## 全国统一大市场建设 与金融高质量发展\*

——基于打破债券市场分割的研究

余明桂 安剑锋 郑馨睿 李金洋

摘要:中国债券市场主要由银行间债券市场和交易所债券市场构成。大部分银行一直以来只能投资于银行间债券市场,直到2019年8月才被允许进入交易所债券市场。本文以此次交易所债券市场的银行准入改革为政策冲击,研究打破债券市场分割是否能够提高资本市场效率,促进金融发展。研究结果发现,银行准入显著降低了交易所债券的二级市场信用利差。机制分析表明,银行准入提高了交易所债券的流动性,减少了信息不对称,从而降低了债券信用利差。进一步地,银行准入也降低了交易所债券的一级市场信用利差,从而降低了债券融资成本。异质性分析发现,在二级市场,民营企业债券和中小规模企业债券的信用利差降低更明显;在一级市场,经营业绩好和信用评级高的债券的信用利差降低更明显。经济后果检验发现,银行准入促进了企业投资。本文拓展了统一大市场建设和债券信用利差影响因素的相关研究,同时为进一步建设全国统一大市场、提高直接融资比重、促进金融高质量发展提供了理论依据和政策参考。

关键词:全国统一大市场 金融发展 资本市场改革 债券市场分割 信用利差

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2024.0029

## 一、引言

在过去的二十年里,特别是过去的十年里,中国在发展债券市场方面取得了巨大的进步(阿姆斯特德、何,2020)。截至2022年末,中国债券市场存量规模已达142.51万亿元<sup>①</sup>,仅次于美国,位列世界第二。我国债券市场尽管在规模上发展迅猛,但仍然存在着严重的市场分割问题。从结构上看,我国债券市场主要由银行间债券市场和交易所债券市场构成<sup>②</sup>。然而,银行间债券市场和交易所债券市场在参与主体方面存在较大差异,大部分银行作为投资者长期被排除在交易所债券市场之外。除了市场参与者差异之外,两大债券市场在监管部门、法治基础、制度规则和债券品种等方面也存在差异。

市场分割导致债券市场"银行间强、交易所弱"的局面,交易所债券市场发展缓慢。一方面,从债券发行体量看,交易所债券市场规模较小。2022年交易所债券市场的债券发行规模仅为5.8万亿元,约为银行间债券市场发行体量的1/10<sup>®</sup>。另一方面,从投资者结构看,交易所债券市场的买方不足。银行等投资机构者不能参与交易所债券市场带来了一系列问题,例如市场流动性不足、价值发现功能发挥不充分、债券融资成本较高等。

交易所债券市场是我国多层次资本市场体系的重要组成部分(易会满,2022),促进交易所债券市场的高质量发展具有重要意义。这是因为,与银行间债券市场相比,交易所债券市场具有自身的优势。第一,从债券发行资质看,资质较差的中小企业往往只能通过交易所债券市场发行债券,难以通过银行间债券市场发行债券。第二,从债券产品结构来看,交易所债券市场的产品种类更加丰富,且与实体经济的关联性更强<sup>®</sup>。第三,

收稿时间:2023-6-7;反馈外审意见时间:2023-8-1、2023-11-3;拟录用时间:2023-12-18。

<sup>\*</sup>本文得到国家社会科学基金重点项目"促进实体经济高质量发展的金融结构优化研究"(项目号:22AZD132)、国家自然科学基金面上项目"中美科技战与企业创新研究:基于被制裁企业的国内供应商的视角"(项目号:72172158)、高等学校学科创新引智基地计划(项目号:821038)、教育部新文科研究与改革实践项目"面向数字经济的金融学类专业复合型人才培养创新与实践"(项目号:2021100064)和中南财经政法大学中央高校基本科研业务费专项资金(项目号:2722024AL002)的资助。特别感谢匿名评审专家的宝贵意见和建议,当然文责自负。安剑锋为本文通讯作者。

#### 重大选题征文

从价格信号功能的角度来看,交易所债券市场的利率水平更能反映实体经济的融资成本。

为了打破债券市场分割,促进交易所债券市场发展,2019年8月6日,中国人民银行、中国证券监督管理委员会和原中国银行保险监督管理委员会联合发布的《关于银行在证券交易所参与债券交易有关问题的通知》<sup>⑤</sup>指出,为进一步落实党中央、国务院关于增强金融服务实体经济能力的要求,在前期试点基础上,进一步扩大在证券交易所参与债券交易的银行范围。这一政策极大地放宽了交易所债券市场的银行准入限制,不仅丰富了交易所债券市场的参与主体,更有利于打通交易所债券市场与银行间债券市场的资金端和资产端,促进统一债券市场的建设。在我国建设全国统一大市场的背景下,深入分析打破债券市场分割对资本市场发展和实体经济的影响,具有重要的理论与现实意义。

本文基于2019年8月银行准入交易所债券市场这一政策冲击,使用债券二级市场交易数据和一级市场发行数据作为样本,研究银行准入对金融发展的影响。我们以只在交易所债券市场发行的公司债作为实验组,以只在银行间债券市场发行的中期票据作为控制组,使用双重差分法(DID)进行研究。研究结果发现,第一,银行准入导致实验组债券的二级市场信用利差显著降低了34.9个基点。而且,对于流动性较差的民营企业发行的债券、规模较小的企业发行的债券,其信用利差降低更明显。机制分析表明,银行准入提高了市场流动性,减少了信息不对称,从而降低了二级市场债券的信用利差。第二,银行准入导致实验组债券的一级市场信用利差显著降低了15.1个基点。而且,对于业绩水平较好和信用评级较高的债券,其信用利差降低更明显。这表明,银行准入提高了一级市场的资源配置效率,显著降低了企业的债券融资成本。第三,公司层面的研究发现,银行准入促进了企业投资。

本文的学术贡献主要包括以下两点。

第一,从债券市场分割的视角拓展了统一市场建立的相关研究。以往文献主要关注了劳动、商品、服务和资本等要素的流通壁垒带来的市场分割(迪肯斯、朗,1988;杨,2000;阿尔特曼等,2014;马草原等,2017;汤贝、朱,2019;陈朴等,2021;杨继彬等,2021;李自若等,2022)。这些文献没有关注到债券市场的市场分割,忽略了建立统一资本市场这一重要问题。本文首次以打破债券市场分割为切入点,系统地研究了建设统一债券市场对金融高质量发展和金融支持实体经济的重要意义,从统一资本市场的视角拓展了统一大市场建设的相关研究。

第二,从债券市场分割的视角丰富了信用利差影响因素的相关研究。以往文献主要从交易成本(阿米胡德、门德尔松,1991;贝伯等,2009;林等,2010;迪克尼尔森等,2012;赖琴巴赫、舒斯特,2022)、投资者结构(费尔德胡特,2012;贝森宾德等,2018)、公司治理(周宏等,2018;史永东等,2021;陶然、刘峰,2021)、债券评级(吴育辉等,2020;寇宗来等,2020;陈关亭等,2021;寇宗来、千茜倩,2021)、货币政策(郭晔等,2016;王永钦、吴娴,2019;王永钦、徐鸿恂,2019;黄振、郭晔,2021)以及财政政策(布雷切尔等,2020)等方面研究了债券信用利差的影响因素。这些文献没有关注债券市场分割是否影响债券信用利差。本文首次利用银行准人改革这一外生冲击,研究打破债券市场分割对债券信用利差的影响,从市场分割这个新的视角拓展了债券信用利差的相关研究。

本文的研究具有很强的政策含义。一方面,2022年4月10日,中共中央和国务院联合发布了《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》。该意见明确提出,要"加快建立全国统一的市场制度规则,打破地方保护和市场分割"。推动债券市场基础设施互联互通,实现债券市场要素自由流动。党的二十大报告也明确指出,要"构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系"。本文的研究表明,打破资金要素自由流动的限制有助于消除银行间债券市场与交易所债券市场的割裂,助力全国统一大市场建设。另一方面,党的二十大报告提出,资本市场改革要"健全资本市场功能,提高直接融资比重"。债券市场是直接融资的重要渠道,促进要素自由流动改革有利于激发市场投资主体活力,从而促进实体经济与债券市场良性发展。本文的研究表明,打破债券市场的银行准入限制可以极大地促进债券市场发展,降低企业的融资成本,增强金融服务实体经济的能力。因此,本文为促进债券市场发展、提高直接融资比重、促进实体经济高质量发

展提供了理论依据和政策参考。

本文的余下结构安排如下:第二部分为制度背景;第三部分为研究假设;第四部分为研究设计;第五部分为银行准人对二级市场信用利差的影响;第六部分为银行准人对一级市场信用利差的影响;第七部分为经济后果分析;第八部分为结论与政策启示。

## 二、制度背景

#### (一)银行参与交易所债券市场的历史回顾

中国债券市场主要由银行间债券市场和交易所债券市场构成。银行参与交易所债券市场的历史大致可以划分为以下3个阶段。

#### 1. 第一阶段: 1997年中国人民银行下发文件要求商业银行全面退出交易所债券市场

1995年的"327国债期货风险事件"暴露出当时的市场机制和金融监管存在较大问题。1997年上半年,股票市场过热,大量银行资金通过各种渠道流入股票市场,其中交易所的债券回购成为银行资金进入股票市场的重要形式之一。1997年6月,根据国务院统一部署,中国人民银行发布了《中国人民银行关于各商业银行停止在证券交易所证券回购及现券交易的通知》(银发[1997]240号),要求商业银行全部退出上海和深圳交易所债券市场。自此,商业银行全面退出交易所债券市场,这同时也标志着中国银行间债券市场正式启动。

