	0.0318* (0.0158)
Cap	-0.0891** (0.0387)	0.0297 (0.0754)	-0.0464 (0.0475)	-0.1272 (0.0903)	-0.0368 (0.0780)	-0.0338 (0.0564)	-0.0664 (0.0445)
State	-0.0509 (0.0354)	-0.1217 (0.1002)	-0.0554 (0.0730)	-0.1333 (0.0824)	0.1406* (0.0775)	-0.0715 (0.0785)	-0.0108 (0.0764)

³⁰ 注:由于核心解释变量指标劳动者报酬 2018 年数据缺失较多,故采用 2000-2017 年省级数据

Unem	-0.0180** (0.0080)	-0.0446** (0.0178)	-0.0256*** (0.0093)	0.0124 (0.0106)	0.0353** (0.0144)	-0.0144** (0.0060)	-0.0214* (0.0108)
Gover	-0.1971** (0.0746)	-0.6083*** (0.1580)	0.0899 (0.0868)	-0.2166 (0.1786)	-0.0622 (0.1235)	0.0760 (0.1078)	-0.1363 (0.1229)
Edu	0.0089 (0.0076)	0.0015 (0.0187)	0.0205* (0.0123)	-0.0111 (0.0165)	0.0014 (0.0181)	-0.0100 (0.0141)	0.0124 (0.0110)
cons	0.1680** (0.0677)	0.4140** (0.1785)	0.0466 (0.1429)	0.3707** (0.1576)	0.5925** (0.2233)	0.3344** (0.1371)	0.0127 (0.1500)
N	540	540	540	540	540	540	540
R-sq	0.4993	0.2009	0.4335	0.1684	0.4225	0.1700	0.3151
F	14.16	9.57	8.46	3.50	10.20	6.62	5.10

注：“*”“**”和“***”分别表示在 10%、5%和 1%统计水平上显著，括号内数字为考虑异方差的稳健标准误。下同

尽管固定效应模型能够较好的处理遗漏变量问题，但也可能存在其他内生性问题，为此本文使用随机效应模型（RE）、混合回归（OLS）、两阶段最小二乘法（2SLS）对模型重新进行回归，表 4 中第（4）列是以滞后一期为工具变量的 2SLS 回归结果。相较于固定效应模型，采用工具变量控制内生性以后，劳动收入份额的回归系数明显降低，且结果显著，意味着内生性问题低估了劳动收入份额对经济发展的抑制作用。同时为确保上述结果的可靠性，我们将主要解释变量滞后一期后进行回归分析，结果如第（5）列所示，主要变量的系数大小与基准回归结果基本一致，表明本文结果是稳健的。

表 4 稳健性检验估计结果

变量	(1) FE	(2) RE	(3) OLS	(4) 2SLS	(5) X _{t-1}
Labor	-0.1546** (0.0661)	-0.1772** (0.0707)	-0.5844*** (0.0813)	-0.6421*** (0.0883)	-0.1693** (0.0670)
LnK	0.0345*** (0.0121)	0.0284*** (0.0110)	-0.0253*** (0.0053)	-0.0242*** (0.0053)	0.0362** (0.0133)
Cap	-0.0891** (0.0387)	-0.0798** (0.0359)	-0.2162*** (0.0413)	-0.2255*** (0.0412)	-0.0855** (0.0415)
State	-0.0509 (0.0354)	-0.0428 (0.0374)	-0.0545* (0.0279)	-0.0656** (0.0286)	-0.0433 (0.0385)
Unem	-0.0180** (0.0080)	-0.0197** (0.0081)	-0.0442*** (0.0074)	-0.0392*** (0.0079)	-0.0160 (0.0105)
Gover	-0.1971** (0.0746)	-0.2090*** (0.0778)	-0.0602 (0.0579)	-0.0143 (0.0573)	-0.1960** (0.0822)
Edu	0.0089 (0.0076)	0.0181** (0.0075)	0.1055*** (0.00548)	0.1078*** (0.0056)	0.0079 (0.0100)
cons	0.1680** (0.0677)	0.1501** (0.0671)	0.1932*** (0.0728)	0.1723** (0.0800)	0.1552* (0.0783)
N	540	540	540	510	510
R-sq	0.4993	0.4953	0.7080	0.7182	0.4916
F / Wald chi2	14.16	103.47	113.22	788.31	13.10

（三）影响机制分析

经济发展方式转变需要生产要素投入结构、经济产业结构和消费结构共同转型升级。提高劳动者报酬，优化收入分配结构是“十四五”时期的重要任务之一，要素收入分配结构改变也将间接影响产业结构和消费结构。因此本文利用中介效应模型进一步分析劳动者收入份额是否会通过劳均资本存量、居民最终消费和资本生产率影响经济高质量发展，表 5 为估计结果。

1. 劳均资本存量

随着农村剩余劳动力减少、人口年龄结构改变，劳动力供给相对紧缺，用工荒、用

工难问题频发，在资本积累不断扩张的情况下劳均资本存量大幅攀升。2008 年全国劳均资本存量为 2.17 万元，2017 年达到 6.45 万元，年均增长率 20% 以上。劳动收入份额上升有利于增加劳动力供给，促进就业结构升级，但也会降低劳均资本存量，阻碍资本深化。从中介效应估计结果来看，劳动收入份额显著降低了劳均资本存量，回归系数为 -1.3881，进而对经济高质量发展具有显著的抑制效应，其间接效应为 0.2411，占总效应的 41.25%。

2. 居民最终消费

Bhadur and Marglin(1990)^③ 分析了劳动收入份额变动对经济的影响，并将劳动收入份额增加对消费产生的刺激作用称为“需求效应”，将其对投资产生的抑制作用称为“成本效应”。当劳动者报酬上升时，居民可支配收入提高，消费能力和意愿增强，产品市场需求增加，在需求端刺激居民消费所产生的“需求效应”有利于促进消费结构转型升级，提高企业生产性投资意愿，实现经济高质量发展。从估计结果来看，劳动收入份额影响居民最终消费的系数显著为正，表明目前提高劳动者报酬可以提高居民最终消费水平，有效缓解了劳动收入份额对经济高质量发展的抑制作用，其缓解效应为 -0.1801，占总效应的 30.83%。

3. 资本生产率

从支出的角度分析，资本积累受当期国民收入水平和工人与企业家之间收入分配关系的影响，企业家获得的总利润越高，资本积累越多，形成投资的可能性越大，因此经济结构的收入分配关系对企业投资决策具有决定性影响。当企业利润一定时，一方面劳动收入份额上升必然导致资本收入份额下降，另一方面工资上涨使企业劳动力投入成本增加，在一定程度上将限制企业生产性投资规模，减少资本积累，“成本效应”凸显。但劳动收入份额对投资最终是促进还是抑制取决于其“需求效应”和“成本效应”的力量对比。我们以地区生产总值与固定资产形成额的比值作为资本生产效率进行中介效应分析，估计结果显示提高劳动者报酬可以有效提升资本生产效率，进而缓解劳动收入份额对经济高质量发展的抑制作用，其缓解作用占总效应的 8.11%。由此可见现阶段改善生产要素收入分配关系，提高劳动者报酬，提升居民收入水平，既能从需求端刺激居民消费，又能从供给侧提高资本生产效率，实现经济效率与公平协调发展。

表 5 影响机制估计结果

变量	劳均资本存量			居民最终消费			资本生产率		
	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步	第一步	第二步	第三步
Labor	-0.5844*** (0.0722)	-1.3881*** (0.2008)	-0.3433*** (0.0661)	-0.5844*** (0.0722)	0.4586*** (0.0453)	-0.7645*** (0.0765)	-0.5844*** (0.0722)	0.4807** (0.2109)	-0.6318*** (0.0696)
M(x)			0.1737*** (0.0137)			0.3928*** (0.0671)			0.0986*** (0.0142)
LnK	-0.0253*** (0.0051)	0.1748*** (0.0143)	-0.0557*** (0.0051)	-0.0253*** (0.0051)	-0.0113*** (0.0032)	-0.0209*** (0.0050)	-0.0253*** (0.0051)	-0.0748*** (0.0150)	-0.0180*** (0.0050)
Cap	-0.2162*** (0.0412)	0.4878*** (0.1146)	-0.3010*** (0.0367)	-0.2162*** (0.0412)	-0.3084*** (0.0259)	-0.0951** (0.0450)	-0.2162*** (0.0412)	-3.7449*** (0.1204)	0.1531** (0.0663)
State	-0.0545 (0.0253)	-0.0476 (0.0702)	-0.0463** (0.0222)	-0.0545 (0.0253)	0.0994*** (0.0158)	-0.0936*** (0.0254)	-0.0545 (0.0253)	0.0393 (0.0738)	-0.0584** (0.0242)
Unem	-0.0442*** (0.0056)	-0.1092*** (0.0155)	-0.0253*** (0.0051)	-0.0442*** (0.0056)	-0.0089** (0.0035)	-0.0407*** (0.0054)	-0.0442*** (0.0056)	-0.1099*** (0.0163)	-0.0334*** (0.0056)
Gover	-0.0602*** (0.0530)	1.5916*** (0.1472)	-0.3367*** (0.0513)	-0.0602*** (0.0530)	0.4145*** (0.0332)	-0.2231*** (0.0584)	-0.0602*** (0.0530)	-0.3833** (0.1547)	-0.0224 (0.0511)
Edu	0.1055*** (0.0048)	0.3113*** (0.0133)	0.0514*** (0.0060)	0.1055*** (0.0048)	-0.0157*** (0.0030)	0.1116*** (0.0048)	0.1055*** (0.0048)	-0.0235* (0.0140)	0.1078*** (0.0046)
cons	0.1932*** (0.0719)	-2.3562*** (0.1997)	0.6024*** (0.0707)	0.1932*** (0.0719)	0.5834*** (0.0451)	-0.0360 (0.0799)	0.1932*** (0.0719)	5.0740*** (0.2099)	-0.3073*** (0.0997)

R-sq	0.7080	0.8631	0.7760	0.7080	0.6459	0.7257	0.7080	0.8172	0.7322
F	184.24	479.31	229.97	184.24	138.61	175.59	184.24	339.79	181.48
Sobel 检验	-0.2411** (0.0397)			0.1801** (0.0355)			0.0474** (0.0219)		
中介 效应	0.4125			-0.3082			-0.0811		

(四) 进一步分析

1. 区域异质性

从经济高质量发展水平估算结果来看, 由于创新和开放程度不同中国各地区之间经济发展存在明显的差异和不平衡性, 东部地区经济发展水平明显高于中西部地区。为此本文将样本分为东部地区和中西部地区分别检验劳动收入份额对经济高质量发展的影响, 估计结果如表 6 中第 (1) 列 (东部地区) 和第 (2) 列 (中西部地区) 所示。劳动者报酬提高对经济高质量发展的抑制作用主要体现在经济发展质量水平相对较低的中西部地区, 对东部地区的抑制作用并不显著。从上文全样本估计结果显示, 劳动收入份额对经济高质量发展的抑制性主要体现在经济发展的基本面和绿色发展两个方面, 中西部地区由于基础设施和人力资本积累相对薄弱, 协调创新能力和经济增长稳定性相对较差, 经济发展更易受到劳动力成本上升的冲击。