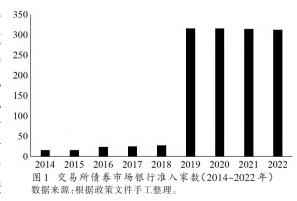
#### 2. 第二阶段: 2008~2010年开展上市商业银行进入交易所债券市场试点

2008年12月,国务院办公室厅发布了《国务院办公厅关于当前金融促进经济发展的若干意见》(国办发[2008]126号),在第三大部分"加快建设多层次资本市场体系,发挥市场的资源配置功能"中的第十三条明确提出"推进上市商业银行进入交易所债券市场试点"。随后,为了落实国务院关于推进上市商业银行进入交易所债券市场的试点,中国证券监督管理委员会、中国人民银行、原中国银行业监督管理委员会、上海证券交易所、深圳证券交易所和中国证券登记结算有限责任公司等在2009~2010年期间,连续出台多份文件,逐步明确上市商业银行进入交易所债券市场试点的具体实施方案。尽管经历了上述改革,但相对于银行间债券市场来说,交易所债券市场仍然具有很大的改革和发展空间。具体来说,2008~2010年期间的试点改革虽然放开了上市商业银行参与交易所债券市场,但大多数政策性银行、中小股份制银行、城市商业银行和外资银行等仍然被排除在交易所债券市场之外。

#### 3. 第三阶段: 2019 年银行大幅扩容参与交易所债券市场

2019年8月6日,中国证券监督管理委员会、中国人民银行、原中国银行保险监督管理委员会联合发布了《关于银行在证券交易所参与债券交易有关问题的通知》(证监发〔2019〕81号)。该通知要求进一步落实党中央、国务院关于增强金融服务实体经济能力的要求,在前期试点的基础上,扩大在证券交易所参与债券交易的银行范围。该通知指出,包括政策性银行、国家开发银行、国有大型商业银行、股份制商业银行、城市商业银行、在华外资银行和境内上市的其他银行均获准参与交易所债券市场。该通知从颁布之日起生效,更多的银行可以进入交易所债券市场的现券市场进行交易。

此次改革允许除非上市农村商业银行外的大部分银行进入交易所债券市场,大幅度扩大了交易所债券市场的直接参与主体,有助于交易所债券市场需求群体扩容和债券市场的统一融合。图1是我们手工整理的2014~2022年允许进入交易所债券市场交易的银行数量。2019年之前,允许参与交易所债券市场交易的银行仅有28家,2019年银行准入限制放松之后,允许参与交易所债券市场交易的银行猛增到316家,其后几年一直保持稳定。银行准入带来的投资者扩容是显著的。因此,本次政策可能有助于打破债



#### 重大选题征文

券市场分割。

#### (二)政策的初步分析

为了初步分析2019年的银行准入改革对交易所债券 市场的影响,我们统计了两大债券市场的年度债券交易 额的变化情况。图 2 是 2013~2021 年间两大债券市场的 债券成交额数据。数据显示:第一,两大债券市场发展不 平衡,同期银行间债券市场的成交额远大于交易所债券 市场,这说明银行间债券市场债券成交更活跃,流动性问 题始终是交易所债券市场发展的重要制约因素。第二, 尽管交易所债券市场的发展相对滞后,但伴随着监管部 门不断推动两大债券市场互联互通,交易所债券市场的 交易量也在逐年增加。2019年交易所债券市场债券成交 量增加了1.35万亿元,增加的体量大幅超过以往年份。

为了初步分析交易所债券市场的流动性变化,我们 比较了交易所债券市场的债券发行额和交易额的同比增 长情况。由图3可知,银行准入实施当年,交易所债券市 场的债券交易额同比增长25.71%,但债券发行额并未大 幅增长。纵向对比来看,2017~2018年的交易额的同比增 长率分为6.98%和13.35%,2019年债券交易额增速明显 提高。

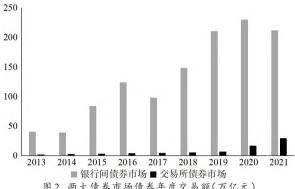
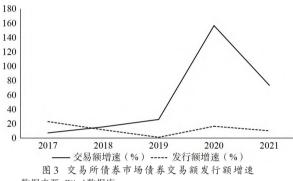


图 2 两大债券市场债券年度交易额(万亿元) 数据来源:Wind数据库。



数据来源·Wind 数据库。

## 三、研究假设

交易所债券市场的银行准入对于我国建设统一的债券市场具有深远意义。本文分别从二级市场信用利 差和一级市场信用利差两方面,分析银行准入可能的影响。

#### (一)二级市场信用利差的分析

本文主要从流动性效应和信息挖掘效应两个方面,分析银行准人对交易所债券的二级市场信用利差的可 能影响。

#### 1. 流动性效应

现有研究表明,流动性风险能够影响债券的二级市场信用利差(纪志宏、曹媛媛,2017;李勇等,2022;贝伯 等,2009;林等,2010;古德伯格、诺扎瓦,2021)。这是因为,当债券的流动性不足时,投资者往往面临较高的交 易成本。投资者难以及时地以合理的价格出售债券,将债券转化为现金流。因此,为了获得流动性风险补偿, 投资者倾向于折价买入债券,从而降低了愿意提供的买入债券的价格,进而提高了债券的二级市场信用利 差。以往文献表明,有利于提高债券市场流动性的因素都有可能导致债券的二级市场信用利差下降(贝森宾 德等,2018;鲍等,2018;奥哈拉、周,2021)。

投资者进入债券市场可能影响债券的流动性风险(丹恩豪泽,2017;戈德斯坦等,2017)。这是因为,当持 有债券的投资者需要出售债券时,债券市场的投资者数量越多,债券及时地以合理的价格出售的可能性越 大。因此,数量庞大的投资者能够为市场提供充沛的流动性,从而降低债券的流动性风险(丹恩豪泽,2017), 减小投资者要求的流动性补偿。一般而言,当有新的投资者进入债券市场时,债券市场的投资者数量增加,买 方力量增强,从而可能提高债券的流动性,降低债券的流动性风险。

从2019年8月的银行准入来看,交易所债券市场独有的公司债扩大了银行资金的可投范围,能够满足银 行的多元化投资需求。同时,交易所债券市场为场内交易,具有较好的便利性。因此,在政策支持下,更多的

银行可能进入交易所债券市场交易,从而增加交易所债券市场投资者的数量。

从理论上讲,引入更多银行进入交易所债券市场可能有利于降低二级市场的流动性风险。这是因为,第一,在我国以间接融资为主的金融结构下,银行具有强大的资金实力。银行是债券市场的重要投资者(徐忠,2015),有能力为交易所债券市场提供充沛的流动性。第二,交易所债券市场本身存在大量的个人投资者,而银行的进入能够明显增加交易所债券市场的机构投资者数量。银行带来的增量资金可能有效地提高二级市场的流动性。

进一步地,银行准入可能会降低交易所债券的二级市场信用利差。这是因为,交易所债券市场长期以来存在着流动性不足的问题,流动性不足使得债券的二级市场信用利差偏高。而在政策实施后,银行进入交易所债券市场本身能够带来增量资金,同时也可能带动其他投资者进入交易所债券市场。更多的投资者"追逐"交易所债券市场的债券,会使得交易所债券的成交变活跃。从风险收益相匹配的角度而言,交易所债券市场的流动性得到改善,投资者要求的流动性风险补偿也会降低,进而导致二级市场债券价格上涨、信用利差降低。

综上所述,我们提出以下假设。

H1:银行准入能够产生流动性效应,降低交易所债券的二级市场信用利差。

#### 2. 信息挖掘效应

信息不对称很可能导致债券融资成本偏高。参考詹森和梅克林(1976)的研究,信息不对称使得投资者难以有效评估真实的投资价值和投资风险。在信息不对称程度较高的情况下,基于获得风险补偿的目的,投资者会降低能够接受的债券价格,从而提高债券信用利差。例如,韩和周(2014)利用公司债券的交易数据研究发现,信息不对称能够显著提高公司债券的信用利差。德里安等(2016)基于经纪商破产或合并的冲击,发现分析师跟踪的减少导致了债券信息不对称程度的提高,从而提高了债券的信用利差。而如果投资者具有较强的挖掘信息能力,那么投资者与债券发行人之间的信息不对称会降低,从而使得债券信用利差降低。

作为专业的机构投资者,银行具有信息优势(彼得森、拉詹,1994,2002;施沃特,2018;张耀伟等,2017;马永强等,2021)。这是因为:第一,银行可能通过信贷关系,在发放贷款和监管债务人的过程中获得企业的各种"硬信息"、"软信息"和非公开信息。第二,我国的金融结构以间接融资为主,银行能够广泛地接触到不同行业、不同特征的企业,具有丰富的贷款数据和多方面的信息渠道。因此,即使银行与债券发行人没有直接的信贷关联,银行也可能通过调研、比较相似企业等方式了解更多信息。第三,银行具备信息分析优势。相比于个人投资者,银行具备更强的分析信息的能力。

从信息挖掘的角度来看,2019年8月的银行准入为交易所债券市场引入了更多银行投资者。为了了解债券风险,银行很可能会增强对交易所债券市场的债券发行人信息的挖掘。在银行准入实施前,银行已经在银行间债券市场进行债券投资,因此银行可能对在银行间债券市场发行债券的企业比较熟悉。相比于在银行间债券市场发行债券的企业,只在交易所债券市场发行债券的企业与银行之间的信息不对称程度更高。因此,银行进入交易所债券市场后,需要进一步挖掘只在交易所债券市场发行债券的公司的相关信息。银行的信息挖掘有利于降低投资者与发债企业之间的信息不对称,从而降低债券信用利差。