2. 资本-劳动替代弹性差异

生产要素之间替代弹性的高低对要素投入决策和经济产出亦具有重要影响, 下文将以资本-劳动替代弹性为据进行分组, 分析劳动收入份额对经济高质量发展的影响差异。要素替代弹性的估算取决于生产函数的选择, 本文参考郑猛和杨先明 (2017)³¹ 利用可替代弹性 VES 生产函数进行估算³¹, 结果显示全样本的 D 值为 -0.0745, 资本与劳动替代弹性 σ_{KL} 小于 1, 二者表现为互补关系, 表明随着资本积累的增加, 资本对劳动力的替代能力逐渐减弱。同时分期估计后发现次贷危机发生前 2000-2008 年期间 D 值为 0.4019, 此时资本对劳动的替代性较强, 二者表现为替代关系。但次贷危机后平均资本存量上升使得资本与劳动之间的替代弹性发生明显变化, D 值由正转负, 资本与劳动从替代关系逐渐转为互补关系。进一步通过各省市数据估计结果发现, 30 个省市中 19 个省市的 D 值小于 0, 劳动力供给已逐渐成为经济高质量发展的重要制约因素之一。

本文根据年度和区域 D 值的参数估算结果将样本分为 σ_{KL} 大于 1 和 σ_{KL} 小于 1 两组,

³¹ 注: 可替代弹性 VES 生产函数具体形式如下:

$$Y = Af(K, L) = A(E_L K)^{\frac{a}{1+c}} [(E_L L) + (\frac{b}{1+c})(E_L K)]^{\frac{c}{1+c}} \quad (3.2)$$

式中 Y 代表产出, K、L、 E_K 、 E_L 分别表示资本、劳动投入量和效率水平, A 表示技术进步, 其余变量为外生参数, 且当 $a=1$ 时表示规模报酬不变, 当 $b=0$ 时生产函数为传统 C-D 函数, 根据弹性的定义且通过上式对资本和劳动求偏导可得到资本对劳动的替代弹性 σ_{KL} 。

$$\sigma_{KL} = -\partial \ln(\frac{L}{K}) / \partial \ln(MRTS_{KL}) = 1 + \frac{bE_K}{E_L} k = 1 + Dk \quad (3.3)$$

其中, $MRTS_{KL} = -\frac{\partial Y}{\partial K} / \frac{\partial Y}{\partial L} = -\frac{1}{c} (\frac{L}{K} + b \frac{E_K}{E_L})$, 表示生产要素的边际技术替代率, $k=K/L$ 表示劳动力人均资本

量, $D=bE_K/E_L$ 。由 σ_{KL} 表达式可知, 当 $D>0$ 时, $\sigma_{KL}>1$, 表示资本与劳动替代弹性大于 1, 二者表现为替代关系, 反之则表现为互补关系。D 可通过对 (3.2) 式取对数后进行泰勒展开获得:

$$\ln Y = \lambda_0 + \lambda_1 \ln K + \lambda_2 \ln L + \lambda_3 (K/L) \quad (3.4)$$

式中 $\lambda_1 = \frac{a}{1+c}$, $\lambda_2 = \frac{ac}{1+c}$, $\lambda_3 = \frac{ac}{(1+c)^2} \frac{bE_K}{E_L}$, 则 $D = \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)\lambda_3}{\lambda_1\lambda_2}$ 。

利用公式 (3.5) 可对资本-劳动替代弹性进行参数估计。

估计结果如表 6 中第 (3) - (6) 列所示, 其中第 (3) 列和第 (4) 列为以次贷危机为限的估计结果, 第 (5) 列和第 (6) 列为区域差异的估计结果。结果显示次贷危机爆发以前, 资本对劳动力的替代性较强, 劳动力成本上升对经济发展的负向影响系数为 0.099, 次贷危机后随着资本-劳动替代弹性下降, 劳动收入份额的抑制性更强, 其系数为 0.4104。从地区来看, 在互补关系的省市地区, 劳动收入份额对经济高质量发展的负向影响程度显著且系数更高。当 σ_{KL} 小于 1 时, 资本对劳动力的替代性较低, 二者表现为互补关系, 单位劳动力投入的产出效应高于相应资本投入的产出效应, 当劳动力资源匮乏时, 劳动力供给缺乏弹性, 企业扩大再生产受制于劳动力要素的投入, 而劳动收入份额提高会增加企业生产的劳动力成本, 进一步挤压企业利润, 从成本收益角度企业可能减少生产性投资而制约经济高质量发展。

3. 劳动人口抚养负担差异

根据生命周期消费假说, 个体的消费和储蓄行为与其年龄有关, 人口年龄结构影响经济发展毋庸置疑。现代经济社会人口结构转变的核心问题是老龄化问题, 人口老龄化过程将经历劳动年龄人口峰值和总人口峰值两个重要转折, 此时经济增长将受到结构性冲击, 前者主要冲击供给侧, 后者则主要冲击需求侧³²。同时劳动力人口的抚养负担决定了其消费和储蓄的多寡, 劳动收入份额变动可从需求侧影响消费, 在供给侧影响投资, 但人口年龄结构差异导致的抚养负担差异可能使其对经济发展的影响方向和程度存在异质性。本文以劳动人口总抚养比³²均值为限将样本分为高抚养负担和低抚养负担两组, 估计结果如表 6 中第 (7) 列和第 (8) 列所示。结果显示在抚养负担较高的地区, 劳动收入份额对经济高质量发展具有显著的抑制作用, 由于青少年不具备劳动能力, 老年人口劳动参与率低, 劳动年龄人口抚养负担重, 消费具有后顾之忧, 劳动收入提高虽提升了消费能力但很难立即改变其消费意愿, 限制了经济高质量发展。

表 6 进一步分析估计结果

变量	地区异质性		资本劳动替代弹性				劳动人口抚养负担	
	(1) E	(2) M&W	(3) $\sigma_{KL} > 1$	(4) $\sigma_{KL} < 1$	(5) $\sigma_{KL} > 1$	(6) $\sigma_{KL} < 1$	(7) H	(8) L
Labor	-0.0940 (0.1216)	-0.1681* (0.0869)	-0.0990* (0.0504)	-0.4104*** (0.1302)	-0.0981 (0.0892)	-0.1702* (0.0835)	-0.1694* (0.0871)	-0.0679 (0.0644)
LnK	0.0624*** (0.0113)	0.0218 (0.0150)	0.0345*** (0.0082)	0.0385*** (0.0135)	0.0480*** (0.0122)	0.0255 (0.0162)	0.0560*** (0.0090)	0.0254 (0.0190)
Cap	-0.0716 (0.0712)	-0.0641 (0.0492)	-0.0483 (0.0647)	-0.0863 (0.0513)	-0.0337 (0.0506)	-0.0975 (0.0625)	-0.1357*** (0.0478)	-0.0142 (0.0604)
State	-0.0089 (0.0368)	-0.1059* (0.0538)	0.0138 (0.0341)	-0.0983 (0.0778)	0.0082 (0.0263)	-0.0854 (0.0555)	-0.0191 (0.0390)	-0.0190 (0.0497)
Unem	-0.0386*** (0.0090)	-0.0130 (0.0080)	-0.0202*** (0.0067)	-0.0154 (0.0099)	-0.0387*** (0.0049)	-0.0084 (0.0089)	-0.0276*** (0.0065)	-0.0122* (0.0066)
Gover	-0.4914** (0.2119)	-0.1475** (0.0602)	-0.1453 (0.1413)	-0.2427 (0.1527)	-0.4680*** (0.1477)	-0.1387** (0.0564)	-0.2326*** (0.0646)	-0.4028** (0.1749)
Edu	0.0022 (0.0087)	0.0057 (0.0097)	0.0095 (0.0061)	-0.0061 (0.0070)	0.0129 (0.0094)	0.0093 (0.0109)	0.0001 (0.0079)	0.0199** (0.0094)
cons	0.1176 (0.0714)	0.2542** (0.0942)	0.0726 (0.0779)	0.4193*** (0.1205)	0.1267* (0.0698)	0.1829 (0.1135)	0.0773 (0.0921)	0.1200 (0.1010)

³² 注: 劳动人口总抚养比=15-65 岁人口数/14 岁及以下和 65 岁以上人口数

N	180	360	270	270	198	342	276	264
R-sq	0.6610	0.4674	0.3226	0.2815	0.6714	0.4387	0.6619	0.2817
F	28.06	8.96	6.43	5.91	96.07	9.52	27.47	6.75

四、结论和建议

本文利用 2000—2017 年省际面板数据分析了劳动收入份额对经济高质量发展的影响, 研究表明劳动者报酬提高对经济高质量发展具有显著的抑制作用, 而资本积累仍是促进经济高质量发展的重要生产要素。从作用机制分析结果来看劳动收入份额提升一方面显著降低了劳均资本存量, 从而限制了经济发展, 但另一方面可以提高居民最终消费水平和资本生产率, 有效缓解了对经济高质量发展的抑制作用。进一步研究发现在经济发展水平较低、资本-劳动替代弹性小和劳动年龄人口负担较重的区域, 劳动收入份额对经济高质量发展的抑制效应更大。因此在世界经济陷入低迷, 国际环境错综复杂的形势下, 中国经济供给侧改革和需求侧管理双管齐下, 完善要素收入分配制度, 依靠提高居民收入, 升级消费结构, 扩展投资空间实现经济高质量发展, 稳定实体经济投资、提升资本运行效率是关键, 需要“稳增长、优结构、防风险、稳预期”等多方发力, 才能发挥好消费和投资在经济运行中的关键作用, 推进共同富裕。

第一, 完善收入分配制度, 提高居民收入水平, 促进消费结构升级, 推动共同富裕。现阶段劳动收入份额的需求效应对经济发展发挥着重要作用, 以需求侧管理促供给侧改革, 发挥消费对经济发展的基础性作用, 实现经济高质量发展和共同富裕需以提高居民收入为前提。在贯彻新发展理念, 构建新发展格局的过程中, 劳动收入份额的提高将影响居民可支配收入与收入差距, 这对实现共同富裕以及经济高质量发展具有重要意义。一方面, 居民可支配收入的提高将带动居民消费水平特别是低收入群体的消费水平的提升, 这将有效增加内部需求, 是实现扩大内需战略的举措。另一方面, 收入差距的缩小将有利于实现共同富裕, 防止两极分化。此外, 还要加快消费结构转型升级, 在高质量发展的过程中实现共同富裕。第二, 注重资本积累, 以增量促存量, 扩大资本有效供给。资本积累仍是经济高质量发展重要的动力源泉之一, 在提高居民收入水平促进消费结构升级的基础上, 延展投资内需新空间, 须开启新一轮基建投资, 在基础设施、重点项目上提高投资率, 以增量促存量, 形成存量资本和新增投资的良性循环, 盘活经济基础大盘, 强化供给端应对市场需求变化的适应性和灵活性。第三, 处理好投资和消费之间的关系。当前我国已经是内需型国家, 但资本积累是以牺牲短期消费为代价, 既定生产结构下经济发展有最适投资率, 需保持投资合理增长, 避免盲目扩张, 优化投资结构, 维持经济长期稳定的高质量发展。第四, 发挥好政府调控作用, 稳定市场预期。2021 年 12 月, 中央经济工作会议曾指出, 当前我国经济面临三重压力, 即需求收缩、供给冲击、预期减弱。其中, 稳住预期是稳住经济的关键, 预期虽无形, 但对于消费与投资增量的企稳回升具有重要意义。目前国际环境日趋复杂, 我国发展仍然处于重要战略机遇期。面临复杂多变的国际环境, 要立足经济运行主要矛盾, 切实维护和保障人民群众基本权益, 稳定市场预期为消费结构升级和有效投资护航助力, 强化质量导向型长期投资预期, 才能形成经济高质量持续循环发展的长效机制。

注释:

①白重恩、钱震杰:《国民收入的要素分配:统计数据背后的故事》,《经济研究》2009 年第 3 期;王晓霞、白重恩:《劳动收入份额格局及其影响因素研究进展》,《经济学动态》2014 年第 3 期;刘亚琳、茅锐、姚洋:《结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化》,《经济学(季刊)》2018 年第 2 期。

②赵峰、陈宝林、章永辉、季雷:《收入分配、需求体制与经济增长——基于“马克思-凯恩斯-卡莱茨基”理论的经验研究》,《经济理论与经济管理》2018 年第 10 期。

③V. Thomas, M. Dailami, A. Dhareshwar, D. Kaufmann, N. Kishor, R. Lopez, Y Wang, The Quality of Growth, New York: Oxford University Press, 2000; R. Barro, Quantity and Quality of Economic Growth,

The Chilean Economy, 2000(5), pp. 3-5.

- ④杨伟民：《深入学习习近平新时代中国特色社会主义思想 推动高质量发展 建设现代化经济体系》，《时事报告（党委中心组学习）》2018年第02期。
- ⑤郭春丽、王蕴、易信、张铭慎：《正确认识和有效推动高质量发展》，《宏观经济管理》2018年第04期。
- ⑥任保平、文丰安：《新时代中国高质量发展的判断标准、决定因素与实现途径》，《改革》2018年第04期。
- ⑦黄速建、肖红军、王欣：《论国有企业高质量发展》，《中国工业经济》2018年第10期；王雄飞、李香菊：《高质量发展动力变革与财税体制改革的深化》，《改革》2018年第06期。
- ⑧简新华、聂长飞：《中国高质量发展的测度：1978—2018》，《经济学家》2020年第06期。
- ⑨⑩⑪刘盾、施祖麟、袁伦渠：《利润拉动还是工资拉动？——对劳动收入份额影响经济增长的理论探讨与实证研究》，《南开经济研究》2014年第12期。
- ⑫李稻葵、刘霖林、王红领：《GDP中劳动份额演变的U型规律》，《经济研究》2009年第01期；李琦：《经济发展中劳动份额演变的U型规律——理论与基于跨国面板数据的实证检验》，《世界经济与政治论坛》2016年第06期。
- ⑬蔡昉：《认识中国经济减速的供给侧视角》，《经济学动态》2016年第4期；汪伟、郭新强、艾春荣：《融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费》，《经济研究》2013年第11期。
- ⑭黄乾、魏下海：《中国劳动收入比重下降的宏观经济效应——基于省级面板数据的实证分析》，《财贸经济》2010年第04期；邹薇、袁飞兰：《劳动收入份额、总需求与劳动生产率》，《中国工业经济》2018年第02期。
- ⑮刘盾：《中国的经济增长属于“利润拉动”还是“工资拉动”？——再测功能性收入分配对我国需求增长与结构的影响》，《南开经济研究》2020年第01期。
- ⑯钞小静、康园梅：《劳动收入份额与中国经济增长质量》，《经济学动态》2019年第9期。
- ⑰陈晓玲、连玉君：《资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验》，《经济学（季刊）》2013年第1期。
- ⑱D. Acemoglu, Labor-and Capital-Augmenting Technical Change: Journal of the European Economic Association, 2003, 1(1), pp.1-37.
- ⑲Mlachila, Montfort, L. Cui, A. Jidoud, M. Newiak, B. Radzewicz-Bak, M. Takebe, Y. Ye, J. Y. Zhang: Financial Development in Sub-Saharan Africa: Promoting Inclusive and Sustainable Growth. Washington DC: International Monetary Fund, 2016; 师博、任保平：《中国省际经济高质量发展的测度与分析》，《经济问题》2018年第04期；蒋长流、江成涛：《数字普惠金融能否促进地区经济高质量发展？——基于258个城市的经验证据》，《湖南科技大学学报（社会科学版）》2020年第03期。
- ⑳丁涛、顾金亮：《科技创新驱动江苏地区经济高质量发展的路径研究》，《南通大学学报（社会科学版）》2018年第04期；吴志军、梁晴：《中国经济高质量发展的测度、比较与战略路径》，《当代财经》2020年第04期；宇超逸、王雪标、孙光林：《数字金融与中国经济增长质量：内在机制与经验证据》，《经济问题探索》2020年第07期。
- ㉑李金昌、史龙梅、徐蔼婷：《高质量发展评价指标体系探讨》，《统计研究》2019年第01期；张军扩、侯永志、刘培林、何建武、卓贤：《高质量发展的目标要求和战略路径》，《管理世界》2019年第07期。
- ㉒单豪杰：《中国资本存量K的再估算：1952~2006年》，《数量经济技术经济研究》2008年第10期。
- ㉓段雨晨、赵峰：《卡莱茨基经济理论对我国供给侧结构性改革的启示》，《当代经济研究》2019年第4期。
- ㉔A. Bhaduri, S. Marglin, Unemployment and the Real Wage: The Economic Basis for Contesting Political Ideologies, Cambridge Journal of Economics, 1990, 14(4), pp. 375-393.
- ㉕郑猛、杨先明：《要素替代增长模式下的收入分配效应研究——基于中国省际面板数据的经验分析》，《南开经济研究》2017年第02期。
- ㉖蔡昉、王美艳：《如何解除人口老龄化对消费需求的束缚》，《财贸经济》2021年第06期。

董事高管责任保险与企业金融化：促进还是抑制

徐会杰

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

【摘要】:

近年来, 由于产业结构的转型和经济形势的调整, 我国经济增速放缓, 经济发展步入新常态阶段, 市场需求不足、产能过剩和实体投资回报率下降等问题日益突显。针对实体投资低迷的现象, 企业纷纷将资金投向金融和房地产行业, 以赚取高额的利润回报率。资金逐渐脱离实体而在金融部门空转, 导致虚拟经济过度膨胀, 引发了“金融化”现象。企业追逐金融资产的高收益率, 必然会挤出实体经济的投资, 造成经济的空心化, 引发资本市场的动荡。十九大报告指出, 在当前经济背景下, 要加快金融改革, 引导金融向着正确的方向发展, 增强其服务实体的能力, 实现两者间的协调发展。2019 年政府工作报告也强调, 要加大对于实体经济的扶持, 增加信贷的供给, 支持实体部门的发展, 防止过度金融化现象的发生。基于此, 探讨金融化的影响因素, 抑制实体企业过度金融化的现象, 对于引导经济“脱虚向实”, 促进经济结构的转型和高质量发展十分重要。

新《证券法》的修订, 降低了中小投资者的维权门槛, 提升了高管的执业风险, 引发了上市公司投保董事高管责任保险的热潮。董事高管责任保险, 是指公司董事和高管成员在经营过程中因工作疏忽或个人决策失误而被追究相关责任时, 由保险公司代为偿付相关费用的险种。作为一种外部机制, 董事高管责任保险一直是公司治理领域研究的热点话题, 其目的是为了规避管理者的责任风险, 降低其财产损失, 缓解代理问题。现有研究发现, 董事高管责任保险在企业治理存在两种相互对立的效应, 一方面, 将管理者的经营风险转嫁给了保险公司, 减少了其面临的执业风险, 降低了管理者的风险规避倾向, 鼓励其积极进取以企业价值最大化为目标, 投资有利于企业长远发展的实体和创新项目, 而减少不利于企业价值提升的逐利行为。另一方面, 董事高管责任保险为管理者提供的“风险兜底”, 弱化了法律的震慑作用, 刺激了管理者谋求私利的动机, 将引发其道德风险, 进而增加以逐利为目的的投资决策。与实体投资不同, 金融投资的收益高、流动性强、投资周期短、风险更低, 可以为企业带来更多的利润收益, 这将刺激管理者的逐利动机。那么, 董事高管责任保险的引入是否会影响企业的金融资产投资, 需要我们进一步研究。

在此背景下, 本文基于 2005-2019 年 A 股上市公司数据, 探讨董事高管责任保险与企业金融化之间的作用机制, 检验该保险公司治理的有效性。研究发现, 董事高管责任保险与企业金融化之间存在负的相关关系。董事高管责任保险发挥了有效的治理作用, 约束了管理者的逐利行为, 减少了企业的金融资产投资。具体来讲, 董事高管责任保险的引入, 为管理者的财产风险提供了补偿, 促使其采取积极的决策行为, 增加有利于企业长远发展的创新和实体投资。同时, 董事高管责任保险加强了外部对于企业的监督, 缓解了内外部信息不对称, 督促管理者注重企业价值的提升, 而减少短期逐利的金融资产投资。

其次, 作用机制检验发现: 董事高管责任保险的引入, 发挥了激励效应, 增加企业的实体投资, 提升了其投资效率。同时, 认购董事高管责任保险能够发挥有效的监督作用, 缓解信息不对称性问题, 加强利益相关者对于企业的信任。进一步的, 投机性金融资产更加符合管理者的逐利动机, 因此, 董事高管责任保险对其抑制作用更加显著。此外, 董事高管责任保险的引入缓解了企业的资金约束, 降低了其融资约束水平。

最后, 董事高管责任保险与企业金融化两者间的关系在产权性质、薪酬激励和不同行业的异质性下存在显著差异。研究发现, 认购董事高管责任保险显著降低了国有企业的金融化水平, 而对非国企的抑制作用为负但不显著。其次, 在薪酬激励低的企业中, 董事高管责任保险对企业金融化的抑制作用更加显著。最后, 与高新企业相比, 董事高管责任保险显著减少了非高新企业的金融资产投资。

本文研究发现董事高管责任保险对企业金融资产配置有抑制作用, 支持了该保险积极的治理作用。董事高管责任保险的引入有利于降低企业的金融资产投资, 增加实体经济的投资率, 促进经济的健康发展。同时, 文章对于推进董事高管责任保险在我国上市公司中的发展, 健全我国资本市场的监管环境, 引导经济“脱虚向实”具有启示意义。