综上所述,我们提出以下假设。

H2:银行准入能够产生信息挖掘效应,降低交易所债券的二级市场信用利差。

#### (二)一级市场信用利差的分析

从理论上来说,2019年的银行准入有利于降低一级市场信用利差,本文主要从投资者竞争增强的角度分析银行准入对交易所债券的一级市场信用利差的影响。

从2019年的银行准入来看,该政策有利于增加交易所债券市场的投资者数量。这是因为,在政策实施前,大多数银行不能在交易所债券市场进行交易;在政策实施后,银行能够自由地进入交易所债券市场进行交易,而不再受到限制。参考林等(2010)、迪克尼尔森等(2012)、赖琴巴赫和舒斯特(2022)的研究,投资者进行债券

#### 重大选题征文

投资会考虑交易成本。由于政策打破了银行进入交易所债券市场的制度性限制,银行在一级市场购买债券之后也能够便利地通过二级市场进行交易,因此政策可能有利于吸引银行参与交易所债券市场的一级市场交易,从而增加一级市场的投资者数量。

进一步地,2019年的银行准入可能降低交易所债券的一级市场信用利差。这是因为,投资者数量能够影响债券价格(费尔德胡特,2012),对于一级市场的债券,市场上投资者数量的增加意味着买方需求力量增强,买方需求力量增强有利于增强投资者竞争,从而降低债券信用利差。从2019年的银行准入来看,该政策带来的银行进入也可能增强交易所债券市场的投资者竞争,从而有利于降低债券信用利差,降低企业的债券融资成本。

基于以上分析,我们提出以下假设。

H3:银行准入降低了交易所债券的一级市场信用利差,从而降低了企业的债券融资成本。

## 四、研究设计

#### (一)数据来源

#### 1. 二级市场数据

为了排除2018年实施的结构性货币政策、2020年初的新冠疫情、2020年实施的其他债券市场政策对研究结果产生的干扰,更好地评估打破债券市场分割对债券信用利差的影响,我们选择2019年1~12月作为研究的样本区间。

本文选取中期票据和公司债的二级市场日度交易数据作为研究对象。为了获取完整可信的财务数据,以及便于进一步在公司层面展开研究,本文选取了上市公司债券的交易数据,并剔除了金融企业数据。参考施沃特(2017)、王永钦和吴娴(2019)及刘冲等(2022),本文对样本进行了如下筛选:(1)新发行的债券会有较高的溢价,并且波动较大,因此本文剔除了上市时间不满3个月的债券样本;(2)距离到期日较近时,价格波动导致到期收益率的变动会很剧烈,因此本文剔除了剩余期限不足1年的债券样本;(3)剔除在样本期间没有交易的债券样本,因此本文的每条样本在日度都有交易。最终,本文获得了15632条"债券—日度"数据,并对所有连续变量进行1%的双向缩尾处理。相关数据来自Wind数据库。

#### 2. 一级市场数据

为了研究银行准人对债券一级市场的影响,我们选取了2019年1~12月发行的所有五年期公司债和中期票据作为研究对象。五年期债券的发行利差能够较好地反映公司的中长期融资成本,具有一定的代表性。同时,使用五年期债券作为研究对象能够排除期限对估计结果的影响。参考以往文献的做法,本文剔除了金融类企业发行的债券,最终获得1313条债券发行数据,并对所有连续变量进行1%的双向缩尾处理。相关数据来自Wind数据库。

#### (二)研究设计

#### 1. 二级市场研究设计

参考王永钦和徐鸿恂(2019)的研究,本文以只在交易所债券市场交易的公司债(交易所债券)作为实验组,以只在银行间债券市场交易的中期票据作为控制组,使用双重差分法,检验银行准人对二级市场信用利差的影响,见模型(1):

$$CS_{ii} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ii} \times Post_i + \beta_{ii} X_{ii} + FE_s + \varepsilon_i$$
(1)

其中,i代表债券,j代表公司,t代表日期。 $CS_{ij}$ 为公司j所发行的债券i在第t天的信用利差( $Credit\ Spread$ );参考吴育辉等(2020)和寇宗来等(2020)的研究,本文使用每个交易日债券收盘价隐含的到期收益率与相同期限的国债到期收益率的差值来衡量债券信用利差。 $Treat_{ij}$ 为度量债券i是否为交易所债券的0-1变量; $Post_i$ 为衡量日期是否在2019年8月6日之后的时点虚拟变量; $X_{ij}$ 为一系列控制变量,参考汪莉和陈诗一(2015)及吴育辉等(2020)的研究,本文控制了债券剩余期限(Left)和换手率(Turnover)等债券特征,以及公司总资产规模

(Size)、资产负债率(LEV)、流动比率(Liquidity)、公司总资产收益率(ROA)和公司产权性质(SOE)等公司特征。FE。是一系列的固定效应。参考王永钦和薛笑阳(2022)的研究,本文加入了债券固定效应、行业一月度固定效应、市场一月度固定效应和评级一月度固定效应。 $\varepsilon_j$ 为回归误差项。本文预期回归系数 $\beta_i$ 显著为负,即银行准人降低了实验组债券的二级市场信用利差。

同时,为了分析银行准入的影响机制,本文还分别使用了债券日内高低价差(High-Low)、Amihud指标和债券换手率(Turnover)度量债券的流动性。二级市场各变量的含义以及描述性统计详见表1。由描述性统计特

征可知,二级市场债券的信用利差(CS)的均值为2.932%,债券的平均剩余期限(Left)为2.475年,日度高低价差的均值为0.147元,平均换手率为2.724%。

#### 2. 一级市场研究设计

虽然二级市场信用利差可以间接反映市场对资产的观点,产生传递效应,但并不直接影响企业的融资成本(王永钦、薛笑阳,2022)。为了探究银行准人对一级市场融资成本的影响,本文进一步以债券一级市场发行数据,将交易所债券市场的公司债(交易所债券)作为实验组,将银行间债券市场的中期票据作为控制组,使用双重差分模型进行分析。具体模型如下:

$$ICS_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{ij} \times Post_t + \beta_2 Treat_{ij}$$
  
+ \beta\_3 Post\_t + \beta\_{ij} + \lambda\_t + \delta\_t + \delta\_j + \delta\_t + \delta\_j \end{2} \) (2)

其中,i代表债券,j代表公司,t代表日期。 $ICS_{ij}$ 为公司j发行的债券i在t天发行时的信用利差(Issue Credit Spread),即债券发行成本。参考王永钦和吴娴(2019)、黄振和郭晔(2021)的研究,本文使用债券的发行利率与相同剩余期限国债利率的差值衡量债券发行成本。

控制变量方面,主要包含债券特征变量和公司特征变量。其中,债券特征变量包括债券发行量(Quantity)和债券评级(Rating)。公司特征变量包含公司总资产规模(Size)、公司总资产收益率(ROA)、资产负债率(LEV)和公司流动比率(Liquidity)。 $\lambda_i$ 和 $\theta_i$ 分别为公司固定效应和日度固定效应; $\epsilon_i$ 为回归误差项。本文预期回归系数 $\beta_i$ 显著为负,即银行准入降低了实验组债券的一级市场信用利差。

一级市场各变量的含义以及描述性统计 详见表2,由描述性统计特征可知,一级市场

表1 二级市场变量定义与描述性统计							
PanelA =	PanelA 二级市场变量定义						
变量			含义				
CS		信用利差,即每个交易日的债券隐含到期收益率与相同期限的国债到期收益率的差值(%)。					
Treat	度量债券是否: Treat=0。	度量债券是否为交易所债券的虚拟变量:对于交易所债券,Treat=1;否则 Treat=0。					
Post	度量时间是否得 日之后,Post=1		日之后的时点图	变量:当时间在2	2019年8月6		
Left	债券剩余期限	(年)。					
Size	债券对应发债公司的资产规模(季度),使用总资产的自然对数衡量。						
LEV	债券对应发债公司的资产负债率(%)(季度)。						
ROA	债券对应发债公司的总资产收益率(%)(季度)。						
Liquidity	债券对应发债公司的流动比率(季度)。						
SOE	债券对应发债公司的产权性质,国有企业取1,否则取0。						
High-Low	债券流动性指标,债券日内高低价差,用债券最高价减去最低价度量(元)。						
Turnover	流动性指标之一,债券日内换手率,用债券成交量除以债券余额度量(%)。						
Amihud	aud 流动性指标之一,用债券日度涨跌幅(%)/成交量(百万)的绝对值度量。						
PanelB =	PanelB 二级市场变量描述性统计						
Variable	N	Mean	S.D.	Min	Max		
CS	15632	2.932	2.795	0.362	13.270		
Treat	15632	0.586	0.493	0.000	1.000		
Post	15632	0.379	0.485	0.000	1.000		
Left	15632	2.475	1.085	1.036	6.625		
Size	15632	6.622	2.119	0.000	10.220		

Left	15632	2.475	1.085	1.036	6.625			
Size	15632	6.622	2.119	0.000	10.220			
ROA	15632	2.854	2.341	-1.056	11.330			
LEV	15632	61.570	21.120	0.000	91.560			
Liquidity	15632	1.259	0.925	0.000	6.651			
SOE	15632	0.525	0.499	0.000	1.000			
High-Low	15632	0.147	0.536	0.000	3.890			
Turnover	15632	2.724	4.749	0.000	25.000			
Amihud	15267	1.964	9.081	0.000	72.250			
表 2 一级市场变量定义与描述性统计								
PanelA 一级市场变量定义								
亦量	含♡							

PanelA -	-级市场变量定	Ÿ						
变量	含义							
ICS	信用利差,即债券发行利率与同一天的相同期限的国债到期收益率的差值(%)。							
Treat	度量债券是否为交易所债券的虚拟变量:对于交易所债券,Treat=1;否则Treat=0。							
Post		度量时间是否在2019年8月6日之后的时点变量: 当时间在2019年8月6日之后, Post=1; 否则 Post=0。						
Quantity	债券发行总额	(亿元),取自然	对数。					
Rating	债券发行时债项评级,AAA级债券取3,AA+级债券取2,AA级债券取1,否则取0。							
Size	债券对应发债公司的资产规模(季度),使用总资产自然对数衡量。							
LEV	债券对应发债公司的资产负债率(%)(季度)。							
ROA	债券对应发债公司的总资产收益率(%)(季度)。							
Liquidity	债券对应发债公司的流动比率(季度)。							
PanelB -	-级市场变量描:	述性统计						
Variable	N	Mean	S.D.	Min	Max			
ICS	1313	2.170	1.227	0.564	5.089			
Treat	1313	0.665	0.472	0.000	1.000			
Post	1313	0.475	0.500	0.000	1.000			
Quantity	1313	2.163	0.662	0.470	3.912			
Rating	1313	1.567	1.271	0.000	3.000			
Size	1313	6.205	2.207	0.000	10.230			
LEV	1313	57.240	20.450	0.000	86.830			
ROA	1313	1.431	1.671	-0.160	9.330			
Liquidity	1313	2.442	2.184	0.000	11.630			

#### 重大选题征文

债券的信用利差(ICS)的均值为2.170%。

## 五、银行准入对二级市场信用利差的影响

#### (一)基准检验结果

表3展示了银行准入对二级市场信用利差的影响。结果显示,银行准入的政策实施后,实验组债券的二级 市场信用利差显著降低。根据表3第(3)列的检验结果,银行准入的政策实施后,实验组债券的二级市场信用 利差相比于控制组显著下降了34.9个基点。表3的检验结果表明,银行准入提高了实验组债券在二级市场的 价格,降低了实验组债券的二级市场信用利差,该结果支持假设H1。

#### (二)稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

双重差分法的使用要求实验组与控制组在事件发生之前具有平行趋 表3 银行准入与二级市场信用利差 势。基于此,本文参考阿莫尔等(2013)的研究,对二级市场样本进行平行趋 势检验。具体而言,本文以10天为单位时间间隔,构造不同的时间虚拟变量 并进行回归检验。图4给出了平行趋势检验的时间趋势图,分析结果表明, 银行准入实施前时间虚拟变量的回归系数无异于0,银行准入实施后时间虚 拟变量的回归系数显著异于0且为负数。实验组和控制组满足平行趋势假 设,因此双重差分法的设定具有合理性。平行趋势检验的结果增强了本文 核心结论的可靠性。

#### 2. 安慰剂检验

遗漏变量的问题可能会对基准模型的估计结果产生一定的影响。本文 参考刘慧龙等(2022)的做法,使用随机置换法进行安慰剂检验。从原理上 看,一是随机分配实验组和控制组,即不以真实的债券种类对债券进行分 类,打乱 Treat 变量的赋值。二是随机抽取政策冲击时间点,即不以真实的政 策冲击时间点对时间变量分类,打乱 Post 变量的赋值。本文在基准回归模 型的基础上进行了500次随机置换回归分析。图5为二级市场样本安慰剂 检验的结果,由结果可知:虚拟解释变量的估计系数分布在零的附近。而本 文真实的基准回归模型中主要解释变量的系数为-0.349(见表3),远在虚拟 解释变量系数范围之外。因此该结果符合安慰剂检验的预期。安慰剂检验 结果进一步增强了本文核心结论的可靠性。

#### 3. 拓展样本区间

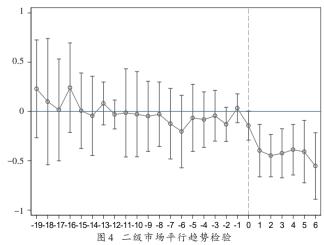
为了进一步检验银行准人对债券的二级市场信 用利差的影响,我们将样本区间拓展为2019~2020 年。表4展示了我们拓展样本区间之后的检验结果, 由检验结果可知:在第(1)~(3)列加入不同控制变量 的模型中, Treat×Post 变量的系数均在5%的水平上显 著为负。这也表明了我们的基准检验结果是稳健 的,相比于控制组债券,实验组债券的二级市场信用 利差显著降低。

#### (三)影响机制分析

这里,本文将从流动性效应和信息挖掘效应两个 方面检验银行准入的影响机制。

	-					
被解释变量:CS	(1)	(2)	(3)			
<i>m</i> p	-0.349***	-0.349***	-0.349***			
$Treat \times Post$	(-2.726)	(-2.732)	(-2.770)			
* C		0.989***	1.009***			
Left		(3.364)	(3.497)			
Tr.		-0.001	-0.001			
Turnover		(-0.755)	(-0.647)			
Size			-0.003			
Size			(-0.152)			
ROA			-0.023			
KOA			(-0.675)			
LEV			-0.014			
LEV			(-0.811)			
7 7.,			-0.198			
Liquidity			(-0.807)			
SOE			-3.332***			
SUE			(-4.165)			
Cons	2.978***	0.518	3.434**			
Cons	(119.998)	(0.713)	(2.376)			
债券固定效应	YES	YES	YES			
行业一月度固	VEC	VEC	VEC			
定效应	YES	YES	YES			
市场一月度固	YES	YES	YES			
定效应	TES	TES	YES			
评级—月度固	YES	YES	VEC			
定效应	TES	TES	YES			
N	15632	15632	15632			
Adj-R <sup>2</sup>	0.908	0.908	0.913			
注 * ** *** 公别 化 主 左 100/- 5						

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1% 的显著性水平,括号内为双尾检验的t值,标 准误聚类到债券层面。



注:图中空心圆圈代表系数值,竖线代表90%的置信区间。

#### 1. 流动性效应

本文分别从日度层面和月度层面直接检验银行准入对实验组 债券的流动性的影响。具体来说,我们构建了不同的衡量债券流 动性的指标,研究银行准入实施后实验组债券的流动性的变化。

参考迪克尼尔森等(2012)、王永钦等(2016)的研究,本文在基 准回归模型的基础上,分别使用日度的债券成交量(Volume)、债券 高低价差(High-Low)、Amihud指标和债券换手率(Turnover)作为 债券流动性的度量,检验银行准入对实验组债券的流动性的影 响。一般而言,高低价差(High-Low)越大,换手率(Turnover)越低, Amihud 指标越大,债券的流动性越差。

表5展示了银行准入对实验组债券的流动性的影响。检验结 果表明,相比于控制组债券,实验组债券的债券成交量(Volume)显 著增加, Amihud 指标显著减小, 债券换手率(Turnover) 显著提高, 债券高低价差(High-Low)也明显降低。这些结果说明,银行准入 实施后,实验组债券的成交变得更活跃,市场流动性得到明显改 善,表5的检验支持了流动性效应的假设。

进一步地,我们参考迪克尼尔森等(2012)的研究,使用月度层 面的债券换手率指标检验了银行准入带来的影响。我们分别使 用两种方式在月度层面计算换手率指标,第一,使用剔除了日度 成交量为0的债券样本,计算日度换手率后在月度层面进行加权 平均。第二,使用不剔除日度成交量为0的债券样本,直接将月内 成交量加总来计算月度层面的债券换手率。表6展示了银行准入 对月度层面的债券流动性的影响,其中,第(1)~(2)列为使用剔除 日度成交量为0的样本的月度债券流动性的检验结果,第(3)~(4) 列为使用不剔除日度成交量为0的样本的月度债券流动性的检验 结果。由检验结果可知,主要解释变量 Treat×Post 的系数均显著为 括号内为双尾检验的t值,标准误聚类到债券层面。 正,这表明银行准入使得实验组债券的月度换手率提高,表6的检 验同样支持了流动性效应的假设。

#### 2. 信息挖掘效应

从我国的债券市场来看,银行间债券市场的发债要求较高,而 交易所债券市场的发债要求相对较低。在2019年8月银行准入实 施前,银行主要在银行间债券市场进行投资。对于交易所债券市 场的发行人,特别是只在交易所发行债券的发行人,银行很可能 并不熟悉。因此,对于只在交易所债券市场发行债券的发行人, 在银行准入实施后,银行能够利用自身的专业能力挖掘其更多的 增量信息。

根据银行挖掘的增量信息的不同,我们可以将样本区分为两 类样本3类公司。第一类样本为同一家企业同时在银行间债券市 场发行了中期票据和在交易所债券市场发行了公司债。从银行 信息挖掘的视角而言,由于中期票据和公司债均由同一家公司发 行,所以其基本面信息完全相同。对于已经在银行间债券市场发 括号内为双尾检验的1值,标准误聚类到债券层面。

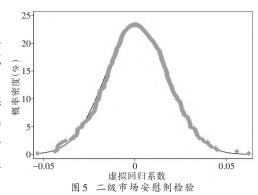


表 4 银行准入与二级市场信用利差 (2019~2020年)