金融科技、银行风险容忍度与流动性囤积

陈东晖 郭 娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

近年来, 全球经济不确定性加剧造成我国银行流动性压力陡增, 风险预防动机下银行被迫囤积流动性, 从而造成了资金流向实体经济渠道的阻滞。金融科技作为银行数字化运营的新兴手段, 其蓬勃发展为银行风险管理带来了新的观察。因此, 本文基于 2009-2019 年中国 114 家中国商业银行面板数据, 从银行风险容忍度视角出发, 实证检验银行金融科技应用对流动性囤积的影响及其作用机制, 丰富和拓展了相关研究领域。研究发现, 银行金融科技的应用显著抑制了银行流动性囤积水平, 该结论通过工具变量法、GMM 动态回归、DID 双重差分估计等一系列内生性处理和稳健性检验后仍然成立, 从分指数来看智能营销领域的金融科技应用对银行流动性囤积的抑制作用更强; 进一步我们通过中介效应得到, 银行风险容忍度在金融科技对流动性囤积的影响中发挥了显著的中介作用, 金融科技的应用可以通过提升银行风险容忍度进而抑制其流动性囤积水平; 此外, 异质性分析结果显示, 对信贷业务依赖程度较高和信贷业务盈利能力较强的银行而言, 金融科技的应用对银行风险容忍度的提升效果更加明显, 从而对银行流动性囤积表现出更强的抑制作用。研究结论对于推动商业银行金融科技转型, 助力我国经济高质量发展具有启示价值。

基于上述研究结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 从金融服务实体经济的角度出发, 我国商业银行应该积极发展银行金融科技。金融科技的应用给传统银行的业务模式和市场布局带来了巨大发展机遇。商业银行应该借助金融科技的应用推动银行数字化转型, 优化银行信贷结构、降低信贷风险, 从而提高银行风险容忍程度, 降低流动性囤积规模, 充分发挥银行信用中介和信用创造功能。尤其在“新常态”和全球不确定性加剧的背景下, 商业银行更应该推动经营理念创新、加快数字技术应用, 缓解企业融资渠道压力和融资成本负担; 第二, 对商业银行而言, 在发展金融科技的过程中, 要重视“风险管理效应”, 通过对风险管控水平的优化升级来提高银行服务实体经济的能力。现阶段我国商业银行应该持续加大金融科技研发投入力度, 重点关注金融科技对银行风险管理的赋能效应; 第三, 由于对不同类型商业银行而言, 金融科技的应用对银行风险容忍度和流动性囤积的影响存在异质性, 不同类型的商业银行对金融科技应进行差异化布局。对于信贷业务依赖程度较高和信贷业务盈利能力较强的银行, 其金融科技的布局对业绩增长的拉动作用更加明显。因此, 此类银行应更加注重金融科技与银行业务的融合发展, 从而既可以实现自身长期发展, 也可以提升金融服务实体经济的能力, 助力我国经济高质量发展。

数字普惠金融对农地规模经营的影响研究

翟振山 贾传凯

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

农业强大, 国家才能强大。早日实现农业农村现代化、实现乡村振兴是国家重要任务, 在现代化农业过程中, 通过农地流转实现农地规模经营是必经之路, 我国现阶段农地规模经营水平距离现代化农业的要求仍有一定的距离。金融支持农地规模经营政策意义和现实意义已毋庸置疑, 兼顾数字化特性和普惠金融特性的数字普惠金融应对我国农地规模经营水平的进一步提高起到关键的推动作用。

基于此, 论文首先介绍了数字普惠金融和农地规模经营的相关研究, 理论机制层面, 数字普惠金融可以通过缓解农户信贷约束、完善农地流转市场、促进农业技术进步来促进农地规模经营水平的提高。接着, 论文利用数字普惠金融指数、农地规模经营变量以及经济发展水平、传统金融水平、城镇化水平、老龄化水平、政府财政支持、产业结构、机械化水平等控制变量, 结合固定效应回归模型, 实证分析了数字普惠金融对农地规模经营的影响效应, 通过在不同维度和不同地区层面上进行了异质性分析。结果表明: (1) 2010 年—2021 年, 我国数字普惠金融发展迅速, 但是现阶段我国各地区数字普惠金融发展不平衡。同时, 与数字普惠金融的快速发展相比, 我国数字征信体系尚不完善, 数字监管体系并不健全。(2) 伴随着农地流转数量的持续增加, 农地规模经营水平也在不断上升, 但小农经营仍是我国农业生产经营的基本面, 农业规模经营主体综合素质并不高, 农业生产经营的收益越来越低。(3) 实证结果表明: 数字普惠金融能够促进农地规模经营水平的提高, 回归结果表明数字普惠金融水平每提高 1%, 农地规模经营水平提高 0.417%, 数字普惠金融子维度中覆盖广度、数字化程度也能对农地规模经营水平起到积极的作用, 受农户自身金融素养限制, 数字普惠金融的使用深度对农地规模经营影响不显著。分地区的异质性分析表明, 受限于经济发展状况以及数字基础设施健全程度, 数字普惠金融对农地规模经营的促进作用在东部、中部、西部地区中依次递减, 同时在粮食主产区省份的促进作用更为明显, 数字普惠金融对农地规模经营的促进作用存在明显的地区不平衡。经过去除极端值、缩短时间窗口、滞后解释变量等三种方法进行的稳健性检验, 论文的基本结论仍然成立。

基于理论分析和实证检验, 论文提出政策建议, 为确保数字普惠金融支持农地规模经营, 应提高数字普惠金融普及度、不断提升数字普惠金融创新水平, 构建良好的数字普惠金融生态体系, 促进数字普惠金融的良性发展, 同时健全农地流转市场, 保障农地规模经营者的权益, 提高农地规模经营水平。

[关键词]: 数字普惠金融 农地规模经营 农地流转

环境规制政策、银行信贷风险与绿色金融政策效果 ——基于 DSGE 的政策模拟研究

张庆君 方文杰

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文通过构建多部门和多政策的 DSGE 模型, 研究了环境规制政策对银行信贷风险的影响, 并讨论了绿色金融政策调控的效果。在此基础上, 进一步分析了环境规制政策和绿色金融政策协调搭配的效果。研究发现: (1) 虽然环境规制政策有效地促进了污染企业的减排程度, 但也同时加剧了银行信贷风险, 并导致了宏观经济的负向效应, 主要包括总产出水平下降、通胀率提高、消费萎缩等。随着绿色企业占比的提高, 由环境规制政策所导致的银行信贷风险问题逐渐得到缓解, 同时, 宏观经济负向效应也开始减弱。(2) 定向降准政策可以较好的缓释银行信贷风险, 然而, 由于现阶段绿色企业占比较低, 定向降准政策也会带来一定的宏观经济负向效应, 同时, 定向降准政策并没有有效地促进污染企业减排, 污染企业碳排放量的减少仅仅是由污染企业产出的减少所导致的。当绿色企业占比较高时, 由定向降准政策所导致的宏观经济负向效应开始减弱, 总产出、消费和总投资均出现了上升的现象。(3) 当碳税政策和定向降准政策搭配使用时, 可以发现随着定向降准强度的增加, 由碳税政策所导致的负向效应逐渐得到改善, 相较于单独实施碳税政策, 两种政策协调搭配使得总产出、消费和总投资的下降幅度减少, 银行信贷风险也得到了改善, 同时, 两种政策的搭配使用并没有削减碳税政策所带来的减排效果。(4) 通过福利分析可以发现, 政策强度的增加虽然加强了企业减排效果, 但是环境规制政策的强度增加也会导致社会福利损失的增加。同时, 绿色企业占比的提高可以有效地减少由碳税政策所导致的社会福利损失。

同时, 通过本文的研究结论, 得到了以下政策启示: 由于现阶段中国的绿色企业占比较低, 此时实施环境规制政策会带来较大的负向效应, 因此, 政府在督促企业减排转型的同时不应仅关注碳排放量, 还应考虑到银行信贷风险、社会总产出、就业、通胀等因素。当实施环境规制政策时, 为避免短期经济的负向效应, 应与相应的绿色金融政策进行协调使用, 发挥各部门的政策合力, 力求在减少碳排放量的同时, 还能避免发生银行信贷风险, 稳定产出、促进就业。绿色企业占比较高时, 即使单独实施环境规制政策也不会导致银行信贷风险的升高, 宏观经济的负向效应也并不明显。因此, 政府需结合绿色企业的占比来考虑实施不同的政策。同时, 在进行政策的搭配使用时, 政府不能一味的追求高强度的政策, 因为过高强度的政策会带来福利损失的增加, 为了长期的经济转型和环境质量而牺牲短期的福利水平, 可能会得不偿失。然而, 在绿色企业占比较高时, 实施环境规制政策不仅宏观经济负向效应较弱, 而且福利损失还很小。因此, 政府在绿色企业占比较低时可以实施相对较弱的政策以保证在维护经济稳定。随着绿色企业占比的提高, 政府可以逐渐增加政策强度。政府在实行政策时不仅需要考虑各政策之间的协调, 还应充分考虑当期政策和未来政策之间的配合, 并针对不同时期制定不同的政策, 循序渐进, 最终达到企业绿色转型和减排的目标。

国际油价变动对我国新能源股票波动性的影响研究—— ——基于 SV—VAR—TVP 模型的实证研究

李妍 郭娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

国际石油市场的风险传染是一个国家或地区宏观金融风险不容忽视的主要因素。中国作为世界最大石油进口国, 越来越多依赖石油进口, 考虑到我国不断增长的石油消费以及对进口原油的日益依赖, 国际油价变动自然会对中国金融市场的稳定运行产生重要影响。而在鼓励能源结构转型的今天, 全球经济体在能源安全、气候变化和日益增长的能源需求问题上达成了统一共识, 各国政府决定着力发展清洁可持续的新能源, 在这一趋势下, 我国新能源发展进入了一个新时代, 市场规模飞速扩张, 我国能源结构中新能源占比呈现明显上升态势, 新能源市场的快速发展成为我国经济发展的重要后备力量。原油作为金融属性最强的大宗商品, 可以通过多种传导机制, 将风险转移到我国新能源股票市场, 随即通过与全球原油市场密切相关的运输、制造等过程影响新能源相关企业。国际油价变动会对我国新能源市场股价产生何种影响, 我国新能源市场又该如何应对国际油价波动风险等问题亟待解决。因此探讨国际原油与中国新能源股票市场之间的动态联动关系成为当前重点研究方向。

有鉴于此, 本文基于 2012 年 1 月至 2022 年 8 月的月度数据, 采用时变参数向量自回归模型 (SV-TVP-VAR) 深入探究了国际油价变动时我国新能源股市收益率动态联动关系以及国际油价波动时我国新能源股市波动率动态联动关系两个重要问题。本文以对于前期文献和理论基础的梳理与总结前提, 使用 WTI 原油期货作为国际油价波动代理变量, 使用中证内地新能源股指收益率数据和波动率数据分别作为我国新能源市场收益率和波动率代理变量, 通过变量间即期脉冲响应、等间隔脉冲响应和不同时点脉冲响应等实证过程分析国际油价波动对我国新能源股指收益率、波动率的影响。

本文实证结果表明, 第一, 国际油价波动对我国新能源股票市场的收益率和波动率影响均主要体现在短期内, 在以 3 个月时间节点之后的中长期阶段几乎没有任何影响, 且国际原油市场和我国新能源股票市场间的相互影响程度和方向存在显著差异; 第二, 国际油价波动对我国新能源市场股票收益的影响始终为正且在不同时间点该影响程度差异较大, 表明该风险传递具有随即时间变化而变化的时变特征。然而两市场之间的影响程度呈现出明显的不对称性, 我国新能源股指对原油呈现出逆向影响作用且该程度近年来逐渐加深, 国际油价暴跌的冲击对新能源股票收益率的影响作用速度快且影响时间短, 而油价快速上涨则对新能源股票收益率的影响程度较小; 第三, 国际油价波动在整个样本期内对我国新能源市场波动率的影响程度呈震荡波动态势, 与此同时当国际油价在受到我国新能源股指一单位标准正向冲击后, 短期内波动程度剧烈, 且当我国新能源市场风险上升时原油价格波动程度也会加剧, 而中长期脉冲响应始终在零值附近呈平稳态势。国际油价上涨对新能源股票波动率的影响作用速度快且影响时间短, 而国际油价下跌的冲击效应幅度大且更加持久。本文以期平衡国际原油市场与我国新能源股票市场之间的风险, 实现我国新能源市场快速发展、降低我国新能源股市在突发事件下的波动性提供一定的现实意义。

国际能源价格波动会影响股价崩盘风险吗

——来自 A 股市场的经验证据

刘晨希 张庆君

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

能源系统转型对实现碳达峰、碳中和目标至关重要,我国能源结构正经历着巨大的转型,这对能源市场的需求带来了一些波动,同时近些年复杂的经济环境、能源金融化、地缘政治紧张局势等诸多因素使国际能源价格持续波动。党在二十大报告指出,要加强和完善现代金融监管,强化金融稳定保障体系,依法将各类金融活动全部纳入监管,守住不发生系统性风险底线。因此,研究国际能源价格波动与股价崩盘风险之间的联系有助于政府部门进一步完善能源和股市价格的稳定机制,加强对股票市场的监管,进一步防范金融风险。本文研究了国际能源价格波动对中国股价崩盘风险的影响,可能的贡献在于:第一,提供了进一步认识能源价格对股票价格影响的新证据。目前国内有关化石能源价格波动的影响的实证研究较少,本研究证实了国际能源价格波动会正向影响股价崩盘风险,即国际能源价格的不确定性越高,导致极负收益的可能性就越大。第二,以往的文献大多从宏观方面,采用市场指数或行业指数来研究能源价格冲击对股票市场的宏观影响,本文采用公司层面的数据进行研究。第三,拓展了股价崩盘风险的研究视角。股票崩盘会带来巨大的经济损失,近几年对于影响股价崩盘的因素探讨逐渐成为热点,本研究从宏观层面进行分析,得到国际能源价格波动对股价崩盘具有正向影响的结论,为股价崩盘风险的研究提供了新的证据。

本文利用 2007 年至 2021 年的公司层面数据,研究发现能源价格的不确定性对股价崩盘风险有正向影响。进一步研究所有权的异质性分析发现,能源价格不确定性对国有企业和非国有企业都有明显的正向影响,但与国有企业的股价崩盘风险有更大的关联。之后运用中介效应分析了,化石能源价格的不确定性会降低企业的风险承担,然后降低股价崩盘风险,这意味着企业风险承担具有抑制作用。此外,在高度竞争的市场中,这两个变量之间仍有具有正向的关系。

根据得到的结论,本文从以下三点对政策制定者、公司经理和投资者提出了一些建议:

首先,由于能源价格的不确定性增加了股价暴跌的风险,决策者需要制定适当的风险管理措施来应对能源价格的不确定性冲击。

其次,高管们应提高对能源价格不确定性对商业活动不利影响的认识,积极推动能源转型,降低企业对化石能源的依赖,从根本上缓解与化石能源价格不确定性有关的坏消息。当遭受能源价格不确定性冲击时,企业管理者应减少对高风险项目的投资和援助。对于政策制定者而言,监管当局有必要引入相应的监管和制度规则,降低能源市场和股票市场之间的波动溢出效应,防止能源价格和股价过度波动。

最后,投资者应该提高应对化石能源价格的不利影响的能力。投资者应该注意关注国际新闻动态,实时了解突发情况。

中国股票市场收益率可预测性研究

——基于关注偏差和有限套利

刘思颖

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

本文以 Shleifer 和 Vishny(1997)提出的市场结构为基础, 借鉴 Frank (2018), 建立基于有限关注和有限套利的各市场参与者的投资决策模型, 来分析中国市场中不同投资者群体在面临信息导致的价格冲击时的反应, 以及股价在不同方向的价格冲击后, 消除错误定价的不同模式。然后采用事件研究法探究信息导致价格冲击后的股票收益表现, 最后从中国市场的个人投资者和套利者行为出发, 验证个人投资者行为和有限套利对股价冲击后反应模式的影响。最终得到如下结论:

(1) 股价受新闻冲击后的非对称反应

新闻信息的公布, 在个人投资者和机构投资者的作用下, 对相关股票价格造成正向或者负向的冲击, 使得股票在新闻冲击日当天产生正向的超额收益或者负向的超额收益。但是股票在受到不同方向的价格冲击后的反应模式却有所差异。

负向新闻冲击后的一个月以及冲击后的一个季度内, 这种冲击并未立即消失, 平均累计超额收益在此期间持续为负, 在一个季度后逐渐消失。所以, 股价受到负向新闻冲击后得一个季度内呈现动量效应。正向新闻冲击后的股价的反应模式有所不同, 正向新闻冲击后的一个月忍让保持正向的平均累计超额收益, 并且平均累计超额收益逐渐降低。但是在冲击后的一个月到冲击后一季度内, 股票价格出现反转, 冲击后一个季度内的平均累计超额收益为负。所以, 股价受到正向冲击后的一个月呈现动量效应, 在冲击后的一个月至一个季度之间出现反转效应。

(2) 关注偏差和有限套利导致了股价冲击后的非对称反应

对于个人投资者的关注偏差, 本文分别以换手率(TurnR)和上市公司网络搜索指数 (WSVI) 作为个人投资者关注度的代理变量, 首先验证了相比于负向信息冲击时, 中国个人投资者会过度关注正向信息冲击。然后验证了当正向信息冲击后的市场反应过度现象, 在短期内于个人投资者的关注偏差有关, 但是长期的反应过度则可能受到更多因素的影响。对有限套利的检验以冲击日当天并发新闻总量作为套利机会的代理, 间接研究有限套利对冲击后价格的反应模式的影响。以机构持股比例变动率作为套利行为的代理, 进行稳健性检验。根据实证结果, 有限套利对冲击后价格的反应模式产生影响, 套利的有限性越大, 正向信息冲击后的反转效应越明显, 负向冲击后的动量效应越明显。个人投资者的关注偏差和机构投资者的有限套利存在于我国股票市场中。并对股价冲击后的反应模式产生影响。

当新闻信息的导致负向价格冲击时, 个人投资者在新闻日对负向价格冲击反应不足, 套利资本有限无法及时消除错误定价。因此, 股票价格会继续沿负向漂移, 直到达到基本价值, 冲击后呈现显著的动量效应。当信息导致正向价格冲击时, 个人投资者对正向价格冲击反应过度程度较大, 为套利者提供了冲击后骑乘泡沫以进行长期内套利的机会, 因此信息导致正向价格冲击后, 短期内, 超额收益呈现动量效应, 长期呈现反转效应。我国股票市场受有限套利和有限关注的影响, 对于信息冲击导致错误定价程度越大的股票, 市场消除其错误定价的速度越快。

绿色转型提升了企业风险承担水平吗 ——来自能源上市公司的证据

刘奕辰 张庆君

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

“十四五”时期,我国生态文明建设进入了以降碳为重点战略方向、推动减污降碳协同增效、促进经济社会发展全面绿色转型、实现生态环境质量改善由量变到质变的关键时期。推进碳达峰碳中和,坚定不移走生态优先、绿色低碳的高质量发展道路,加快形成节约资源和保护环境产业结构、生产方式、生活方式、空间格局,将为我国在2035年基本实现社会主义现代化、本世纪中叶建成富强民主文明和谐美丽的社会主义现代化强国奠定坚实基础。做好碳达峰碳中和工作,加快形成绿色经济新动能和可持续增长,显著提升经济社会发展质量效益,体现了中国式现代化的本质要求。企业是实现中国“碳达峰”“碳中和”战略目标的行动主体,绿色化转型是企业将低碳发展理念融入生产经营全过程的一个重要途径。目前,国内学者关于企业绿色化转型经济后果的研究尚未达成一致结论。一方面,出于国家政策和社会舆论,绿色化转型将会提高企业价值,提高其在投资者心中的地位,获得绿色溢价;而另一方面,基于企业的财务绩效考虑,绿色化转型的战略改革很可能会给企业经营带来重大冲击,绿色转型的过程中会有巨大的额外显性成本投入,从而影响企业的财务绩效,提高企业的风险承担。基于以上两种绿色化转型动机,本文以能源上市公司为例,探究企业绿色化转型对企业风险承担水平的影响及其机制。

本文选取2009年至2020年中国能源企业作为研究样本,采用综合指标法刻画企业绿色化转型水平,实证检验绿色化转型对企业风险承担水平的影响。研究结果表明:第一,企业绿色化转型会显著提高企业风险承担水平。第二,调节效应结果表明,企业规模和企业现金比率在企业绿色转型对其风险承担水平的作用过程中产生了显著的调节作用,且二者均会抑制企业绿色转型对于风险承担水平的显著正效应。第三,机制检验表明,绿色转型会使能源企业的研发投入增加,进而影响企业的财务绩效从而提高企业的风险承担水平。另外企业绿色转型也会通过降低企业的资产利用率从而提高企业的风险承担水平。最后,异质性分析表明,针对于非国有控股以及重污染企业,企业绿色转型对其风险承担水平的影响更加显著。

基于以上研究结论,本文分别从政府和企业两个角度提出对策建议。政府方面,首先政府应该通过环境规制和补贴来促进企业的绿色转型进程。其次政府也应当警惕企业可能存在的不良行为,发挥政府作用,为企业绿色转型提供必要的助力。最后政府应该加强对企业绿色技术创新的支持和引导。企业方面,首先企业应该顺应时代发展潮流,积极配合相关部门开展的绿色转型政策。其次企业要夯实自身绿色化转型的软实力,培育企业绿色文化基因。最后不论是产权性质、污染程度大小的企业都应该积极响应国家政策号召,这样才能实现环境与经济的共赢。

国际能源市场与股票市场的波动溢出效应 及驱动因素研究 ——基于 TVP-VAR-DY 溢出指数分解的分析

蒙婷婷 郭 娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着能源金融化程度不断加深, 国际能源市场和股票市场之间的联系日益密切。厘清影响能源市场和股票市场之间跨市场溢出效应的关键因素对于市场参与主体和政策制定者来说至关重要。虽然已有文献对能源与股票市场之间的关联性进行了比较深入的分析, 但仍存在以下几个方面有待进一步探索。首先, 过往研究大多研究原油市场与股票市场之间的波动溢出效应。但是, 煤炭、原油和天然气均为多数国家工业生产所需主要能源, 仅使用原油作为能源替代品或将导致不完整的研究结论 (Asadi et al., 2022; 康继军和郑丝月, 2021)。且已有研究表明, 不同类型的能源价格之间存在长期的协整关系 (David and John, 2012), 在研究能源市场和股票市场的波动溢出效应时, 应将不同类型能源市场之间可能存在的风险溢出效应纳入研究范畴 (谭小芬等, 2018); 其次, 现有研究多数仅关注能源市场与股票场所构成系统的风险传导过程, 而没有对两个大类市场内部和跨市场风险传导进行有效区分, 从而难以确切地揭示冲击的传递者, 识别威胁金融市场稳定的主要因素 (Asadi et al., 2022); 最后, 虽然有一些学者研究了能源市场与股票市场之间的溢出关系, 但很少有学者关注这种溢出关系背后的主要驱动因素, 这不利于市场参与者有效管理投资组合风险, 也不利于监管当局制定恰当政策防范化解系统性风险。