(2017-2020   7						
被解释变量:CS	(1)	(2)	(3)			
Treat×Post	-0.410**	-0.411**	-0.417**			
Treat~Fost	(-2.045)	(-2.053)	(-2.086)			
- L G		0.812°	0.773°			
Left		(1.828)	(1.704)			
T.		-0.001	-0.001			
Turnover		(-0.391)	(-0.442)			
e.			-1.117			
Size			(-1.354)			
no.			0.050			
ROA			(1.078)			
LEV			0.004			
LE V			(0.415)			
T			-0.202			
Liquidity			(-0.624)			
SOE			-2.103***			
SOE			(-2.710)			
	2.790***	0.749	9.891°			
Cons	(45.845)	(0.670)	(1.714)			
债券固定效应	YES	YES	YES			
行业—月度固定效应	YES	YES	YES			
市场一月度固定效应	YES	YES	YES			
评级—月度固定效应	YES	YES	YES			
N	28539	28539	27898			
Adj-R <sup>2</sup>	0.885	0.885	0.886			

、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平,

表5 银行准入与市场流动性

	(1)	(2)	(2)	(3)	
被解释变量	Volume	High-Low	Amihud	Turnover	
$Treat \times Post$	0.066**	-0.063**	-1.183***	0.373**	
1 reat×Post	(1.965)	(-2.054)	(-2.936)	(2.052)	
I . G	0.140	0.240**	-0.874	0.716	
Left	(0.978)	(2.425)	(-0.303)	(1.265)	
Size	-0.002	-0.000	0.078	-0.010	
Size	(-0.299)	(-0.030)	(0.977)	(-0.268)	
ROA	0.003	-0.012	0.078	0.016	
KOA	(0.679)	(-1.381)	(0.689)	(0.516)	
LEV	0.001	-0.002	-0.045***	0.014°	
LE V	(1.288)	(-0.674)	(-2.680)	(1.702)	
T:! J:	-0.016	-0.066	0.076	-0.153	
Liquidity	(-0.950)	(-1.384)	(0.209)	(-1.078)	
SOE	0.022	-0.430***	0.918	0.368	
SOE	(0.959)	(-2.638)	(0.768)	(1.551)	
Cons	-0.003	0.052	5.813	0.008	
Cons	(-0.009)	(0.159)	(0.801)	(0.005)	
债券固定效应	YES	YES	YES	YES	
日度固定效应	YES	YES	YES	YES	
N	15632	15632	15263	15632	
Adj-R <sup>2</sup>	0.467	0.182	0.158	0.545	

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平,

#### 重大选题征文

行了中期票据的企业来说,这些企业的中期票据一直都是银行的投资标的,所以在银行获准进入交易所债券 市场后,不需要挖掘更多的信息。在此,我们以公司债作为实验组,以中期票据作为控制组。对于银行来说, 在这类样本中,银行需要挖掘的发行人的增量信息相对较少。

第二类样本中包括两类发行人:一类是只在交易所债券市场发行了公司债,另一类是只在银行间债券市 场发行了中期票据。银行进入交易所债券市场后,对于只在交易所发行债券的企业,其发行的公司债被新纳 入银行的投资范围。银行以前很可能没有接触过发行人,因此对这些企业可能不了解。所以,银行对这些企

业需要挖掘的增量信息相对更多。在此,我们以第二类样本中的公 司债作为实验组,以中期票据作为控制组。对于银行来说,在这类 样本中,银行需要挖掘的发行人的增量信息相对较多。

我们首先分别对这两类样本进行分组检验,然后再将两类样本 混合为一个样本进行交乘检验。如果银行准入通过增强银行的信息 挖掘降低了二级市场债券信用利差,那么,第二类样本的信用利差降 低会更明显。表7展示了信息挖掘效应的检验结果,其中,Entry是表 示样本类型的虚拟变量,如果债券属于第二类高增量信息的样本,那 么 Entry 取 1, 否则取 0。由检验结果可知: 第(1) 列为第二类样本的检 验结果,其中Treat×Post变量的系数在5%的水平上显著为负,实验组 债券相对于控制组债券的信用利差降低了44.8个基点。第(2)列为 第一类样本的检验结果,其中,Treat×Post变量的系数在10%的水平上 显著为负,实验组债券相对于控制组债券的信用利差降低了28.4个 基点。第(3)列的交乘项 Treat×Post×Entry 的系数在 1%的水平上显著 为负,上述结果表明对于有更多增量信息能够被银行挖掘的债券,它 们的信用利差降低更明显。表7的检验支持了信息挖掘效应的假设。

#### (四)异质性检验

流动性不足可能导致市场价格发现功能不足,从而使得债券市 场效率低下。在银行准入实施前,交易所债券市场流动性不足可能 会导致市场定价效率低下。对于二级市场的存量债券,其流动性越 差,市场定价效率越低,信用利差越高。如果银行准入提高了交易 所债券市场的债券流动性,那么,对于流动性越差、定价效率越低的 债券,信用利差的降低越明显。

不同特征的债券可能具有不同的流动性,具体来看:第一,从产 权性质来看,国有企业(SOE)债券有政府隐性担保(韩鹏飞、胡奕明, 2015; 耿、潘, 2021), 相对于民营企业的债券更受投资者欢迎。因 此,相比于国有企业债券,民营企业债券的流动性可能更差。第二, 从公司规模来看,公司规模越大,信息不对称程度相对越低,债券可 能更受投资者欢迎。因此,相比于大规模的公司,中小规模的公司 其债券的流动性可能更差。

表8展示了不同流动性水平的债券受银行准入的不同影响的检 验结果。由检验结果可知,第(1)列的国有企业债券样本的Treat× Post 变量的系数不显著,而第(2)列的民营企业债券样本的Treat× Post 变量的系数在5%的水平上显著为负。第(3)列的大规模企业的 债券样本的 Treat×Post 变量的系数不显著,而第(4)列的中小规模企 平,括号内为双尾检验的t值,标准误聚类到债券层面。

被解释变量: (2)(3) (4) 月换手率 2.076° 2.013° 0.730° 0.787°  $Treat \times Post$ (2.917)(2.864)(2.067)0.049 -0.104Rating (0.023)(-0.104)0.115 1.887 Size (0.422)(1.290)0.044 0.032 ROA(0.221)(0.488)0.061 0.041 LEV(0.965)(1.802)-1.8090.242 Liquidity (-1.984)(0.384)1.404 -0.427 SOE (-0.356)(0.832)8.271 3.500 -11.626 4.799

表6 银行准入与市场流动性(月度指标)

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水 平,括号内为双尾检验的t值,标准误聚类到债券层面。

(0.515)

YES

YES

4875

0.434

(37.662)

YES

YES

11254

0.303

(64.253

YES

YES

4875

0.434

(-1.045)

YES

YES

10631

0.291

Cons

债券固定效应

月度固定效应

Adj-R<sup>2</sup>

表7 银行准入与二级市场信用利差

(信息挖掘效应)						
被解释变量:	(1)	(2)	(3)			
CS	高增量信息	低增量信息	交乘项检验			
$Treat \times Post$	-0.448**	-0.284°	0.033			
1 reat×Post	(-1.976)	(-1.661)	(0.181)			
Treat×Post×Entry			-0.561***			
Treat^Post^Entry			(-2.735)			
I -G	1.517***	0.747**	0.863***			
Left	(2.898)	(2.058)	(2.871)			
Turnover	-0.006	0.000	-0.001			
1 urnover	(-1.142)	(0.242)	(-0.513)			
e:	-0.009	-0.006	-0.004			
Size	(-0.219)	(-0.590)	(-0.236)			
ROA	0.025	-0.098***	-0.016			
KOA	(0.592)	(-2.992)	(-0.464)			
LEV	-0.018	0.083	-0.015			
LEV	(-0.980)	(1.641)	(-0.832)			
7: :1:	-0.198	0.099	-0.184			
Liquidity	(-0.729)	(0.442)	(-0.755)			
COL	-3.124***		-3.210***			
SOE	(-4.250)		(-4.141)			
	2.835°	-5.166	3.717**			
Cons	(1.709)	(-1.549)	(2.569)			
控制变量	YES	YES	YES			
债券固定效应	YES	YES	YES			
行业一月度固	YES	YES	YES			
定效应	ILS	ILS	ILS			
市场一月度固	YES	YES	YES			
定效应	ILS	1 L3	ILS			
评级—月度固	YES	YES	YES			
定效应	ILS	1 L3	ILS			
N	7957	7662	15632			
Adj-R <sup>2</sup>	0.917	0.899	0.913			
注 · * 、 * * 、 * * * * 分别代表在 10% 、 5% 、 1%的显著性水						

\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水

业的债券样本的Treat×Post变量的系数在5%的水平上显著为负。表8的检验结果表明银行准入显著降低了民 营企业债券和中小规模企业债券的信用利差,与本文的预期保持一致。

## 六、银行准入对一级市场信用利差的影响

#### (一)基准检验结果

表9展示了银行准入对一级市场信用利差的影响。第 (1)~(2)列分别为不加入控制变量和加入控制变量的检验 结果。结果显示,交易所债券市场银行准入后,交易所债 券的一级市场信用利差显著下降。根据表9的第(2)列的 检验结果,银行准入实施后,实验组债券的一级市场信用 利差相比于控制组债券下降了15.1个基点。该结果在1% 的水平上显著,这说明银行准入显著降低了企业的债券融 资成本。同时,本文也将样本区间拓展为2019~2020年进 行检验,第(3)~(4)列分别为不加入控制变量和加入控制 变量的检验结果,该结果仍然与预期保持一致。

#### (二)稳健性检验

#### 1. 平行趋势检验

参照前文的研究,本文对一级市场的样本进行了平行 趋势检验。具体而言,我们以1个月为单位时间间隔,构 造时间虚拟变量并进行回归检验。图6是平行趋势检验 的时间趋势图,在银行准入实施前时间虚拟变量不显著, 在银行准入实施后时间虚拟变量除第1期外显著小于0。 这表明在银行准入实施前,实验组债券的一级市场信用利 差相比控制组债券没有出现显著差异,而在银行准入实施 后,实验组债券的一级市场信用利差显著下降。

#### 2. 安慰剂检验

本文使用随机置换法进行了500次回归分析,作为一 级市场的基准回归结果的安慰剂检验。图7为一级市场 样本的安慰剂检验的结果,由图7可知,虚拟解释变量的 估计系数分布在零的附近。而本文真实的基准回归中主 双尾检验的值、标准误聚类到债券层面 要解释变量的系数为-0.151(见表9),远在虚拟解释变量 系数范围之外。这一结果进一步证明了本文基准回归结 果的可靠性。

#### (三)异质性分析

债券本质上是一种债权债务契约。从理论上讲,良好 的经营业绩能够增加企业价值(曾爱民等,2021),使得债 券偿付更有保障,从而降低债券信用利差。此外,高评级 债券的偿付也相对更有保障。一级市场定价为债券的上 市发行定价,银行准入实施后,银行开始对债券发行定价 产生影响。从理论上来说,如果银行准入提高了定价效 率,那么高质量的债券应该具有一定的溢价,表现为低融

表8 不同流动性债券的二级市场利差

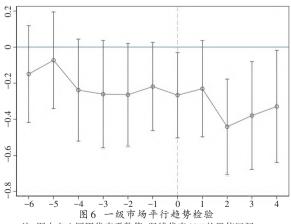
		21 1			
	(1)	(2)	(3)	(4)	
被解释变量	产权	性质	公司	引规模	
CS	国有企业	民营企业	大规模	中小规模	
$Treat \times Post$	-0.342	-0.816**	-0.137	-0.492**	
Treat^r ost	(-1.600)	(-2.235)	(-0.983)	(-2.143)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	
债券固定效应	YES	YES	YES	YES	
行业一月度	YES	YES	YES	YES	
固定效应	ILS	ILS	ILS	1 E.5	
市场一月度	YES	YES	YES	YES	
固定效应	ILS	ILS	ILS	1 E.5	
评级一月度	YES	VEC	VEC	VEC	
固定效应	TES	YES	YES	YES	
N	8202	7406	7821	7803	
Adj-R <sup>2</sup>	0.918	0.880	0.912	0.916	
法 * ** *** / 即及主本 10g 5g 1g b 日 英树 水平 托 日 由 为					

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平,括号内为 双尾检验的t值,标准误聚类到债券层面。

表9 银行准入与一级市场信用利差

·	(1)	(2)	(3)	(4)		
Treat×Post	-0.133***	-0.151***	-0.099**	-0.106**		
1 reat×Post	(-2.892)	(-3.136)	(-2.091)	(-2.210)		
0		-0.001		-0.003°		
Quantity		(-0.621)		(-1.795)		
Rating		-0.130***		-0.157***		
Kanng		(-4.797)		(-9.882)		
Size		-0.029		-0.165		
Size		(-0.973)		(-1.159)		
ROA		-0.027*		-0.022		
KOA		(-1.739)		(-1.423)		
LEV		0.003		-0.007		
LE V		(1.241)		(-1.546)		
T:: 1:		0.003		-0.023		
Liquidity		(0.191)		(-1.483)		
Cons	2.031***	2.336***	2.083***	4.011***		
Cons	(73.222)	(29.076)	(109.415)	(4.226)		
公司固定效应	YES	YES	YES	YES		
日度固定效应	YES	YES	YES	YES		
N	1313	1313	3607	3598		
Adj-R <sup>2</sup>	0.942	0.942	0.914	0.922		
Y = == === 0 DIA + + +000 == +0 H D + D H D H D H D H D H D H D H D H D						

、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水平,括号内为



注:图中空心圆圈代表系数值,竖线代表90%的置信区间。

#### 重大选题征文

资成本的特征。

我们以ROA中位数作为标准,将ROA高于中位数的债券作为业绩水平优秀的债券,进行分组检验。同时, 我们以债券评级作为分组标准,将 AAA 级债券作为高评级债券,进行分组检验。表 10 展示了不同质量债券的 一级市场信用利差变化的检验结果。表 10 的检验结果表明,银行准入显著降低了业绩水平更好和发行评级 更高的债券的一级市场信用利差,与本文的预期保持一致。

## 七、经济后果分析

前文的研究表明,打破债券市场分割降低了交易所债券市场的债券融资成本,使得交易所债券市场的债

券成交变活跃,推动了交易所债券市场的发展。为了进一步检验银 行准人在发债企业层面产生的影响,我们选取2016~2021年企业层 面的数据作为研究对象,按照银行准入发生时的二级市场存量债券 进行分类,以只在交易所债券市场有公司债交易的企业作为实验 组,以只在银行间债券市场有中期票据交易的企业作为控制组,研 究银行准入对发债企业的影响。事实上,实验组企业和控制组企业 在银行准入实施时均有债券在二级市场交易,二者的区别在于,实 验组公司的债券在交易所债券市场交易,而控制组公司的债券在银 行间债券市场交易。

本文从固定资产投资的角度研究银行准入带来的影响。固定 资产投资能够反映企业的投资决策,而债券信用利差的降低可能提 高企业的固定资产投资意愿,从而增加固定资产投资。参考以往文 献,本文使用固定资产占总资产的比例(PPE)来衡量企业的固定资 产投资水平(丘等,2023)。表11展示了企业层面的经济结果。由 检验结果可知, Treat×Post 变量的系数在5%的水平上显著为正,这 说明相比于控制组公司,实验组公司的固定资产投资水平提高。银 行准人在提高交易所债券市场效率的同时,促进了交易所债券市场 的债券发行人的投资。

## 八、结论与政策启示

建设全国统一大市场,需要努力消除劳动、商品、服务和资本等 流通的各种壁垒(马草原等,2017;陈朴等,2021;杨继彬等,2021;李 自若等,2022)。在债券市场制度建设方面,《中共中央 国务院关于 加快建设全国统一大市场的意见》明确指出,要推动债券市场基础 设施互联互通,实现债券市场要素自由流动。

本文从债券市场资金要素自由流动的角度,以打破债券市场分 割为切入点,系统研究了交易所债券市场的银行准入对债券市场的 影响及其经济效应。研究发现,第一,银行准人显著降低了实验组 债券的二级市场信用利差。机制分析表明,银行准入提高了市场流 动性,降低了信息不对称,从而降低了二级市场债券的信用利差。 其中,流动性较差的民营企业债券和中小规模企业债券的二级市场 信用利差明显降低。第二,银行准入显著降低了交易所债券的一级 市场信用利差。其中,经营业绩水平越好、信用评级较高的债券的 平,括号内为双尾检验的t值,标准误聚类到公司层面。

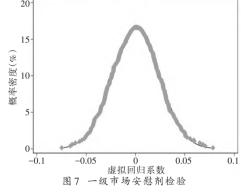


表 10 不同特征债券的一级市场信用利差 (2) (3) (4) 被解释变量 业绩水平 债券评级 ICS高 ROA 低 ROA 高评级 中低评级 -0.043-0.078-0.238-0.241Treat×Pos -2.822(-0.333)(-0.930)-0.003-0.004-0.0050.006 Quantity (-1.000)(-0.502)(-1.240)(1.058) $-0.200^{\circ}$ -0.131 $-0.117^{\circ}$ Rating (-5.054)(-2.381)(-2.063)0.044  $-0.184^{\circ}$ 0.041 -0.071Size(0.226)(-2.114)(0.700)(-1.405)-0.037 -0.501 0.005 -0.062 ROA(-1.303)(-2.408)(0.231)(-1.474)-0.003 0.016 -0.003 0.007 LEV -0.156(1.971)-0.386(1.647)-0.0090.021 0.071 0.019 Liquidity (-0.212)(0.537)(1.076)(1.185)2.136 2.748\* 1.032° 2.462 Cons (21.779)(3.926)(14.849) (4.309)公司固定效应 YES YES YES YES 日度固定效应 YES YES YES YES 524 459 348 797 Adi-R2 0.940 0.928 0.829 0.934

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水 平,括号内为双尾检验的t值,标准误聚类到债券层面

表 11 银行准入的经济后果						
被解释变量:PPE	(1)	(2)	(3)	(4)		
$Treat \times Post$	1.798**	1.798**	2.047**	1.704**		
1 reat×r ost	(2.049)	(2.049)	(2.113)	(1.978)		
控制变量	NO	NO	YES	YES		
公司固定效应	NO	YES	NO	YES		
年份固定效应	YES	YES	YES	YES		
N	1818	1818	1818	1818		
Adj-R <sup>2</sup>	0.002	0.951	0.087	0.951		