有鉴于此, 本文选取三类国际能源市场 (煤炭、原油和天然气) 和八个国家股票市场 (G7 国家和中国) 作为研究对象, 采用 TVP-VAR-DY 溢出指数分解方法探究了国际能源市场和股票市场之间的时变溢出关系, 在此基础上, 进一步构建 TVP-SV-VAR 模型并计算时变脉冲响应函数, 探究跨市场溢出效应的主要驱动因素。全文行文脉络如下: 第二、三部分分别为文献综述与实证设计, 第四部分为国际能源市场与股票市场的波动溢出效应分析, 第五部分为跨市场风险溢出的驱动因素分析, 第六部分为结论与政策建议。结果显示, 第一, 国际能源市场与股票市场既存在显著的市场内部溢出效应, 也存在显著的跨市场溢出效应, 且系统总体溢出水平的动态变化主要由后者驱动; 第二, 国际能源市场对股票市场的溢出效应弱于股票市场对能源市场的溢出, 即国际能源市场为溢出净接收者。国际金融危机、COVID-19 等极端风险事件发生时, 跨市场波动溢出效应显著增强; 第三, 地缘政治风险、全球经济政策不确定性和股票市场波动均是导致跨市场波动溢出的重要因素, 且分别在金融市场动荡时期、全球流动性收紧时期和股市繁荣时期表现得更加明显。本文研究结论可为投资主体完善投资组合风险管理以及监管当局防范化解系统性金融风险提供一定经验依据和政策启示。

数字化转型与银行行为——基于负债结构视角

张庆君 莫立颖

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

作为金融体系的核心, 商业银行在传递货币政策方面发挥着重要的作用, 同时也是控制货币社会供应的主要渠道, 其经营行为的稳定性对我国宏观经济的平稳运行至关重要。而负债业务是商业银行的主营业务, 负债结构对于商业银行的盈利模式起着决定性的作用, 其结构的合理化与商业银行稳定经营和国民经济的发展密不可分。推进商业银行负债结构的优化对于经济发展和金融稳定至关重要, 是商业银行在经营过程中必须持续关注的重点。本文以我国 50 家商业银行为研究样本, 考察数字化转型对商业银行负债结构的影响。实证结果表明: 第一, 数字化转型对于商业银行负债结构的优化具有促进作用。第二、数字化转型重塑了商业银行的经营行为, 促使商业银行缩减分支机构、削减高管占比、扩充高学历员工, 这三种数字化转型带来的新行为会放大数字化给负债结构优化带来的促进作用。第三、数字化转型对负债结构优化的促进作用具有异质性, 因银行类型与区域金融发展水平而异。数字化转型对负债结构优化的促进作用对于发展基础薄弱的城商行来说更为明显, 对于股份制银行以及国有银行来说不明显。数字化转型对负债结构优化的促进作用在金融发展水平较低的地区更明显, 在金融发展水平较低的地区则不明显。同时, 本文发现, 数字化转型可以降低商业银行风险承担水平, 而负债结构的优化会提升其效果。银行对于批发性融资需求的需求下降, 负债成本降低, 银行选择高风险的资产弥补负债端成本的意愿也会随之下降, 对银行的稳定经营是重大利好。

数字化的发展与应用是大势所趋, 商业银行要着重思考数字化转型的未来与发展方向, 加大创新投入, 加快数字化转型进程。加强数字化与银行产品及服务全流程的深度融合, 实现真正的数字化运营, 通过数字化转型提质增效, 改善负债结构, 降低风险承担水平, 促进自身发展的稳定性, 为经济社会的稳定持续发展增添助力。同时, 商业银行要加强与其他金融机构、科技公司、地方管理部门的合作交流。对于规模较小、经营不善的区域城商行, 要把握数字化转型的契机, 认识到数字化转型的必要性, 充分了解自身发展的制约因素, 积极制定与自身发展相匹配的转型战略, 主动学习国有行与股份制银行数字化转型的成功经验, 寻求与技术相对成熟的金融科技公司的合作交流, 谋求财政的扶持, 形成自身的竞争优势。对于国有行和股份制银行, 虽然较早开始数字化转型, 转型初见成效, 但仍应持续关注数字化转型带来的风险与负面影响, 更要坚持增强创新能力, 探索新的发展模式, 谋求更大的发展空间。

商业银行应从这三个方面着手, 提升经营管理能力。在基层机构建设上, 着力整合现有分支机构, 将一些冗余的机构裁撤, 节省人力物力。加大数字化、智能化网点的建设, 进一步挖掘剩余物理网点的深层价值, 采取线上线下结合的经营方式, 将升级后的营业网点发展成为“指尖银行”的落脚点、获客引流的前哨站、优质客户的集中地。在组织管理上, 要尽快实现数字化思维的转变, 对既往的高层管理模式进行革新, 赋予基层员工更多的权力, 最大化的激发员工的创造性与主观能动性, 形成浓厚的数字化经营氛围。与此同时, 商业银行也可选择与国内外知名的互联网金融机构管理运营团队交流沟通, 学习借鉴其运营方式和组织架构, 提升自身管理水平。在员工队伍建设上, 一方面要加强在职员工的培训, 加强员工对数字化的认知与应用; 另一方面要不断扩充高学历人才与具备数字化素养的专业英才, 建立数字化发展团队。

国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出效应研究——基于冲击规模 and 好坏波动的非对称性分析

王珮瑶 郭娜

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着经济全球化和金融自由化进程的深入推进, 国际市场和国内市场间的联动和风险传染也日益增强, 作为国际金融市场中的关键一环——国际大宗商品市场的金融化, 也潜移默化地改变了其传统定价机制。从经济现实来看, 国际大宗商品和大宗商品价格指数近期的波动都远远超过了 21 世纪之前的历史水平, 中国虽然是大宗商品消费大国, 但国内大宗商品资源仍然不足, 加剧了中国对国际大宗商品市场的依赖。理论意义方面, 当前很少有学者对国际大宗商品市场极端风险进行研究, 文章着重探讨国际大宗商品市场与中国金融市场间极端风险水平及市场间极端风险溢出效应, 它既有利于丰富风险溢出的测度方法, 拓展极端风险的研究视野, 又可为货币政策与宏观审慎政策双支柱调控框架的完善提供重要借鉴。实践意义上, 通过度量国际大宗商品市场与中国市场的极端风险, 可以识别极端风险事件的发生并实时考察市场的极端风险水平, 从而采取更加有效的风险防范与管控措施, 还可以在极端事件发生时提供有效应对的思路与方法。为了全面地把握我国金融体系面临的风险状况的本质特征, 从国际大宗商品价格波动对我国金融市场溢出效应的方向上进行研究就很有必要, 尤其是在极端风险事件的剧烈冲击下, 国际大宗商品市场与中国金融市场间的风险溢出效应以及非对称性就会愈发显著。

通过梳理相关梳理文献发现, 学者在国内外的研究视角丰富多样, 为商品市场与金融市场联动关系的研究建立了基本的研究框架。但仍存在以下几个方面有待进一步改进: 首先, 现有文献关注较多的是国际大宗商品市场和国际金融市场之间的风险溢出效应, 而对于国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出效应研究相对不足; 其次, 鲜有文献关注到国际大宗商品市场对中国金融市场风险溢出效应的非对称性, 尚未厘清不同冲击规模和波动方向下风险溢出效应的结构性变化, 从而可能低估了极端不利冲击下国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出强度; 最后, 当前对新冠肺炎疫情前后, 国际大宗商品市场对中国金融市场风险溢出变化展开探讨的文献尚少, 从而容易忽视这一全球性重大突发事件对金融风险跨市场传染的影响, 不利于中国金融监管部门有效防范重大冲击下的输入型金融风险。

有鉴于此, 本文综合采用基于分位数向量自回归模型的溢出指数 (QVAR-DY) 和好坏波动分解方法, 本文以国际大宗商品市场和中国金融市场为研究对象, 选取四种代表性国际大宗商品市场 (能源、贵金属、工业金属和农产品) 作为风险传染源头, 并将其波动率分解为好波动和坏波动, 选取 2003 年 1 月至 2022 年 8 月期间股票市场、债券市场、外汇市场、和商品市场四个金融子市场作为中国代表性金融市场, 通过构建基于分位数向量自回归模型的动态溢出指数方法 (QVAR-DY), 从静态和动态两个方面探讨了国际大宗商品市场对中国金融市场的总量溢出和方向性溢出, 并分析了正常状态和极端状态下好、坏波动下风险溢出的非对称性特征。此外, 本文还重点关注了新冠疫情发生之后的市场之间的网络拓扑关系, 将重大突发公共卫生事件纳入考量范畴, 以期更加全面地分析国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出效应。

研究结果表明: 第一, 基于 QVAR 模型的溢出指数能够较好地捕捉国际大宗商品市场的溢出效应, 但是正常状态下的溢出指数会对极端状态下的溢出效应产生误判, 可能低估国际大宗商品市场对我国金融市场真实的溢出水平, 引入基于极端条件分位数的溢出指数方法是非常有

必要的；第二，在静态溢出分析中，正常状态下总溢出水平由坏波动主导，极端状态下总溢出水平由好波动主导，但无论是正常状态或是极端状态下，好坏波动都占据很大的比重，都应该成为风险溢出中的重要考虑因素；第三，在动态溢出分析中，极端状态与正常状态总溢出走势存在较大的差异，极端冲击无论在好波动还是在坏波动上在风险溢出水平上都远高于正常水平，相应的标准差也更大，总溢出水平、样本区间上的好坏波动与一些极端的经济金融事件密切相关，例如 2008 年、2012 年国际金融危机、2020 年全球新冠肺炎疫情等。第四，各细分国际大宗商品市场对中国金融市场的风险溢出在总波动、好坏波动上具有明显的非对称性，这种非对称性在不同维度、不同大宗商品市场上也都具有异质表现。在正常状态下，工业金属市场的方向性溢出水平最高，能源市场的方向性溢出水平最低；在极端状态下，贵金属市场的方向性溢出水平最高，而工业金属市场的方向性溢出水平最低。新冠肺炎疫情发生之后，无论是在正常状态还是在极端状态下，风险溢出的水平都有较大幅度的提升，然而，极端状态下的风险溢出源头市场又与正常状态下表现出完全不同的市场，我国金融市场的主要风险接受市场也不尽相同。研究结论对我国防范国际商品市场风险外溢、维护金融市场平稳运行具有一定的政策启示。