注:\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%的显著性水

一级信用利差明显降低。这表明,银行准入提高了一级市场的资源配置效率,显著降低了企业的融资成本。 第三,公司层面的研究发现,银行准入促进了企业投资。

本文的研究具有很强的政策含义。2022年4月10日,中共中央和国务院联合发布了《中共中央国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》,明确提出要"实现债券市场要素自由流动"。党的二十大报告也明确指出要"构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系"。本文从债券市场资金要素自由流动的视角为深化要素市场化改革提供了理论依据。进一步地,党的二十大报告也提出,资本市场改革要"健全资本市场功能,提高直接融资比重"。债券市场是直接融资的重要渠道,促进要素自由流动有利于激发市场投资主体活力,从而促进实体经济与债券市场良性发展。本文从打破债券市场分割的视角为促进交易所债券市场发展提供了理论依据和政策参考。

2023年10月30日至31日,中央金融工作会议在北京举行,会议强调,金融是国民经济的血脉,是国家核心竞争力的重要组成部分。目前,我国债券市场仍然还有较大发展空间,而债券市场的高质量发展离不开打破债券市场分割。本文的研究结果表明,推动银行进入交易所债券市场的制度改革有利于打破债券市场分割,有助于提高交易所债券市场的效率。从政策制定和实施的角度而言,建立统一的债券市场有助于增强我国债券市场服务实体经济的能力。根据本文的研究结果,我们提出以下三方面的政策建议。

第一,丰富交易所债券市场的产品种类,满足银行的多元化资产配置需求。本文研究发现,银行准入能够降低债券的融资成本。从银行的角度而言,银行具有投资组合多元化的需求。因此,交易所债券市场可以考虑推出更多创新的债券产品,吸引银行进入交易所债券市场配置债券,拓宽企业的债券融资来源,降低企业的债券融资成本。

第二,逐步放开银行参与交易所债券市场的回购交易,满足银行的资金融通和流动性管理需求。本文研究发现,银行准入能够提高债券的流动性。对于银行而言,回购交易能够满足银行的临时性资金融通和流动性管理的需求。对于交易所债券市场而言,债券回购交易本身也是非常重要的交易方式。因此,监管部门可以考虑逐步、有序地放开银行进入交易所债券市场的回购交易,提高市场流动性。

第三,进一步引入更多增量资金,支持民营企业的债券融资需求。2023年7月,《中共中央 国务院关于促进民营经济发展壮大的意见》指出"民营经济是推进中国式现代化的生力军,是高质量发展的重要基础"。本文的研究发现,银行准入的放开有利于降低交易所债券市场的民营企业债券的信用利差。因此,监管部门下一步可以考虑进一步放宽对其他投资者进入交易所债券市场的限制,加大包括银行在内的金融机构和境内外专业投资机构的引入力度。通过引入更多增量资金,拓宽民营企业在交易所债券市场的融资来源,促进民营企业的债券融资,进而促进民营企业的发展®。

(作者单位:余明桂,中南财经政法大学金融学院、中南财经政法大学数字技术与现代金融学科创新引智基地:安剑锋、郑馨睿,中南财经政法大学金融学院:李金洋,沈阳工业大学经济学院)

#### 注释

- ①数据来源:Wind数据库。
- ②实际上,我国的债券市场还包括柜台市场,但由于市场规模较小且以零售业务为主,因此在本文中不作讨论。
- ③数据来源:Wind数据库。
- ④比如公司债、可转债和可交换债、企业 ABS 等。而银行间债券市场品种相对单一,并以金融债为主。
- ⑤中国证券监督管理委员会:《关于银行在证券交易所参与债券交易有关问题的通知》(证监发[2019]81号),http://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c1000934/content.shtml。
- ⑥中国政府网(2022-03-25):《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》, https://www.gov.cn/gongbao/content/2022/content 5687499.htm。
- ⑦2023年5月19日,国务院总理李强主持召开国务院常务会议,研究落实建设全国统一大市场部署总体工作方案和近期举措。 2023年6月7~8日,国务院总理李强在辽宁调研期间指出:要积极推动构建全国统一大市场。
- ⑧中外文人名(机构名)对照:阿姆斯特德(Amstad);何(He);迪肯斯(Dickens);朗(Lang);杨(Young);阿尔特曼(Altmann);汤贝(Tombe);朱(Zhu);阿米胡德(Amihud);门德尔松(Mendelson);贝伯(Beber);林(Lin);迪克尼尔森(Dick-Nielsen);赖琴巴赫(Reichenbacher);舒斯特(Schuster);费尔德胡特(Feldhütter);贝森宾德(Bessembinder);布雷切尔(Bretscher);古德伯格(Goldberg);诺扎瓦(No-

#### 重大选题征文

zawa);鲍(Bao);奥哈拉(O'Hara);周(Zhou);丹恩豪泽(Dannhauser);戈德斯坦(Goldstein);詹森(Jensen);梅克林(Meckling);韩(Han);周(Zhou);德里安(Derrien);彼得森(Petersen);拉詹(Rajan);施沃特(Schwert);阿莫尔(Amore);耿(Geng);潘(Pan);丘(Chiu)。参考文献

- (1)陈关亭、连立帅、朱松:《多重信用评级与债券融资成本——来自中国债券市场的经验证据》,《金融研究》,2021年第2期。
- (2)除朴、林垚、刘凯:《全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长》、《经济研究》,2021年第6期。
- (3)郭晔、黄振、王蕴:《未预期货币政策与企业债券信用利差——基于固浮利差分解的研究》、《金融研究》、2016年第6期。
- (4)韩鹏飞、胡奕明:《政府隐性担保一定能降低债券的融资成本吗?——关于国有企业和地方融资平台债券的实证研究》,《金融研究》,2015年第3期。
  - (5)黄振、郭晔:《央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本》、《经济研究》,2021年第1期。
  - (6)纪志宏、曹媛媛:《信用风险溢价还是市场流动性溢价:基于中国信用债定价的实证研究》,《金融研究》,2017年第2期。
  - (7) 寇宗来、千茜倩:《私有信息、评级偏差和中国评级机构的市场声誉》,《金融研究》,2021年第6期。
  - (8) 窓宗来、千茜倩、陈关亭:《跟随还是对冲:发行人付费评级机构如何应对中债资信的低评级?》,《管理世界》,2020年第9期。
  - (9)李勇、张铭志、张钰:《中国公司债超额收益的影响因素研究——基于多因子模型的实证分析》、《经济学(季刊)》,2022年第3期。
  - (10)李自若、杨汝岱、黄桂田:《中国省际贸易流量与贸易壁垒研究》,《经济研究》,2022年第7期。
- (11) 刘冲、庞元晨、刘莉亚:《结构性货币政策、金融监管与利率传导效率——来自中国债券市场的证据》,《经济研究》,2022年第1期。
  - (12)刘慧龙、张玲玲、谢婧:《税收征管数字化升级与企业关联交易治理》,《管理世界》,2022年第6期。
  - (13)马草原、马文涛、李成:《中国劳动力市场所有制分割的根源与表现》,《管理世界》,2017年第11期。
  - (14)马永强、吴年年、玄宇豪:《银行贷款信息的宏观预测价值:基于中国制度环境的研究》,《南开管理评论》,2021年第1期。
- (15)史永东、宋明勇、李凤羽、甄红线:《控股股东股权质押与企业债权人利益保护——来自中国债券市场的证据》,《经济研究》, 2021年第6期。
- (16)陶然、刘峰:《债权人信息需求与高质量信息供给——基于债券市场"刚性兑付"打破的经验证据》,《会计研究》,2021年第2期。
  - (17)汪莉、陈诗一:《政府隐性担保、债务违约与利率决定》,《金融研究》,2015年第9期。
  - (18)王永钦、陈映辉、杜巨澜:《软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据》,《经济研究》,2016年第11期。
  - (19)王永钦、徐鸿恂:《杠杆率如何影响资产价格?——来自中国债券市场自然实验的证据》,《金融研究》,2019年第2期。
  - (20)王永钦、薛笑阳:《法治建设与金融高质量发展——来自中国债券市场的证据》,《经济研究》,2022年第10期。
  - (21)王永钦、吴娴:《中国创新型货币政策如何发挥作用:抵押品渠道》,《经济研究》,2019年第12期。
  - (22)吴育辉、翟玲玲、张润楠、魏志华:《"投资人付费"vs."发行人付费":谁的信用评级质量更高?》,《金融研究》,2020年第1期。
  - (23)徐忠:《中国债券市场发展中热点问题及其认识》,《金融研究》,2015年第2期。
- (24)杨继彬、李善民、杨国超、吴文锋:《省际双边信任与资本跨区域流动——基于企业异地并购的视角》,《经济研究》,2021年第4期。
  - (25)易会满:《努力建设中国特色现代资本市场》,《求是》,2022年第15期。
- (26)曾爱民、吴伟、吴育辉:《中小股东积极主义对债券持有人财富的溢出影响——基于网络投票数据的实证研究》,《金融研究》, 2021年第12期。
  - (27)张耀伟、朱文娟、丁振松、刘思琪:《综合化经营下银企关系、信息传递与银行系基金持股》,《南开管理评论》,2017年第2期。
- (28)周宏、周畅、林晚发、李国平:《公司治理与企业债券信用利差——基于中国公司债券 2008-2016 年的经验证据》,《会计研究》,2018 年第5期。
- (29) Altmann, S., Falk, A., Grunewald, A. and Huffman, D., 2014, "Contractual Incompleteness, Unemployment, and Labour Market Segmentation", Review of Economic Studies, 81(1), pp.30~56.
- (30) Amihud, Y. and Mendelson, H., 1991, "Liquidity, Maturity, and Yields on US Treasury Securities", Journal of Finance, 46(3), pp.1411~1425.
- (31) Amore, M. D., Schneider, C. and Zaldokas, A., 2013, "Credit Supply and Corporate Innovation", Journal of Financial Economics, 109 (3), pp.835~855.
- (32) Amstad, M. and He, Z., 2020, "Chinese Bond Markets and Interbank Market", in Amstad, M., Sun, G. and Xiong, W., Eds: The Handbook of China's Financial System, Princeton, Princeton University Press.
- (33) Bao, J., O'Hara, M. and Zhou, X., 2018, "The Volcker Rule and Corporate Bond Market Making in Times of Stress", *Journal of Financial Economics*, 130(1), pp.95~113.
- (34) Beber, A., Brandt, M. W. and Kavajecz, K. A., 2009, "Flight-to-Quality or Flight-to-Liquidity? Evidence from the Euro-Area Bond Market", Review of Financial Studies, 22(3), pp.925~957.
- (35) Bessembinder, H., Jacobsen, S. E., Maxwell, W. F. and Venkataraman, K., 2018, "Capital Commitment and Illiquidity in Corporate Bonds", *Journal of Finance*, 73(4), pp.1615~1661.
- (36) Bretscher, L., Hsu, A. and Tamoni, A., 2020, "Fiscal Policy Driven Bond Risk Premia", Journal of Financial Economics, 138(1), pp.53~73.
- (37) Chiu, H., Lin, C. and Wei, L., 2023, "How Do Board Reforms Affect Debt Financing Costs around the World?", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 58(1), pp.217~249.

- (38) Dannhauser, C. D., 2017, "The Impact of Innovation; Evidence from Corporate Bond Exchange-Traded Funds (ETFs)", Journal of Financial Economics, 125(3), pp.537~560.
- (39) Derrien, F., Kecskés, A. and Mansi, S. A., 2016, "Information Asymmetry, the Cost of Debt, and Credit Events: Evidence from Quasi-random Analyst Disappearances", Journal of Corporate Finance, 39(4), pp.295~311.
- (40) Dick-Nielsen, J., Feldhütter, P. and Lando, D., 2012, "Corporate Bond Liquidity before and after the Onset of the Subprime Crisis", *Journal of Financial Economics*, 103(3), pp.471~492.
- (41) Dickens, W. and Lang, K., 1988, "The Reemergence of Segmented Labor Market Theory", American Economic Review, 78 (2), pp.129~134.
- (42) Feldhütter, P., 2012, "The Same Bond at Different Prices: Identifying Search Frictions and Selling Pressures", Review of Financial Studies, 25(4), pp.1155~1206.
- (43) Geng, Z. and Pan, J., 2021, "The SOE Premium and Government Support in China's Credit Market", National Bureau Of Economic Research Working Paper.
  - (44) Goldberg, J. and Nozawa, Y., 2021, "Liquidity Supply in the Corporate Bond Market", Journal of Finance, 76(2), pp.755~796.
- (45) Goldstein, I., Jiang, H. and Ng, D. T., 2017, "Investor Flows and Fragility in Corporate Bond Funds", Journal of Financial Economics, 126(3), pp.592~613.
- (46) Han, S. and Zhou, X., 2014, "Informed Bond Trading, Corporate Yield Spreads, and Corporate Default Prediction", Management Science, 60(3), pp.675~694.
- (47) Jensen, M. and Meckling, W., 1976, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure", Journal of Financial Economics, 3(4), pp.305~360.
- (48) Lin, H., Wang, J. and Wu, C., 2010, "Liquidity Risk and Expected Corporate Bond Returns", Journal of Financial Economics, 99 (3), pp.628~650.
- (49) O'Hara, M. and Zhou, X., 2021, "Anatomy of a Liquidity Crisis: Corporate Bonds in the COVID-19 Crisis", *Journal of Financial Economics*, 142(1), pp.46~68.
- (50) Petersen, M. and Rajan, R., 1994, "The Benefits of Lending Relationships; Evidence from Small Business Data", Journal of Finance, 49(1), pp.3~37.
- (51) Petersen, M. and Rajan, R., 2002, "Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending", *Journal of Finance*, 57(6), pp.2533~2570.
- (52) Reichenbacher, M. and Schuster, P., 2022, "Size-Adapted Bond Liquidity Measures and Their Asset Pricing Implications", *Journal of Financial Economics*, 146(2), pp.425~443.
  - (53) Schwert, M., 2017, "Municipal Bond Liquidity and Default Risk", Journal of Finance, 72(4), pp.1683~1722.
  - (54) Schwert, M., 2018, "Bank Capital and Lending Relationships", Journal of Finance, 73(2), pp.787~830.
- (55) Tombe, T. and Zhu, X., 2019, "Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China", American Economic Review, 109 (5), pp.1843~1872.
- (56) Young, A., 2000, "The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China", Quarterly Journal of Economics, 115(4), pp.1091~1135.

## The Construction of a Unified National Market and High-quality Financial Development: A Study Based on Breaking the Segmentation of Bond Markets

Yu Minggui<sup>a,b</sup>, An Jianfeng<sup>a</sup>, Zheng Xinrui<sup>a</sup> and Li Jinyang<sup>a</sup>

(a. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law; b. The Innovation and Talent Base for Digital Technology and Finance, Zhongnan University of Economics and Law; c. School of Economics, Shenyang University of Technology)

Abstract: China's bond market mainly consists of interbank bond market and exchange bond market. Most commercial banks have only been able to invest in the interbank market until August 2019, when they were allowed to enter the exchange bond market. This paper takes the bank access reform of the exchange bond market as a policy impact to test whether breaking the bond market segmentation can improve the efficiency of the capital market and promote the financial development of China. The results show that bank access significantly reduces the secondary market credit spreads of the bonds of exchange market. Mechanism analysis shows that bank access improves the liquidity of the bonds of exchange market, leading to the reduction of the information asymmetry and the credit spread. Further, bank access also reduces the primary market credit spreads for the bonds of exchange market, thereby decreasing the cost of bond financing. Heterogeneity analysis shows that in the secondary market, the credit spread of private enterprise bonds and small and medium-sized enterprise bonds decreases more. In the primary market, the credit spreads of bonds with good operating performance and high credit ratings are reduced more significantly. The economic consequences test reveals that bank access has boosted corporate investment. This paper contributes to the literature on the construction of a unified national market and the determinants of bond credit spreads, and provides theoretical basis and policy reference for further building a unified national market, increasing the proportion of direct financing, and promoting high-quality financial development.

Keywords: unified national market; financial development; capital market reform; bond market segmentation; credit spread

# The Construction of a Unified National Market and High-quality Financial Development: A Study Based on Breaking the Segmentation of Bond Markets

Yu Minggui<sup>a,b</sup>, An Jianfeng<sup>a</sup>, Zheng Xinrui<sup>a</sup> and Li Jinyang<sup>c</sup>

(a. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law; b. The Innovation and Talent Base for Digital Technology and Finance, Zhongnan University of Economics and Law; c. School of Economics,

Shenyang University of Technology)

**Summary:** China's bond market mainly consists of interbank bond market and exchange bond market. For a long time, there are serious market segmentation problems in China's bond market, among which the market segmentation caused by the investors' differences is more pronounced. As important investors in the bond market, most banks can only invest in the interbank bond market, but can not in the exchange bond market, which also leads to the lack of market liquidity, insufficient value discovery function, and high bond financing costs.

To break the segmentation of the bond market and promote the development of the exchange bond market, on August 6, 2019, the People's Bank of China, the China Securities Regulatory Commission and the former China Banking and Insurance Regulatory Commission jointly issued the "Notice on Issues Related to Banks' Participation in Bond Trading on Stock Exchanges", which significantly eased banks' access to the exchange bond market. Based on the policy impact of banks entering the exchange bond market in August 2019, this paper uses the secondary market transaction data and primary market issuance data from January to December 2019 as samples to test whether breaking the bond market segmentation promotes the development of the bond market. The data in this paper comes from the Wind database. In terms of identifying strategies, this paper uses the corporate bonds in the exchange bond market as the treatment group and the medium—term notes in the interbank bond market as the control group to examine the impact of policy shocks on bond credit spreads and its mechanism by using the difference—in—differences method.

The research findings are as follows: First, the policy significantly reduces the secondary market credit spreads of the treatment group bonds. Moreover, for bonds issued by private firms with poor liquidity and bonds issued by smaller firms, the reduction in credit spreads is more pronounced. Mechanism analysis shows that the policy improves the market liquidity, reduces the information asymmetry, and thus reduces the credit spread of the secondary market bonds. Second, the policy significantly reduces the primary market credit spreads and financing costs of the treatment group bonds. Moreover, for bonds with better performance and higher credit ratings, the reduction in credit spreads is more pronounced. Third, policies have boosted corporate investment.

This paper contributes to the literature on the establishment of the unified national market from the perspective of breaking the segmentation of the bond market, and enriches the research on the determinants of credit spreads. This paper provides theoretical basis and policy reference for further building a unified national market, increasing the proportion of direct financing, and promoting high-quality financial development. To further promote the development of the bond market, this paper also puts forward three policy suggestions: First, the financial regulatory authorities can further enrich the product types of the exchange bond market to meet the diversified asset allocation needs of banks. Second, the financial regulatory authorities can gradually allow banks to participate in repurchase transactions in the exchange bond market to meet the needs of banks for capital financing and liquidity management. Third, the financial regulatory authorities can further introduce more incremental funds to support the bond financing needs of private enterprises.

**Keywords:** unified national market; financial development; capital market reform; bond market segmentation; credit spread

JEL Classification: G12, G14, G18