资本市场开放与企业绿色创新

——基于“沪深港通”的经验证据

王 晓 李春霞

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着经济发展目标由“高速”增长进一步转向“高质量”增长, 实现经济增长与绿色低碳发展的共赢已成为社会各界共识。绿色低碳发展不仅与现有的环境规制政策体系、绿色金融等直接干预政策密切相关, 同样也离不开资本市场的有力支持。基于此, 本文以 2007-2020 年沪深 A 股上市公司数据为研究样本, 设定多期双重差分模型, 全面地刻画“沪深港通”这一资本市场对外开放制度对企业绿色创新的影响效应、作用机制、内外部环境因素的调节效应以及公司层面和行业层面的异质性, 同时本文也进一步探索了资本市场开放制度与企业绿色创新协同所带来的企业价值提升效应, 探索资本市场为实体经济提供发展动力的理论路径, 进而助力实现经济高质量发展。

研究发现, 第一, “沪深港通”实施有助于提升企业绿色创新水平, 其作用机制在于“沪深港通”发挥的信息治理作用而非公司治理作用。第二, 公司内部社会责任意识、创新文化氛围、风险保障水平的提升和外部股票信用交易机制、舆情监督、环境规制的完善, 有助于强化“沪深港通”对绿色创新的促进效应。第三, 当企业产权性质和所处行业污染程度存在不同时, “沪深港通”对不同类型专利的影响呈现出明显异质性, 具体地, 结合专利结构研究发现, “沪深港通”实施后绿色发明和绿色实用新型专利均显著得以提升, 但在国有企业(重污染行业)中更大程度地促进了绿色发明专利, 而在非国有企业(非重污染行业)中则更为显著地诱发了实用新型这种策略性专利行为。第四, “沪深港通”通过促进企业绿色创新而提升其流通市值和经济附加值。本研究同时拓展了资本市场开放经济效应和绿色创新影响因素的研究边界, 为构建市场导向的绿色创新体系提供了有益启示。

本文增量贡献体现如下: 第一, 不同于从环境规制等视角研究绿色创新的文献, 本文尝试探索一种市场化治理机制, 基于“沪深港通”这一准自然实验揭示了资本市场开放与企业绿色创新之间的因果关系, 拓展了绿色创新影响因素的研究边界; 第二, 从微观层面检验资本市场开放的经济效应, 探索“沪深港通”实施影响企业价值的具体路径, 尝试将包含有一定社会绩效的企业绿色创新行为纳入进行分析, 不仅为资本市场开放的信息治理和公司治理效应提供了来自中国的经验证据, 而且深化了公司金融领域对企业绩效评估的相关研究; 第三, 结合公司内外部综合环境, 探究异质性环境对资本市场开放所带来的绿色创新效应的影响, 不仅丰富了“公司金融与环境经济”这一新兴领域, 而且可为监管部门完善资本市场开放或绿色低碳发展政策提供较为全面的理论基础与微观证据。

[关键词]: 资本市场开放 绿色创新 信息治理

资本市场开放进程中沪深港通交易对 AH 股价共跳的影响——兼论权重股稳定市场还是推波助澜

徐佳翔 邢雨聪

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

推进资本市场高水平对外开放是当前我国金融发展坚定不移的方向。近年来,我国资本市场对外开放进程稳步推进。从沪深港通、沪伦通到中国 A 股加入 MSCI 新兴市场指数,以及取消 QFII 和 RQFII 投资额度限制,资本市场正在以多种方式实现开放深度和广度的加速提升。引入境外投资者之后投资者结构得到优化,其在信息获取和估值等方面的相对优势能够通过提高股价信息含量抬升市场运行效率。若投资者侧重于长期价值投资策略,则有利于进一步增强市场稳定性。然而,资本市场开放带来的短期资金流动和境外投资者快进快出的投机型交易策略也会导致股价波动性增加,市场脆弱性上升。在此背景下,投资者和监管部门共同关注的一个核心问题是,如何应对资本市场开放对股票市场平稳健康发展带来的影响,这也是我国资本市场高水平对外开放进程中,探索把握开放节奏和市场监管方面必须加以深入思考的问题。

沪深港市互联互通虽然必然会提高股价的关联性,但不一定必然导致同步暴涨暴跌。或者换个角度来讲,监管部门更希望通过互联互通促进两地股市的平稳健康发展。股价波动除围绕均值水平的连续变化外,还存在非连续性的跳跃变化。自华尔街金融海啸之后,股价波动经常表现出极强的厚尾特征,且存在聚集现象和非对称性。如果说,传统研究侧重于基于风险的均值水平考量风险的跨市场传染,那么新背景下,资本市场开放进程中的股价波动跨市传导更需关注共跳的变化。准确刻画 AH 市场股价共跳特征,将会给把握开放节奏和找寻关键监管对象提供极大的便利。基于此,文章研究了沪深港通交易制度实施对 AH 股价共跳的影响效果,并对比分析全样本时期和特殊市场环境下的权重股与非权重股的反应差异,探究资本市场开放进程中权重股 AH 股价共跳的表现,以期把握市场开放节奏和找寻关键监管对象提供便利。研究表明:沪深港通交易对 AH 股价共跳具有正向加剧作用,且随着时间推移,这一加剧作用在沪深港通交易额度扩大后更加明显。沪深港通对权重股与非权重股共跳的加剧影响存在差异,在全样本时期内,相对于权重股,沪深港通对非权重股共跳的加剧作用更强。区分跳跃方向后发现,沪深港通交易能够抑制权重股在不同方向上的共跳,此时权重股表现出了稳定市场的作用。进一步研究还发现,资金大规模流动、汇率贬值以及投资者情绪低迷在沪深港通加剧股价共跳的过程中均起到了正向调节效应,而相对于非权重股,调节效应对权重股的影响更强。从角色扮演角度来看,在上述特定市场氛围下,权重股均会从稳定市场反转成为对股价共跳推波助澜。因此,需要重视资本市场开放进程中存在的跳跃风险,加强对权重股交易的监测,为实现高水平对外开放提供保障。

负利率政策对保险市场需求影响研究

——以欧元区为例

杨芮妍

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2008 年金融危机爆发后, 包括欧洲央行在内的主要经济体国家纷纷采用负利率政策作为缓解经济衰退、刺激经济复苏的手段, 但这种非常规的货币政策有可能会加剧投资者的市场悲观预期, 使得投资者更希望将存款投资于利率水平更高的领域, 低利率的寿险产品会降低投保人的购买欲望, 保险市场需求受到不利影响。加之, 在新冠肺炎疫情的影响下, 全球增长动力不足, 通货紧缩压力不减, 经济遭受重创, 负利率可能会在各国维持常态化, 在此背景下, 保险行业应积极采取措施应对负利率政策对保险市场需求造成的负面影响。本文以欧元区为例, 将负利率政策对保险市场需求产生的政策效果进行客观评价, 并为我国保险行业应对负利率政策的冲击提出合理化对策建议。

本文创新地运用合成控制法研究了负利率政策对保险市场需求的影响, 对有关负利率政策效果的相关文献进行了补充, 通过构造“反事实”状态合成处理组国家在未实施负利率政策状态下的保险市场需求, 并采用安慰剂检验、处理组与控制组国家干预前后 MSPE 比率分析、稳健性检验三种检验方法对实验结论进行显著性检验, 具体的, 本文采取安慰剂检验验证了处理组国家与其合成国之间的保险深度差异并未受其他因素影响; 通过分析处理组与控制组国家干预前后 MSPE 比率, 更加明显的看出安慰剂检验的效果; 通过敏感性分析进行了稳健性检验, 验证了实证结果的稳定性。实证结果通过了有效性及稳健性检验, 最终本文认为在实施负利率政策后期, 负利率政策对保险市场需求会产生负面作用。

保险行业在国家经济社会的发展中发挥着不可或缺的作用, 但负利率的政策效果存在一定的不确定性, 负利率政策的实施可能会对保险行业在内的金融机构盈利能力、风险水平带来影响, 保险市场需求可能会面临巨大的挑战。保险作为投资的一种方式, 在人们对市场产生悲观预期并且总需求减少的情况下, 负利率政策会对保险市场需求产生不利影响。同时, 负利率政策的实施会使得保险公司的资金运用水平受到限制, 当资金运用收益率低于保险公司预期收益率时, 保险公司会产生利差损, 对保险公司的盈利能力造成损失。在此背景下, 保险行业急需探求有效防范措施来应对负利率政策所带来的冲击。2020 年新冠肺炎疫情的爆发造成了全球经济的严重衰退, 各国采取扩张性货币政策来抑制经济持续低迷的现象。在瑞典实施负利率政策后, 全球包括欧元区在内已有少数国家均采取负利率政策作为促进经济增长、缓解就业压力的货币政策。目前, 虽然还有众多国家未实施负利率政策, 但从本文对欧元区实行负利率政策后保险市场需求变化的结果中可知负利率政策的实施会严重影响保险市场需求, 因此, 保险业应提前采取措施应对负利率政策带来的负面影响。本文根据理论分析及实证研究的结果得出研究结论, 并为我国保险行业提出对策建议以应对负利率政策对保险市场带来的冲击。

全球金融周期扩张加剧人民币汇率失衡了吗？

张培杰

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2005 年“7.21”汇改以来,我国实际有效汇率已升值约 54.42%,升值的背后隐含着我国对外贸易状况改善和整体经济实力的稳固提升。增强汇率弹性,维持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定是人民币汇率形成机制改革的目标,而实际有效汇率长期或大幅度偏离均衡状态,即汇率失衡将对国内经济发展和金融市场稳定造成不利影响,如汇率长期或大幅度失衡可能会制约对内经济高质量发展和对外贸易投资高质量合作,甚至将引发货币危机,造成不可预估的损失。在夺取实现中华民族伟大复兴的关键期和面临世界百年未有大变局的历史新时期,维持人民币汇率均衡稳定和经济基本面平稳对推动我国高质量发展,防控外部风险传染,稳步推进资本项目开放和人民币国际化意义深远。经济全球化和金融一体化趋势不可阻挡,各国金融市场的联动性不断增强,全球的跨境资本流动、资产价格和信贷增长等金融变量的变动特征呈现出相似性与同步性,形成全球金融周期,任何国家金融稳定 and 经济发展都难以隔绝全球金融环境的影响,中心国货币政策溢出等国际经济金融因素冲击造成全球金融周期性扩张或收缩,进而溢出到各国的金融市场和实体经济当中,破坏该国经济基本面的内外均衡,从而引发汇率失衡。

为进一步拓展影响汇率失衡的国际因素,本文从外部溢出视角探讨全球金融周期对人民币汇率失衡的影响和传导渠道的实现,以应对全球金融风险溢出,促进内外均衡,减缓汇率失衡,保持人民币汇率在合理均衡水平上的基本稳定。首先本文基于行为均衡汇率理论(BEER)选取经济基本面因素,通过 VEC 模型构建协整方程分别测算出人民币暂时性均衡汇率和暂时性汇率失衡程度、长期均衡汇率和长期汇率失衡程度,并分析汇率失衡背后的经济原因。其次,为进一步探讨全球金融周期对汇率失衡的溢出效应,运用 TVP-SV-VAR 模型分别实证检验了全球金融周期对人民币汇率暂时性失衡和长期失衡的影响和传导渠道。得到以下结论:第一,全球金融周期通过溢出我国经济基本面因素来冲击人民币汇率失衡。其中跨境资本流动和贸易渠道正向传导,加剧汇率失衡;货币政策渠道反向调节,减缓全球金融周期变化引起的汇率失衡。第二,全球金融周期对暂时性汇率失衡的影响作用呈逐年波动上升趋势,并且相对长期汇率失衡而言,暂时性汇率失衡所受冲击力度更大。第三,暂时性汇率失衡受到货币政策和跨境资本流动的影响较大,而长期汇率失衡是由长期经济基本面因素决定,因此受到对外贸易状况的影响更显著。最后,基于研究结果本文认为:首先,政策制定者应关注全球金融周期变化对人民币汇率失衡的影响,及汇率暂时性失衡和长期失衡所受冲击的差异,建立全球金融周期监测预警机制,并针对全球金融周期变化采取逆周期调节措施。其次,合理运用货币政策减缓汇率失衡程度,尤其是暂时性汇率失衡。同时加强跨境资本流动的宏观审慎管理和推动对外贸易高质量发展转型,以维持汇率均衡。最后,应稳步推进人民币汇率形成机制改革,增进汇率双向波动弹性区间,建立更灵活的汇率制度来吸收一部分外部风险,从而减缓全球金融周期对一国经济的冲击。

人口老龄化对农业种植结构的非线性影响 及金融支持的调节效应

高晓燕 向 念

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

2016 年以来,我国粮食播种面积和粮食播种面积占农作物播种面积比例持续下降,农业种植结构调整中的非粮化倾向较为明显,引发国家高度重视。与此同时,随着农村老龄化程度加深,农业种植条件发生了改变,部分地区迫于劳动生产率下降导致的经济压力,倾向于种植收益更高的经济作物,导致粮食播种面积占比下降。在此背景下,明确人口老龄化对农业种植结构调整的影响及内在机理,有利于客观认识人口老龄化影响下农业种植结构的调整趋势,为防范耕地非粮化、保障粮食安全提供参考。

现有研究多关注人口老龄化对农业种植结构调整的线性影响,随着老龄化趋势加重,人口老龄化对农业种植结构调整的影响是否存在非线性特征和区域异质性,并且金融支持是否会影响这种关系。对这一问题进行研究,有利于加深对农业种植结构调整趋势的认识。在此背景下,本文基于中国 2006-2020 年中国省级面板数据,研究了人口老龄化、金融支持与农业种植结构调整的关系,结论表明:其一,人口老龄化对粮食播种面积占比的影响呈倒 U 型,但目前总体上人口老龄化对粮食播种面积占比的提升作用占据主流,在达到拐点值(农村老龄劳动力与年轻劳动力比值约为 0.241)之后,人口老龄化开始对粮食播种面积占比产生负面影响。其二,人口老龄化对农业机械化存在倒 U 型影响,导致人口老龄化通过影响农业机械化对粮食播种面积占比呈现倒 U 型影响。其三,人口老龄化对粮食播种面积占比的影响存在较明显的区域差异。在高收入地区、中部及东北地区、粮食主产区,人口老龄化对粮食播种面积占比的促进作用较为明显,而在其他地区表现出较明显的倒 U 型影响,随着老龄化加重,人口老龄化逐渐对这些地区粮食播种面积占比产生较明显的抑制作用。其四,调节效应分析表明,金融支持能够增强人口老龄化对粮食播种面积占比的提升作用,人均涉农贷款和数字金融发展水平越高,人口老龄化对粮食播种面积占比的提升作用就越明显。

基于此,本文政策启示如下:其一,防范老龄化加重诱发的粮食安全问题。目前,一些文献认为人口老龄化并未明显影响我国粮食安全,其中机械化替代在一定程度上稳定了粮食生产,与本文研究结论存在一定的一致性。但本文进一步研究还发现,人口老龄化与粮食播种面积和粮食播种面积占比均存在倒 U 型关系,在人口老龄化跨越拐点值后,农业种植结构调整将偏向于非粮食作物种植,这不利于我国“保粮食面积”和“防止耕地非粮化”的政策目标的实现。按照本文的计算,目前,尽管多数样本位于拐点值左侧,但从 2020 年来看,已有多数省份开始跨越拐点值。尽管近年来在党中央大力治理下,全国粮食播种面积总量和占比结束了自 2016 年以来双降的趋势,并开始企稳。但未来,我国农村的老龄化问题将进一步加重,并逐渐进入重度老龄化阶段,仍需防范人口老龄化程度进一步加重后,非粮化倾向加重。其二,重视不同地区人口老龄化对农业种植结构影响的差异。目前,粮食主产区、中部地区及东北三省、农民收入水平较高的地区,人口老龄化对粮食播种面积占比的提升作用较为明显,这意味着较好的粮食生产条件和农民收入水平,能够有效抵御老龄化对粮食生产的负面冲击,这与当前较多研究一致。但在非粮食主产区、东部及西部地区、收入水平较低的地区,人口老龄化下,农业种植结构非粮化压力较大,粮食生产条件较差、收入不足等问题,可能导致机械化替代受阻,导致较明显

的非粮化趋势。在我国耕地资源整体紧缺的情况下，这些地区的非粮化倾向也要进一步防控，因此，要通过改善粮食种植条件，加大金融支持力度等方式，推动适宜机械化替代的地区农业机械化，挖掘粮食生产潜在产能，提升农户种粮积极性，保障粮食生产。其三，重视金融支持在促进机械化替代，防止耕地非粮化中的积极作用。农村地区存在的融资约束，可能导致人口老龄化诱发的农业机械化需求无法得到满足，农户迫于体力流失和利润压力，转而追求经济作物种植，导致农业种植结构过度非粮化。一旦粮食播种面积占比被过度压缩，在耕地资源本身趋紧的背景下，粮食播种面积占比下降也会威胁粮食安全。因此，从机械化替代角度，除了关注地形条件等自然资源禀赋对机械化替代的制约之外，还要注重提升金融可得性，降低机械化替代难度，防止耕地非粮化。其四，注重农村金融发展的针对性。在整体上提升农村地区信贷可得性，支持农业机械化的同时，要重点关注信贷可得性不足的地区，融资约束对农业机械化替代的制约，通过涉农贷款、数字金融等政策措施，满足机械化替代的资金需求，防止农业种植结构因老龄化而导致过度非粮化。

能源结构转型是否加剧了区域金融风险 ——基于路径属性与曲线特征视角

赵志尚 孟新新

(天津财经大学金融学院, 天津 300222)

[摘要]:

随着全球环境保护问题的日益严重,以“低碳转型”为核心的能源发展模式在中国引起了政府、企业和学者的高度关注(Sperling and Arler, 2020; Safari and Das, 2019; 王江和张翔, 2020)。2020年,中央经济工作会议强调做好碳达峰、碳中和工作,并确定“双碳3060”目标。党的二十大报告提出推动绿色发展,促进人与自然和谐共生的发展方针,强调立足中国能源资源禀赋,加强煤炭清洁高效利用,加快规划建设新型能源体系,有计划、分步骤、积极稳妥地推进实施碳达峰行动。

转型是指为实现一定的基本社会功能进行的长期改革,转型过程不仅包括新技术,还包括在习惯、立法、政策、基础设施和制度等方面的重大变化(Smith et al., 2005)。能源转型的过程被定义为“沿着特定路径的一系列破坏性变化过程和逐渐适应过程”(Binder et al., 2017),能源结构转型轨迹转换需要选择行为的路径创新和决策的突破能力(Hansen et al., 2017)。理论上,“创新能力低”的能源系统较难转型,“创新能力高”的能源系统转型阻力较小。一方面,能源技术进步可以降低能源结构转型成本,从而缓释能源结构转型加剧的区域金融风险;另一方面,能源科技创新还可以降低能源消耗强度,包括能源利用效率提高和能源产业结构优化,从而降低区域金融风险(范英和衣博文, 2021)。中国当前正处于体制改革阵痛期、能源转型加速期、环境保护关键期 and 经济发展换挡期四个同时存在又彼此相互影响的阶段,要实现“双碳”目标任务十分艰巨(刘平阔和卢存禹, 2022)。中国能源体系存在“发展惯性”,观察期间,虽然制度变革、经济升级、技术进步和行为优化等能源演进驱动因素不断变化,但并没有改变演进轨迹,导致能源结构转型中呈现的路径依赖性尤为明显(Rosenbloom et al., 2019)。中国能源结构转型路径脆弱性也十分的常见(Laldjebaev et al., 2018),即受到内外部不确定性因素的干扰时,易受阻且产生振荡。

中国目前是碳排放量最大的国家之一,也是全球最大的发展中国家,实现能源转型的目标,短期内经济结构可能会遭受一定冲击。一系列能源结构转型的制度与政策安排及实践推动,可能加剧中国区域金融风险,但有待予以实证验证,以反馈能源转型结构性调整,为相关研究提供政策蕴含。由此可见,探索碳达峰和碳中和背景下中国能源结构转型与金融系统稳定之间的关系具有重要的理论意义和现实意义。本文研究的理论意义在于:分析能源结构转型与区域金融风险的关系和影响机理,扩展能源转型金融风险理论框架。现实意义在于:讨论规避能源转型对金融稳定短期冲击的可能性,并进行合理的机制设计,为更好地实施合理宏观政策调控提供参考。

以往学者的研究成就不容忽视,但可能存在一定局限性。现有基于能源结构转型与区域金融风险研究较多,但较少将两者置于统一框架下;更多学者关注如何促进清洁能源发展和减排降碳,而较少讨论能源转型短期内可能造成一定程度的经济失衡和负面影响;并且部分理论研究相对滞后,难以充分明晰能源结构转型与区域金融风险二者之间关系的影响机理。

本文基于2011—2020年30个中国省级行政单位的面板数据探讨了能源结构转型对区域金融风险的影响,研究发现:当前中国能源结构转型可由路径依赖性和脆弱性加剧区域金融风险,

但长期来看,能源结构转型对区域金融风险的影响呈现倒U型;能源结构转型可通过经济杠杆来影响区域金融风险,且该传导机制并非是线性的,同时能源结构转型能够基于路径创新性有效缓释由路径依赖性和脆弱性加剧的区域金融风险,路径创新不但能促进能源结构转型由加剧区域金融风险转向降低区域金融风险,还能在越过拐点后强化能源结构转型对区域金融风险的抑制作用;能源结构转型对区域金融风险的影响在北方更显著,且科技创新作用机制在北方依然存在,除此之外,能源结构转型过程中转型制度创新也可以有效缓解区域金融风险。研究结论可为中国实现“碳达峰、碳中和”目标过程中确保能源结构转型的“顺滑、平稳”过渡提供经验证据和政策借鉴。

本文主要边际贡献在于:一是将原有“能源金融风险”和“能源转型风险”的研究范式提升至“能源结构转型—区域金融风险”,在一定程度上拓展了现有研究边界;二是实现定量与定性结合,阐释能源结构转型与区域金融风险关系,并引入经济杠杆和科技创新分析其中的影响机制,在一定程度上拓展了现有的理论框架;三是针对南北分区识别能源结构转型对区域金融风险的影响,同时考察能源结构转型相关政策影响区域金融风险的动态效果,在一定程度上拓展了现有的决策和监管思路。

本文的结构安排如下:第二部分是文献述评,第三部分是理论假设,第四部分是研究设计,第五部分是实证分析,第六部分是进一步讨论,最后是结论和启示。